



INTERNATIONAL ATOMIC ENERGY AGENCY  
UNITED NATIONS EDUCATIONAL, SCIENTIFIC AND CULTURAL ORGANIZATION  
**INTERNATIONAL CENTRE FOR THEORETICAL PHYSICS**  
I.C.T.P., P.O. BOX 586, 34100 TRIESTE, ITALY, CABLI CENTRATOM TRIESTE



SMR/402 - 23

COLLEGE ON SOIL PHYSICS  
9 - 27 October 1989

---

"Variabilité Spatiale des Processus de Tranfert  
dans les Sols"

M. VAUCLIN  
Institut de Mécanique de Grenoble  
C.N.R.S.  
Saint Martin d'Hères  
France

*Please note: These are preliminary notes intended for internal  
distribution only.*

H. VAUCHELIN

les Colloques de l'INRA, n° 15

# Variabilité spatiale des processus de transfert dans les sols

**Colloque S.H.F.-I.N.R.A.**  
Groupe de travail "*Dispersion en milieux poreux*"  
Avignon, 24-25 juin 1982

**inra**

INSTITUT NATIONAL DE LA RECHERCHE AGRONOMIQUE

METHODES D'ETUDE DE LA VARIABILITE  
SPATIALE DES PROPRIETES D'UN SOL

Michel VAUCLIN  
Chercheur CNRS

Institut de Mécanique de Grenoble  
B.P. 53 X - 38 041 Grenoble Cédex

RESUME

Il est bien connu que les propriétés physico-chimiques des sols varient d'un point à un autre d'une parcelle ou d'un bassin versant. Identifier et analyser cette variabilité nécessitent l'utilisation de concepts statistiques et géostatistiques. Modéliser les transferts implique qu'à l'aspect déterministe des équations doit s'ajouter une description stochastique des variables d'état, des paramètres caractéristiques et des conditions aux limites. En se fondant sur des exemples concrets, on présente les différentes approches utilisées pour décrire et analyser l'hétérogénéité d'une parcelle : approches de la statistique classique et de la géostatistique, théorie de la mise en facteurs d'échelle. On montre notamment l'intérêt de cette dernière tant au niveau de la réduction des données expérimentales que de la modélisation des transferts hydriques.

A - INTRODUCTION

Il est bien connu que les transferts d'eau, de soluté et de chaleur dans un milieu poreux non saturé sont décrits, à l'échelle macroscopique par des équations aux dérivées partielles non linéaires.

Il s'agit de modèles *conceptuels* puisque fondés sur la connaissance des processus physiques impliqués (conservation de la masse et de la chaleur, équations de DARCY, de FICK, de FOURIER ...). Ces modèles permettent de connaître l'évolution spatio-temporelle des variables d'état (pression ou humidité, concentration, température) du milieu poreux, en fonction des conditions initiales et aux limites, par l'intermédiaire de paramètres (conductivités hydraulique et thermique, capacités capillaire et calorifique, coefficients de diffusion et de dispersion ...). Dans l'hypothèse d'un milieu

uniforme et homogène (au sens défini par GREENWOOD et KESSLER, 1969) des modèles conceptuels sont de type *déterministe* puisque la connaissance des paramètres en un point suffit à caractériser l'ensemble du domaine. De nombreuses études expérimentales essentiellement effectuées en laboratoire montrent que cette approche convient pour modéliser les transferts dans les milieux poreux non saturés. En revanche son extension aux conditions naturelles in-situ se heurte à de sérieuses limitations :

1) - le sol n'est jamais uniforme et homogène et ses propriétés varient d'un point à un autre. Cela impose donc une description *stochastique*. Ainsi pour les milieux saturés et isotropes, FRELIEZ (1975) distingue les cas suivants, illustrés figure 1 par la conductivité hydraulique à saturation :

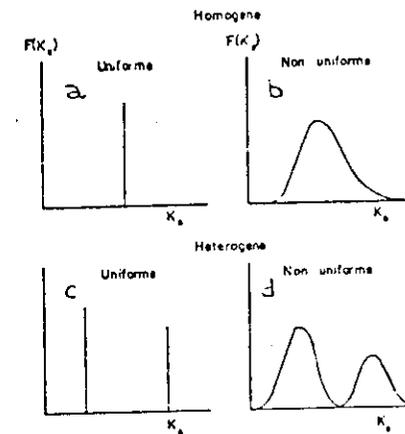


FIG. 1 - Terminologie

a) - un milieu *homogène* est caractérisé par une loi de distribution de  $K_s$  unimodale (Fig. 1a et 1b)

b) - un milieu *hétérogène* correspond à une loi de distribution multimodale (Fig. 1c et 1d)

c) - un milieu est *uniforme* si la loi de distribution de  $K_s$  est une combinaison linéaire de fonctions de DIRAC (Fig. 1a et 1c). Le cas contraire correspond à un milieu *non uniforme*.

La même terminologie peut être utilisée pour n'importe quel autre

paramètre et elle sera étendue ici, au cas du milieu poreux non saturé. Cette classification est préférable à celle traditionnellement utilisée en physique du sol : milieux homogène (1a) et hétérogène (1b).

2) - L'aspect stochastique n'implique pas nécessairement que les paramètres et/ou les variables soient aléatoirement distribués dans l'espace. Ils (ou elles) peuvent présenter une structure spatiale horizontale et/ou verticale. Il est donc indispensable d'analyser et de prendre en compte l'éventuelle autocorrélation entre les paramètres.

3) - On notera que dans l'environnement naturel, le caractère aléatoire des conditions aux limites (pluie, évaporation) renforce l'aspect stochastique des modèles conceptuels.

On se propose ici de recenser et d'analyser les différentes méthodes disponibles pour étudier la variabilité spatiale des propriétés d'un sol et pour modéliser les transferts correspondants. Au cours de ce développement nous sommes amenés à utiliser les hypothèses suivantes :

a) - On suppose que l'échelle caractéristique de la mesure de n'importe quelle propriété  $Z(r)$  (échelle macroscopique) est suffisamment grande devant l'échelle du volume élémentaire représentatif (V.E.R.) (échelle macroscopique) pour assurer la pertinence de l'hypothèse de milieu continu, mais suffisamment petite devant l'échelle du champ (échelle mégascopique) afin que la mesure soit considérée comme ponctuelle.

b) - Toute propriété  $Z(r)$  est considérée comme une réalisation de  $n$  observations d'un processus stochastique qui est lui-même un ensemble de réalisations ayant toutes les mêmes propriétés statistiques.

c) - Les variations spatiales de  $Z(r)$  constatées dans une réalisation représentent toutes les variations possibles de l'ensemble (hypothèse d'ergodicité).

d) - Les processus stochastiques sont supposés stationnaires :

\* la densité de probabilité de  $Z(r)$  et ses moments associés sont indépendants de l'espace

\* la covariance entre les observations  $Z(r)$  et  $Z(r+h)$  est

indépendante de l'espace et ne dépend que de la distance  $h$  entre les points de mesure. On notera que la stationnarité de la covariance entraîne celle de la variance (stationnarité du 2ème ordre), la réciproque n'étant pas vraie.

## B - ANALYSE STATISTIQUE CLASSIQUE

De nombreuses méthodes sont proposées pour décrire et étudier la variabilité spatiale des propriétés physico-chimiques d'un sol supposé non uniforme et homogène (Fig. 1). Ainsi, le coefficient de variation (CV = écart-type/moyenne) est abondamment utilisé pour quantifier la variabilité (TANNER, 1968 ; BECKETT et WEBSTER, 1971 ; ROGOWSKI, 1972 ; CASSEL et BAUER, 1975 ; CARVELLO et al, 1976 ; BASCOMB et JARVIS, 1976 ; BELL et al, 1980). Cependant, il ne rend pas compte de la nature de la loi de distribution des mesures dont la connaissance est indispensable lorsqu'on désire traiter les données en termes de valeurs moyennes ou de probabilité d'avoir une valeur inférieure à une certaine limite. La compilation de nombreuses études montre que les propriétés de type statique telles que masse volumique, composants texturaux, humidité à différentes valeurs de pression sont normalement distribuées (Mc INTYRE et TANNER, 1959 ; BECKETT et WEBSTER, 1971 ; ROGOWSKI, 1972 ; NIELSEN et al, 1973 ; CASSEL et BAUER, 1975 ; GLIMA, 1978). Les propriétés de type dynamique telles perméabilité à saturation, sorptivité, vitesse de pore, coefficient de dispersion hydrodynamique sont très souvent distribuées log-normalement (Mc INTYRE et TANNER, 1959 ; ROGOWSKI, 1972 ; NIELSEN et al, 1975 ; BIGGAR et NIELSEN, 1976 ; WARRICK et al, 1977 ; SHARMA et al, 1980 ; SISSON et WIERENGA, 1981). Ainsi, les lois normale et log-normale apparaissent comme étant les plus fréquentes pour décrire la distribution des propriétés physico-chimiques d'un sol, à l'échelle de la parcelle (quelques ha) ou du bassin versant (quelques km<sup>2</sup>).

### 1 - DETERMINATION DE LA LOI DE DISTRIBUTION

Deux méthodes sont classiquement utilisées pour établir la nature de la loi de distribution :

#### a) - Détermination graphique

Elle consiste en l'examen de l'asymétrie de l'histogramme de fréquence des observations (WEBSTER, 1966 ; CASSEL et BAUER, 1975 ; NIELSEN et al, 1975 ; BAKER et BOUMA, 1976), ou en l'examen du diagramme des fréquences

cumulées obtenu en reportant les valeurs mesurées ordonnées dans le sens croissant sur un graphique gradué en probabilité gaussienne (ROGOWSKI, 1972 ; NIELSEN et al, 1973 ; BIGGAR et NIELSEN, 1976 ; WARRICK et al, 1977 ; SHARMA et al, 1980 ; SISSON et WIERENGA, 1981). En dépit de son évidente facilité d'utilisation, cette méthode est sujette à des erreurs d'appréciation puisque fondée sur un examen visuel. Un grand soin doit être apporté au choix des classes dans la construction de l'histogramme. Le choix des échelles graphiques du diagramme des fréquences cumulées peut influencer les résultats. Pour réduire cette subjectivité, il est souhaitable de mettre en oeuvre des tests statistiques d'ajustement dont une brève revue est donnée ci-dessous.

b) - Utilisation de tests statistiques

D'une manière générale, ces tests ont pour but de vérifier qu'un échantillon de n observations provient ou non d'une variable aléatoire de distribution connue F(x). Soit  $F_n(x)$  la fonction de répartition de la variable échantillonnée x.

Il s'agit donc de tester les deux hypothèses suivantes :

$$\begin{aligned} H_0 : F_n(x) &= F(x) \\ H_a : F_n(x) &\neq F(x) \end{aligned} \quad (1)$$

Les principaux tests sont résumés dans le tableau n° 1.

Ils appellent les commentaires suivants :

i) - le test du chi-deux consiste à comparer les histogrammes de fréquences expérimentaux  $f_n(x)$  et théorique f(x) pour k classes de fréquences choisies arbitrairement. Une valeur trop grande de  $\chi^2$  revient à rejeter l'hypothèse nulle  $H_0$ , au seuil  $\alpha'$ .

ii) - les tests non paramétriques de KOLMOGOROV-SMIRNOV et CRAMER-VON MISES constituent une mesure des voisinages entre F(x) et  $F_n(x)$ . Le calcul pratique de KS et CVM (tableau) est donné par STEPHENS (1974). L'hypothèse  $H_0$  est acceptée au seuil  $\alpha'$  vis à vis de ces deux tests si les valeurs de KS et CVM corrigées du nombre d'observations sont inférieures à des valeurs critiques  $KS_{\alpha'}(n')$  et  $CVM_{\alpha'}(n')$  tabulées par STEPHENS (1974). Dans le cas contraire, l'hypothèse alternative  $H_a$  est acceptée.

| NOM                | EQUATION  | DOMAINE CRITIQUE   |
|--------------------|---|--|
| CHI-DEUX           | $\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(f_n(x_i) - f(x_i))^2}{f(x_i)}$  | $\chi^2 \geq \chi^2(\alpha')$  |
| KOLMOGOROV-SMIRNOV | $KS = \max_x  F_n(x) - F(x) $   | $KS (\sqrt{n} + \frac{0.85}{\sqrt{n}} - 0.01) \geq KS_{\alpha'}(n')$ |
| CRAMER-VON MISES   | $CVM = \int_{-\infty}^{+\infty}  F_n(x) - F(x) ^2 f(x) dx$  | $CVM (1 + \frac{0.5}{n}) \geq CVM_{\alpha'}(n')$                     |
| ASYMETRIE          | $g_1 = \frac{n(n-1)}{n-2} \cdot \frac{1/2 \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{(\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2)^{3/2}}$  | - $H_0$ : loi normale $g_1 = 0$<br>- Voir Shapiro et al pour $H_a$   |
| APLATISSEMENT      | $g_2 = \frac{n^2(n-1)}{(n-2)(n-3)} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^4}{(\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2)^2}$ | - $H_0$ : loi normale $g_2 = 3$<br>- Voir Shapiro et al pour $H_a$   |
| SHAPIRO-WILK       | $W = \frac{ n/2  \sum_{i=1}^{n-1} (n-i+1) (x_{n-i+1} - x_i)}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$                       | $W < W(n) \rightarrow P_F < P_F(n)$                                  |

TABLEAU N° 1

iii) - tests sur les moments du 3° et 4° ordre. Plus classiquement utilisés sont les tests sur les coefficients d'asymétrie ( $g_1$ ) et d'aplatissement ( $g_2$ ) dont une estimation non biaisée fournie par HAAV (1979) est donnée tableau I.

rechercher si  $F_n(x)$  est normale revient à déterminer si  $g_1$  et  $g_2-3$  sont significativement différents de 0, au seuil  $\alpha'$  en considérant les variables de STUDENT associées :

$$t_1 = \frac{g_1}{sg_1} \quad \text{et} \quad t_2 = \frac{g_2 - 3}{sg_2} \quad (2)$$

avec :

$$s^2 g_1 = 6 n (n-1) / (n-2)(n+1)(n+3)$$

$$s^2 g_2 = 24 n (n-1)^2 / (n-3)(n-2)(n+3)(n+5)$$

On notera que SHAPIRO et al (1968) proposent une classification en 5 groupes.

pour l'hypothèse alternative.

iv) - test de SHAPIRO et WILK. L'étude de SHAPIRO et al (1968) montre que les statistiques  $X^2$ , KS, CVM,  $g_1$  et  $g_2$  sont relativement peu sensibles à une déviation à la normalité et la puissance de ces tests est réduite dans le cas de petits échantillons ( $n = 20$ ) fréquemment rencontrés en physique du sol. Ils montrent l'intérêt de la statistique  $W$  donnée tableau 1. Les coefficients  $a_{n-i+1}$  sont tabulés (SHAPIRO-WILK, 1965) en fonction du nombre d'observations. Pour une loi normale  $W=1$  et à toute autre valeur inférieure est associée la probabilité (Pr) pour que  $H_0$  soit acceptée.

## 2 - EXEMPLE

A titre d'illustration, la figure 2a donne l'histogramme du taux d'éléments fins limités à 20  $\mu\text{m}$  (Argile + Limon) par classe de 0,01 et correspondant à 40 observations sur une parcelle sableuse de 0,95 ha (D'BERNON, 1981).

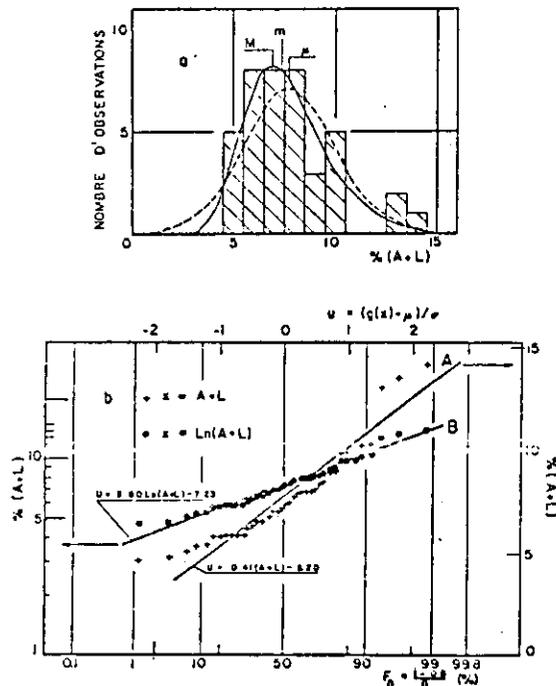


FIG. 2

Le diagramme de fréquences cumulées est reporté Fig. 2b pour les valeurs brutes (A+L) et transformées  $\ln(A+L)$ .

Les valeurs des différentes statistiques sont données tableau 2 pour la recherche des lois normale et log-normale.

| Tests | $H_0$ : loi-normale | $H_0$ : loi log-normale | Domaine critique      |
|-------|---------------------|-------------------------|-----------------------|
| $X^2$ | 17,41               | 11,32                   | $X^2(0,05) = 16,91$   |
| KS    | 0,862               | 0,497                   | $KS_m(0,15) = 0,775$  |
| CVM   | 0,168               | 0,052                   | $CVM_m(0,15) = 0,091$ |
| $g_1$ | 0,122               | 0,014                   | -                     |
| $t_1$ | 0,326               | 0,057                   | $t(0,05) = 2,025$     |
| $g_2$ | 4,55                | 3,14                    | -                     |
| $t_2$ | 2,115               | 0,194                   | $t(0,05) = 2,025$     |
| $W$   | 0,891               | 0,979                   | $0,972 + Pr = 0,50$   |

Tableau n° 2

On notera que les tests du  $X^2$  et de STUDENT pour  $g_1$  et  $g_2$  ont été réalisés au seuil  $\alpha' = 0,05$ . En revanche, les tests KS et CVM ont été réalisés avec  $\alpha' = 0,15$  afin de réduire au maximum la probabilité d'accepter une fausse loi de distribution (STEPHENS, 1974) ; RAO et al, 1979). Au vu de ces tests, la loi normale doit être rejetée au profit de la loi log-normale. On notera cependant que la puissance des tests KS et CVM est faible comme le montre la figure 2 de RAO et al (1979) et seule la statistique  $W$  permet une détermination probabiliste de la nature exacte de la loi de distribution. A titre indicatif, les histogrammes théoriques ont été reportés figure 2a.

\*\* pour la loi normale (courbe A) :

$$p = \frac{n \Delta(A+L)}{\sigma \sqrt{2\pi}} \exp \left\{ - \frac{[(A+L) - \mu]^2}{2 \sigma^2} \right\} \quad (5)$$

avec :

$$\mu = 7,72 \% \text{ et } \sigma = 2,27 \%$$

• pour la loi log-normale (courbe B) :

$$p = \frac{nL(A+L)}{(A+L) \sigma_{Ln} \sqrt{2\pi}} \exp \left\{ - \frac{[\ln(A+L) - \mu_{Ln}]^2}{2 \sigma_{Ln}^2} \right\} \quad (4)$$

avec :  $\mu_{Ln} = 2,006$  et  $\sigma_{Ln} = 0,272$

Les valeurs des paramètres de la loi de distribution log-normale du taux d'éléments fins sont données tableau n° 3. A titre indicatif, on a reporté également les valeurs obtenues en supposant une loi normale.

|   | $F_n(A+L) : \text{log-normale}^{(1)}$ | $F_n(A+L) : \text{normale}^{(2)}$ |
|---|---------------------------------------|-----------------------------------|
| valeur moyenne ( $\mu$ )  | 7,71                                  | 7,72                              |
| écart-type ( $\sigma$ )   | 2,18                                  | 2,27                              |
| coefficient de variation (%)  | 27,7                                  | 29,4                              |
| mode (M)  | 6,90                                  | 7,72                              |
| médiane (m)   | 7,43                                  | 7,72                              |
| <p>(1) Pour une loi log-normale : <math>\mu = \exp(\mu_{Ln} + \sigma_{Ln}^2/2)</math> ;<br/> <math>\sigma = [\exp(2\mu_{Ln} + \sigma_{Ln}^2) \cdot (\exp \sigma_{Ln}^2 - 1)]^{1/2}</math> ; <math>CV = (\exp \sigma_{Ln}^2 - 1)^{1/2}</math><br/> <math>M = \exp(\mu_{Ln} - \sigma_{Ln}^2)</math> ; <math>m = \exp \mu_{Ln}</math></p> <p>(2) Pour une loi normale : <math>\mu = M = m</math></p> |                                       |                                   |

Tableau n° 3

Ce tableau montre que dans ce cas particulier, les lois de distribution normale et log-normale sont pratiquement équivalentes pour décrire les 40 observations en termes de valeur moyenne et d'écart-type. Cela est dû au faible coefficient de variation. En effet, pour une loi log-normale, les formules données tableau n° 3 montrent que :

$$R = \frac{M}{\mu} = (1 + CV^2)^{-3/2} \quad (5)$$

Ainsi, pour  $CV = 27,7\%$ ,  $R$  vaut 0,89. Supposer une loi normale pour (A+L) alors que la vraie loi serait log-normale, induit une erreur de 11 % en assimilant moyenne et mode. Cependant, ce résultat n'est pas général et la figure 3 donne la relation correspondant à l'équation (5) sur une gamme de valeurs rencontrées classiquement en physique du sol.

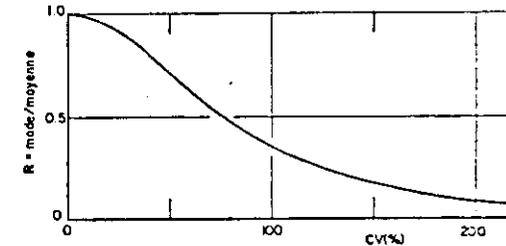


FIG. 3

D'un point de vue pratique, on peut en tirer les conséquences suivantes : pour de faibles valeurs de CV, il sera inutile d'augmenter le nombre d'observations afin de mieux définir la loi de distribution (ce qui reviendrait à augmenter la puissance des tests statistiques) puisque l'erreur commise en assimilant moyenne et mode (valeur la plus probable) sera faible. En revanche pour de fortes valeurs de CV un nombre plus réduit d'observations suffit à définir la loi de distribution, dont sa détermination est impérative puisque l'on ne peut a priori assimiler mode et moyenne.

### 3 - SYNTHÈSE DE RÉSULTATS

Une compilation non exhaustive de résultats publiés dans la littérature conduit à classer les variables et les paramètres physico-chimiques en 3 groupes, en fonction des valeurs du coefficient de variation.

Les résultats donnés tableaux n° 4 amènent les commentaires suivants :

i) - les variables d'état (teneur en eau, réserve en eau utile) et les paramètres statiques (masse volumique, surface spécifique, composants texturaux) présentent de faibles à moyennes variations ( $CV < 50\%$ ) et suivent des lois normales de distribution.

ii) - les paramètres dynamiques (vitesse d'infiltration, conductivité hydraulique, facteur d'échelle, coefficient de dispersion apparente) sont fortement variables ( $CV > 50 \%$ ) et semblent distribués log-normalement dans la majorité des cas.

iii) - les propriétés chimiques sont nettement plus variables d'un point à un autre d'une parcelle que les propriétés physiques. Des coefficients de variation supérieurs à 300 % ne sont pas rares !

iv) - on regrettera que certains auteurs n'aient pas déterminé la nature de la loi de distribution, notamment dans le cas des fortes valeurs de CV. Cette lacune rend suspecte les valeurs correspondantes.

v) - on doit noter que seules les lois normale et log-normale sont généralement recherchées. Le rejet de ces deux lois à l'aide d'un des tests précédemment exposés doit faire penser à d'autres lois et notamment aux lois bi ou multimodales qui seraient associées à un sol hétérogène (Fig. 1).

#### 4 - ECHANTILLONNAGE

Outre une bonne estimation de la valeur moyenne et de la variance d'un échantillon de  $n$  observations, la connaissance de la loi de distribution permet de déterminer le nombre  $N$  d'observations qui seraient nécessaires à l'obtention de valeurs moyennes avec un degré de précision relative  $\epsilon$ , souhaité, pour une probabilité  $(1-\alpha')$  100 % :

$$N = \frac{t^2(\alpha')}{\epsilon^2} CV^2 \quad (6)$$

Cette relation suppose que les observations soient indépendantes les unes des autres et que leur nombre soit suffisant pour que le théorème central limité s'applique. En illustration la figure 4 donne  $N$  en fonction de  $CV$  pour différentes valeurs de  $\epsilon$  avec une probabilité de 95 %.

Il apparaît que pour des propriétés faiblement ou moyennement variables, 10 à 100 observations suffisent pour estimer une valeur moyenne à une précision acceptable ( $\epsilon = 0,10$ ). En revanche, il faudra plus de 1000 mesures pour déterminer avec la même précision une valeur moyenne de la conductivité hydraulique ou du coefficient de dispersion ( $CV > 200 \%$ ) !

| FAIBLE VARIABILITE   |                |                |                   |                     |   |
|--|----------------|----------------|-------------------|---------------------|---|
| Paramètres   | $\mu$          | $\sigma$       | CV (%)            | Loi de distribution | Références  |
| Masse volumique (g/cm <sup>3</sup> )                           | 1.4            | 0.09           | 6.8               | -                   | NIELSEN et al (1973)<br>6 cotes, 20 sites<br>S = 150 ha   |
|  | 1.45/1.25/1.32 | 0.11/0.07/0.08 | 7.8/5.4/5.9       | N                   | CASSEL-BAUER (1975)<br>z = 45 cm<br>152/144/72 échantillons<br>sur 3 sites                      |
|  | 1.3            | 0.09           | 6.9               | -                   | GENA'A (1976)<br>64 sites, S = 16 ha  |
|  | 1.38/1.25      | 0.2/0.1        | 14.5/8            | -                   | GAJEM et al (1981)<br>100 échantillons<br>zh = 0.2/2 m, S = 25 ha                               |
|  | 1.63           | 0.17           | 10.4              | -                   | LUXMOORE et al (1981)<br>48 sites, S = 200 m <sup>2</sup>                                       |
| Teneur en eau à saturation (cm <sup>3</sup> /cm <sup>3</sup> ) | 1.4/1.8/1.9    | 0.15/0.13/0.23 | 11/7.2/12.4       | -                   | RASCOM-JARVIS (1976)<br>3 cotes - 30 sites  |
|  | 1.29           | 0.05           | 4                 | N                   | VANGLIN et al (1982C)<br>4 cotes - 17 sites<br>S = 0.4 ha                                       |
|  | 0.45           | 0.048          | 11                | N                   | NIELSEN et al (1973)  |
| pH   | 0.47           | 0.048          | 10                | -                   | CAMERON (1978)<br>z = 22.5 cm - S = 225 m <sup>2</sup>  |
|  | 0.30           | 0.007          | 2.3               | N                   | IMBEPSON (1981)<br>z = 40 cm - 24 sites<br>S = 0.95 ha  |
|  | 8.8            | 0.12           | 1.4               | -                   | GAJEM et al (1981)  |
| Surface spécifique (m <sup>2</sup> /cm <sup>3</sup> )          | 6.5/6.5        | 0.17/0.28      | 2.6/4.3           | -                   | CAMPBELL (1978)<br>160 échantillons<br>zh = 10 m - 2 sites                                      |
|  | 6.1/6.2/6.6    | 0.54/0.77/0.87 | 8.8/12.5/<br>13.2 | -                   | WEBSTER et CHANAL de la<br>(1975) - z = 5.30/65 cm<br>62 échantillons<br>zh = 10 m - S = 3200 m |
|  | 7.1/7.4/8.1    | 1.9/0.8/0.3    | 27/11/3.9         | -                   | CIPRA et al (1972)<br>112 échantillons<br>3 cotes   |
|  | 3.2            | 0.1            | 3.1               | -                   | LUXMOORE et al (1981)   |
| Surface spécifique (m <sup>2</sup> /cm <sup>3</sup> )          | 6.7/7.3/7.7    | 0.6/0.7/0.8    | 9.1/9.6/10.4      | -                   | RASCOM JARVIS (1976)  |
|  | 1.05/0.92      | 0.07/0.2       | 6.6/21            | -                   | GAJEM et al (1981)<br>100 échantillons<br>zh = 2/20 m - S = 65 ha                               |

Tableau n° 4

| MOYENNE VARIABILITE   |                |             |              |                     |  |
|---|----------------|-------------|--------------|---------------------|--|
| Paramètres  | $\mu$          | $\sigma$    | CV (%)       | Loi de distribution | Références   |
| Sable/limon/<br>argile<br>(%)   | 53/28/19       | 15/9/7      | 28/32/36     | N/N/AN              | GUMA'A (1978)<br>z = 30 cm - 64 sites<br>S = 16 ha                       |
|   | 17/51/32       | 5.5/9.4/5.2 | 32/18.5/16.4 | -                   | GAJEM et al (1981)   |
|   | 26/27/47       | 11/6/8      | 42/22/17     | -                   | NIELSEN et al (1973)   |
|   | 35/22/42       | 11/6/10     | 31/27/24     | -                   | LUXMOORE et al (1981)<br>z = 10 cm - 48 sites<br>S = 200 m <sup>2</sup>  |
|   | 65/7/28        | 5/3.2/4.9   | 8/44/17      | N/LN/N              | VAUCLIN et al (1982a)<br>z = 30 cm - 35 sites<br>S = 2800 m <sup>2</sup> |
|   | -140/52        | -10.65/0.64 | -/16.5/12.4  | -                   | BASCOMB-JARVIS (1976)  |
| $\theta_{15 \text{ bars}}$<br>(%, cm <sup>3</sup> /cm <sup>3</sup> )<br>(%, g/g)              | 3.5            | 2.0         | 58           | N                   | IMBERNON (1981)  |
|   | 4.5/19.2/8.2   | 1.4/2.7/1.3 | 31/14/16     | AN/AN/AN            | CASSEL-BAUER (1975)  |
|   | 11             | 1.7         | 15.6         | N                   | VAUCLIN et al (1982)<br>z = 30 cm - 35 sites<br>S = 2800 m <sup>2</sup>  |
|   | 14.1           | 4.3         | 31           | -                   | GAJEM et al (1981)   |
|   | 7.5/8.7/6.2    | 3.8/5.4/2.4 | 51/62/38.5   | AN/AN/N             | GUMA'A (1978)<br>280/280/275 échantillons                                |
| $\theta_{1/3 \text{ bar}}$<br>(%, g/g)  | 16.3/16.4/12.6 | 8.3/8.7/3.5 | 50.4/53/31   | N/AN/AN             | GUMA'A (1978)  |
|   | 22.7           | 3.8         | 16.7         | N                   | VAUCLIN et al (1982a)  |
| Teneur en eau<br>utile ( $\theta_{1/32 \text{ bar}} - \theta_{15 \text{ bars}}$ )<br>(%, g/g) | 18.5           | 3.7         | 20.2         | -                   | GAJEM et al (1981)   |
|   | 15.7/12.6/10.4 | 6.7/6.4/3.5 | 43/50/34     | N/AN/N              | GUMA'A (1978)  |
|   | 11.5           | 2.1         | 18.6         | N                   | VAUCLIN et al (1982a)  |
| Sorptivité<br>(cm.h <sup>-1/2</sup> )   | 4.95           | 2.44        | 49           | LN                  | SHARMA et al (1980)<br>26 sites - S = 9.6 ha                             |
|   | 11.0           | 0.84        | 7.6          | N                   | RUSSO-BRESLER (1981)<br>30 sites - S = 0.8 ha                            |
|   | 9.35           | 3.20        | 34           | N                   | VAUCLIN et al (1981)<br>17 sites - S = 1 ha                              |

Tableau n° 4 (suite)

| FORTE VARIABILITE  |                |                |           |                     |  |
|--|----------------|----------------|-----------|---------------------|--|
| Paramètres   | $\mu$          | $\sigma$       | CV (%)    | Loi de distribution | Références   |
| Perméabilité<br>à saturation<br>(cm.h <sup>-1</sup> )                        | 14/14          | 25.6/11.9      | 190/85    | -                   | GUMA'A (1978)<br>64 sites sur 2 champs   |
|  | 0.83           | 0.92           | 110       | LN                  | NIELSEN et al (1973)<br>z = 30 cm  |
|  | 16/7.8/7.1     | 5.8/5.1/5.3    | 36/65/74  | N/LN/LN             | RUSSO-BRESLER (1981)<br>z = 30/60/90 cm  |
| Vitesse<br>d'infiltration<br>en régime<br>permanent<br>(cm.h <sup>-1</sup> ) | 0.083          | 0.108          | 130       | LN                  | LUXMOORE et al (1981)  |
|  | 0.27/0.35/0.36 | 0.19/0.19/0.08 | 71/56/22  | LN/LN/LN            | SISSON-WIERENGA (1981)<br>625/115/25 mesures à<br>l'infiltromètre<br>p = 5/25/127 cm |
|  | 0.69           | 0.28           | 40        | N                   | VIEIRA et al (1981)<br>1230 sites - S = 0.88 ha                                      |
|  | 1.46           | 0.88           | 60        | LN                  | SHARMA et al (1980)  |
| Facteurs<br>d'échelle :<br>- infiltration                                    | 1.01           | 0.12           | 12        | LN                  | VAUCLIN et al (1981)   |
|  | 0.96           | 0.58           | 60        | LN                  | SHARMA et al (1980)  |
| - h(θ)   | 1.0/1.0/1.10   | 0.54/0.48/1.53 | 54/48/139 | LN/LN/LN            | WARRICK et al (1977)<br>110/180/64 observations<br>sur 3 sols                        |
|  | 0.91           | 0.81           | 96        | LN                  | SIMMONS et al (1979)<br>6 cotes - 12 sites<br>S = 560 m <sup>2</sup>                 |
|  | 1.0            | 0.31           | 31        | N                   | RUSSO-BRESLER (1980)<br>110 sites  |
|  | 1.0            | 0.29           | 29        | LN                  | VAUCLIN et al (1981)   |
| - K(θ)   | 1.06           | 1.81           | 170       | LN                  | WARRICK et al (1977)<br>110 observations<br>S = 15 ha                                |
|  | 1.0            | 0.24           | 24        | LN                  | SIMMONS et al (1979)   |
|  | 1.0            | 0.54           | 54        | N                   | RUSSO-BRESLER (1980)   |
|  | 1.0            | 0.47           | 47        | LN                  | VAUCLIN et al (1981)   |

Tableau n° 4 (suite)

|  |                |                |             |          |   |
|--|----------------|----------------|-------------|----------|---|
| Coefficient de diffusion apparente (cm <sup>2</sup> .j <sup>-1</sup> ) | 370            | 1550           | 418         | LN       | BIGGAR-NIELSEN (1976)<br>359 sites - S = 150 ha                                 |
|  | 37             | 59             | 162         | LN       | VAN de POL et al (1977)<br>24 sites - S = 64 m <sup>2</sup>                     |
| Vitesse de pore (cm.j <sup>-1</sup> )                                  | 44.2           | 85.3           | 193         | LN       | BIGGAR-NIELSEN (1976)   |
|  | 3.9            | 2.3            | 62          | LN       | VAN de POL et al (1977)   |
| Matière organique (N)  | 0.3            | 0.3            | 100         | -        | LUXMOORE et al (1981)   |
|  | 2.2/1.6/0.8    | 1.2/0.53/0.21  | 54/33/26    | -        | CIPRA et al (1972)<br>112 échantillons - 3 cotes                                |
| Conductivité électrique (µmho.cm <sup>-1</sup> )                       | 1340/2470/3220 | 1715/5014/8470 | 128/203/263 | LN/LN/LN | HAGENET-JURINAK (1978)<br>z = 2.5/5/11 cm<br>35 sites - S = 777 km <sup>2</sup> |
|  | 176            | 53             | 30          | -        | GAJEM et al (1981)  |
|  | 10700/9115     | 14468/10275    | 135/112     | LN/LN    | HAJRASULIKA et al (1980)<br>232/682 observations sur S = 150/440 ha             |
| Composés chimiques :<br>- CaCO <sub>3</sub> (%)                        | 0.1/0.2/8.7    | 35.5/72./9.3   | 355/360/107 | -        | BASCOMB-JARVIS (1976)<br>3 cotes - 30 sites                                     |
|  | 2.3/3./2.5     | 1./1./1.4      | 42/33/56    | -        | "   |
| - P (soluble, ppm)   | 14.7/2.4/0.8   | 7.6/4/1.3      | 52/165/168  | -        | BASCOMB-JARVIS (1976)<br>3 cotes - 30 sites                                     |
|  | 37.4/4.7/2.1   | 39/12.7/8.2    | 104/270/390 | -        | CIPRA et al (1972)<br>3 cotes - 112 échantillons                                |
| - K (ppm)  | 847/560/872    | 318/318/603    | 37/56/89    | -        | " "   |
| - Zn (ppm)   | 2.7/1.6/2.4    | 1.3/0.53/1.5   | 48/33/62    | -        | " "   |

Tableau n° 4 ( suite)

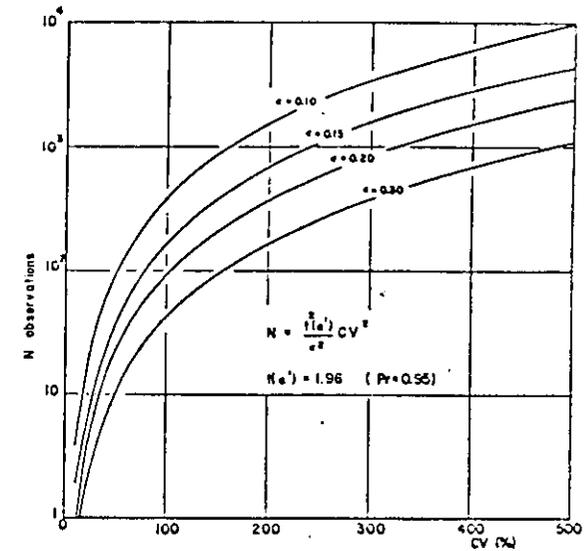


FIG. 4

## C - ANALYSE GÉOSTATISTIQUE

La connaissance des lois de distribution ne donne aucune information sur la variabilité des observations en relation avec leur position dans l'espace. La recherche d'éventuelles structures spatiales peut s'effectuer par les méthodes empruntées aux techniques de l'analyse du signal (fonction d'autocorrélation, analyse spectrale) et/ou à la géostatistique (semi-variogramme).

## 1 - FONCTION D'AUTOCORRELATION

En admettant l'hypothèse de stationnarité du 2<sup>o</sup> ordre, la fonction d'autocorrélation est estimée par :

$$\rho(h) = \frac{\text{COV} \{Z(r), Z(r+h)\}}{\sigma^2} \quad (7)$$

où COV est la covariance entre les observations  $Z(r)$  et  $Z(r+h)$  distantes de  $h$  et  $\sigma^2$  est la variance de l'échantillon. Le calcul de la fonction d'autocorrélation permet de construire point par point le corrélogramme et d'en déduire l'éventuelle longueur d'autocorrélation (ou zone d'influence), définie comme la distance au-delà de laquelle les observations sont spatialement

indépendantes les unes des autres. A titre d'exemple, la figure 5a donne le corrélogramme expérimental relatif à 78 mesures de l'humidité massique (0-20 cm) effectuées chaque mètre d'un transect.

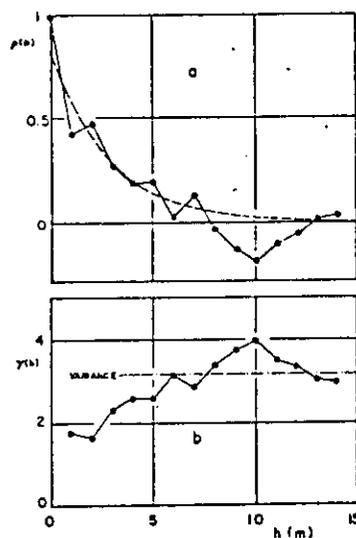


FIG. 5

Les remarques suivantes peuvent être faites :

i) - la rapide décroissance entre  $h = 0$  et  $h = 1$  m traduit la variabilité de l'humidité à l'intérieur du pas d'échantillonnage  $\Delta h = 1$  m

ii) - la lente décroissance de  $\rho(h)$  au-delà de 1 m traduit la dépendance des observations entre elles

iii) - le corrélogramme expérimental est relativement bien approximé pour  $\rho(h) > 0$  par un modèle autorégressif du 1<sup>o</sup> ordre avec un bruit blanc :

$$\rho(h) = a \exp\left(-\frac{h}{\lambda}\right) \quad (8)$$

avec :  $a = 0,81$  et  $\lambda = 2,95$  m

La quantité  $(1-a)$  représente le bruit de la mesure. L'utilisation du corrélogramme pose néanmoins le problème de l'estimation des longueurs d'autocorrélations. Deux définitions sont utilisées :

\* distance  $J_1 = k_1 \Delta h$ , pour laquelle  $\rho(h)$  n'est pas statistiquement différent de la valeur nulle, à un certain niveau de confiance. Il s'agit de calculer la quantité (DAVIS, 1973) :

$$Z_k = \rho(k) \cdot \sqrt{n-k} \quad (9)$$

et de la comparer aux valeurs tabulées  $Z_{\alpha'}$ , où  $1-\alpha'$  correspond au degré de certitude souhaité. Ainsi pour  $\alpha' = 0,05$ , on trouve  $Z_{\alpha'} = 1,645$  et  $k_1 = 6$  ( $Z_{k_1} = 0,255$ ). Cela correspond à 6 m.

\* distance  $J_2$  pour laquelle  $\rho(k)$  est égal à 0. Cela correspond à 8 m environ.

Il est également possible et souhaitable de définir l'échelle du phénomène étudié en considérant l'intégrale de la fonction d'autocorrélation, (cas d'un processus stochastique monodimensionnel) :

$$J_3 = \int_0^{\infty} \rho(h) dh \quad (10)$$

Dans l'exemple considéré et en utilisant l'équation (8) cela conduit à  $J_3 = 2,37$  m. On retiendra qu'il ne s'agit pas à proprement parler d'une longueur d'autocorrélation, mais plutôt d'une longueur caractéristique de la structure spatiale du paramètre étudié. Dans le cas d'un processus stochastique bidimensionnel (échantillonnage selon une grille)  $J_3$  est donné par :

$$J_3 = \left( \int_0^{\infty} h \rho(h) dh \right)^{1/2} \quad (11)$$

## 2 - ANALYSE SPECTRALE

Il peut être utile d'associer à la fonction d'autocorrélation, sa transformée de Fourier, appelée densité spectrale, qui pour une série spatiale discrète est donnée par :

$$S(f) = \Delta h \left\{ \rho(0) + 2 \sum_{k=1}^n \rho(k) \cos [2 \pi f k \Delta h] \right\} \quad (12)$$

Elle permet d'étudier la distribution de la variance en fonction de la fréquence spatiale,  $f$ , des observations. Cette analyse se trouve justifiée lors de la recherche d'éventuelles périodicités (WEBSTER, 1977) ou lors de tests

d'ajustement de corrélogrammes théoriques, aux valeurs expérimentales (SISSON et WIERENGA, 1981 ; VAUCLIN et al, 1982b).

### 3 - SEMI-VARIOGRAMME

Une autre possibilité d'analyser la dépendance spatiale des observations est l'utilisation du semi-variogramme défini par :

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} \text{var} [Z(r) - Z(r+h)] \quad (13)$$

Sous l'hypothèse de stationnarité du 2<sup>o</sup> ordre, fonctions d'autocorrélation et semi-variogrammes sont deux outils équivalents pour caractériser la dépendance entre les observations et ils sont liés par :

$$\rho(h) = 1 - \frac{\gamma(h)}{\text{var} [Z(r)]} \quad (14)$$

A titre d'exemple, le semi-variogramme correspondant aux 78 valeurs de l'humidité massique est reporté figure 5b. Il présente un manque de continuité à l'origine (effet de pépite) traduisant à la fois la variabilité de l'humidité à l'intérieur du pas d'échantillonnage et les incertitudes expérimentales. Au-delà de 7 m environ (portée), la fonction  $\gamma(h)$  s'aplatit autour d'une valeur (le plateau) sensiblement égale, mais supérieure à la variance de l'échantillon.

Contrairement à la fonction d'autocorrélation, l'utilisation du semi-variogramme n'impose pas à  $Z(r)$  d'avoir une variance finie. L'utilisation de l'hypothèse intrinsèque (valeur moyenne de  $Z(r)$  et variance des incréments  $[Z(r) - Z(r+h)]$  existent et ne dépendent pas de l'espace) permet encore de calculer  $\gamma(h)$ . De plus, le semi-variogramme possède certains avantages par rapport au corrélogramme.

Associé à des techniques non biaisées d'interpolation linéaire (krigeage ponctuel, par blocks ou universel) il permet d'estimer des valeurs de  $Z(r)$  en des points non observés, avec une variance minimale (BURGESS et WEBSTER, 1980 ; VIEIRA et al, 1981 ; VAUCLIN et al, 1982a). Dans ce cas, il convient d'ajuster des modèles théoriques de semi-variogramme (sphérique, linéaire, exponentiel, gaussien, etc...) aux valeurs expérimentales. Cet ajustement reste cependant subjectif dans la mesure où la statistique relative au semi-variogramme (degré de confiance associé à chaque point de calcul, significativité statistique de la portée et du plateau) n'est pas développée.

De nombreuses informations complémentaires et plus détaillées, sont données dans : MATHERON, 1963 ; DELIGNÉE, 1976 ; JOURNEL et HUIJBRECHTS, 1978 ; CLARK, 1982).

Le tableau n° 5 présente quelques résultats publiés dans la littérature relatifs à la détermination des longueurs d'autocorrélation obtenues par l'une des méthodes précédemment exposées.

| STRUCTURE SPATIALE         |                         |   |                                     |   |
|----------------------------|-------------------------|---|-------------------------------------|---|
| Paramètres                 | Variogramme (portée, m) | Corrélogramme (longueur d'autocorrélation, m) | Analyse spectrale                   | Références  |
| Masse volumique            |                         | 2/2   | Périodique : longueur d'onde 33.3 m | GAJEM et al (1981) $\Delta h = 0.2/2$ m<br>WEBSTER (1977) $\Delta h = 4$ m, $L = 1500$ m  |
| Sable                      | 30/>40<br><br>33.5      | > 5   |                                     | CAMPBELL (1976) 2 sols - $h = 10$ m<br>GAJEM et al (1981) $\Delta h = 0.2$ m<br>VAUCLIN et al (1982) $\Delta h = 10$ m, $S = 2500$ m <sup>2</sup> |
| Limon                      | 50                      | 230<br><br>> 5                                |                                     | WEBSTER et CUANALO de la C. (1975) - $\Delta h = 10$ m<br>GAJEM et al (1981) $\Delta h = 0.2$ m<br>VAUCLIN et al (1982)                           |
| Argile                     | 35                      | 230<br><br>> 5                                |                                     | WEBSTER et CUANALO de la C. (1975)<br>GAJEM et al (1981) $\Delta h = 0.2$ m<br>VAUCLIN et al (1982)   |
| Surface spécifique         |                         | 0.90/10.5/280                                 |                                     | GAJEM et al (1981) $\Delta h = 0.2/2/20$ m  |
| Teneur en eau à saturation |                         | 76/73/45/28                                   |                                     | RUSCO-BRESLER (1931) 4 profondeurs, $S = 0.8$ ha  |
| $\theta_{0.1}$ bar         |                         | 1.3/34/160                                    |                                     | GAJEM et al (1981) $\Delta h = 0.2/2/20$ m  |
| $\theta_{1/3}$ bar         | 26                      |   |                                     | VAUCLIN et al (1982)  |

Tableau n° 5

|   |                           |                                    |  |  |
|---|---------------------------|------------------------------------|--|--|
| $\theta_{15 \text{ bars}}$  |                           | 0.6/32.5/150                       |  | GAJEM et al (1981)<br>$\Delta h = 0.2/2/20 \text{ m}$  |
| Teneur en eau utile ( $\theta_{0.1 \text{ bar}} - \theta_{15 \text{ bars}}$ ) | 40                        | 1.1/12/120                         |  | GAJEM et al (1981)<br>$\Delta h = 0.2/2/20 \text{ m}$<br>VAUCLIN et al (1982)  |
| Vitesse d'infiltration en régime permanent                                    | 50<br><br>< 2<br><br>< 23 | 2.5<br><br><br>34/39/21/14         | Processus auto-régressif $\lambda=13.2 \text{ cm}$ | VIEIRA et al (1981)<br>$h = 1 \text{ m}, S = 0.88 \text{ ha}$<br>SISSON et WIERENGA (1981)<br>$\Delta h = 0.25 \text{ m}, S = 40 \text{ m}^2$<br>LUXMOORE et al (1981)<br>$\Delta h = 2 \text{ m}, S = 48 \text{ m}^2$<br>VAUCLIN et al (1981)<br>RUSSO-BRESLER (1981) |
| Sorptivité  | < 23                      | 37/44/35/39                        |  | RUSSO-BRESLER (1981)<br>VAUCLIN et al (1981)   |
| pH  | < 10 / < 10               | 230<br><br>60<br><br>1.45/21.5/130 |  | CAMPBELL (1978)<br>2 sols, $\Delta h = 10 \text{ m}$<br>WEBSTER et CUANALO de la C. (1975) - $\Delta h = 10 \text{ m}$<br>LANYON et HALL (1981)<br>$\Delta h = 20 \text{ m}, L = 1400 \text{ m}$<br>GAJEM et al (1981)<br>$\Delta h = 0.2/2/20 \text{ m}$              |
| Conductivité électrique   | < 50/600/800              | 1.15/20/20                         | Périodique ;<br>longueur d'onde<br>33,3 m          | HARJASULTRA et al (1980)<br>3 sites, $\Delta h = 80 \text{ m}$<br>WEBSTER (1977)<br>$\Delta h = 4 \text{ m}, L = 1500 \text{ m}$<br>GAJEM et al (1981)<br>$\Delta h = 0.2/2/20 \text{ m}$  |
| $\text{CaCO}_3$   |                           | 230                                |  | WEBSTER et CUANALO de la C. (1975)   |
| K échangeable   |                           | 20                                 |  | LANYON et al (1981)  |
| Ca échangeable  |                           | 30                                 |  | LANYON et al (1981)  |
| Mg échangeable  |                           | 60                                 |  | " " "  |
| Na  | 60                        |                                    |  | BURGESS-BEYSTER (1980)<br>$\Delta h = 15 \text{ m}$  |

Tableau n° 5 (suite)

Aucune conclusion d'ordre général ne peut être tirée de ces études. Les résultats de GAJEM et al (1981) sont même troublants puisqu'il apparaît que la longueur d'autocorrélation dépend du choix du pas d'échantillonnage ! Des études complémentaires s'avèrent indispensables.

#### 4 - CONSEQUENCES

A partir des analyses statistique et géostatistique d'une série de  $n$  observations, il nous semble possible de dégager les enseignements suivants :

a) - Des observations normalement ou log-normalement distribuées peuvent présenter un certain degré de dépendance entre elles. Le caractère aléatoire associé à ces lois de distribution ne doit conduire à la conclusion que les mesures peuvent être sélectionnées aléatoirement sur le champ. Cela remet en cause des analyses statistiques de type Fisher, classiquement utilisées en agronomie, en pédologie ...

b) - Dans les problèmes de cartographie, il y a intérêt à prendre avantage des éventuelles structures spatiales par des méthodes optimales de type krigeage.

c) - La corrélation simple entre deux variables  $Z_1(r)$  et  $Z_2(r)$  spatialement structurées est nécessairement faible. Dans ce cas, il convient de considérer d'autres outils d'analyse tels que co-variogramme, co-corrélogramme associés à des techniques d'interpolation spatiale telles que le co-krigeage (VAUCLIN et al, 1982a).

d) - Au niveau de l'échantillonnage, la structure spatiale de telle ou telle propriété implique qu'un plus grand nombre d'observations est nécessaire, que dans le cas purement aléatoire, pour estimer la valeur moyenne avec un degré de précision souhaité, comme le montrent les études de SISSON-WIERENGA (1981), VAUCLIN et al (1982b).

e) - Un traitement statistique simple des observations suppose leur indépendance. Cela signifie qu'elles doivent être effectuées à des distances supérieures aux longueurs d'autocorrélation. Cependant, la recherche de ces distances caractéristiques se heurte à la nécessité de pouvoir disposer d'un grand nombre de mesures (une centaine) réparties le long de transects ou sur une grille. Le pas d'échantillonnage doit être suffisamment

petit afin de préciser le comportement des fonctions  $\rho(h)$  et/ou  $\gamma(h)$  au voisinage de l'origine. Le coût d'acquisition de ces informations devient vite prohibitif et une solution serait de mettre en relation ces longueurs caractéristiques avec des propriétés de nature topographique pédologique, géologique, géomorphologique ...

#### D - ANALYSE PAR LA MISE EN FACTEURS D'ECHELLE

De nombreuses études (NIELSEN et al, 1973 ; WARRICK et al, 1977 ; SIMMONS et al, 1979 ; SHAMMA et al, 1980 ; RUSSO et BRESSLER, 1980 ; VAUCLIN et al, 1981) montrent qu'en s'appuyant sur la théorie de la similitude des milieux poreux, la variabilité constatée dans *Les propriétés hydrodynamiques* d'un sol, pouvait être appréhendée par l'utilisation de facteurs d'échelle, caractéristiques de chaque point de mesure. Le problème se ramène alors à l'étude de la variabilité spatiale de ces coefficients.

#### 1 - RAPPELS THEORIQUES

Rappelons brièvement que l'invariance des coefficients de tension superficielle et de viscosité cinématique conduit à écrire pour deux milieux poreux semblables (au sens de MILLER et MILLER, 1956), les relations suivantes :

$$h_i(\theta) \lambda_i = h^{**}(\theta) \lambda^{**} \quad (15)$$

$$K_i(\theta) / \lambda_i^2 = K^{**}(\theta) / \lambda^{**2}$$

où  $h_i(\theta)$ ,  $K_i(\theta)$ ,  $h^{**}(\theta)$  et  $K^{**}(\theta)$  sont respectivement les relations pression-teneur en eau, conductivité hydraulique-teneur en eau pour les milieux (i) et de référence (\*\*), ce dernier étant assimilé à la moyenne d'échelle.

$\lambda_i$  et  $\lambda^{**}$  sont les longueurs caractérisant la géométrie interne des milieux (i) et (\*\*). Par l'analyse dimensionnelle, les relations (15) se généralisent à d'autres propriétés hydrodynamiques  $W$  selon l'expression :

$$W^{**} = \alpha_{W,i}^p W_i \quad (16)$$

où  $\alpha_{W,i}$  est le facteur d'échelle ( $= \frac{\lambda_i}{\lambda^{**}}$ ) relatif à la grandeur  $W_i$ . L'exposant  $p$  prend les valeurs suivantes :  $p = 1$  pour la pression ;  $p = -2$  pour la conductivité ou le flux,  $p = -1$  pour la diffusivité capillaire,  $p = -1/2$  pour la sorptivité.

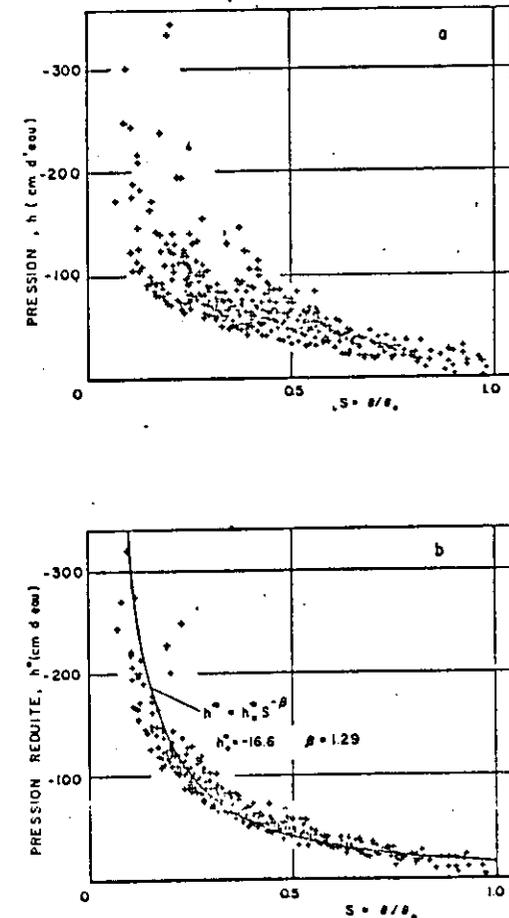


FIG. 6

## 2 - EXEMPLE

Les figures 6a et 7a donnent les valeurs expérimentales  $h_i(S)$  mesurées à la cote  $z = 110$  cm, en 23 points d'une parcelle de 0,95 ha et  $K_i(S)$  déterminées à 4 profondeurs et 4 points de la même parcelle.

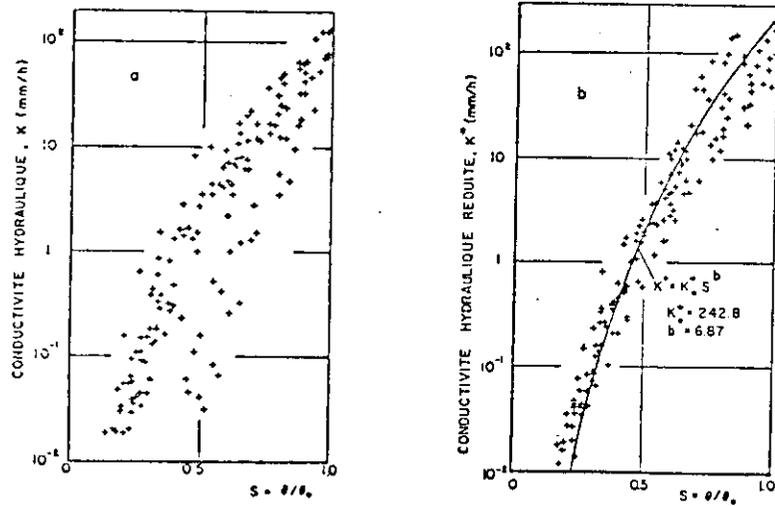


FIG. 7

Pour chaque site de mesure, les valeurs expérimentales sont lissées par le modèle de BROOKS-COREY (1964) :

$$\begin{aligned} h_i(S) &= h_{oi} S^{-3} \\ K_i(S) &= K_{oi} S^b \end{aligned} \quad (17)$$

Le degré de saturation  $S = \theta/\theta_0$ , ( $\theta_0$  est la teneur en eau volumique en régime permanent d'infiltration) est utilisé afin de normaliser l'humidité et de s'affranchir d'éventuelles variations spatiales de la porosité. Les valeurs de pression  $h^*$  et de conductivité  $K^*$  mises en échelle selon la procédure décrite en détails par SIMMONS et al (1979) sont reportées figures 6b et 7b. Elles conduisent aux relations moyennes d'échelle suivantes :

$$\begin{aligned} h^*(S) &= -16,60 S^{-1,294} \quad (\text{cm d'eau}) \\ K^*(S) &= 242,8 S^{6,87} \quad (\text{mm/h}) \end{aligned} \quad (18)$$

Il apparaît que la procédure de mise en facteur d'échelle réduit très notablement la dispersion des points expérimentaux, autour des courbes moyennes d'échelle. Si l'hypothèse de similitude était exacte, la coalescence des points devrait être totale. La détermination des relations  $h_i(S)$  et  $K_i(S)$  en chaque point se fait en appliquant les relations :

$$\begin{aligned} h_i(S) &= \frac{1}{\alpha_{h,i}} \cdot h^*(S) \\ K_i(S) &= \alpha_{K,i}^2 \cdot K^*(S) \end{aligned} \quad (19)$$

L'hypothèse de similitude impose que tous les facteurs  $\alpha_{h,i}$  doivent être identiques en un même point. Dans l'exemple considéré, la corrélation linéaire entre les  $\alpha_{h,i}$  et  $\alpha_{K,i}$  conduit à la relation :

$$\alpha_K = 0,972 \alpha_h \quad (r = 0,92)$$

Ce résultat est à rapprocher de ceux de SIMMONS et al (1979) ( $\alpha_K = 1,04 \alpha_h$ ),  $r = 0,97$ ) et de RUSSO-BRESLER (1980) ( $\alpha_K = 1,06 \alpha_h$ ,  $r = 0,93$ ).

## 3 - APPLICATIONS A LA MODELISATION DES TRANSFERTS HYDRIQUES

Cette théorie revêt un grand intérêt pour modéliser les transferts de masse en milieu non saturé comme en témoignent les nombreuses études publiées (PECK et al, 1977 ; WARRICK et MOOCHGAR-PARD, 1979 ; LUXMOORE et SHARMA, 1980 ; LASCANO et VAN BAVEL, 1982 ; RUSSO et BRESLER, 1982).

En admettant les hypothèses de la similitude de deux milieux poreux et en effectuant un changement des échelles d'espace ( $z^* = \alpha z$ ) et de temps ( $t^* = \alpha^3 t$ ), on peut montrer aisément que l'équation de Richards s'écrit :

$$C^*(h^*) \cdot \frac{\partial h^*}{\partial t^*} = \text{div} (K^*(h^*) \cdot \text{grad} (h^* - z^*)) \quad (20)$$

Pour des conditions initiales et aux limites prescrites, la solution de l'équation (20) est invariante avec la position et est unique pour un milieu poreux fictif dont ses propriétés hydrodynamiques sont assimilées à celles du milieu de référence. A titre d'illustration, nous présentons deux exemples (infiltration et drainage) correspondant aux données expérimentales présentées figures 6 et 7.

a) - Cas de l'infiltration monodimensionnelle verticale

Admettant certaines hypothèses, vérifiées sur l'exemple considéré, le flux d'infiltration d'eau sous faible charge est décrit correctement par la loi de PHILIP qui pour le milieu de référence s'écrit :

$$v^{**} = \frac{1}{2} S^{**} t^{*-1/2} + A^{**} \quad (21)$$

où  $S^{**}$  et  $A^{**}$  sont deux paramètres invariants. Le flux d'infiltration en n'importe quelle verticale (i) est alors donné par :

$$v_i = \frac{1}{2} \alpha_i^{1/2} S^{**} t^{-1/2} + \alpha_i^2 A^{**} \quad (22)$$

b) - Cas du drainage monodimensionnel vertical

Sous certaines hypothèses (écoulement gravitaire, évaporation négligeable) on peut également montrer que l'intégration de l'équation de Richards (Eq. 20), compte-tenu des relations de BROOK-COREY, conduit aux solutions fournies tableau n° 6 pour les milieux de référence et quelconque.

|                   | Milieu de référence  | Milieu quelconque (i)   |
|-------------------|--|---|
| Teneur en eau     | $\theta = \frac{\theta_0}{\left(1 + \frac{b-1}{\theta_0} K_0^{**} \frac{t^{**}}{z^{**}}\right)^{b-1}}$                           | $\theta_i = \frac{\theta_0}{\left(1 + \frac{b-1}{\theta_0} \alpha_i^2 K_0^{**} \frac{t}{z}\right)^{b-1}}$                 |
| Flux              | $q^{**} = \frac{K_0^{**}}{\left(1 + \frac{b-1}{\theta_0} K_0^{**} \frac{t^{**}}{z^{**}}\right)^{b-1}}$                           | $q_i = \frac{\alpha_i^2 K_0^{**}}{\left(1 + \frac{b-1}{\theta_0} \alpha_i^2 K_0^{**} \frac{t}{z}\right)^{b-1}}$           |
| Longueur percolée | $D^{**} = z^{**} \theta_0 \left(1 - \frac{1}{\left(1 + \frac{b-1}{\theta_0} K_0^{**} \frac{t^{**}}{z^{**}}\right)^{b-1}}\right)$ | $D_i = z \theta_0 \left(1 - \frac{1}{\left(1 + \frac{b-1}{\theta_0} \alpha_i^2 K_0^{**} \frac{t}{z}\right)^{b-1}}\right)$ |

Tableau n° 6

Compte-tenu de la variabilité spatiale des propriétés hydrodynamiques d'un sol, décrite ici par les facteurs d'échelle  $\alpha_i$ , les équations de l'infiltration et du drainage apparaissent sous la forme générale suivante :

$$Y = g(\alpha, \text{paramètres}, t, z) \quad (23)$$

où les paramètres ( $S^{**}$ ,  $A^{**}$  pour l'infiltration ;  $\theta_0$ ,  $K_0^{**}$  et  $b$  pour le drainage) sont uniques pour tout le domaine.  $\alpha$  est une variable aléatoire, caractérisée par sa loi de distribution (et ses moments associés) qui peut être spatialement structurée. Ces équations sont donc de type stochastique. Une estimation simple de la valeur moyenne  $E\{Y\}$  et de la variance  $\text{var}\{Y\}$  s'obtient par développement en série de Taylor de l'équation (23) :

$$E\{Y\} = g(\mu_\alpha) + \left. \frac{\partial g}{\partial \alpha} \right|_{\mu_\alpha} \cdot \frac{\sigma_\alpha^2}{2} \quad (24)$$

$$\text{var}\{Y\} = \left. \left( \frac{\partial g}{\partial \alpha} \right)^2 \right|_{\mu_\alpha} \cdot \sigma_\alpha^2 \quad (25)$$

où  $\mu_\alpha$  et  $\sigma_\alpha^2$  sont respectivement la valeur moyenne et la variance de  $\alpha$ , calculées en respectant la loi de distribution. On remarquera que  $g(\mu_\alpha)$  correspond à la valeur moyenne de  $Y$  qui serait obtenue en intégrant les équations de transfert avec des caractéristiques hydrodynamiques moyennes puisque par construction  $\mu_\alpha = 1$  (cf. SIMONS et al, 1979). Cela correspond à la solution déterministe du problème.

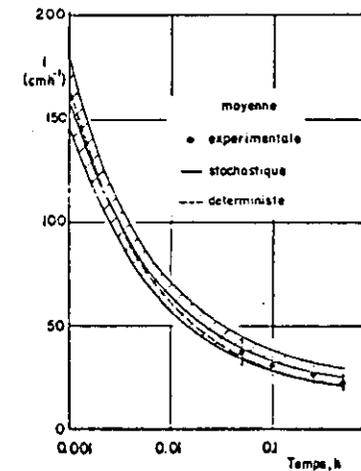


FIG. 8

La figure 8 donne l'évolution temporelle du flux moyen d'infiltration et son écart-type associé calculés par les équations (24) et (25). Les moyennes déterministe ( $g(u_\alpha)$ ) et expérimentale (calculées sur 23 points) sont également reportées.

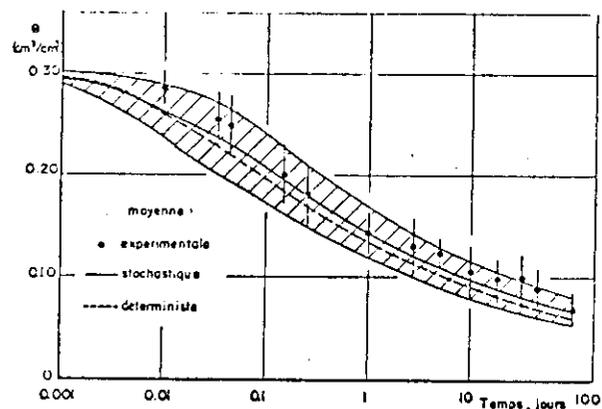


FIG. 9

La figure 9 donne l'évolution  $\theta(t)$  à la cote  $z = 110$  cm au cours d'un drainage à partir de la saturation du profil. Moyenne et écart-type des 23 valeurs expérimentales obtenues par humidimétrie neutronique sont également reportés.

Tous les calculs ont été effectués avec  $\mu_\alpha = 1$  et  $\sigma_\alpha^2 = 0,521$ , la loi de distribution des  $\alpha$  étant log-normale. Autre structure spatiale n'a pu être mise en évidence (VAUCLIN et al, 1981).

Outre le bon accord entre moyennes expérimentale et stochastique, il apparaît que l'approche déterministe est inadéquate pour modéliser les transferts hydriques dans un sol dont les propriétés hydrodynamiques sont spatialement variables ; même dans le cas de moyenne variabilité ( $CV_\alpha = 0,57$ ). La sensibilité de l'écart relatif  $\varepsilon = \frac{E(Y) - g(u_\alpha)}{g(u_\alpha)}$  entre moyennes stochastique et déterministe, à la variabilité du sol, exprimée ici par le coefficient de variation des facteurs d'échelle, est représentée Fig. 10a et b pour les flux d'infiltration et de drainage. Il apparaît que pour des sols fortement non uniformes ( $CV_\alpha = 1,43$ ) mais non rares, comme le montrent les résultats de WARRICK et al (1977), SHEDDEN et al (1979), les écarts peuvent atteindre 150 %.

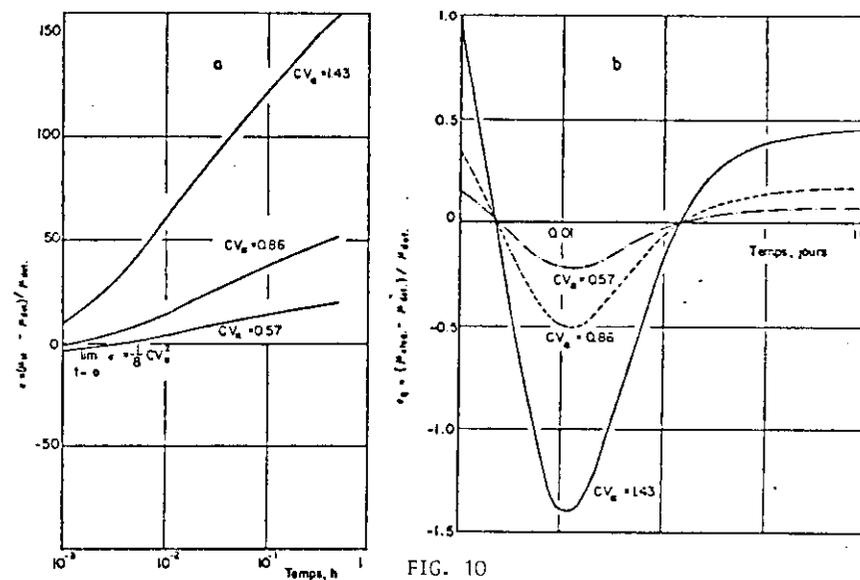


FIG. 10

## E - CONCLUSIONS GÉNÉRALES

Au terme de cette revue, certes non exhaustive, les points suivants doivent être mentionnés :

1) - Au niveau expérimental, il serait souhaitable, voire indispensable, d'effectuer un échantillonnage préliminaire du paramètre ou de la variable d'intérêt le long de différents axes ou sur une grille afin de se faire une idée sur la variabilité de la grandeur à étudier (exprimée à l'aide des premiers moments de sa loi de distribution) et sur les distances d'autocorrélation possibles. Pour ce faire, le choix des axes et des distances d'échantillonnage n'est pas indifférent et il doit être guidé par une analyse d'autres facteurs telles que la topographie, la géomorphologie, le travail du sol, etc... L'implantation de stations de routine (suivi de bilan hydrique et minéral, notamment) ne doit pas se faire aléatoirement sur le champ, mais en des points représentatifs situés à des distances supérieures aux longueurs d'autocorrélation. Si tel n'est pas le cas, les données sont redondantes puisque l'information obtenue en un point est partiellement contenue dans le point adjacent. Cela conduit évidemment à une mauvaise optimisation du rapport coût/information.

2) - Au niveau de la modélisation, il apparaît que l'approche déterministe est inadéquate pour modéliser les transferts in-situ, en sol non homogène et non-uniforme puisque la moyenne spatiale des solutions est différente de la solution moyenne qui serait obtenue en considérant des paramètres moyens. Cela remet en cause le concept de milieu poreux uniforme équivalent, déjà mis à mal en hydrogéologie (FREEZE, 1975) dans le cas des milieux saturés.

La variabilité spatiale des sols pose plusieurs questions non résolues à l'heure actuelle :

a) - le formalisme mathématique développé pour les milieux uniformes et homogènes est-il encore valable pour les milieux non-uniformes et hétérogènes ? En d'autres termes, l'utilisation de la loi de Darcy suppose implicitement que les longueurs d'autocorrélation des conductivités et des gradients de charge hydraulique sont du même ordre de grandeur afin de pouvoir en faire le produit. Aucune étude ne le prouve à l'heure actuelle !

b) - de nombreuses études montrent que la variabilité spatiale de telle ou telle grandeur dépend du volume de mesure de la grandeur elle-même. Cela pose évidemment le difficile problème des différentes échelles (moléculaire, micro-, macro- et mégascopique) mises en jeu et du passage rigoureux de l'une à l'autre. A ce propos, nous devons suivre attentivement les recherches actuellement effectuées d'une part sur l'intégration des équations de base du niveau moléculaire au niveau mégascopique (mécanique statistique, intégration dans un V.E.R., fermetures des équations de conservation de la masse, de la quantité de mouvement, de l'énergie) et d'autre part sur la structure interne du milieu poreux et de sa modélisation (théorie des percolations notamment).

#### REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BAKER F.G. et J. BOUKA, 1976. Variability of hydraulic conductivity in two subsurface horizons of two silt loam soils. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 40 (219-222).
- BASCOMB C.L. et M.G. JARVIS, 1976. Variability in three areas of the Denchworth Soil map unit. *J. of Soil Sci.* Vol 27 (420-437).
- BECKETT P.H.T. et R. WEBSTER, 1971. Soil variability. *A review Soils Fert.* 34 (1-15).
- BELL K.R., B.J. BLANZINO, T.J. SCHUMGGE et M.W. WITCLAK, 1980. Analysis of surface moisture variations within large-field sites. *Water Resour. Res.* Vol 16, n° 4 (796-810).

- BIGGAR J.W. et D.R. NIELSEN, 1976. Spatial variability of the leaching characteristics of a field soil. *Water Resour. Res.* 13 (78-84).
- BROOKS R.H. et A.T. COREY, 1964. Hydraulic properties of porous media. *Hydraul. Paper n° 3*, Col. State Univ. Fort Collins.
- BURGESS T.M. et R. WEBSTER, 1980. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties.  
I. The semi-variogram and punctual kriging. *J. of Soil Science* 31 (315-331).  
II. Block kriging. *J. of Soil Science* 31 (333-341).
- CAMERON D.R., 1978. Variability of soil water retention curves and predicted hydraulic conductivities on a small plot. *Soil Sci.* 126 (564-571).
- CAMPBELL J.B., 1978. Spatial Variation of sand content and pH within single contiguous delineation of two soil mapping units. *Soil Sci. Soc. Amer. J.* 42 (460-464).
- CARVELLO, H.O., D.K. CASSEL, J. HAMMOND et A. BAUER, 1976. Spatial variability of in-situ unsaturated hydraulic conductivity of Maddock Sandy loam. *Soil Sci.* 121 (1-8).
- CASSEL D.K. et A. BAUER, 1975. Spatial variability in soils below depth of tillage : Bulk density and fifteen atmosphere percentage. *Soil Sci. Soc. Am. Proc.* 39 (247-250).
- CIPRA J.E., O.W. BIDWELL, D.A. WHITNEY et A.M. FEYERHERM, 1972. Variation with distance in selected fertility measurements of pedons of Western Kansas Ustoll. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, Vol 36 (111-118).
- CLARK I., 1982. *Practical geostatistics*. Applied Science Publishers Ltd. London, 129 pages.
- DAVIS J.C., 1973. *Statistics and data analysis in geology*, John Wiley and Sons Inc. New York.
- DELIOMME J.P., 1976. *Kriging in hydrosciences*. Centre d'Informatique Géologique, Fontainebleau.
- FISHER R.A., 1956. *Statistical methods and scientific inference*. Oliver and Boyd Editors, Edinburgh, (175 pp).
- FREEZE R.A., 1975. A Stochastic-Conceptual analysis of one-dimensional groundwater flow in nonuniform homogeneous media. *Water Resour. Res.* 11, n° 5 (725-741).
- GAJEM Y.M., A.W. WARRICK et D.E. MYERS, 1981. Spatial dependence of physical properties of a typical torrifluent soil. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, Vol 45 (709-715).
- GREENKORN R.A. et D.P. KESSLER, 1969. Dispersion in heterogeneous nonuniform anisotropic porous media. *Ind. Eng. Chem.* 61(9) (14-32).
- GUMAA S.G., 1978. *Spatial variability of in-situ available water*. Ph.D. Thesis University of Arizona - TUCSON (140 pages).

- HAAN C.T., 1979. Statistical methods in hydrology. The Iowa State University Press-Ames 2<sup>e</sup> Edition, 378 pp.
- HAJRASULIHA S., N. BANLABASSI, J. METTHEY et D.R. NIELSEN, 1980. Spatial variability of soil sampling for salinity studies in Southwest Iran. Irrigation Science, Vol 1 (197-208).
- IMBERNON J., 1981. Variabilité spatiale des caractéristiques hydrodynamiques d'un sol du Sénégal. Application au calcul d'un bilan sous culture. Thèse 5<sup>e</sup>me cycle, Université Scientifique et Médicale de Grenoble/Institut National Polytechnique de Grenoble.
- Mc INTYRE D.S. et C.B. TANNER, 1959. Anormally distributed soil physical measurements and non parametric statistics. Soil Sci. 88 (133-137).
- JOURNEL A.G. et C.J. HUIJBREGTS, 1978. Mining geostatistics. Academic Press, London (600 pp).
- LANYON L.E. et G.F. HALL, 1981. Application of autocorrelation analysis to transect data from a drainage basin in Eastern Ohio. Soil Sci. Soc. Am. J. 45 (368-373).
- LASCANO R.J. et C.H.M. VAN BAVEL, 1982. Spatial variability of soil hydraulics and remotely sensed soil parameters. Soil Sci. Soc. Am. J. Vol 46 (2) (223-228).
- LUNDORE R.J. et M.L. SHAWA, 1980. Runoff responses to soil heterogeneity : experimental and simulation comparison for two contrasting watersheds. Water Resour. Res. Vol 16 (4) (675-684).
- MATHERON G., 1965. Principles of geostatistics. Econ. Geol. 58 (1246-1266).
- MILLER H.E. et R.D. MILLER, 1956. Physical theory for capillary flow phenomena. J. Appl. Phys. 27 (324-332).
- NIELSEN D.R., J.W. BIGGAR et K.T. ERH, 1973. Spatial variability of field-measured soil-water properties. Hilgardia 42 (215-260).
- PECK A.J., R.J. LUNDORE et J.L. STOLZY, 1977. Effects of spatial variability of soil hydraulic properties in water budget modeling. Water Resour. Res. 13 (348-354).
- RAO P.V. S. G. RAO, J.M. DAVIDSON et L.C. HAMMOND, 1979. Use of Goodness-of-fit tests for characterizing the spatial variability of soil properties. Soil Sci. Soc. Am. J. Vol 43 (274-278).
- ROBINSON A.S., 1972. Watershed physics : soil variability criteria. Water Resour. Res. 8 (1015-1023).
- RUSSO D. et E. BRESLER, 1980. Scaling Soil hydraulic properties of a heterogeneous field. Soil Sci. Soc. Am. J. Vol 44 (681-684).
- RUSSO D. et E. BRESLER, 1981. Soil hydraulic properties as stochastic processes. I-An analysis of field spatial variability. Soil Sci. Soc. Am. J. Vol 45 (682-687).

- RUSSO D. et E. BRESLER, 1982. A univariate versus a multivariate parameter distribution in a stochastic. Conceptual analysis of unsaturated flow. Water Resour. Res. 18 (3) (483-488).
- SHAPIRO S.S., M.B. WILK et H.J. GREN, 1968. A comparative study of various tests for normality. Am. Stat. Assoc. J. Décembre 1968 (1343-1372).
- SHAPIRO S.S. et M.B. WILK, 1965. An analysis of variance test for normality (complete samples). Biometrika Vol 52, n° 3 et 4 (591-611).
- SHAWA M.L., G.A. GANDER et C.G. HUNT, 1980. Spatial variability of infiltration in a watershed. Journal of Hydrology 45 (101-122).
- SIMMONS C.S., D.R. NIELSEN et J.W. BIGGAR, 1979. Scaling of field-measured soil-water properties. 1- Methodology ; 2- Hydraulic conductivity and flux. Hilgardia 47 (4) (77-173).
- SISSON J.B. et P.J. WIENGA, 1981. Spatial variability of steady-state infiltration rates as a stochastic process. Soil Sci. Soc. Am. J. Vol 45 (699-704).
- STEPHENS M.A., 1974. EDF statistics for goodness of fit and some comparisons. J. of Am. Statist. Assoc. Vol 69, n° 347 (730-737).
- TOWNER C.D., 1968. Variability of soil moisture in the black cracking clay soil of north-western New South Wales. Aust. Exp. Agric. Anim. Hubs. 8 (252-254).
- VAN DE POL R.M., P.J. WIENGA et D.R. NIELSEN, 1977. Solute Movement in a field soil. Soil Sci. Soc. Am. J. Vol 41 (10-13).
- VAUCLIN M., J. IMBERNON et G. VACHAUD, 1981. Spatial variability of some soil physical properties over one-hectare field plot. AGU. Chapman Conference Fort-Collins (Colo), Juillet 1981.
- VAUCLIN M., S.R. VIEIRA, G. VACHAUD et D.R. NIELSEN, 1982a. The use of co-kriging with limited field soil observations. Soumis à publication dans Soil Sci. Soc. Am. J.
- VAUCLIN M., S.R. VIEIRA, R. BERNARD et J.L. HATFIELD, 1982b. Spatial variability of surface temperature along two transects of a bare soil. Accepted pour publication dans Water Resour. Res.
- VAUCLIN M., P. HANBENTZ et G. VACHAUD, 1982c. Error analysis in estimating soil water content by neutron moisture meters. II-Spatial study. Soumis à publication dans Soil Science.
- VIEIRA S.R., D.R. NIELSEN et J.W. BIGGAR, 1981. Spatial variability of field-measured infiltration rate. Soil Sci. Soc. Am. J. Vol 45 (1030-1038).
- WAGENET R.J. et J.J. JURINAK, 1978. Spatial variability of soluble salt content in a manco shale watershed. Soil Sci. Vol 119, n° 6 (542-549).
- WARRICK A.W., G.J. MULLIN et D.R. NIELSEN, 1977. Scaling field-measured soil hydraulic properties using a similar media concept. Water Resour. Res. 13 (355-362).
- WARRICK A.W. et A.A. AMMOEHGAR-FARD, 1979. Infiltration and drainage calculations using spatially scaled hydraulic properties. Water Resour. Res. Vol 13 (348-354).

- WEBSTER R., 1966. The measurement of soil-water tension in the field. *New Phytol.* 65 (249-258).
- WEBSTER R. et H.E. CUANALO DE IAC, 1975. Soil transect correlograms of north oxfordshire and their interpretation. *J. of Soil Sci.* Vol 26, n° 2 (176-194).
- WEBSTER R., 1977. Spectral analysis of Gilgai Soil. *Aust. J. Soil Res.* 15 (191-204).

SURVEY OF METHODS FOR STUDYING  
SPATIAL VARIABILITY OF SOIL PROPERTIES

*Michel VAUCLIN*

*Abstract*

It is well-known that Soil physical and chemical properties vary within an agricultural field or a watershed. Studying the variability of these properties needs the use of statistical and geostatistical tools. Solving the deterministic flow equations implies a stochastic description of descriptive variables, key parameters and boundary conditions as well.

A review of different approaches (statistical and geostatistical analysis, scaling theory) more or less classically used to describe and to analyze the soil properties variability is presented through several practical examples. An emphasis is put on the scaling theory for data reduction and stochastic modelling purposes.