

TH-GA14

MINISTÈRE DE L'AGRICULTURE

ÉCOLE NATIONALE SUPÉRIEURE AGRONOMIQUE
de MONTPELLIER

THÈSE

présentée à l'École Nationale Supérieure Agronomique
de Montpellier, pour obtenir le grade de :

DOCTEUR-INGÉNIEUR en Agronomie

Option : Science du Sol et Bioclimat

VARIABILITÉ SPATIALE DES PROPRIÉTÉS PHYSIQUES DU SOL EN MILIEU ALLUVIAL

Essai de cartographie quantitative
des paramètres hydrodynamiques

PAR

Marc VOLTZ

TH-GA14

Soutenue le 18 Décembre 1986 devant le Jury d'examen

MM. E. SERVAT - Président

M. BORNAND

Y. ESCOUFIER

R. GUENNELON

B. LENEUF

P. MONESTIEZ

R. WEBSTER

- Va, et ris : tu es habilitée!
- Je pars, ah Maître!
Et elle s'enfuit,
Cette hydre, oh! Combien dynamique!
Sortie du sol pour son mémoire.

L.T. (1986)

AVANT PROPOS

Je tiens à remercier vivement Messieurs E. SERVAT, M. BORNAND, Y. ESCOUFIER, R. GUENNELON, B. LENEUF, P. MONESTIEZ et R. WEBSTER d'avoir accepté de faire partie du jury de cette thèse et assuré la direction scientifique de ce travail, L. BRUCKLER, Y.M. CABIDOCHÉ, C. GASCUEL, J.C. FIES, B. JAILLARD, J.P. LEGROS, G. MONNIER, F. van OORT, S. RAMBAL pour leurs conseils et critiques toujours constructifs, Madame M. BARTHES, Messieurs S. CONVENTI et R. ICART pour leur collaboration technique, Madame A. JOURDAN, Messieurs J. CORNET et F. MAZZELLA pour la composition de ce mémoire, enfin toute l'équipe du laboratoire de recherches de la Chaire de Science du Sol de l'ENSA de Montpellier pour son aide et son amitié.

Je désire également exprimer ma gratitude à Monsieur M. GOULARD pour les conseils statistiques quasi-horaires dont il m'a fait bénéficier.

SOMMAIRE

	Pages
INTRODUCTION	1
Chapitre I : CARTOGRAPHIE DES SOLS ET CARTOGRAPHIE DES PROPRIETES	5
I. Liaisons entre fonctionnement et propriétés du sol	5
II. Caractéristiques de la cartographie des propriétés établies à la suite de l'élaboration de la carte des sols	7
III. Conclusion	9
Chapitre II : METHODES QUANTITATIVES D'ETUDE DE LA VARIABILITE SPATIALE PHYSIQUE ET HYDRIQUE DU SOL	11
I. Approche descriptive de la variabilité spatiale et hydrique d'un sol	12
II. Recherche de corrélations spatiales	22
III. Méthodes d'interpolation spatiale	26
IV. Conclusion	34
Chapitre III : MATERIEL ET METHODES	37
I. Le milieu pédologique	37
II. Méthodes expérimentales	40
III. Conclusion	63
Chapitre IV : ANALYSE MONOPARAMETRIQUE DE LA VARIABILITE SPATIALE DES PROPRIETES PHYSIQUES ET HYDRODYNAMIQUES	65
I. Analyse statistique classique	65
II. Analyse structurale	71
III. Cartographie par krigeage	83
IV. Discussion	95
V. Conclusion	102
Chapitre V : ANALYSE MULTIPARAMETRIQUE DE LA VARIABILITE SPATIALE DES PROPRIETES PHYSIQUES ET HYDRODYNAMIQUES : Incidences cartographiques	103

I. Analyse statistique multidimensionnelle	103
II. Recherche de modèles d'estimation des paramètres hydrodynamiques à partir de paramètres physiques d'accès aisé	113
III. Cartographie des paramètres hydrodynamiques à partir de paramètres physiques d'accès aisé	124
IV. Discussion	137
V. Conclusion	140
Chapitre VI : DISCUSSION GENERALE	141
I. Influence du mode de détermination des paramètres hydrodynamiques	142
II. Nature et incidence de la variabilité spatiale des propriétés hydrodynamiques	144
III. Principes d'une articulation entre cartographie pédologique et procédures d'interpolation quantitatives	146
CONCLUSION	149
BIBLIOGRAPHIE	
ANNEXES	
TABLE DES MATIERES	

I N T R O D U C T I O N

L'étude du fonctionnement hydrodynamique d'un sol donné en vue de son aménagement hydraulique peut être menée suivant deux principes. Le premier, le plus immédiat, consiste à mesurer in-situ les principales manifestations de ce fonctionnement, telles que les variations de teneur en eau ou de potentiel hydrique. Cette approche est cependant limitée car elle est lourde, ne permet pas de prévision et est surtout ponctuelle dans l'espace du fait du volume d'investigation restreint des instruments de mesure actuellement disponibles.

L'autre alternative consiste en l'utilisation de modèles déjà établis de simulation des transferts hydriques dans le sol. La mise au point de ces modèles a été effectuée sur des systèmes isotropes et contrôlés, leur transposition au milieu pédologique nécessite un surcroît de connaissances. En effet, si les lois phénoménologiques, mises en évidence au laboratoire, sont d'application générale dans la limite de leur domaine de validité, la caractérisation des propriétés hydrodynamiques du sol et de leurs variations spatiales n'est pas acquise pour autant.

Il importe donc de mettre au point des méthodes quantitatives de description et de cartographie des propriétés hydrodynamiques du sol. C'est l'objet du travail relaté dans ce mémoire.

Les méthodes traditionnelles de stratification du milieu répondent déjà à cet objectif. C'est ainsi que la cartographie des sols a souvent été réinterprétée de manière à obtenir une cartographie de leurs propriétés. Cette démarche apparaît cependant trop approximative en regard de la précision d'estimation des propriétés hydrodynamiques, nécessaire pour une bonne utilisation de modèles numériques de transferts. Ceci est notamment lié au caractère indirect de la démarche et à la nature multiparamétrique de la cartographie pédologique.

Nous envisageons donc une approche quantitative complémentaire de la précédente. Deux contraintes principales nous guident.

- La première est liée à la nécessité d'obtenir l'estimation de la précision de la cartographie, afin de pouvoir exercer un jugement critique à son égard. Nous privilégions donc les méthodes qui répondent à une telle obligation.

- La seconde est consécutive à la difficulté de mesure des propriétés hydrodynamiques du sol. Nous cherchons donc également des méthodes cartographiques à coût expérimental faible, qui réalisent l'estimation des propriétés hydriques à partir de la mesure de propriétés pédologiques d'accès aisé.

Notons qu'il ne s'agit pas ici de concevoir de nouvelles techniques, mais plutôt d'étudier l'application de méthodes d'interpolation numériques dans notre contexte précis, sous les contraintes citées.

L'étude de la variabilité spatiale des propriétés physiques de notre site représente un élément essentiel de notre travail, car elle nous guide dans les principes de mise en oeuvre des cartographies.

Concrètement la structure du mémoire est composée de la manière suivante :

Dans les deux premiers chapitres, nous justifions l'échelle d'étude, les propriétés et les méthodes choisies en fonction, d'une part, de l'analyse des principes de la cartographie pédologique des propriétés et, d'autre part, d'une analyse bibliographique des méthodes d'étude quantitatives de la variabilité spatiale appliquées aux paramètres pédologiques.

Le troisième chapitre présente le site expérimental, ainsi que les méthodes de mesure des propriétés du sol que nous étudions.

Ensuite nous abordons successivement une analyse monoparamétrique, puis multiparamétrique de la variabilité spatiale des caractéristiques physiques. Elles aboutissent respectivement à la mise en oeuvre de cartographies monoparamétriques de l'ensemble des propriétés étudiées à partir d'observations spatiales de leurs valeurs, puis d'une procédure d'interpolation des paramètres hydrodynamiques à partir d'observations spatiales de paramètres pédologiques d'accès aisé. Ces deux études constituent le quatrième et le cinquième chapitre du mémoire.

Enfin une discussion générale permet d'aborder des interrogations soulevées au cours des chapitres précédents. On examine notamment, dans notre cas particulier, les principes d'une articulation entre cartographie pédologique et procédures d'interpolation quantitative .

CHAPITRE I

CARTOGRAPHIE DES SOLS ET CARTOGRAPHIE DES PROPRIETES

La mise au point de méthodes de cartographie de la variabilité spatiale des propriétés hydrodynamiques du sol s'inscrit dans un objectif général d'étude de la variabilité spatiale du fonctionnement hydrique des sols. C'est donc en fonction de ce dernier que seront choisies les propriétés hydrodynamiques étudiées ici. De plus, les acquis de la cartographie pédologique appliquée à la cartographie de ces propriétés nous permettront de raisonner notre échelle d'étude. Ces deux aspects sont donc développés dans ce chapitre; nous précisons par la même occasion la terminologie utilisée, car du fait de notre sujet nous sommes confrontés à trois disciplines différentes (physique du sol, cartographie pédologique, géostatistique) donc à trois langages spécifiques, parfois antagonistes.

I. LIAISONS ENTRE FONCTIONNEMENT ET PROPRIETES DU SOL.

A. Représentation du fonctionnement hydrodynamique du sol.

Suivant la terminologie de l'analyse systémique (WALLISER, 1977), on peut considérer le sol comme un système ouvert, présentant les caractéristiques suivantes :

- Il admet des **flux d'entrée-sortie** dont il contrôle, conjointement avec le milieu extérieur, la nature (matière et énergie) et le niveau.
- Il possède des **Etats** qui évoluent dans le temps en réponse aux stimuli externes (pluie, rayonnement,...). Ces Etats peuvent être définis par deux groupes de facteurs (HENIN et al, 1969). Les uns, que nous appellerons constantes d'état ou **paramètres d'état**, sont à évolution relativement lente et caractérisent la structure, ainsi que l'organisation géométrique du sol (porosité, densité apparente d'agrégats, relation

conductivité hydraulique $K(\theta)$, profondeur...). Les seconds, à évolution rapide, sous l'influence partielle de facteurs externes au système (facteurs climatiques, végétal...) auront, par opposition, la dénomination de **variables d'état** (teneur en eau, potentiel, température...).

- Il existe des **relations fonctionnelles** ou phénoménologiques entre les entrées, les états et les sorties du système-sol. Certains des paramètres d'état entrent dans ces relations en tant que paramètres phénoménologiques.

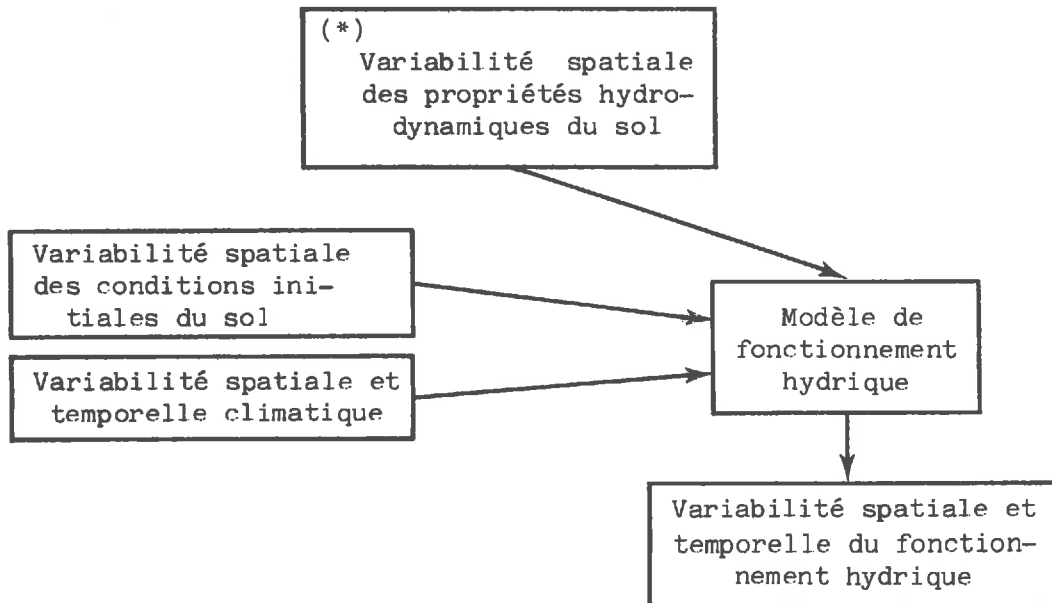
Le fonctionnement hydrique du système-sol est donc représenté par les fonctions d'évolution de ses variables hydrodynamiques d'entrée, de sortie et d'état.

B. Approche par simulation du fonctionnement hydrodynamique spatial.

D'après les définitions précédentes, on constate que le fonctionnement hydrique du sol est tributaire tant des caractéristiques intrinsèques du matériau (Ex : granulométrie, teneur en matière organique, densité apparente, etc...) que des conditions extrinsèques, en particulier d'ordre climatique.

La connaissance simultanée des types d'hétérogénéités ou de variabilités existant pour ces deux facteurs est dès lors indispensable à toute approche spatiale du comportement hydrique des sols. Mais elle ne pourra être obtenue qu'en faisant intervenir deux démarches méthodologiques disjointes, car les caractéristiques extrinsèques présentent deux sources possibles, interactives, de variabilité, l'une spatiale et l'autre temporelle, tandis que les caractéristiques intrinsèques ne subissent qu'une seule source de variabilité qui est d'origine spatiale.

Le cheminement d'une modélisation spatiale des transferts pourra alors être décomposé suivant le schéma ci-dessous :



On voit donc à présent dans cette démarche globale où se situe notre sujet d'étude (*).

Les méthodes descriptives envisagées devront donc être orientées de manière à fournir des données sur la variabilité spatiale des propriétés hydrodynamiques qui soient utilisables dans des modèles numériques de simulation du fonctionnement hydrique.

C. Choix des propriétés hydrodynamiques étudiées.

Nous considérons ici que les **propriétés hydrodynamiques du sol sont entièrement représentées par les paramètres d'Etat** du fonctionnement hydrique du sol. C'est donc parmi ces derniers que nous choisirons ceux qui seront étudiés. En effet, il est nécessaire, du fait des délais impartis, de concentrer notre étude sur un nombre restreint de paramètres. Cette restriction ne pose cependant que peu de problèmes, car les modèles de simulation des transferts hydriques n'exigent en général que la connaissance de deux paramètres hydrodynamiques, à savoir les relations teneur en eau-potentiel matriciel et teneur en eau-conductivité hydraulique; ce sont d'ailleurs les paramètres les plus étudiés dans la littérature.

Notons que nous n'aborderons expérimentalement qu'un seul point de la relation teneur en eau-conductivité hydrique, à savoir celui de la teneur en eau à saturation du sol. Cette attitude est justifiée par l'existence de modèles physiques de prédiction de la relation globale à partir de la connaissance de la conductivité hydraulique à saturation et de la relation teneur en eau-potentiel matriciel. De surcroît l'approximation réalisée est à mettre en balance avec la difficulté et le manque de précision de mesure de cette caractéristique hydrodynamique.

Du point de vue de la terminologie il est bon de préciser que les paramètres d'Etat du sol, analysés sous l'angle de leur variabilité spatiale, deviennent des variables spatiales ou encore variables régionalisées (notion géostatistique qui sera explicitée dès le second chapitre).

II. CARACTERISTIQUES DE LA CARTOGRAPHIE DES PROPRIETES ETABLIES A LA SUITE DE L'ELABORATION DE LA CARTE DES SOLS.

Notre présentation sera sommaire et ne prétend donc pas reconstituer la méthodologie cartographique dans toute sa complexité.

A. Principes.

En Pédologie, un des buts essentiels de la démarche cartographique est de délimiter des ensembles de sols, considérés comme homogènes en regard de certains critères ayant valeur discriminante sur le plan spatial (SERVAT et DUPUIS, 1984). La démarche cartographique se décompose en trois phases :

- La phase initiale consiste à percevoir et individualiser les unités naturelles de paysage.
- La seconde phase représente le recueil d'informations morphologiques. Ceci permet de délimiter des unités de sol, présentant en leur sein des caractères semblables.

- La troisième et dernière permet de préciser le contenu des unités définies précédemment par des observations complémentaires sur profil et des mesures quantitatives de paramètres physiques et chimiques du sol.

B. Notion d'échelle d'étude.

L'approche décrite succinctement ci-dessus varie cependant suivant l'échelle d'étude, notamment par le type de critères cartographiques pris en compte et la nature des informations que l'on peut en tirer.

Ainsi pour BORNAND (1980), FAVROT et LESAFFRE (1984), dans la plupart des situations, seule la cartographie à grande échelle (représentation graphique supérieure au 1/10.000^e) permet d'approcher de manière suffisamment précise les propriétés hydriques du sol, de manière à pouvoir proposer des recommandations techniques concrètes d'aménagement.

En effet, les études à petite et moyenne échelle (représentation graphique inférieure au 1/25.000^e) différencient, pour l'essentiel, des familles de sols sur des critères cartographiques différents de ceux des propriétés ou comportements physiques du sol. Les critères les plus courants sont alors de type morphogénétique; notons néanmoins qu'ils peuvent être associés à des propriétés physiques contrastées, mais ce n'est pas la règle générale. De plus, la variabilité interne des unités définies à cette échelle est souvent trop importante du point de vue comportement du sol, pour qu'elle puisse être négligée.

C. Passage de la cartographie pédologique à la cartographie quantitative des propriétés.

D'après ce qui précède, on remarque que seule la cartographie pédologique à grande échelle permet d'aboutir à une cartographie des propriétés du sol. Examinons donc, d'une part les critères cartographiques à cette échelle d'approche, ainsi que les principes d'un passage de la carte des sols à la carte des propriétés.

A grande échelle, le niveau taxonomique de référence pour la cartographie pédologique est la série de sols (BORNAND, 1980). La série caractérise une unité qui regroupe des sols situés dans une position topographique comparable, issus d'une même roche-mère présentant une bonne homogénéité vis à vis de la texture, morphologie, épaisseur des différents horizons.

Sur cette base le pédologue cartographe considère que les propriétés en tous points de l'unité de sol à grande échelle, peuvent être approchées avec une précision suffisante par les propriétés moyennes de l'unité. Celles-ci sont quantifiées à partir de mesures expérimentales effectuées au sein de l'unité.

On aboutit ainsi à une cartographie quantitative des propriétés. Sur le plan hydrodynamique une telle procédure a déjà été mise en oeuvre à diverses occasions. C'est ainsi qu'en Grande-Bretagne et aux Pays-Bas, sont caractérisés un certain nombre de paramètres hydrodynamiques (courbe de rétention, conductivité hydraulique à saturation) pour chaque unité de sol au cours des prospections pédologiques (HALL et al, 1977); il en est de même, de manière plus localisée, en France à l'occasion des études de secteurs de référence pour le drainage (FAVROT et LESAFFRE, 1984).

D. Limites de l'approche pédologique et bases d'une approche complémentaire.

Même à grande échelle, les unités de sols présentent une variabilité interne de leurs propriétés. Quelques auteurs seulement (KING, 1984 - CABIDOCHÉ et ANDRIEUX, 1984) ont cherché à décrire cette variabilité, mais dans le cas général, l'homogénéité de l'unité vis à vis de ses propriétés et de son fonctionnement est supposée. Il est cependant nécessaire de s'interroger sur l'amplitude possible de la variabilité intra-unité, et sur l'intérêt de sa prise en compte dans les modèles de simulation des transferts hydriques. Ce dernier point ne semble pas susciter de doute pour de nombreux auteurs, dont WARRICK et NIELSEN (1980), MONNIER (1982), VAUCLIN (1982).

Pour le pédologue-cartographe, une approche supérieure à celle à grande échelle modifie complètement sa démarche. En effet, aux autres échelles, le pédologue cherche à définir des types de sols représentés chacun par un profil pédologique caractéristique; ce n'est qu'ensuite qu'il délimite dans l'espace ces unités. Dans le principe, la **synthèse précède ici l'interpolation**. Mais à très grande échelle (représentation graphique supérieure au 1/25000^e), on aboutit souvent à une analyse spatiale de chaque caractère pédologique, pris individuellement, **préalable à toute synthèse** en termes d'unités pédologiques. En effet, à ce niveau de précision, la synthèse des caractères aboutit difficilement à un modèle vertical, qui autorise la reconstitution du contenu du sol par la vision de ses variations spatiales de surface.

Notons que pour qu'une telle approche multi-monoparamétrique puisse fournir une cartographie des propriétés du sol, il est nécessaire que les caractères pédologiques étudiés soient bien corrélés aux propriétés dont on désire connaître la variabilité spatiale.

On peut se demander dès lors s'il n'est pas préférable d'aller directement à une cartographie des propriétés par des observations spatialement réparties de leurs valeurs ou des valeurs de paramètres pédologiques d'accès aisé, qui leur sont corrélés.

III. CONCLUSION

Quelques travaux ont comparé la cartographie quantitative de propriétés hydriques des sols, menée, d'une part, à partir de la cartographie pédologique à grande échelle, et d'autre part, par des méthodes d'interpolation numériques. BOUMA (1985) en cite deux dont les résultats montrent que les deux approches ont des précisions comparables. En fait, la cartographie pédologique compense en ces occasions son caractère d'appréhension indirecte des propriétés du sol, par une vision spatiale continue des variations pédologiques, qui lui permet donc une meilleure interpolation. Cet avantage n'existe cependant plus à très grande échelle comme nous l'avons vu dans le paragraphe précédent; c'est donc là qu'une approche quantitative directe de la variabilité spatiale des propriétés hydriques du sol semble se justifier. Aussi nous situons notre échelle d'approche à l'intérieur d'une unité de sol à grande échelle.

Dans le chapitre suivant nous allons examiner les méthodes numériques d'étude de la variabilité spatiale actuellement utilisées.

CHAPITRE II

METHODES QUANTITATIVES D'ETUDE DE LA VARIABILITE SPATIALE PHYSIQUE ET HYDRIQUE DU SOL

Pour atteindre les objectifs que nous nous sommes fixés dans le chapitre précédent, la démarche à suivre s'articule autour de quatre points forts. Ce sont :

- 1) Description et analyse structurale de la variabilité spatiale monoparamétrique ou multiparamétrique du sol.
- 2) Corrélation spatiale entre variables ou groupes de variables afin de détecter des caractères d'accès aisé, cartographiables, susceptibles de rendre compte de l'hétérogénéité spatiale d'autres variables, d'accès long et coûteux, comme les paramètres hydrodynamiques du sol.
- 3) Interpolations qui doivent autoriser la reconstitution du continuum spatial d'un paramètre, à partir de la connaissance de sa valeur en divers points.
- 4) Modélisation pour acquérir une vision spatiale du fonctionnement et des potentialités du sol.

Il est par ailleurs possible de regrouper autour de ces quatre thèmes, la littérature scientifique, relative à l'étude quantitative de la variabilité spatiale physique et hydrique du sol. L'analyse bibliographique ainsi organisée a pour intérêt, dans le cadre de notre travail, de faire l'**inventaire des principales méthodes déjà utilisées en Science du Sol, ainsi que des principaux résultats**. Elle nous guidera alors dans le choix des méthodes à employer et des variables à étudier. Notons que nous n'envisagerons que les trois premiers points, la modélisation spatiale n'étant qu'un prolongement possible de notre travail; nous l'aborderons cependant lors de la discussion générale du mémoire.

I. APPROCHE DESCRIPTIVE DE LA VARIABILITE SPATIALE ET HYDRIQUE D'UN SOL.

A. Considérations préliminaires.

Ainsi que le signalent HOROWITZ et HILLEL (1983) : "une étude fondamentale de l'hétérogénéité spatiale devrait toujours prendre en compte l'effet de l'échelle de mesure sur l'hétérogénéité observée". En effet, aucune propriété du sol ne peut être mesurée en un point, la plupart sont déterminées sur un volume (conductivité à saturation, courbe de rétention). Par conséquent, les hétérogénéités de taille inférieure au volume de mesure ne peuvent être cernées. Il est donc clair que l'échelle d'étude (au sens cartographique) de la variabilité spatiale d'un paramètre doit être bien plus petite que celle de la mesure, afin que le "bruit" dû à l'observation soit négligeable. Notons, en ce qui concerne les propriétés physiques et hydriques du sol que leur détermination s'effectue à une échelle macroscopique, ainsi nommée par opposition à l'échelle microscopique où la description du pore est prise en compte. L'existence d'hétérogénéités spatiales imbriquées pose le problème de la représentation théorique du sol en tant que milieu poreux; deux approches sont classiquement utilisées en hydro-géologie.

1) Certains auteurs dont BEAR (cité in FREEZE, 1975) considèrent **l'existence d'un seuil entre les niveaux macro et micro-scopiques**, qui serait défini par le volume élémentaire représentatif (V.E.R). En effet à l'échelle macroscopique, donc au-delà du V.E.R., on fait l'hypothèse d'une variation continue dans l'espace des paramètres caractéristiques du milieu poreux, c'est-à-dire du sol dans notre cas. Aussi le V.E.R. est le volume minimal, sur lequel la mesure d'un paramètre délivre une valeur moyenne représentative de celui-ci; on définit donc un V.E.R. par paramètre étudié.

Par ailleurs, les études de variabilité, auxquelles nous nous intéressons, concernent des surfaces telles que la parcelle, l'unité de sol, l'unité de paysage, et sont donc menées à un niveau qualifié de mé-gascopique.

La distinction entre ces différentes échelles d'hétérogénéité, bien que conceptuellement intéressante, n'en est pas moins arbitraire pour autant. Ainsi l'existence du V.E.R. en tant que seuil n'est nullement démontrée (BEUCHER et al, 1981).

2) **L'approche par les fonctions aléatoires** est conceptuellement plus correcte (BEUCHER et al, 1981). Elle considère que le milieu poreux en question est une réalisation d'un phénomène aléatoire. Si l'on reprend pour illustrer notre propos un exemple déjà développé par les derniers auteurs cités, nous pouvons comparer le caractère probabiliste de notre milieu poreux à celui de la mise en place d'un même sable dans différents tubes à essais. Le milieu poreux, ainsi constitué dans chaque tube, sera une matérialisation de l'ensemble des milieux poreux aléatoires, que l'on peut fabriquer de la sorte. En déterminant une propriété X (la porosité par exemple) en un même point, spatialement défini, de chacun des milieux poreux construits, il est possible d'attribuer à chaque point géographique, une loi de distribution de la propriété X pour l'ensemble des milieux poreux réalisés. En chaque point x_0 existera donc une variable aléatoire Xx_0 . La fonction aléatoire (F.A.) est alors l'ensemble des variables aléatoires définies en tous les points du domaine étudié. La caractérisation statistique d'une F.A. n'est guère

concevable puisqu'en pratique une seule réalisation de la F.A. est disponible; le milieu poreux étudié étant généralement unique. Pour pouvoir lever cette impossibilité les deux hypothèses suivantes sont posées (DELHOMME, 1976).

- hypothèse de stationnarité : on supposera que la loi de probabilité de la propriété étudiée, sur l'ensemble des réalisations, est stationnaire dans l'espace, c'est-à-dire invariante par translation;
- hypothèse d'ergodicité : on supposera que la réalisation unique étudiée suffit à rendre compte de l'ensemble des réalisations éventuelles.

Il est alors possible de déterminer la loi de probabilité de la F.A. par la connaissance d'une seule réalisation. Si l'on replace dans ce contexte le problème du volume de mesure, on considérera que la détermination d'une propriété telle que la porosité est, en fait, la moyenne spatiale d'une seule réalisation de l'ensemble des variables aléatoires "Porosité de ce volume de mesure". Aussi le changement d'échelle d'hétérogénéité peut être vu de façon progressive sous l'angle des propriétés de l'estimation de l'espérance de la F.A. à partir d'un échantillon dont la taille augmente.

L'inférence statistique de la F.A. comporte la recherche de la loi de probabilité, et de la loi de conciliation, qui montre la dépendance spatiale entre les différentes variables aléatoires de la F.A. Le cadre théorique fourni par la théorie des fonctions aléatoires permet de mieux évaluer les deux approches descriptives de la variabilité spatiale des propriétés du sol, qui ont été utilisées jusqu'à présent.

B. Approche statistique classique.

Elle utilise des techniques mises au point au départ pour l'étude d'échantillons à observations indépendantes. Nous envisagerons successivement l'étude de la variation spatiale d'un seul paramètre ou celle de la variation spatiale simultanée de plusieurs paramètres. BECKETT et WEBSTER (1971), ainsi que plus récemment WARRICK et NIELSEN (1980) ont plus particulièrement étudié et explicité l'intérêt des méthodes d'analyse monodimensionnelle en Science du Sol.

1) Analyse unidimensionnelle.

On considère ici une propriété distribuée spatialement. On cherche, par échantillonnage spatial, la nature de sa loi de probabilité, ainsi que les paramètres principaux de cette dernière.

Ainsi on calcule, notamment pour un échantillon de n individus d'une propriété X :

. l'estimateur de la valeur moyenne μ
$$m = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$

- . l'estimateur de l'écart-type σ $s = \left\{ \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - m)^2 \right\}^{1/2}$
- . l'estimateur du coefficient de variation $C.V. = \frac{s}{m}$

Ce dernier présente l'intérêt d'être adimensionnel, mais n'est utile et informatif qu'en présence de m et s , car sinon il peut conduire à des erreurs (SNEDECOR et COCHRAN, 1971).

Il existe des tests permettant de vérifier si un échantillon de n observations est issu, ou non, d'une population liée à une variable aléatoire de distribution connue. Des analyses comparatives de ces méthodes ont été effectuées par RAO et al (1979), MAGNAN et BAGHERY (1982) et VAUCLIN (1982). **Il est indispensable de noter que leur application requiert l'hypothèse contraignante d'indépendance des observations.**

. Application à l'échantillonnage

Lorsque la loi de distribution de X est normale, l'intervalle de confiance à la probabilité $1 - \alpha$, de l'estimateur m de la moyenne μ s'écrit (SNEDECOR et COCHRAN, 1971).

$$\mu - t_{\alpha} \cdot s / \sqrt{N} \leq m \leq \mu + t_{\alpha} \cdot s / \sqrt{N} \quad (\text{II-1})$$

avec s l'estimateur de l'écart-type, N le nombre d'observations et t_{α} la variable t de Student. Notons que l'inégalité (II-1) n'est acceptable que si les observations sont indépendantes les unes des autres.

. Analyse des niveaux de variabilité

Quelques auteurs, dont LOBERT et CORMARY (1964), WEBSTER (1977a) et BURROUGH et KOOL (1982) ont cherché à analyser l'augmentation de variance d'un échantillon d'une propriété X quand, soit la surface étudiée, soit la distance entre observations, augmente. A cet effet, ils utilisent l'analyse de variance hiérarchisée qui estime la contribution de chaque niveau d'hétérogénéité à la variance totale. Il est possible de tester la significativité de l'augmentation de variance sous les hypothèses habituelles de normalité de la variable et d'indépendance des observations.

. Résultats :

La plupart des travaux analysés pour cette synthèse font ressortir, comme l'ont déjà signalé RAO et al (1979), que les propriétés physiques de nature statique telles que la densité apparente, les fractions texturales, les teneurs en eau à différentes pressions, sont distribuées selon une loi normale (Mc INTYRE et TANNER, 1959; ROGOWSKI, 1972; NIELSEN et al, 1973; CASSEL et BAUER, 1975; RUSSO et BRESLER, 1981; YEMEL'YANOV et al, 1981; BYERS et STEPHENS, 1983), et que par contre les propriétés relatives aux transferts hydriques, telles que la perméabilité à saturation, la sorptivité, les flux de drainage, le coefficient de dispersion hydrodynamique, ont le plus souvent une distribution

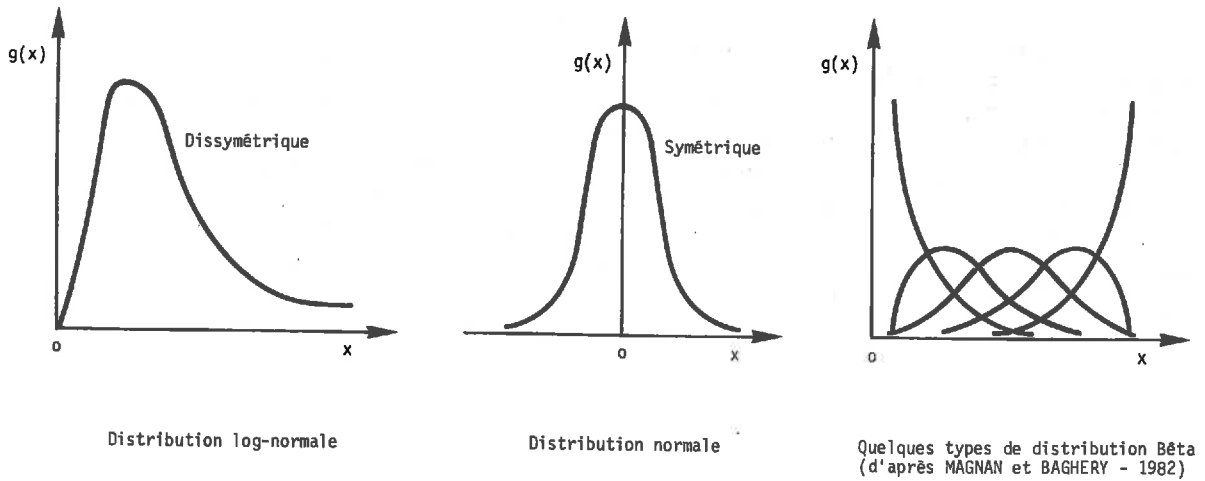


Figure II-1 : Graphes des lois de distributions classiques

de nature log-normale (Mc INTYRE et TANNER, 1959; LABYE, 1960; ROGOWSKI, 1972; NIELSEN et al, 1973; BAKER et BOUMA, 1976; WARRICK et al, 1977; BIGGAR et NIELSEN, 1976; SHARMA et al, 1980; RUSSO et BRESLER, 1981; BYERS et STEPHENS, 1983). Il faut remarquer cependant que le choix de lois normales, ou log-normales, suppose que les variables étudiées varient de $-\infty$ à $+\infty$ ou de 0 à $+\infty$; ceci est rarement réalisé en Science du Sol. D'après MAGNAN et BAGHERY (1982), cette contradiction n'aurait pas d'incidence en pratique, surtout si la majeure partie des valeurs intéressantes de la variable étudiée prend des valeurs proches de la moyenne de la distribution. Dans le cas contraire, comme le suggèrent ces auteurs, une distribution bêta serait mieux adaptée, car elle peut être asymétrique et bornée. Son usage est malheureusement plus délicat; on en trouvera une description dans MAGNAN et BAGHERY (1982). Les lois normales, log-normales et bêtas sont représentées en fig.II-1.

A partir de la connaissance des histogrammes expérimentaux, il est possible de redéfinir des notions telles que l'homogénéité, l'uniformité, l'anisotropie, qui sont souvent utilisées abusivement en Science du Sol. Dans ce but nous suivons la classification proposée par FREEZE (1975) pour des milieux poreux saturés.

Ainsi on considérera qu'un milieu est isotrope seulement si la loi de distribution est identique à elle-même dans toutes les directions.

D'autre part, un milieu sera homogène si sa loi de distribution est unimodale, dans le cas contraire il sera hétérogène. L'uniformité d'un milieu, quant à elle, est liée au fait que la loi de distribution peut être exprimée par une combinaison linéaire de lois de Dirac. La figure II-2 illustre pour un paramètre X les différents cas possibles d'un milieu isotrope.

Nous noterons, comme VAUCLIN (1982), que les variables définies précédemment comme statiques présentent des coefficients de variation

(C.V.) inférieurs à 50 %, alors que celles dites dynamiques sont nettement plus variables, C.V. > 50 %. BECKETT et WEBSTER (1971) signalent également l'augmentation du C.V. quand la surface échantillonnée s'agrandit, sans pour autant que cette croissance soit régulière.

Quant au nombre d'observations nécessaires pour une bonne estimation de la moyenne d'une propriété, il varie en fonction de la variance de la propriété (cf. relation (II-1)). Il ne semble pas possible, à l'heure actuelle, de définir pour chaque propriété physique ou hydrique du sol, la taille optimum d'un échantillonnage, d'une part car les valeurs du coefficient de variation d'un paramètre donné sont définies dans des intervalles très larges et, d'autre part, car le caractère erroné de l'hypothèse d'absence d'autocorrélation entre les observations introduit un biais dans le test de Student.

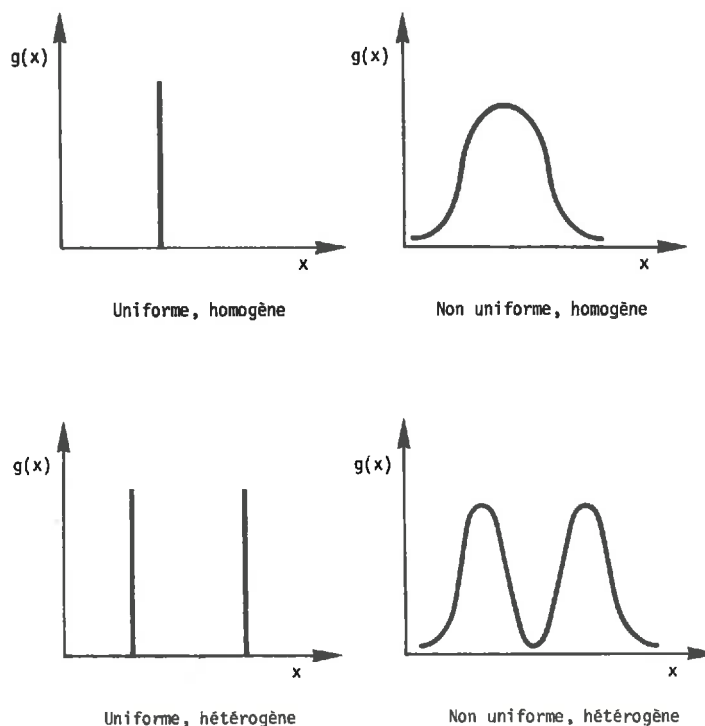


Figure II-2 : Formes d'hétérogénéité d'un milieu isotrope d'après FREEZE (1975)

Replaçons par ailleurs la notion de loi de probabilité dans le cadre de la théorie des fonctions aléatoires.

La loi de distribution représente toutes les réalisations possibles d'un paramètre en un point spatial donné; sa recherche par échantillonnage spatial n'a de sens que dans le cas de stationnarité et d'ergodicité du phénomène, hypothèses qui ne peuvent pratiquement pas être vérifiées. En fait, l'intérêt de la connaissance de la loi réside plutôt dans la caractérisation du type d'hétérogénéité spatiale du paramètre étudié (cf. classification de FREEZE).

2) Méthodes multidimensionnelles.

Comme dans le paragraphe précédent, on cherche à décrire l'hétérogénéité spatiale du sol, non plus par l'étude spatiale d'un seul

paramètre, mais par l'étude simultanée de plusieurs. On considérera donc ici un ensemble de n -échantillons-individus pédologiques caractérisés par un nombre y de variables. Les techniques statistiques utilisées sont celles de l'analyse multidimensionnelle linéaire; elles peuvent être classées en deux groupes suivant qu'elles cherchent soit à décrire un ensemble d'individus, sans qu'aucun caractère ne joue de rôle particulier, soit à décrire la liaison entre deux ensembles de variables (CAILLIEZ et PAGES, 1976). Nous ne parlerons ici que des méthodes du premier groupe, celles du deuxième étant examinées dans la partie réservée à la synthèse bibliographique des méthodes de corrélation.

Principes et résultats :

Nous tenterons ici de décrire brièvement ces méthodes d'une manière très géométrique, quitte à paraître schématique. Deux objectifs principaux ont prévalu en Science du Sol lors de l'utilisation de l'analyse statistique multidimensionnelle descriptive des relations entre individus :

- **En premier lieu**, il est nécessaire de citer la recherche de moyens de classification automatique des sols, qui a donné lieu à de nombreuses publications, dont la synthèse bibliographique a été réalisée par GIRARD (1983). Les techniques statistiques multidimensionnelles utilisées consistent à regrouper les individus se ressemblant; le critère de proximité pourra être tout simplement la distance euclidienne séparant les individus dans l'espace vectoriel, formé par les p variables. Il existe cependant de nombreuses autres distances ou critères dont on pourra trouver une énumération dans CAILLIEZ et PAGES (1976), WEBSTER (1977) et GIRARD (1983). Ces classifications, basées en général sur les notions de profils pédologiques (NORRIS et LOVEDAY, 1971, WEBSTER et BURROUGH, 1972 a et b; MARTIN, 1976; BANFIELD et BASCOMB, 1976) utilisent essentiellement comme variables les caractères chimiques et texturaux du sol. Les paramètres hydrodynamiques ne sont que d'une importance secondaire quand ils sont pris en compte; à notre connaissance, ils n'ont pas encore servi de variables principales pour une classification des sols. En conséquence, aucun résultat sur le plan hydrique ne peut être déduit directement de ces travaux, à moins d'admettre a priori une corrélation forte entre les caractères pris en compte et le fonctionnement hydrique. Signalons d'autre part l'utilisation de l'analyse discriminante multidimensionnelle, pour tester une classification préalable effectuée par le pédologue cartographe ou pour distribuer des profils à des classes pédologiques pré-déterminées (WEBSTER et BURROUGH, 1974; BURROUGH et WEBSTER, 1976; HENDERSON et RAGG, 1980).

Notons que les méthodes de classification ont un caractère particulièrement discontinu du fait de la procédure de groupage.

. **En second lieu**, quelques auteurs ont cherché à résumer et à synthétiser l'information disponible sur l'ensemble des individus, en utilisant les techniques de l'analyse en composantes principales (A.C.P.) et de l'analyse en facteurs communs (A.F.C.). La première citée consiste essentiellement à représenter dans l'espace des p variables, le nuage, constitué de tous les individus-sols. On cherche alors les axes, combinaisons linéaires des variables d'origine, qui sont de variance maximum sous contrainte de non corrélation entre eux. De cette manière on résume le plus souvent en deux à quatre axes perpendiculaires entre eux, l'information totale. Il est alors possible de projeter sur le plan formé par les deux premiers axes principaux ou composantes principales,

l'ensemble des individus et d'en déduire des relations de proximité (Mc BRATNEY et WEBSTER, 1981; WEBSTER et BURROUGH, 1972 a et b). En plus, WEBSTER et BURROUGH (1972 a), WEBSTER (1977b) et RAMBAL (1978) cartographient les variables coordonnées des individus sur les axes principaux. Le dernier auteur cité représente alors ces variables par des cartes monofactorielles à iso-contours; il montre ainsi que la première composante, issue d'une A.C.P. sur des individus sols, caractérisés par des variables stock d'eau à différentes dates, est la conséquence d'un effet de bordure du site expérimental; il détermine donc la principale cause d'hétérogénéité entre points expérimentaux et en donne la forme.

En définitive, on remarquera que les méthodes statistiques d'analyse multidimensionnelle ont été peu utilisées en ce qui concerne l'étude de la variabilité spatiale hydrodynamique et physique du sol. Elles sont cependant susceptibles de permettre une meilleure synthèse des informations, notamment par l'emploi de l'A.C.P. Mais elles présentent cependant un inconvénient majeur, qui est de ne pas prendre en compte a priori la structure du sol et de ses propriétés. Cette dernière est plutôt une conclusion de l'étude, soit en termes de relations de proximité dans les groupes d'individus (horizons, profils), soit en termes cartographiques en référence à des variables synthétiques mesurant l'hétérogénéité de la population étudiée.

Par ailleurs, il nous faut préciser que ces méthodes impliquent les hypothèses préalables déjà mentionnées pour l'utilisation de l'approche uni-dimensionnelle. Mais les conditions d'indépendance des individus et de normalité de la distribution des variables ne sont indispensables que si l'on conçoit l'analyse statistique multidimensionnelle comme un test, ou même une mesure précise amenant à calculer par exemple la probabilité d'appartenance d'un individu à un groupe donné (pour plus de détails à ce sujet, voir WEBSTER, 1977a). Dans les autres cas, lorsqu'il s'agit seulement de visualiser les données et de repérer graphiquement des tendances, aucune hypothèse n'est posée.

C. Approche géostatistique.

L'approche précédente, bien que susceptible de mettre en évidence l'existence de la structure spatiale d'une variable, n'est ni méthodologiquement, ni théoriquement, adaptée à la définition de cette structure, puisqu'elle ne tient pas compte de la dépendance spatiale entre valeurs de cette variable. D'autres méthodes, relevant de la géostatistique, répondent à ce problème. Elles considèrent l'existence de variables régionalisées dont la définition exacte a été proposée par MATHERON (1965) : Il s'agit d'une variable caractérisant un phénomène se déployant dans l'espace (et/ou dans le temps) et y manifestant une certaine structure. On notera qu'une réalisation d'une fonction aléatoire peut en particulier être une variable régionalisée (V.R.) si elle présente une structure spatiale, c'est-à-dire une dépendance de la valeur prise en deux points distincts.

Les études géostatistiques, réalisées en Science du Sol, ne sont que de nature monofactorielle; elles ont pour but la définition de la structure spatiale de la V.R. et utilisent, dans ce sens, différentes méthodes d'estimation de l'autocorrélation spatiale.

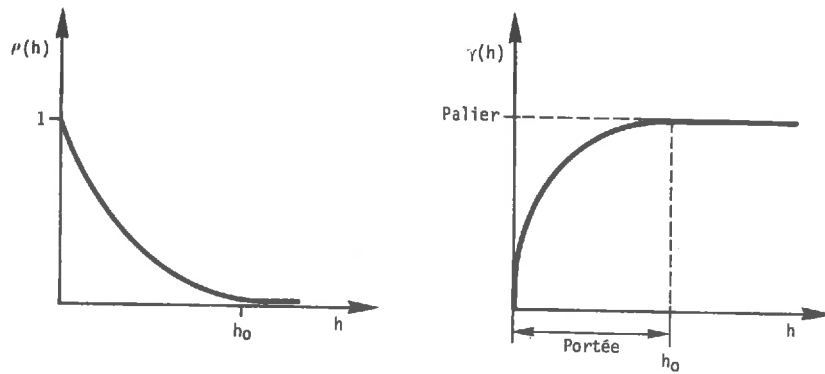
1) Recherche du corrélogramme.

Celui-ci ne peut être estimé que dans le cas où l'on suppose vérifiée l'hypothèse de stationnarité d'ordre 2 (moyenne et variance invariantes par translation de l'échantillonnage) de la fonction aléatoire. La relation (II-2) nous le définit de manière générale :

$$\rho(h) = \frac{\text{Cov}(Z(x+h), Z(x))}{\sigma^2} \quad (\text{II-2})$$

avec σ^2 la variance de la loi de distribution de la F.A.

$\rho(h)$ mesure la corrélation entre deux points distants de h pour un paramètre Z donné. Il est alors possible de construire le graphe $\gamma(h)$ pour h variant dans des limites imposées par la taille de la surface échantillonnée. Un exemple est fourni en figure II-3.



a - Corrélogramme

b - Variogramme borné

c - Variogramme non borné
à effet de pépité

Figure II-3 : Types de variogramme et corrélogramme

Dans le cas de structures périodiques, il est intéressant de rechercher leurs fréquences caractéristiques; ceci peut être réalisé par une transformée de Fourier de la fonction d'autocorrélation $\rho(h)$ (WEBSTER, 1977; BYERS et STEPHENS, 1983).

2) Recherche du variogramme (voir figure II-3)

Si l'hypothèse de stationnarité ne peut être posée, l'utilisation du variogramme est recommandée, car elle suppose seulement que les accroissements $(Z(x) - Z(x+h))$ sont stationnaires, ce qui correspond par définition à l'hypothèse intrinsèque. La formule du variogramme s'écrit :

$$2\gamma(h) = \text{Var}(Z(x)-Z(x+h)) \quad (\text{II-3})$$

si on fait l'hypothèse supplémentaire :

$$E(Z(x+h)-Z(x)) = 0$$

on obtient :

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

L'intérêt du variogramme réside dans le fait que son emploi n'exige pas que le phénomène spatial ait une variance finie (BEUCHER et al, 1981). En effet il existe des cas où, quand on augmente la taille de la surface étudiée, la variance augmente également.

Remarque : dans le cas stationnaire strict on a :

$$\gamma(h) = \sigma^2(1-\rho(h))$$

3) Estimation.

L'estimation du corrélogramme et du variogramme se fait à partir d'un échantillonnage discret du paramètre étudié. On définit un certain nombre de classes de distance entre les points de mesure, puis on y range tous les couples formés par les n points échantillonnés. On calcule alors la distance moyenne h de chaque classe, la valeur moyenne de $\rho(h)$ ou $\gamma(h)$ ainsi que le nombre m de couples présents dans la classe. Ce dernier devrait être supérieur à 50 pour que les moyennes estimées aient une précision suffisante.

On a alors :

$$\hat{\rho}(h) = \frac{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (Z(x_i) - \bar{Z})(Z(x_i+h) - \bar{Z})}{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (Z(x_i) - \bar{Z})^2} \quad (\text{II-4})$$

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2m} \sum_{i=1}^m (Z(x_i+h) - Z(x_i))^2 \quad (\text{II-5})$$

avec \bar{z} la moyenne de l'échantillon
 $\hat{\rho}(h)$ estimateur de $\rho(h)$
 $\hat{\gamma}(h)$ estimateur de $\gamma(h)$

4) Interprétations et résultats.

La figure II-3 montre des types classiques de variogrammes et de corrélogrammes. On constate respectivement que plus la distance augmente entre deux points, plus la variance augmente et plus l'autocorrélation diminue; en a) et b) on atteint un palier à une distance considérée comme la **portée** pour le variogramme et la **longueur d'autocorrélation** pour le corrélogramme. Cette longueur est interprétée comme la distance maximale pour laquelle un point présentera une influence sur son entourage. Notons que si la variance est infinie comme en c), cette mesure ne peut être déterminée.

Théoriquement on devrait avoir $\gamma(h) = 0$ pour $h = 0$, mais on constate souvent, comme en c), que le variogramme présente une ordonnée à l'origine non nulle. Ce saut est appelé "effet de pépite" et peut être interprété comme le résultat d'erreurs de mesure ou d'une micro-régionalisation, que l'échantillonnage n'a pu cerner.

Signalons aussi que $\gamma(h)$ est une fonction de la direction de h et qu'il est donc susceptible de montrer une anisotropie. En conséquence il est souvent intéressant de calculer $\gamma(h)$ par classes de directions.

Une synthèse des résultats acquis, notamment en ce qui concerne les portées de nombreux paramètres physiques et hydriques, a été réalisée par VAUCLIN (1982). Mais aucune généralisation ne peut en être tirée. Plusieurs raisons en sont la cause :

- La première, et non la moindre, est l'**existence de différentes échelles structurales imbriquées** au sein du sol. BURROUGH (1983 a) tente d'ailleurs de relier ces niveaux structuraux par la théorie des FRACTALS de MANDELBROT (1977) et d'en déduire une réinterprétation du variogramme. Ce dernier est décomposé de façon à montrer la contribution de chaque structure spatiale à la variation totale de la variable régionalisée (BURROUGH, 1983 b). On montre alors que la structure spatiale mise en évidence peut varier en fonction de l'échelle d'échantillonnage et de la taille de la surface échantillonnée. Ce résultat est obtenu par d'autres chercheurs (GAJEM et al, 1981). Il semble donc particulièrement important de ne jamais isoler l'étude des variogrammes ou corrélogrammes du contexte expérimental dans lequel ils ont été obtenus.

- En second lieu, si l'on admet que le sol est le résultat complexe de l'interaction du climat, du substrat géologique, des transferts hydrologiques, du relief et de l'activité biologique, chacun de ces facteurs agissant à une échelle spatiale et temporelle différente, il est clair que chaque type pédologique, produit d'une certaine combinaison des facteurs cités, présentera une **structure spatiale spécifique**.

- En dernier lieu, n'oublions pas le problème du **volume de mesure** qui intègre a priori une partie de la variabilité présente et le fait que le variogramme expérimental n'est qu'une estimation du variogramme théorique.

Ces quelques remarques nous amènent à penser que les différents résultats publiés sont autant de cas particuliers dont la comparaison est délicate, voire impossible. Nous resterons donc très circons-

pects quant à la possibilité exprimée par PECK (1983) de déterminer à terme des intervalles de variation de la longueur d'autocorrélation pour certains paramètres pédologiques.

II. RECHERCHE DE CORRELATIONS SPATIALES

La détermination des caractéristiques hydrodynamiques ($h(\theta)$ et $k(\theta)$ en particulier), indispensable pour toute utilisation de modèles de transferts hydriques, est toujours longue et délicate. Si, de plus, on s'intéresse à la variabilité spatiale de ces paramètres, de nombreuses mesures sont alors à effectuer, ce qui nous amène le plus généralement à des impossibilités d'ordre pratique. Aussi la recherche de moyens simples de prédiction de la courbe de rétention et de la relation "conductivité hydraulique-teneur en eau" a été développée depuis longtemps tant sur le plan théorique, où l'on a testé des modèles physiques de passage de la granulométrie et de la densité apparente aux différents paramètres cités (cf entre autres JACKSON, 1972; MUALEM, 1976; ARYA et PARIS, 1981), que sur un plan plus empirique où de nombreux auteurs se sont préoccupés de l'existence de relations de nature statistique entre les variables citées ci-dessus (MASON et al, 1957; SALTER et al, 1966; BYERS et STEPHENS, 1983; VAUCLIN et al, 1983; COSBY et al, 1984; BRESLER et al, 1984). C'est cette dernière démarche qui nous intéresse ici, nous en détaillerons les méthodes. Celles-ci consistent à déterminer statistiquement, sur un grand nombre d'échantillons, les coefficients de relations empiriques, linéaires ou non, entre des variables connues et des variables à prédire. Deux cas méthodologiques existent suivant que les échantillons-tests sont indépendants ou qu'une autocorrélation spatiale existe (cf paragraphe précédent). Dans le premier cas, il ne s'agira plus de la recherche d'une corrélation spatiale proprement dite, mais les relations trouvées pourront servir à corrélérer deux ou plusieurs variables régionalisées.

Nous distinguerons, dans la suite du mémoire, le cas des modèles linéaires et celui des modèles non linéaires.

A. Modèle linéaire.

Le problème qui se pose peut se résumer comme suit : dans l'hypothèse d'une corrélation fonctionnelle entre deux variables (ou deux groupes de variables), peut-on prédire avec précision une variable par l'autre (ou un groupe par l'autre), au moyen d'une combinaison linéaire entre ces variables?

1) Approche statistique classique.

Régression linéaire.

On considère ici le cas où une variable Y est à prédire à partir d'une variable X , ou de plusieurs variables $X_1, X_2, X_3 \dots X_n$.

On supposera pour chaque observation i

$$Y_i = aX_i + b + \epsilon_i$$

respectivement $Y_i = a_1 X_{1i} + a_2 X_{2i} + \dots + a_n X_{ni} + b + \epsilon_i$

Les différents coefficients seront déterminés par ajustement aux moindres carrés de ces relations. Les ϵ_i représentent les erreurs du modèle de régression.

Si les erreurs ϵ_i suivent une loi normale de moyenne nulle et de variance σ^2 , il est alors possible de quantifier la qualité de la régression par le coefficient suivant, dit de détermination :

$$r^2 = 1 - \frac{E(\epsilon_i^2)}{V(Y)}$$

avec Y la variable aléatoire prédite par la régression.

r^2 mesure la proportion de variance expliquée par la régression; c'est, si on préfère, le rapport de la fluctuation expliquée à la fluctuation totale (autour de la moyenne générale).

r représente le coefficient de corrélation. Au niveau de l'interprétation, on notera que plus r est proche de 1, sa valeur maximum, meilleure sera la reconstruction de Y par l'équation de régression.

Les principales variables retenues comme variables prédictives des caractères hydrodynamiques du sol sont les différentes fractions texturales classiques (argile, limon, sable), la teneur en matière organique, ainsi que la densité apparente. Les résultats sont à différencier suivant que la population de sol, échantillonnée, présente ou non une grande amplitude texturale :

- Dans le premier cas (SALTER et al, 1966; HALL et al, 1977; GUPTA et LARSON, 1979; COSBY et al, 1984; Mc CUEN et al, 1981), le coefficient de détermination est souvent supérieur à 0,60 et permet de conclure à une bonne efficacité de la régression.

- Dans le second cas (NIELSEN et al, 1973; VAUCLIN et al, 1983; BYERS et STEPHENS, 1983; BRESLER et al, 1984), qui correspond à l'étude de corrélations au sein d'un volume pédologique réduit (respectivement aux citations : 150 ha; 0,28 ha; 0,04 ha), la corrélation linéaire, bien que significative, ne permet généralement pas d'expliquer plus de 50 % de la variance totale des caractères hydriques du sol.

Cette différence d'efficacité, que l'on constate, peut être attribuée à une augmentation du rapport effet structural sur effet textural quand la gamme granulométrique étudiée diminue.

Analyse discriminante.

Le but de cette technique, issue de l'analyse des données, est de discriminer des groupes d'individus, définis à partir d'une classification a priori, à l'aide d'un ensemble de p variables quantitatives, différentes de celles ayant déjà servi à la classification. Cette méthode peut être interprétée comme une analyse en composantes principales d'un type particulier (CAILLIEZ et PAGES, 1976); en effet l'analyse factorielle discriminante revient à faire une A.C.P. sur le nuage des centres de gravités de chaque groupe, disposés dans l'espace des p variables. Les différentes composantes principales seront considérées comme autant d'axes discriminants, qui permettent de différencier les groupes. On peut alors répondre à la question suivante : est-ce que les p nouvelles variables permettent de distinguer les groupes ou classes

d'individus, constitués à partir de l'étude d'autres variables? On en arrive alors à une **comparaison de deux groupes de variables** en termes de puissance de classification.

Dans ce sens, COSBY et al (1984) montrent qu'avec quatre variables hydriques : teneur en eau à saturation, logarithme décimal de la conductivité à saturation, logarithme décimal du potentiel matriciel à "saturation", pente de la courbe de rétention tracée sur papier logarithmique, il est possible de discriminer les classes de sols distinguées par le triangle de texture U.S.D.A. Cela confirmerait une approche texturale de la variabilité spatiale des propriétés hydriques des sols, mais, comme le précisent COSBY et al (1984), pour des échantillons provenant de types pédologiques moins différenciés, une telle conclusion serait certainement à remettre en cause.

Notons qu'en ce qui concerne l'utilisation de techniques statistiques classiques, les hypothèses d'indépendance des individus et de normalité de la loi de distribution des variables ne sont ici indispensables que dans la mesure où l'on désire tester la significativité du coefficient de corrélation ou le pouvoir discriminant des axes principaux de l'analyse factorielle discriminante. En conséquence ces techniques sont utilisables pour la recherche de corrélations entre variables régionalisées, il n'en reste pas moins qu'une partie de l'information, concernant la structure spatiale des variables, sera perdue.

2) Approche géostatistique.

Cette approche considère a priori l'existence d'une structure spatiale et ne requiert donc pas l'hypothèse d'indépendance entre individus, si contraignante en ce qui concerne l'analyse des données spatiales.

Nous avons vu précédemment que les valeurs d'une propriété pouvaient dépendre, au sens statistique, de celles de la même propriété en des emplacements proches; de même elles peuvent être liées cette fois aux valeurs d'une autre propriété. L'estimation de cette dépendance spatiale est réalisée à partir d'une généralisation au cas bifactoriel de la notion de corrélogramme et variogramme.

Sous l'hypothèse de stationnarité au second ordre on définit:

- pour toute V.R. $Z_u(x)$ son espérance mathématique par

$$m_u = E \{ Z_u(x) \} \quad \forall x$$

- pour tout couple de V.R. $Z_u(x)$ et $Z_v(x)$

leur covariance croisée par

$$C_{uv}(h) = E \{ Z_v(x+h) \cdot Z_u(x) \} - m_u \cdot m_v \quad \forall x$$

leur corrélogramme croisé par

$$\rho_{uv}(h) = \frac{C_{uv}(h)}{(C_{uu}(0) \cdot C_{vv}(0))^{1/2}} \quad (II-6)$$

leur covariogramme par

$$2\gamma_{uv}(h) = E \{ (Z_u(x) - Z_u(x+h))(Z_v(x) - Z_v(x+h)) \} \quad \forall x \quad (II-7)$$

Notons d'après la formule (II-6) qu'il n'y a pas égalité entre $\rho_{uv}(h)$ et $\rho_{vu}(h)$. De surcroît l'hypothèse de stationnarité au second ordre implique que les covariances croisées sont reliées au covariogramme par l'expression suivante :

$$2\gamma_{uv}(h) = 2C_{uv}(0) - C_{uv}(h) - C_{vu}(h) \quad (II-8)$$

Les principaux travaux concernant l'estimation de covariogrammes ou de corrélogrammes croisés sont dus à BRESLER et al (1981); Mc BRATNEY et WEBSTER (1983a); VAUCLIN et al (1983) et VIERA et al (1983). Les résultats de portée générale, sur le sujet de la recherche des corrélations spatiales entre variables hydriques et pédologiques, sont assez réduits. En effet, les trois derniers groupes d'auteurs cités n'ont réalisé qu'un test de la méthode et voient tout l'intérêt de l'estimation de $\gamma_{uv}(h)$ dans l'application au cokrigeage (voir plus loin). Il est néanmoins possible à partir de l'examen visuel de covariogramme de définir ici également une portée qui corresponde à la distance maximum d'influence d'une propriété sur une autre (BRESLER et al, 1981).

En définitive, il apparaît que les méthodes de corrélation, spécifiquement appliquées aux variables régionalisées, ont été peu utilisées. Ainsi il existe des techniques de régression linéaire prenant en compte l'autocorrélation spatiale entre deux variables dont l'utilisation en Science du Sol n'a pas encore été effectuée (CLIFF et ORD (1981)).

B. Modèle non linéaire.

Dans l'approche précédente, on faisait l'hypothèse de relations linéaires entre variables; cela correspond à la recherche la plus simple et la plus directe de corrélation; elle n'est cependant pas obligatoirement la plus efficace car de nombreuses liaisons entre paramètres sont éminemment non linéaires. Dans ce dernier cas, il est nécessaire de proposer le modèle à tester. C'est ce qu'ont essayé un certain nombre d'auteurs depuis une vingtaine d'années pour lier les propriétés hydrodynamiques du sol. Ils se sont appuyés sur le concept théorique de milieux poreux semblables, introduit par MILLER et MILLER (1955a et b). Comme nous n'envisageons pas son utilisation durant ce travail, nous ne décrivons qu'en annexe ses principes théoriques et les essais d'application (voir annexe n° 1). Nous noterons néanmoins ici que le concept de similitude ne peut être généralisé sans vérification à tout milieu. Il constitue d'ailleurs, en certaines occasions, une simple application de la régression non linéaire permettant la synthèse de la variabilité spatiale des paramètres hydrodynamiques du sol.

III. METHODES D'INTERPOLATION SPATIALE.

L'interpolation spatiale d'une variable revient à estimer celle-ci en un lieu non échantillonné à partir des valeurs aux points expérimentaux. On peut alors, à partir d'un échantillonnage discret d'une variable spatialement répartie, cartographier cette dernière. De nombreuses techniques existent, deux revues en ont été réalisées par DELHOMME (1976) et WEBSTER (1977a). Par ailleurs CREUTIN et OBLÉD (1982), ainsi que Van KUILENBURG et al (1982) en ont comparé certaines.

Nous allons très brièvement rappeler les grands types de méthodes d'interpolation existantes, avant de décrire d'une manière plus approfondie celle que nous utiliserons dans ce mémoire; nous justifions d'ailleurs ce choix par rapport à nos objectifs.

A. Méthodes non probabilistes.

On tente ici d'ajuster une fonction polynômiale ou trigonométrique en X et Y aux données échantillonnées. Deux cas se présentent, suivant que l'échantillon présente a priori une structure spatiale chaotique ou régulière.

- Dans la première situation, la surface d'interpolation est ajustée par la méthode des moindres carrés, qui ne l'oblige en aucune façon à passer par les points expérimentaux. On fait l'hypothèse que le phénomène réel est en fait régulier, mais qu'il est affecté d'une erreur $\epsilon(x)$ (qui peut être d'origine expérimentale), de moyenne nulle et sans autocorrélation spatiale.

$$\text{On a : } z(x) = m(x) + \epsilon(x)$$

Cette approche lisse le résultat et entraîne une perte des détails. Elle présente également un autre défaut, à savoir qu'une variation locale, sur une partie de la superficie étudiée, affecte l'ajustement global. Ce dernier point peut être évité en procédant à des ajustements locaux.

- Dans la seconde situation, les valeurs expérimentales ayant révélé un champ de variable à grande tendance, peu affecté par des microvariations ou des erreurs de mesure, il est possible de contraindre la surface d'ajustement à passer par les données d'échantillonnage. On utilise alors un ensemble de fonctions qui sont ajustées chacune à une partie du périmètre global; elles doivent présenter un nombre de termes qui soit compatible avec l'objectif d'ajustement exact. L'exemple le plus sophistiqué de cette procédure est l'utilisation des fonctions splines, où l'ajustement local est effectué de façon à ce que l'ajustement global soit continu et le plus lisse possible.

Par pondération

On calcule ici la valeur d'une variable spatiale Z par la moyenne pondérée des valeurs échantillonnées :

$$Z(x_0) = \sum_{i=1}^k \left(\frac{\lambda_i \cdot Z(x_i)}{\sum_{i=1}^k \lambda_i} \right)$$

L'exemple le plus simple de pondération est celui de la méthode des polygones, dite de Thiessen, où on attribue à un point la valeur du point expérimental le plus proche ($k = 1, \lambda_1 = 1$). Mais le plus souvent les coefficients λ_i sont pris proportionnels à la distance entre x_0 et les x_i .

Les méthodes non probabilistes présentées ci-dessus ont l'inconvénient de ne pas tenir compte de la structure spatiale du phénomène; elles constituent donc des techniques d'interpolation arbitraires. De plus, elles ne fournissent aucune indication sur la précision de l'estimation. Les méthodes probabilistes évitent, au contraire, ces biais.

B. Méthodes probabilistes.

Elles sont probabilistes dans la mesure où elles considèrent que le champ spatial de la variable étudiée est une réalisation d'une fonction aléatoire (F.A.), dont nous avons donné une définition au début de ce chapitre. GANDIN (cité in DELHOMME, 1976 et CREUTIN et OBLED, 1982) a développé, à partir de ce concept de base, une méthode d'interpolation adaptée aux données pluviométriques pour lesquelles on dispose de plusieurs réalisations de la F.A.

La théorie de variables régionalisées de MATHERON (1965) permet de s'affranchir de cette dernière condition et est, en conséquence, mieux adaptée à l'étude des propriétés hydrodynamiques du sol, dont on ne connaît qu'une réalisation de la F.A. Elle a donné lieu à la mise au point d'une méthode d'estimation, le **Krigeage** simple, qui propose un estimateur linéaire de la valeur moyenne d'une propriété Z sur une surface au bloc B :

$$\text{Cet estimateur s'écrit : } \hat{Z}(B) = \sum_{i=1}^k \lambda_i \cdot Z(x_i) \quad (\text{II-9})$$

Il doit être :

$$\text{sans biais} \quad E(\hat{Z}(B) - Z(B)) = 0 \quad (\text{II-10})$$

$$\text{et optimal} \quad V(\hat{Z}(B) - Z(B)) \text{ minimum} \quad (\text{II-11})$$

avec $\hat{Z}(B)$ l'estimateur de la moyenne de Z sur B

$Z(x_i)$ la valeur connue de Z en un point x_i

k le nombre de points expérimentaux utilisés pour l'estimation

λ_i les coefficients de pondération

Un tel estimateur est dit BLUE (best linear unbiased estimator).

Les conditions (II-10) et (II-11) peuvent être exprimées en fonction de $\gamma(h)$ sous certaines hypothèses, rassemblées dans l'hypothèse intrinsèque.

Celle-ci, déjà définie précédemment, suppose la stationnarité d'ordre 2 des accroissements de la F.A. $Z(x)$. Elle est donc moins contraignante que l'hypothèse de stationnarité de $Z(x)$. Nous posons donc:

$$E (Z(x+h) - Z(x)) = 0 \quad (\text{II-12})$$

$$\text{et } V (Z(x+h) - Z(x)) = 2 \gamma(h) \quad (\text{II-13})$$

Le système ((II-17), (II-18)) s'écrit alors :

$$\left\{ \begin{array}{l} \sum_{i=1}^k \lambda_i = 1 \\ \sum_{i=1}^k \lambda_i \gamma(x_i - x_j) + \mu = \gamma(x_j, B) \end{array} \right. \quad \begin{array}{l} (\text{II-14}) \\ j= 1, k \quad (\text{II-15}) \end{array}$$

avec μ , multiplicateur lagrangien qui sert à minimiser (II-11). Les λ_i et μ sont calculés par résolution matricielle du système de krigeage ((II-14), (II-15)).

La variance d'estimation vaut alors :

$$\sigma_E^2 = \sum_{i=1}^n \lambda_i \bar{\gamma}(x_i, B) + \mu - \bar{\gamma}(B, B) \quad (\text{II-16})$$

avec $\bar{\gamma}(x_i, B)$ est la valeur moyenne du variogramme entre le point x_i et un point décrivant B

$\bar{\gamma}(B, B)$ est la valeur moyenne entre deux points décrivant le domaine B.

L'estimation de valeurs ponctuelles peut être considérée comme un cas particulier de l'estimation de valeurs moyennes.

Soit x_0 le point où l'on désire estimer la valeur de Z, la variance d'estimation devient :

$$\sigma_i^2 = \sum_{i=1}^k \lambda_i \gamma(x_i - x_0) + \mu \quad (\text{II-17})$$

car $\gamma(x_0, x_0)$ est supposé égal à 0.

Cette dernière hypothèse n'est cependant valide que dans la mesure où le variogramme ne montre aucun effet de pépite, ou si ce dernier n'est pas imputable aux erreurs de mesure. Dans le cas contraire $\gamma(x_0, x_0)$ est soustrait au membre de droite de l'expression ci-dessus; cela revient à filtrer l'erreur de mesure.

Notons par ailleurs que la variance d'estimation ne dépend pas des valeurs expérimentales, mais seulement de la position des points d'échantillonnage et de la structure du phénomène par $\gamma(h)$.

Caractéristiques du variogramme $\gamma(h)$:

Il est estimé à partir de la formule (II-5) déjà citée. On lui ajuste ensuite une fonction théorique de variogramme, qui ne peut être quelconque, car $\gamma(h)$ doit satisfaire aux deux conditions suivantes:

$$-\sum_{i,j}^k \lambda_i \lambda_j \gamma(x_i - x_j) > 0$$

et $\lim_{|h| \rightarrow \infty} \frac{\gamma(h)}{h^2} \rightarrow 0$

En figure n° II-4 nous pouvons examiner quelques unes des fonctions les plus couramment utilisées; elles se différencient par leur comportement à l'origine, qui caractérise le degré de régularité de la variable. Ainsi on a, par ordre de continuité croissante : modèle effet de pépite pur, modèle linéaire, modèle parabolique. Plusieurs de ces fonctions peuvent être associées pour ajuster au mieux le variogramme expérimental.

Notion de dérive.

Jusqu'à présent, dans le cadre de l'hypothèse intrinsèque, nous avons supposé que :

$$E (Z(x + h) - Z(x)) = 0$$

Si cette condition n'est plus vérifiée, on modélise le phénomène $\epsilon(x)$ comme une somme de deux termes :

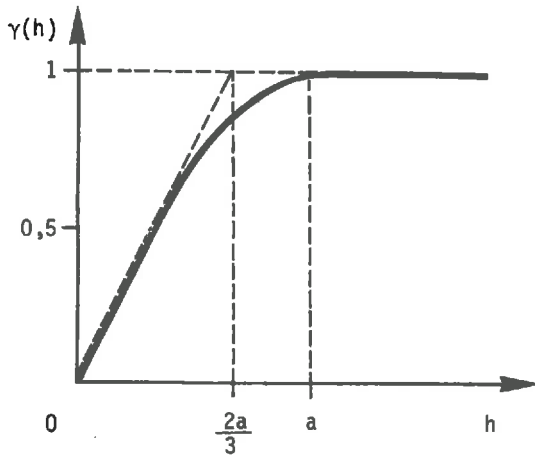
$$Z(x) = m(x) + \epsilon(x)$$

Nous retrouvons là une formulation commune à celle servant de fondement aux méthodes d'interpolation par ajustement d'une fonction aux moindres carrés. Mais dans ce cas-ci $\epsilon(x)$ est supposé être une F.A., vérifiant l'hypothèse intrinsèque; $m(x)$ représente la dérive déterministe, définie telle que : $E (Z(x)) = m(x)$

L'existence d'une dérive implique que l'estimation du variogramme par l'équation (II-5) est biaisée. Revenons à la définition de départ :

$$\begin{aligned} 2\gamma(h) &= V (Z(x + h) - Z(x)) \\ &= E ((Z(x + h) - Z(x))^2) - E (Z(x + h) - Z(x))^2 \\ &= 2\gamma_{est}(h) - (m(x + h) - m(x))^2 \end{aligned}$$

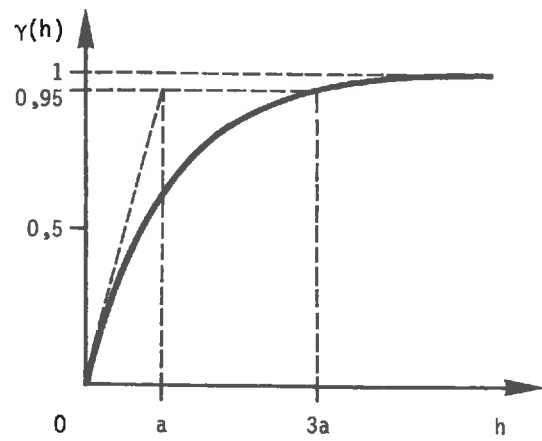
d'où $\gamma_{réel}(h) = \gamma_{est}(h) - \frac{1}{2} (m(x + h) - m(x))^2$



Modèle sphérique :

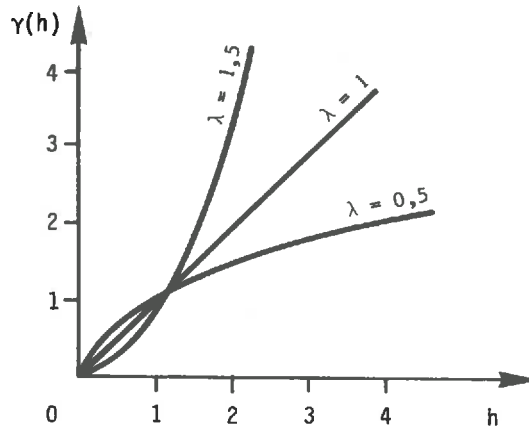
$$h < a \quad \gamma(h) = \omega \left[\frac{3}{2} \cdot \frac{|h|}{a} - \frac{1}{2} \cdot \left(\frac{|h|}{a}\right)^3 \right]$$

$$h > a \quad \gamma(h) = \omega$$



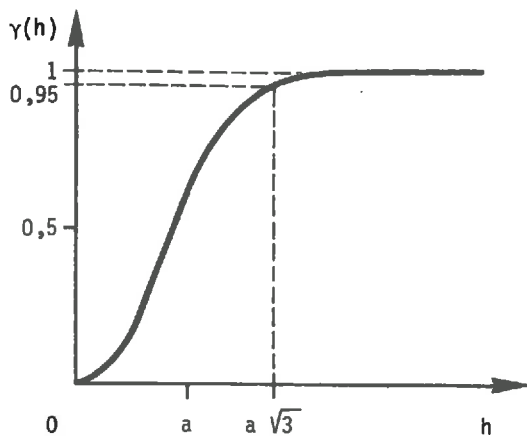
Modèle exponentiel :

$$\gamma(h) = \omega \left[1 - e^{-\frac{|h|}{a}} \right]$$



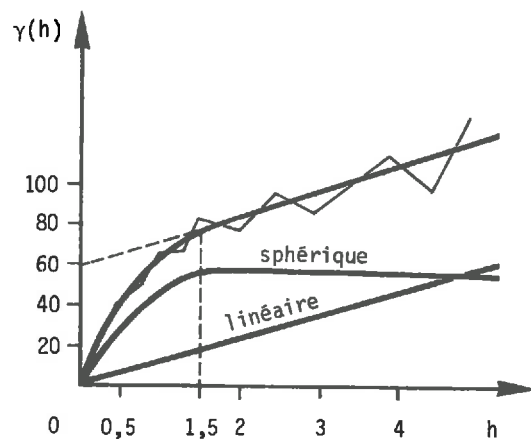
Modèle en h^λ :

$$\gamma(h) = \omega |h|^\lambda$$



Modèle Gaussien :

$$\gamma(h) = \omega \left[1 - e^{-\left(\frac{|h|}{a}\right)^2} \right]$$



Ajustement à un modèle
"linéaire + sphérique"

Figure n° II-4 : Principaux modèles de variogrammes utilisés et exemple d'ajustement (d'après DELHOMME, 1976)

la pente de la dérive n'étant pas constante, on ne pourra trouver une expression de $(m(x+h) - m(x))$, fonction uniquement de h , c'est pourquoi $\gamma_{\text{réel}}(h)$ ne pourra être calculé à partir des données brutes. Pour résoudre ce problème, plusieurs attitudes sont possibles :

- On peut supposer que $Z(x)$ respecte localement l'hypothèse intrinsèque, c'est-à-dire que le variogramme est isotrope pour un voisinage donné. On krige alors par voisinage glissant.

- On peut supposer que $m(x)$ a un comportement connu - et on krige sur les résidus $\varepsilon(x) = Z(x) - m(x)$ qui respectent l'hypothèse intrinsèque. Le plus souvent $m(x)$ sera estimé par ajustement aux moindres carrés, de ce fait le variogramme des résidus sera biaisé aux grandes distances, aussi une procédure par voisinage glissant sera également préférable.

- On peut supposer que le variogramme réel est connu, dans le cas où la dérive n'existe pas dans une direction donnée ou dans une partie du périmètre étudié. On utilise alors le principe du **krigeage universel** (voir DELHOMME, 1976; WEBSTER et BURGESS, 1980), qui représente $m(x)$ par des ajustements locaux de fonctions polynômiales de bas degré.

- On généralise l'hypothèse intrinsèque à l'ordre k . On quitte alors le niveau des accroissements où l'on filtrait des constantes, pour filtrer à présent des polynômes d'ordre inférieur ou égal à k , qui correspondent à la tendance du phénomène. On se ramène ainsi à un phénomène stationnaire d'ordre deux que l'on sait traiter. Pour plus de détails sur cette procédure, on consultera DELHOMME (1976), BEUCHER et al (1981).

En définitive, dans la plupart des cas, le krigeage permet une estimation linéaire non biaisée de la valeur d'une variable en un point inconnu, ainsi que le calcul de la variance d'estimation. Des exemples concernant des variables pédologiques sont traités par BURGESS et WEBSTER (1980, a et b) et WEBSTER et BURGESS (1980). Cette méthode, malgré une lourdeur méthodologique et des besoins informatiques conséquents, présente le grand intérêt de tenir compte de la structure spatiale de la variable cartographiée.

C. Principe d'échantillonnage.

L'estimation de la valeur moyenne d'une variable sur une surface, ou la cartographie de cette variable, pose le problème de l'échantillonnage. Celui-ci doit être déterminé suivant la précision d'estimation désirée, et le coût maximum qu'il doit présenter. Ces deux critères conduisent aux choix de la structure de prélèvement et du nombre de mesures.

Comme on a pu le constater dans ce chapitre, les méthodes statistiques classiques font l'hypothèse d'indépendance des observations et proposent un test sur la base de la loi de distribution de la variable (cf BIGGAR et NIELSEN, 1976; CAMPBELL, 1978; PECK, 1983), calculant le nombre d'échantillons nécessaires à une précision donnée. Nous avons vu également que cette hypothèse n'était valable qu'à condition que les points de mesure soient distants de plus de la longueur d'autocorrélation, propre à la variable étudiée. Il est possible, à ce niveau, d'aboutir à une contradiction, car dans le cas d'une surface finie, le nombre d'échantillons déterminés par le test risque d'être trop grand, pour que leur répartition obéisse à la condition de distance minimum.

Dans ce cas le test n'est plus valide et l'estimation de la précision est biaisée. BURGESS et al (1981) ainsi que Mc BRATNEY et WEBSTER (1983b) ont étudié ces problèmes d'échantillonnage en utilisant la théorie des variables régionalisées de MATHERON (1965) et la technique d'interpolation qui en résulte : le krigeage. Ils en tirent des principes généraux qui concernent tant la structure que la quantité d'échantillonnage.

1) Structure de l'échantillonnage

L'approche classique en Science du sol revient à considérer que les unités de sol, définies par le cartographe-pédologue sont statistiquement homogènes au sens de FREEZE (1975); on cherchera donc des valeurs moyennes pour chaque unité, en supposant que la variabilité intra-unité est aléatoire. A ce titre la disposition des échantillons pourra elle-même être aléatoire et entraîner un sur- ou un sous-échantillonnage de certaines parties de la surface d'étude.

Dans le cas où la variable étudiée est caractérisée par un même variogramme sur toute la surface, les équations de calcul de la variance d'interpolation du krigeage montrent que toute la parcelle ne sera pas connue avec la même précision. Ainsi toute valeur moyenne estimée sera fortement influencée par les micro-parcelles suréchantillonnées et ne constituera qu'une estimation biaisée de la valeur théorique. Aussi, pour arriver à une précision constante, des grilles régulières d'échantillonnage seront optimales.

Par ailleurs dans le cas d'une variable isotrope, une grille à maille triangulaire sera préférable à une grille à maille carrée, qui ne privilégie que deux directions. Notons cependant que la précision d'estimation d'une valeur ponctuelle par krigeage, diffère relativement peu entre ces deux méthodes et que la seconde sera le plus souvent employée à cause de sa simplicité de mise en oeuvre (BURGESS et al, 1981).

Dans le cas anisotrope, on utilisera préférentiellement une grille rectangulaire, dirigée suivant les directions du maximum et du minimum de variation, avec des pas d'échantillonnage proportionnels à la pente à l'origine des variogrammes partiels par direction.

Sur le plan pratique BURGESS et al (1981) recommandent l'estimation du variogramme par quelques transects préalables, afin d'optimiser le plan de prélèvement final.

2) Nombre d'observations

La comparaison entre l'approche classique et l'approche par krigeage (Mc BRATNEY et WEBSTER, 1983b) montre que pour un même nombre d'observations, la précision calculée par la première méthode est toujours sous-estimée. Il y a convergence entre les deux quand la maille de la grille d'échantillonnage atteint et dépasse la portée du variogramme. Si cette dernière n'existe pas, comme dans le cas du variogramme linéaire, il n'y aura jamais convergence. Ainsi, pour une même précision d'estimation de la teneur moyenne en cailloux du sol d'une station expérimentale galloise (Mc BRATNEY et WEBSTER, 1981), le nombre d'échantillons nécessaires, estimés par la méthode classique, peut être divisé en réalité par un facteur allant jusqu'à 5. On considèrera donc sous un autre éclairage les ordres de grandeur, déduits de l'approche classique par VAUCLIN (1982), du nombre d'échantillons nécessaires pour déterminer une valeur moyenne de certaines propriétés hydrodynamiques.

Il nous faut remarquer cependant que la variance d'estimation du krigeage n'est dépendante que de la position géographique des points de mesure et non de leur nombre total. En conséquence, la comparaison effectuée par Mc BRATNEY et WEBSTER (1983b) n'est valable que pour les parcelles qu'ils ont étudiées. Dans le cas de surfaces échantillonnées plus grandes, le résultat de la comparaison entre les deux méthodes eût été différent. En effet, la nouvelle approche aurait nécessité plus d'échantillons (car dépendante de la surface), alors que la méthode classique serait restée constante dans ses exigences (car dépendante de la loi de distribution).

D. Bilan des informations tirées de la littérature.

L'efficacité des méthodes probabilistes d'interpolation a été montrée par Van KUILENBURG et al (1982) et CREUTIN et OBLED (1982). En plus de leur intérêt au niveau de l'interpolation et de l'estimation de valeurs moyennes, elles ont permis de définir des principes généraux d'échantillonnage de variables régionalisées. En ce sens les travaux réalisés, bien qu'appliqués à des variables autres que les propriétés hydrodynamiques et physiques du sol, concernent aussi ces dernières. Cependant certains auteurs ont utilisé le krigeage pour cartographier des paramètres hydrodynamiques; leurs objectifs ont été principalement les suivants :

- . déterminer des règles d'échantillonnage spatial (VIEIRA et al., 1981; RUSSO et BRESLER, 1982);
- . déterminer des valeurs moyennes spatiales (RUSSO et BRESLER, 1982);
- . optimiser un système d'irrigation par goutteurs (RUSSO, 1983);
- . prédire la cartographie d'une variable peu échantillonnée à partir d'une autre mieux connue. BYERS et STEPHENS (1983) ont ainsi construit une carte de ks par corrélation linéaire avec celle d'un paramètre granulométrique. VAUCLIN et al (1983) ont utilisé la technique du cokrigeage, qui est une extension du krigeage, pour cartographier la réserve utile en eau, à partir de l'ensemble des données ponctuelles de cette variable et de la teneur en sable, ainsi que du covariogramme de ces deux paramètres.

IV - CONCLUSION

Cette synthèse bibliographique, bien que non exhaustive, nous a permis de discuter de la plupart des méthodes d'approche de la variabilité spatiale des propriétés physiques et hydriques du sol. On a pu remarquer combien il est délicat de tenir compte de la structure spatiale d'une variable et quelles en étaient les implications et les lourdeurs méthodologiques consécutives. C'est pourquoi un certain nombre de méthodes statistiques, non spécifiques du traitement des données spatiales, sont encore employées.

Rappelons que dans le cadre de notre objectif de cartographie quantitative des propriétés hydrodynamiques à partir de variables faciles d'accès, trois types de problèmes méthodologiques se posent à nous. Ils se situent au niveau de :

- la description de l'hétérogénéité physique et hydrique,
- la recherche d'équations prédictives des propriétés hydrodynamiques,
- l'interpolation spatiale.

Si l'on se restreint au cas monofactoriel, l'analyse descriptive, ainsi que l'interpolation, peuvent être traitées d'une manière conceptuellement rigoureuse, en utilisant les outils que nous fournit la géostatistique, à savoir respectivement le variogramme et le krigeage. Au contraire, lors d'une approche multifactorielle qui nous est en partie indispensable, notamment pour la recherche de relations de corrélations entre variables d'accès aisé et propriétés hydrodynamiques, seules les méthodes statistiques classiques, d'analyse multidimensionnelle, nous permettent de résoudre le problème posé. Il s'agira de l'analyse en composantes principales et des procédures de corrélation linéaire multiple. Leur utilisation sur des variables régionalisées entraîne des limitations que nous avons déjà soulignées; des procédures spécifiques d'application de ces techniques aux V.R. seront donc employées dans notre travail, elles seront détaillées au cours du traitement des données.

Par ailleurs, on a constaté que la recherche à l'échelle de la parcelle, de corrélations spatiales entre variables hydriques et paramètres de constitution pédologique, n'a encore fait l'objet que d'un faible nombre de publications. On retiendra seulement que la texture, la teneur en matière organique, ainsi que la densité apparente sèche, ont été le plus souvent choisies comme variables prédictives, sans pour autant expliquer plus de la moitié de la variabilité spatiale des propriétés hydriques. Il nous faut donc tenir compte de ce résultat et chercher, en sus de celles déjà citées, d'autres variables explicatives possibles, afin d'améliorer l'efficacité d'une prédiction.

C'est, sans aucun doute, dans le sens d'une caractérisation morphologique de l'espace poral, que de tels paramètres pourront être trouvés. Sans envisager des mesures de porosimètre à mercure (van OORT, 1984) qui permettent une description fine de la distribution porale, mais sont particulièrement délicates et longues, il nous semble qu'un essai de différenciation quantitative entre microporosité et macroporosité, au sein du volume poral total, serait souhaitable.

Le problème qui se pose dès lors, est évidemment de définir, d'une part un seuil entre ces deux types de porosité et, d'autre part, une technique simple et rapide qui permette leur distinction. Une revue

des seuils proposés dans la littérature, a été effectuée par van OORT (1984); ils correspondent tous au choix d'un rayon de pore équivalent, dont la taille constitue la limite de passage entre macroporosité et microporosité. Une méthode de mesure rapide des volumes poraux, comprenant des pores respectivement inférieurs et supérieurs à cette limite, consiste justement en la détermination de la teneur en eau, à un potentiel matriciel pour lequel, suivant la loi de Jurin, tous les pores de taille inférieure au seuil restent saturés (HALL et al, 1977). C'est ainsi, comme le signale JAILLARD (1980), que la connaissance de la relation potentiel-teneur en eau, permet en première approximation d'appréhender la distribution de porosité du sol.

Une telle démarche ne peut être utilisée ici puisque nous cherchons précisément les moyens d'aboutir à l'approche inverse, c'est-à-dire appréhender la courbe de rétention à partir de la connaissance des caractéristiques porales du sol.

En conséquence, nous préférons nous orienter ici vers la définition d'un seuil morphologique, qui permette par échantillonnage, de distinguer au sein du sol des volumes composés presque exclusivement de porosité de petite taille, quantifiable par mesure directe de densité apparente.

Ces volumes devront être faibles, car la probabilité d'absence d'espace poral grossier lié à l'activité biologique ou à une fissuration selon une maille lâche, sera grande (FIES et STENGEL, 1981 a). A ce titre le choix d'agrégats terreux, tamisés à 2-3 mm paraît raisonnable pour une estimation grossière du volume microporal; en effet, la mesure de la distribution porale d'échantillons de différentes textures par la porosimétrie à mercure (van OORT, 1980 et 1984) montre nettement la forte diminution de macroporosité ($\Phi > 3\mu$ d'après la classification de HENIN, 1976) quand la détermination est effectuée sur des agrégats de quelques millimètres.

En définitive nous testerons a priori comme variables explicatives celles déjà employées par ailleurs, ainsi que la densité apparente d'agrégats. Par ailleurs, en comparaison à une telle approche de la variabilité spatiale des propriétés hydrodynamiques du sol, il est également intéressant d'étudier le pouvoir discriminant sur le plan spatial de variables classiquement utilisées par le pédologue-cartographe. Nous envisagerons ainsi le rôle du paramètre "couleur" qui est l'un des rares - avec la topographie et la teneur en cailloux - à permettre une vision spatiale continue de ses variations. Il est donc prépondérant au niveau du choix des limites qui définissent les unités pédologiques de propriétés.

CHAPITRE III

MATERIEL ET METHODES

I. LE MILIEU PEDOLOGIQUE

La parcelle d'étude choisie est située sur les terrains d'expérimentation de la station d'Amélioration des Plantes du centre INRA de Montpellier. Ce domaine expérimental, dit "de la Madone", se trouve à 15 km au Sud-Est de Montpellier, sur le territoire de la commune de Mauguio. Il appartient, sur le plan pédologique, au système de la "plaine de Mauguio".

A. Environnement naturel.

L'ensemble de la plaine de Mauguio se présente comme une surface régulière s'étendant de la limite Sud-Est de la garrigue jusqu'au voisinage des étangs littoraux. Il s'agit d'un vaste "pédiment quaternaire" reposant sur des formations astiennes (pliocène moyen) et villafranchiennes (pliocène supérieur continental) (JAILLARD, 1980).

La carte pédologique au 1/100.000ème de Montpellier (ARNAL, 1984) distingue, au sein du domaine de la Madone, deux unités de sols (voir fig.III-1) :

- les sols sur alluvions modernes du Salaison, ruisseau qui débouche dans l'étang de Mauguio,
- les sols rouges non calcaires, sur altérites remaniées du quaternaire ancien.

On observera les profils types de ces deux unités en figure III-2. Comme l'a montré BOTTRAUD (1983) par résistivimétrie et examen de la carte géologique, elles reposent sur un niveau profond de cailloutis

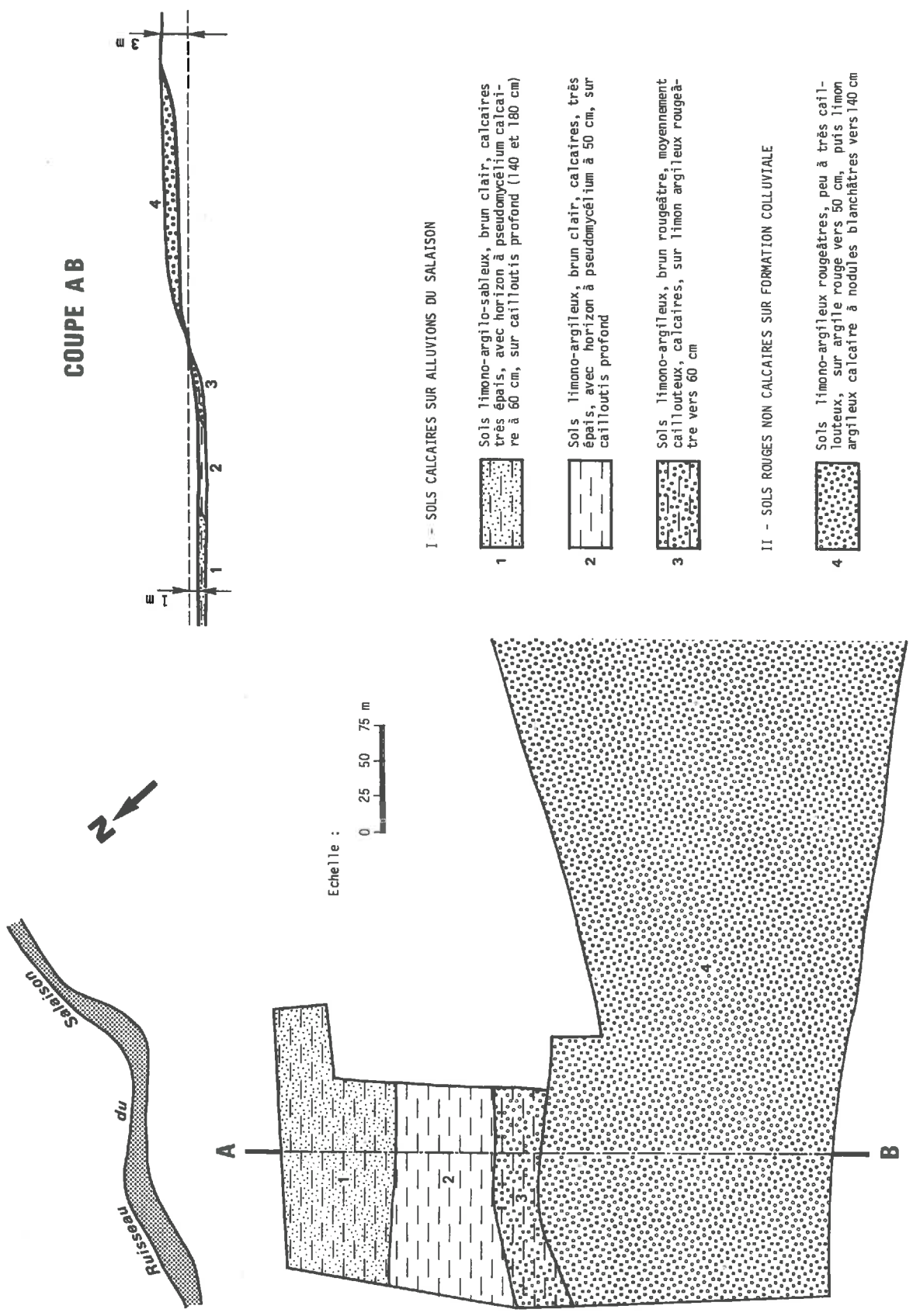


Figure n° III-1 : Carte pédologique d'une partie du domaine de la Madone (d'après AUGÉ, 1981)

villafranchien, qui recoupe des formations calcaires marneuses astiennes.

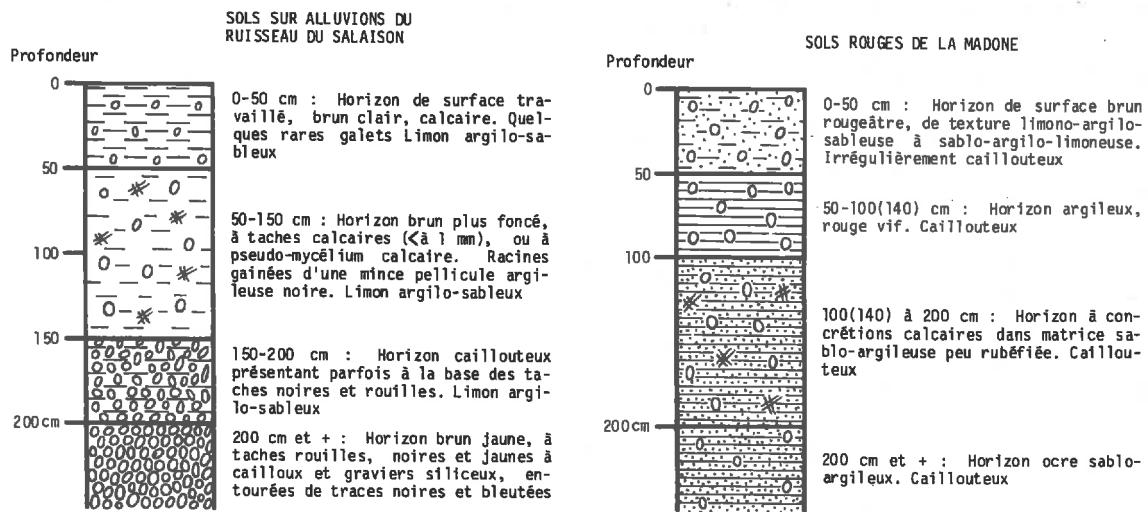


Figure III-2 : Profils types (d'après BOTTRAUD, 1983)

Notre parcelle d'étude appartient à l'unité de sols alluviaux; les principales causes de variabilité interne de cette unité sont la granulométrie des alluvions, les conditions de drainage naturel ainsi que la salinité et l'alcalinité. Le mappon qui comprend le site expérimental, présente une surface de 410 ha et occupe le lit majeur d'un ruisseau nommé le Salaison.

B. Description parcellaire.

Au niveau parcellaire, une analyse approfondie faisant l'objet d'une cartographie au 1/2500è (AUGE, 1981) (voir fig.III-1) révèle deux types d'hétérogénéités. L'une est due à la présence d'un gradient textural perpendiculaire à la direction du cours d'eau, et l'autre est liée à la présence d'une zone de transition avec les sols rouges, mise en relief par l'apparition de teintes rougeâtres. AUGE (1981) distingue donc trois sous-unités, qui apparaissent sur notre site d'étude.

Notons que topographiquement, les 3 zones alluviales sont situées à environ 3 m en contrebas de la zone des sols rouges; ces zones alluviales ne présentent elles-mêmes qu'une dénivellation propre d'environ un mètre (cf. croquis fig.III-1).

L'observation pédologique sur profils (voir fig.III-2) ou sur prélèvements à la tarière montre la présence sur toute l'unité d'un horizon travaillé dont la limite se situe à 60 cm. La profondeur de cette discontinuité est constante, comme le montrent des essais de micro-sismique, dont les principes d'application pédologique ont été développés par MEYER (1984). Ce premier horizon calcaire possède une texture qui varie entre un limon argileux et un limon argilo-sableux; il surmonte un niveau limono-argileux à pseudomycéliums calcaires, qui passe à un limon argileux rougeâtre au contact de l'unité de sols rouges.

Ainsi, si l'on s'intéresse au profil de colonisation racinaire, on distingue exclusivement **deux horizons à discontinuité progressive mais assez constante sur toute la surface de l'unité.**

Du point de vue minéralogique, la nature des argiles s'est révélée spatialement homogène, bien que composite. Les résultats de diffractométrie aux rayons X, réalisée sur plusieurs échantillons provenant de divers points et diverses profondeurs de l'unité, révèlent la présence d'un mélange composé de smectites, d'argiles micacées et de kaolinite en proportions constantes. Par ailleurs, la teneur en matière organique du sol, tant dans l'horizon travaillé que dans l'horizon sous-jacent, est faible et évolue entre 0,7 % et 1,5 % . Nous considérerons que la teneur en matière organique est constante et égale à 1 % , notamment dans le cadre des analyses granulométriques.

On notera que le passage du mappon à la parcelle supprime certaines variabilités, telles que les conditions de drainage, le taux d'alcalinité ou la profondeur des discontinuités. Par contre sur le plan granulométrique, la variabilité semble être d'un degré équivalent, notamment à cause de la présence du gradient textural.

C. Justification du site expérimental.

Le choix de cette parcelle, en tant que milieu d'étude, obéit à un certain nombre de contraintes à la fois d'ordre pratique et méthodologique. Les facteurs les plus importants ont été la proximité du site, de même que les facilités d'accès et d'occupation du sol (obligamment accordées par la station d'Amélioration des Plantes). Mais, d'autre part, en regard des outils expérimentaux de mesure des propriétés hydrodynamiques, il importait de se fixer sur un sol faiblement caillouteux, ce qui est le cas ici. En effet, les techniques actuelles de prélèvement d'échantillons non remaniés sont pratiquement inutilisables quand la charge en éléments grossiers est trop importante. De surcroît, dans un milieu alluvial à topographie plane, l'hypothèse d'écoulements unidimensionnels verticaux n'est pas, a priori, erronée; un tel milieu constitue donc un système physique "simple" sur lequel un test de modélisation spatiale des transferts hydriques est, à terme, envisageable.

II. METHODES EXPERIMENTALES

Rappelons succinctement les variables que nous avons choisies pour décrire la variabilité physique et hydrodynamique de notre unité de sol. Il s'agit :

- des fractions granulométriques,
- de la densité apparente sèche,
- de la courbe de rétention,
- d'une quantité représentative du pouvoir discriminant de la couleur du sol,
- la conductivité hydraulique à saturation,
- la teneur pondérale en eau du sol à un instant donné.

Avant d'aborder le protocole expérimental de détermination de chacun de ces paramètres, nous examinerons au préalable les caractéristiques de l'échantillonnage.

A. Dispositif d'échantillonnage.

D'après la synthèse bibliographique, il apparaît qu'a priori, l'échantillonnage optimal correspond à un dispositif de prélèvement sur

mailles triangulaires. Néanmoins, dans la pratique, le positionnement topographique de ce type de grille est particulièrement délicat et entaché d'erreurs quand la maille dépasse une certaine taille, de l'ordre de la dizaine de mètres, et que la surface d'étude est supérieure à l'hectare. C'est pourquoi nous avons préféré employer ici une grille à maille carrée, dont la mise en place est plus simple sur le terrain.

Les résultats de la littérature, compilés par VAUCLIN (1982) montrent que la plupart des variables que nous étudierons ici, présentent des variogrammes à portée comprise entre 20 et 50 m. Bien qu'à notre avis, cet intervalle ne soit pas généralisable, nous l'utiliserons en tant que référence pour le choix a priori d'une maille d'échantillonnage. Il importe donc que cette dernière soit inférieure ou égale à 20 m, pour qu'une structure spatiale puisse être mise en évidence. Le choix d'une taille de maille obéit également à d'autres critères qui sont le nombre maximum d'échantillons analysables et la surface de la parcelle d'étude. Les délais imposés à notre travail ne permettaient pas l'analyse au laboratoire de séries supérieures à 200 échantillons; ce qui représente au total deux années de mesures physiques.

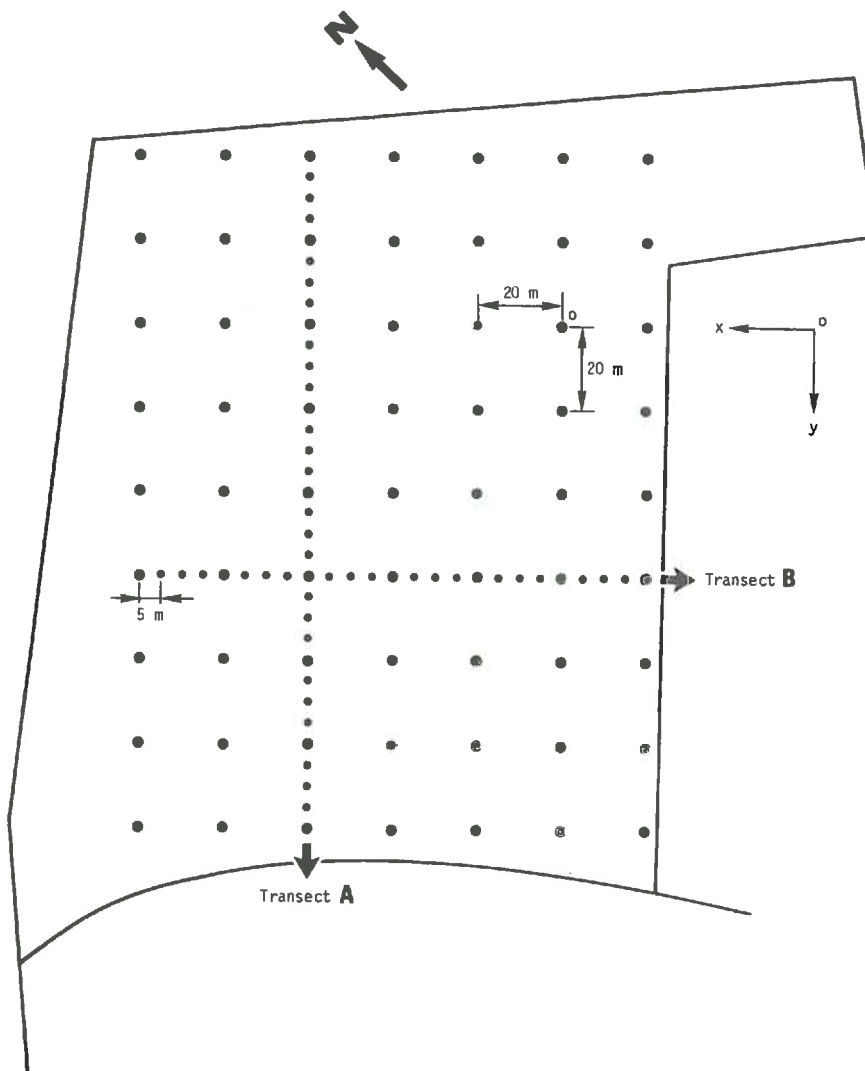


Figure III-3 : Grille et transects de prélèvements

Il faudra de surcroît partager cette quantité potentielle de déterminations entre deux profondeurs d'investigation, puisque la variabilité verticale s'exprime par la présence de deux horizons distincts au sein du profil de colonisation racinaire. En définitive, les caractéristiques de l'échantillonnage seront un moyen terme entre le désir d'une couverture totale de l'unité de sol et celui d'une précision maximum de l'observation de la structure spatiale de chaque variable. C'est ainsi que le dispositif choisi (voir fig. III-3) est composé d'une grille de 160 m sur 120 m, à mailles de 20 m, et de deux transects à espacements de 5 m, qui correspondent aux directions de plus faible et de plus fort gradient de différenciation pédologique. Il ne s'agit cependant que d'une prospection préliminaire, devant permettre la définition ultérieure d'un schéma de prélèvements, réellement optimum. La réalisation de deux niveaux d'échantillonnage, l'un à 5 m, l'autre à 20 m, est à relier à cet objectif.

Nous avons cependant conservé ce protocole préliminaire par la suite, car une analyse structurale préalable de quelques variables, simples d'accès (teneur en eau à PF 4,2; teneur en argile) a confirmé sa pertinence; tous les autres paramètres ont donc été déterminés selon ce protocole.

En définitive, deux campagnes de prélèvements ont eu lieu : la première en vue de l'obtention d'échantillons remaniés, la seconde en vue de l'acquisition de cylindres de sol non remaniés. En raison de contraintes liées au travail du sol effectué par la station d'Amélioration des Plantes, il nous a fallu détruire et reconstruire le maillage entre les deux campagnes. Les deux échantillonnages successifs n'ont donc pu être réalisés strictement aux mêmes emplacements; par référence aux trous de tarière effectués lors du premier prélèvement, il nous a été possible d'estimer à $\pm 0,5$ m le décalage maximum pouvant exister entre les deux échantillonnages.

B. Caractérisation granulométrique.

On sait que la granulométrie influe à la fois sur les propriétés chimiques, mécaniques et physiques d'un sol. Sa détermination est donc fondamentale dans le cadre d'une recherche de variables simples qui pourraient permettre de prédire les propriétés hydrodynamiques du sol. En effet, des différences de distribution granulométrique entre deux milieux poreux induisent, du fait des lois physiques d'arrangement des particules, des différences de morphologie porale, et par voie de conséquence, des différences de leurs caractéristiques hydrauliques. Aussi, sans prétendre à l'explication complète de l'espace poral par la texture, il importe d'avoir une vue aussi précise que possible de la distribution des tailles de particules du sol. Nous chercherons donc à quantifier sa variabilité spatiale.

1) Définition des classes granulométriques.

L'analyse granulométrique définit des classes de taille de particules et mesure leurs proportions massiques relatives un peu comme on le fait lorsqu'on recherche la loi de distribution d'une variable aléatoire à partir d'un échantillonnage statistique. Cinq fractions sont classiquement différenciées : argile ($< 2 \mu\text{m}$); limon fin ($2 \mu\text{m} < X < 20 \mu\text{m}$); limon grossier ($20 \mu\text{m} < X < 50 \mu\text{m}$); sable fin ($50 \mu\text{m} < X < 200 \mu\text{m}$); sable grossier ($200 \mu\text{m} < X < 2000 \mu\text{m}$). Il est toutefois possible de subdiviser en-

core ces classes ; le laboratoire INRA d'analyse d'ARRAS propose, en routine, des analyses granulométriques à huit fractions. Notons cependant que les limites de ces classes granulométriques sont constantes et ne sont donc pas déterminées en fonction des caractéristiques texturales propres à l'échantillon. C'est ainsi que l'on pourra être amené à distinguer deux fractions au sein des sables grossiers, alors que pour certains sols ces fractions pourront être inexistantes ou très faiblement représentées. Si une telle procédure se justifie dans le cas d'analyses granulométriques standard, appliquées à des sols de textures très diverses, elle ne peut l'être lors d'une étude de la variabilité texturale d'une même unité de sol, où la gamme granulométrique est relativement faible. Dans ce cas, on peut choisir des limites de fractions granulométriques, de telle façon qu'à travail expérimental égal, on retire le maximum d'informations possibles de l'analyse texturale. Ainsi il semble intéressant, eu égard à notre problématique, de distinguer des classes de granulométrie ou fractions "élémentaires" qui peuvent présenter un comportement spatial comparable.

En effet, la variabilité spatiale des propriétés hydriques peut être induite au niveau textural par des variations de proportion de certaines tailles de particules. Nous chercherons donc à définir, pour l'unité de sol étudiée, les limites des classes granulométriques qui nous permettent de caractériser au mieux l'éventail réel des particules présentes à partir d'une analyse granulométrique fine de quelques échantillons prélevés sur toute la parcelle expérimentale.

2) Mode opératoire.

- Tamisage et broyage modéré de la terre fine ($\phi < 2$ mm).
- Destruction de la matière organique par attaque à l'eau oxygénée.
- Détermination des fractions fines ($0-2\mu\text{m}$, $2\mu\text{m} - 20\mu\text{m}$) après dispersion de la terre fine dans une solution d'hexamétaphosphate de sodium, puis sédimentation.
- Séparation par tamisage sous eau des fractions suivantes : $20-32\mu\text{m}$, $32-50\mu\text{m}$, $50 - 2000\mu\text{m}$.

Suivant une méthode déjà employée par JAILLARD (1984), les résultats granulométriques sont exprimés en fonction-densité, notée $g(\phi)$, dérivée première de la fonction-cumulée, notée $G(\phi)$; représentant le diamètre des particules considérées.

soit M = masse de prélèvement
 $m(\phi)$ = masse de la classe granulométrique
 $\Delta(\phi)$ = intervalle de la dimension de la classe granulométrique

avec : $g(\phi) = m(\phi) / (\Delta(\phi).M)$

on a : $G(\phi) = \sum_{x=0}^{\phi} g(x) . \Delta(x)$

L'expression des résultats en fonction-densité a pour intérêt de s'affranchir du problème des intervalles irréguliers de taille des classes granulométriques choisies et donc de mettre en évidence des pics (maximum) ou vallées (minimum) de distribution des particules (JAILLARD, 1984). L'observation à la loupe binoculaire montre que le pic de distri-

bution, centré sur 69 μm , est dû à la présence de résidus de cellules racinaires calcitisées, déjà décrites par JAILLARD (1984).

3) Résultats.

Les figures III-4 et III-5 montrent les fonctions-densité de deux profils qui correspondent à des pôles texturaux caractéristiques de la parcelle pour différentes profondeurs. On note aisément la présence de deux pics sur toutes les courbes, leurs centres sont respectivement à 69 μm . et à 137 μm . On remarquera également la constance granulométrique des pics et des vallées de distribution, tant sur le plan horizontal que sur l'axe vertical (deux autres profils ont été analysés et révèlent les mêmes caractéristiques). Seule leur amplitude varie et sera donc représentative de l'hétérogénéité texturale de la parcelle. Nous choisirons donc comme fractions granulométriques, celles qui encadrent les pics et les vallées, mises en évidence.

Notre démarche d'adaptation de l'analyse texturale à la distribution réelle de taille des particules présente cependant un biais; en effet, notre découpage final dépend en grande partie du découpage initial, qui constitue de fait notre référence texturale. La précision de notre choix dépend donc de celle de l'analyse granulométrique préalable. Signalons cependant, qu'en ce qui concerne cette dernière, il existe une limite inférieure d'intervalle de taille des classes, en-deçà de laquelle l'erreur de mesure devient trop importante.

	Fraction (μm)	\bar{X} (%)	σ (%)	$\frac{\sigma}{\bar{X}}$ %
F6	180-2000	11,0	0,26	2,3
F5	105-180	8,0	0,30	3,8
	88-105	1,9	0,16	8,5
F4	50-88	10,5	0,35	3,4
F3	32-50	6,9	0,28	4,1
	20-32	17,1	1,47	8,6
LF	2-20	25,5	1,56	6,1
AR	0-2	19,1	0,71	3,7

Tableau III-1 : Quantification de l'erreur de mesure de l'analyse granulométrique à partir de 20 répétitions sur un échantillon-test

Pour illustrer notre propos, on observera sur le tableau III-1 les fractions définitives choisies, ainsi que la quantification de l'erreur de mesure, relative à la détermination de chacune d'elle sur un échantillon-test. On constatera, en ce qui concerne la séparation des particules par tamisage à sec, que la faible représentation en pourcentage massique d'une phase granulométrique est liée à un fort coefficient de variation de l'erreur. En définitive, en regard des méthodes expérimentales utilisées, dont le tamisage, pour lequel les sources d'erreurs ont déjà été analysées par CHRETIEN (1971), il nous semble qu'un découpage initial des particules supérieures à 20 μm en 10 classes est proche de l'optimum.

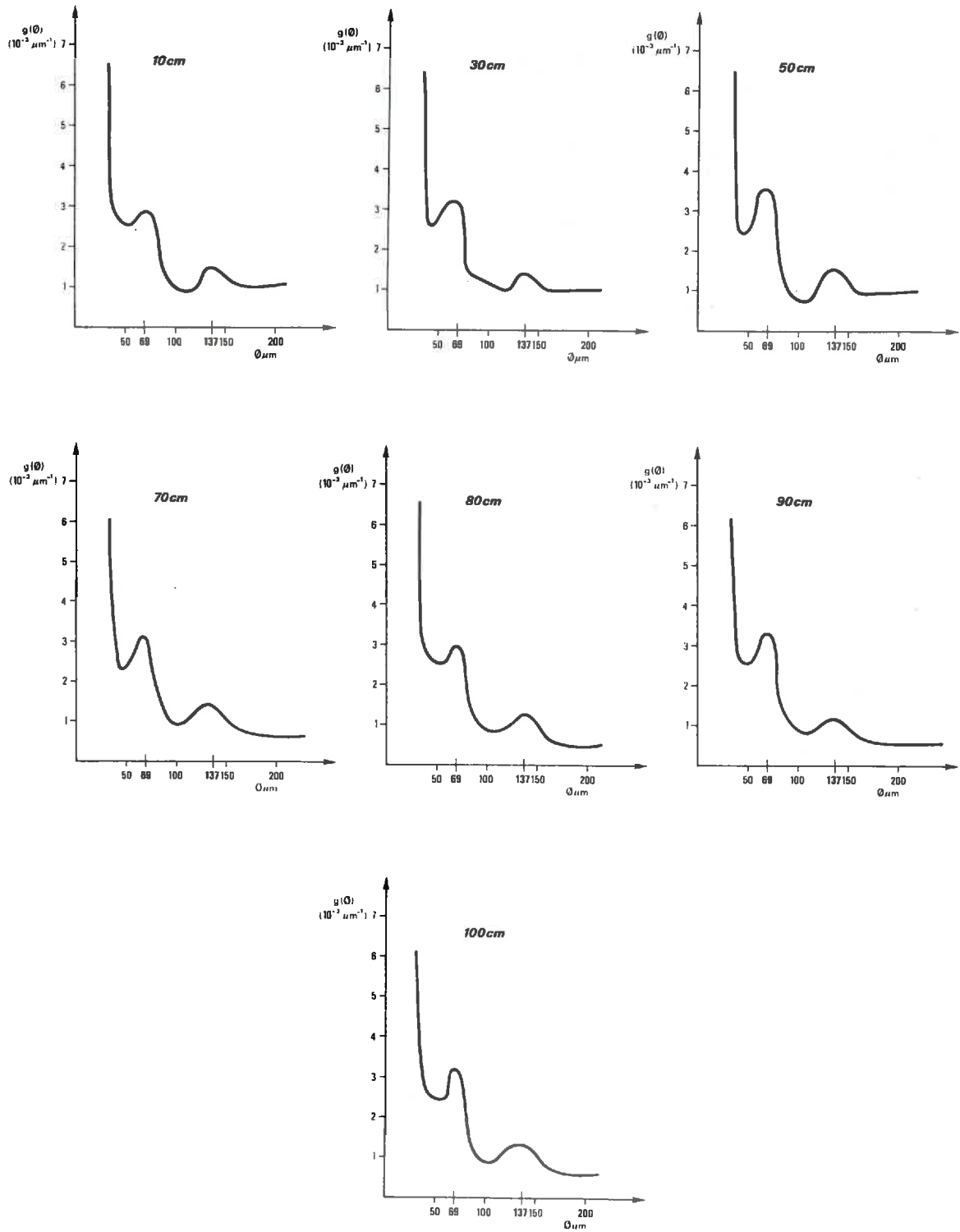


Figure n° III-4 : Fonction, densité et limons grossiers à différentes profondeurs du profil de coordonnées :

x = 80 m

y = 75 m

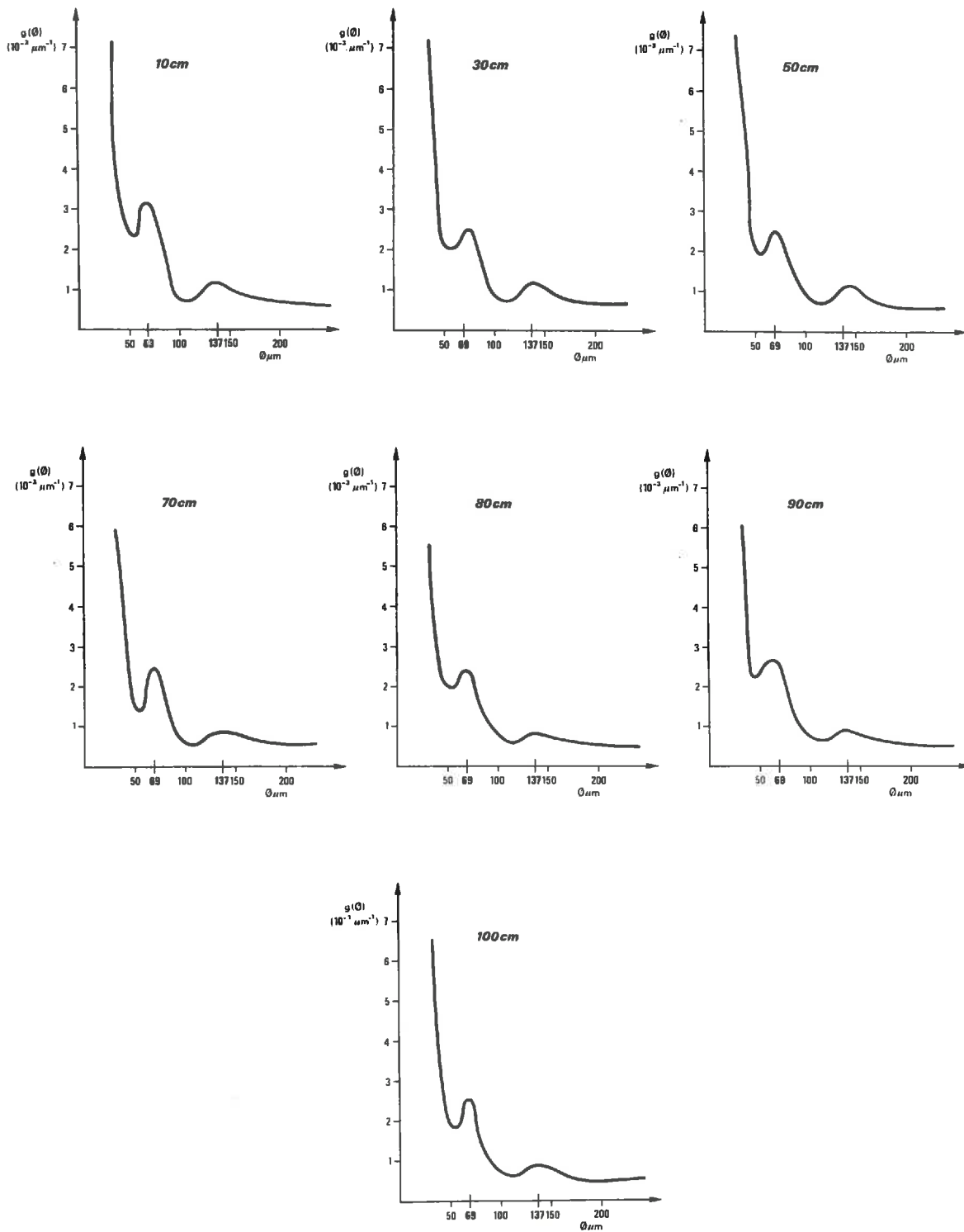


Figure n° III-5 : Fonction, densité et limons grossiers à différentes profondeurs du profil de coordonnées :
 $x = 40m, y = 160m$

Examinons à présent la question du positionnement des deux profondeurs de prélèvement. En ce qui concerne l'horizon supérieur, nous prendrons, d'une manière arbitraire mais classique, son centre, à savoir 30 cm. Pour le second horizon, le choix est plus délicat, car en un certain nombre de noeuds de la grille et des transects, les prélèvements à plus de 70 cm sont impossibles, du fait d'une charge caillouteuse trop forte. Cette dernière profondeur constituera donc la référence du second horizon, afin d'obtenir un échantillonnage le plus complet possible.

C. Densité apparente d'agrégats.

Les mesures ont été effectuées au laboratoire INRA de Science du Sol d'Avignon, que nous remercions ici pour sa collaboration. La détermination de la densité apparente d'agrégats (ρ_{as}) a été réalisée suivant une procédure proposée par MONNIER et al (1973). Nous n'en donnerons ici que les principes généraux :

- Tamisage à sec d'agrégats de 2 à 3 mm, issus d'un volume de terre prélevé à la tarière.
- Constitution d'un échantillon de 2 g d'agrégats.
- Imprégnation d'un échantillon au pétrole pendant au moins une heure afin d'obtenir un taux stable de remplissage des pores.
- Ressuyage de l'excès de pétrole par contact de durée limitée avec un papier filtre ou un verre fritté de porosité moyenne (billes de 50 μ m de diamètre).
- Mesure du volume des agrégats ressuyés par la détermination de la poussée hydrostatique, exercée sur l'échantillon immergé dans le pétrole.

$$\text{on a : } \rho_{as} = p \cdot \frac{\rho_p}{P - P_0}$$

avec : p : poids de l'échantillon sec
 ρ_p : densité du pétrole
 P_0 : poussée hydrostatique s'exerçant sur le panier de soutien de l'échantillon
P : poussée hydrostatique s'exerçant sur l'ensemble panier et échantillon

FIES et STENGEL (1981a) ont analysé les limites de cette technique de mesure. Ainsi pour que la ρ_{as} qui est également interprétable comme une densité texturale, soit réellement représentative de la granulométrie du sol, il importe que le volume des agrégats soit supérieur au volume élémentaire représentatif de la texture du sol étudié. Il est donc nécessaire de tenir compte de la composition granulométrique pour définir le plus petit volume d'échantillon à soumettre à la mesure. Cela est d'autant plus vrai que la phase de ressuyage, qui doit permettre l'élimination de l'excès de pétrole présent à l'état de film autour des agrégats, ne doit toutefois pas vider les pores; la réussite de cet objectif dépend également de la relation entre volume et granulométrie.

Pour des matériaux à texture moyenne comme ceux de notre parcelle d'étude, le choix d'agrégats de 2 à 3 mm semble adéquat.

Signalons par ailleurs une source d'erreur supplémentaire dans notre protocole, qui n'est pas présente dans celui de MONNIER et al (1973). En effet le prélèvement de terre à la carotteuse provoque un lissage et un compactage des bords du cylindre ainsi extrait. Nous avons éliminé, autant que possible, les agrégats dont la compaction était visible à l'oeil nu, mais il est certain que quelques-uns ont pu subsister dans les échantillons de mesure, et ont ainsi pu créer un biais au niveau des résultats.

Notre protocole se justifie cependant par le fait qu'il nous était strictement impossible de creuser des profils en 100 points d'une parcelle de deux hectares, afin de recueillir des agrégats intacts. Cela aurait d'ailleurs été en contradiction avec notre objectif de choix de **variables à accès simple**.

Une quantification de l'erreur de mesure a pu être effectuée, car pour chaque point de prélèvement cinq répétitions de la mesure de ρ_{as} ont été menées à bien. L'erreur relative moyenne est de 0,5 %, ce qui est sensiblement équivalent aux résultats de FIES et STENGEL (1981, a et b).

D. Coefficient de réflexion lumineuse.

La description des couleurs du sol par le pédologue est réalisée suivant le système Munsell, dont le principe repose sur la comparaison de la couleur d'un fragment de sol avec un jeu standard d'étalons. Ces derniers sont définis par trois caractéristiques (OYAMA et TAKEHARA, 1967) : la **gamme** (hue) qui représente le spectre dominant tel que rouge, jaune, vert, bleu, etc... , la **valeur** (value) qui représente la clarté relative de la couleur, et l'**intensité** (chroma) qui désigne la pureté et la force relative de la couleur du spectre. Ce système de classification est tridimensionnel; il ne permet pas une description continue de la variabilité spatiale de la couleur des sols, car la gamme, la valeur et l'intensité sont discrétisées de façon à n'avoir qu'un nombre fini d'étalons qui couvrent l'ensemble des couleurs de sol existantes. C'est ainsi que, sur notre parcelle, seuls deux types de couleurs sont distingués, en dépit d'un gradient continu, détectable à l'oeil; d'après le code Munsell il s'agit de 10 YR 5/4 et 10 YR 4/4, il n'y a donc que la valeur qui change. A notre échelle le code Munsell ne permet pas une description assez fine. Nous avons donc envisagé dans ce mémoire, la mesure d'une variable quantitative, cartographiable par isohyètes, qui représente le pouvoir discriminant sur le plan spatial de la couleur du sol au sein d'une unité pédologique. A cet effet nous avons déterminé l'intensité énergétique du rayonnement réfléchi (C_r) et émis par une surface de terre fine (tamisée à 2 mm), éclairée par un rayonnement incident de caractéristiques constantes.

1) Principe :

On sait que l'intensité énergétique du rayonnement réfléchi dépend principalement du rayonnement incident, de son angle d'incidence, de la teneur en eau et de la couleur du sol (MONTHEITH, 1973; WENDLANDT et HECHT, 1966). Aussi, si les trois premiers facteurs, ainsi que R_g sont maintenus constants, la mesure des variations énergétiques de rayonnement réfléchi de courte longueur d'onde entre différents échantillons de sol, sera pour l'essentiel fonction de leur couleur. Néanmoins on ne peut affirmer que la liaison entre l'intensité énergétique

de R_s et la couleur est monotone, c'est-à-dire qu'à une intensité énergétique donnée correspond une seule et même couleur. En effet, la nature de la couleur est tri-dimensionnelle, aussi pour des combinaisons différentes de la gamme, de la valeur et de l'intensité, il est possible de mesurer une intensité réfléchie égale.

En conséquence, cette dernière ne saurait être aussi discriminante que la couleur, que dans la mesure où l'on s'adresse à une très faible gamme de couleurs. C'est notre cas ici, puisque seule la valeur de la couleur varie (de 4 à 5) dans le système Munsell.

2) Dispositif expérimental : (cf fig. III-6)

Le sol tamisé à 2 mm et séché à l'air, a été placé dans une boîte cartonnée de faible hauteur. Un pyranomètre de marque Tektronix J6504 a été utilisé pour la mesure de l'intensité énergétique du rayonnement réfléchi. La sonde pyranométrique ayant un angle de mesure de 30° , a été placée à 22 cm de l'échantillon afin que la surface de détermination soit bien inférieure à celle de la boîte contenant l'échantillon de terre tamisée. La variable réelle, mesurée par ce système re-

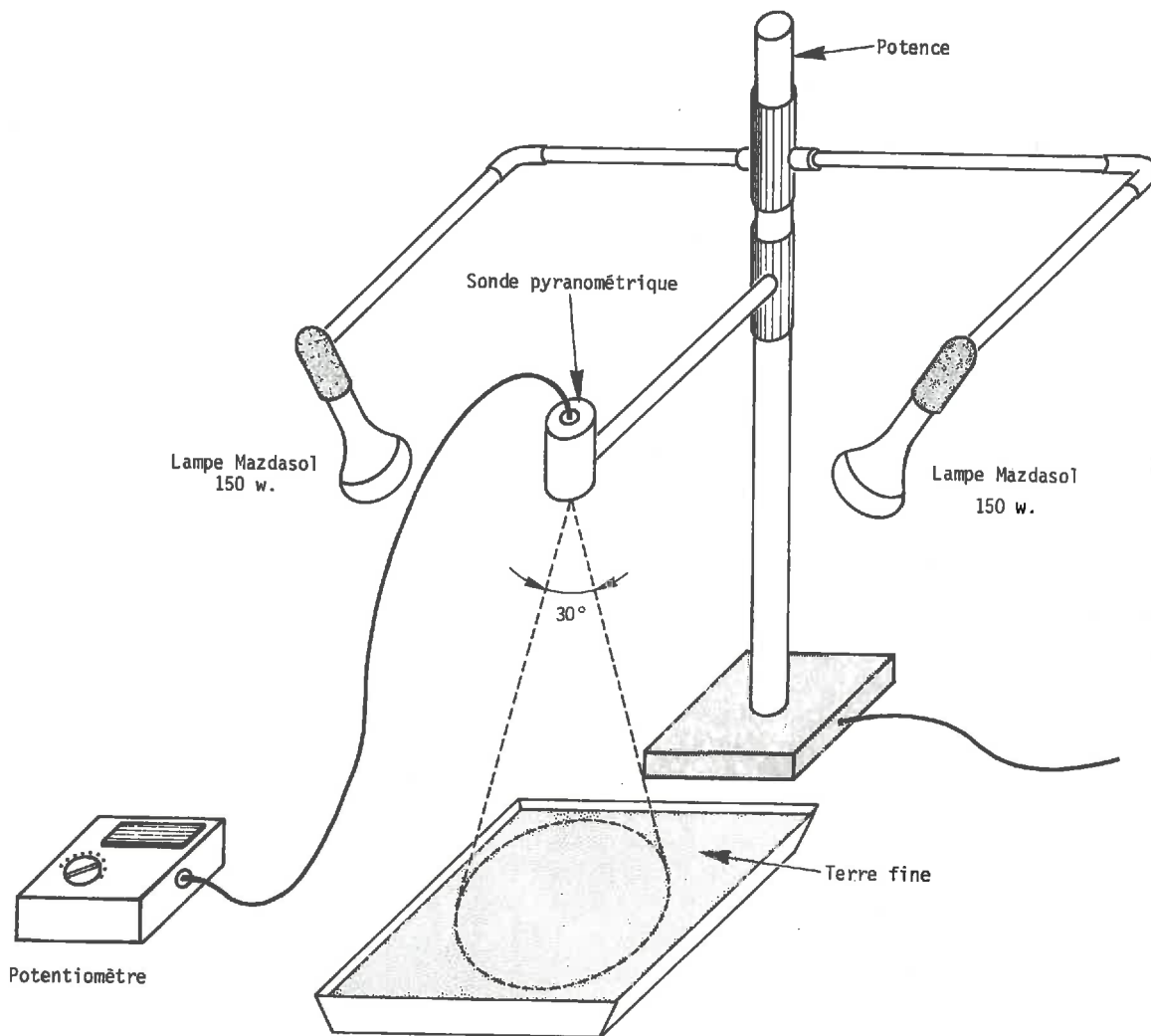


Figure III-6 : Schéma de l'appareillage de mesure d'une intensité énergétique lumineuse réfléchie.

lié à un potentiomètre, est une force électromotrice par seconde, exprimée en mV.s^{-1} . En utilisant une procédure de calibration, il est possible de convertir les mV.s^{-1} du pyranomètre en unités radiatives. Mais, compte-tenu de notre objectif, seule une mesure relative nous intéresse, une telle conversion n'a donc pas été réalisée. En ce qui concerne l'éclairage de l'échantillon, nous avons préféré utiliser un éclairage artificiel à l'aide de deux lampes à filament de Tungstène (Mazdasol 150W), plutôt que de soumettre les échantillons au rayonnement solaire, dont l'intensité et la nature étaient susceptibles de varier au cours du passage des deux cents échantillons.

Plusieurs vérifications ont eu lieu au cours de l'expérimentation, afin de contrôler l'absence de biais systématiques. C'est ainsi que nous avons tenté de détecter, par la répétition régulière de mesures sur étalon de couleur, l'existence éventuelle d'une fluctuation du système qui aurait, entre autres, pu être causée par une augmentation de température, due à l'éclairage. D'autre part, chaque mesure sur un échantillon donné, a été renouvelée trois fois, en prenant le soin de remélanger la terre à chaque fois. Nous avons ainsi cherché à quantifier l'influence de différences de rugosité de surface sur le résultat. En définitive, peu de variations, d'origine expérimentale, ont été constatées; l'erreur relative moyenne de la mesure a été d'environ 1,5 %.

Signalons enfin que la teneur en eau résiduelle des échantillons séchés à l'air était faible, variant entre 3 % et 8 %. Comme le montrent GRASER et VAN BAVEL (1982) l'albedo n'est plus sensible à la teneur en eau, quand elle se trouve dans des gammes très faibles, correspondant à des succions élevées.

Nous pouvons donc conclure que la variabilité des résultats de mesure est donc bien due en majeure partie à celle de la couleur des échantillons.

E. Courbe de rétention $h(\theta)$ et densité apparente sèche (ρ_s).

La détermination in situ de ces deux paramètres, par l'utilisation simultanée de tensiomètres, d'humidimètre à neutrons et de gammadensimètre, n'est guère concevable si elle doit être répétée de nombreuses fois. C'est pourquoi nous nous sommes orientés vers des techniques de laboratoire, adaptées à la mesure en grand nombre des caractéristiques $h(\theta)$ et ρ_s sur des échantillons peu remaniés, aussi proches que possible de l'état naturel. En ce sens nous avons opté pour un protocole expérimental dont l'efficacité a été démontrée par le "Soil Survey of England and Wales". Cet organisme réalise depuis plus de dix ans des déterminations systématiques de $h(\theta)$ et ρ_s , représentatifs de séries de sols définies lors des prospections pédologiques, visant à la couverture cartographique du territoire britannique.

Nous allons donner ici une description simplifiée de la procédure que nous avons mise en place au laboratoire de Science du Sol de Montpellier. Une description complète, tant de l'appareillage que des problèmes pratiques de mise en oeuvre, est fournie par AVERY et BASCOMB (1974), ainsi que HALL et al (1977).

1) Méthode expérimentale.

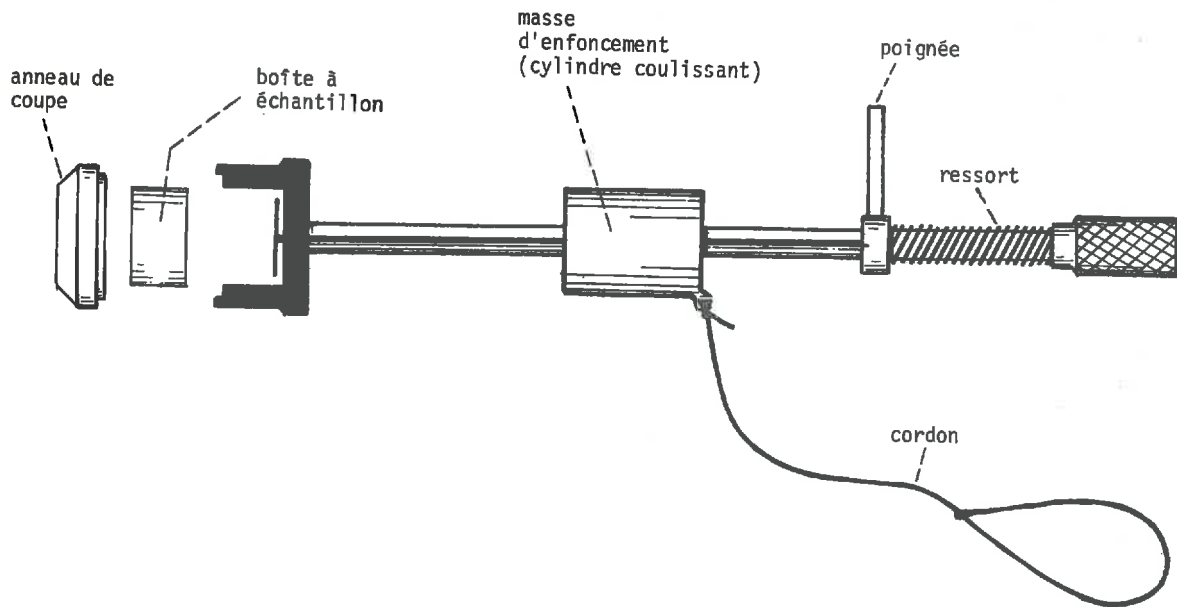


Figure III-7 : Appareil de prélèvement de cylindres de sol non remanié

Prélèvement :

Les échantillons de sol sont prélevés sous la forme de cylindres, dans un état le moins remanié possible, à l'aide de l'outil visible en fig. III-7. Ce dernier est composé d'un anneau de coupe en continuité avec un tube métallique contenant un porte échantillon en fer galvanisé. Le prélèvement est effectué par l'enfoncement progressif de l'outil au complet jusqu'à une limite prédéfinie, afin d'éviter le compactage de l'échantillon. Ce mouvement est obtenu par le martèlement du bas de l'appareil à l'aide d'une masse qui coulisse le long de l'axe de l'ensemble. Il s'agit donc d'un procédé par percussion. Le carotteur est extrait du sol à l'aide d'une pelle et l'échantillon est éjecté, entouré de son cylindre métallique, par un mécanisme à ressort. La carotte est alors arasée à l'aide d'un couteau et recouverte à ses deux extrémités de couvercles.

L'état hydrique du sol le plus favorable au prélèvement est celui de la capacité au champ (HALL et al, 1977).

A des états plus secs nous avons même dû faire face à des difficultés rédhibitoires : impossibilité d'enfoncement, rupture de l'échantillon, pulvérisation du sol... C'est pourquoi nous avons adopté comme principe, dans le cas où le prélèvement ne pouvait se faire en conditions naturellement humides, de saturer le profil d'échantillonnage au préalable et de laisser s'exercer le ressuyage jusqu'à un état hydrique du sol optimal. Signalons également que la présence d'une charge caillouteuse, même faible, nous a conduit à répéter certains carottages jusqu'à l'obtention d'un échantillon correct. Néanmoins l'échantillonnage en sols caillouteux est susceptible d'introduire des remaniements non visibles sur le terrain; en effet, la rencontre d'un gravier avec l'anneau de coupe peut entraîner, soit un compactage du sol prélevé si le gravier tout entier s'introduit dans le cylindre, soit un vide si le

gravier est repoussé vers l'extérieur. C'est ainsi que nous avons constaté a posteriori l'existence de densités apparentes sèches trop faibles en regard des valeurs moyennes obtenues.

L'utilisation de carotteurs à enfoncement hélicoïdal ne résoud pas ce problème, d'autant plus que la présence de cailloux bloque le plus souvent d'une manière définitive leur progression. Finalement, il semble qu'il n'existe pas encore de technique simple et rapide de prélèvement d'échantillons non remaniés en sols caillouteux, et que la méthode employée ici, bien que la seule réalisable à notre sens, est encore trop perturbatrice.

En dernier lieu, il nous faut préciser, notamment pour la profondeur de 70 cm, la nature des opérations de préparation du sol avant carottage. Un pré-trou a été systématiquement creusé par une tarière à cuillère hélicoïdale de 20 cm de large (Type Eijkelkamp), puis été aplani à la main à l'aide d'un couteau jusqu'à la profondeur désirée. C'est ensuite, seulement, que débute le carottage proprement dit.

Préparation des échantillons :

Au retour du terrain, les cylindres de sol sont placés dans des bassines, sur des tapis de mousse imprégnés d'eau, afin d'assurer leur saturation "per ascensum". Cette opération peut durer jusqu'à deux semaines, et est considérée comme terminée quand on constate la présence, à la surface de la partie supérieure de l'échantillon, d'un film brillant dû à l'humidité.

Mesure de la relation pression-teneur en eau en désorption :

Chaque cylindre de sol est mis en équilibre à deux succions sur bacs à sable et à deux pressions dans des presses à plaque.

Bacs à succions (voir fig. III-8) :

Ils sont constitués d'un bac en verre épais, rempli d'un limon grossier, dit sable de Blokzil, fourni par la société Eijkelkamp

<2 μm	2-16 μm	16-35 μm	35-50 μm	50-75 μm	> 75 μm
3 %	2 %	6 %	77 %	11 %	1 %

Tableau III-2 : Granulométrie du sable de Blokzil

(Giesbeek - Hollande) (voir granulométrie tableau III-2). Si l'on assimile un tel milieu poreux à un système de tubes capillaires, on peut considérer que le bac à sable reste totalement saturé, tant que la pression ou la succion qu'on lui applique n'est pas supérieure au potentiel matriciel du capillaire le plus gros. En effet, la loi de JURIN détermine pour un capillaire de rayon R, le potentiel matriciel P de l'eau retenue par ce capillaire :

$$P = - \frac{2\gamma \cos\alpha}{R}$$

avec γ tension superficielle de l'eau
 α angle de contact liquide-solide

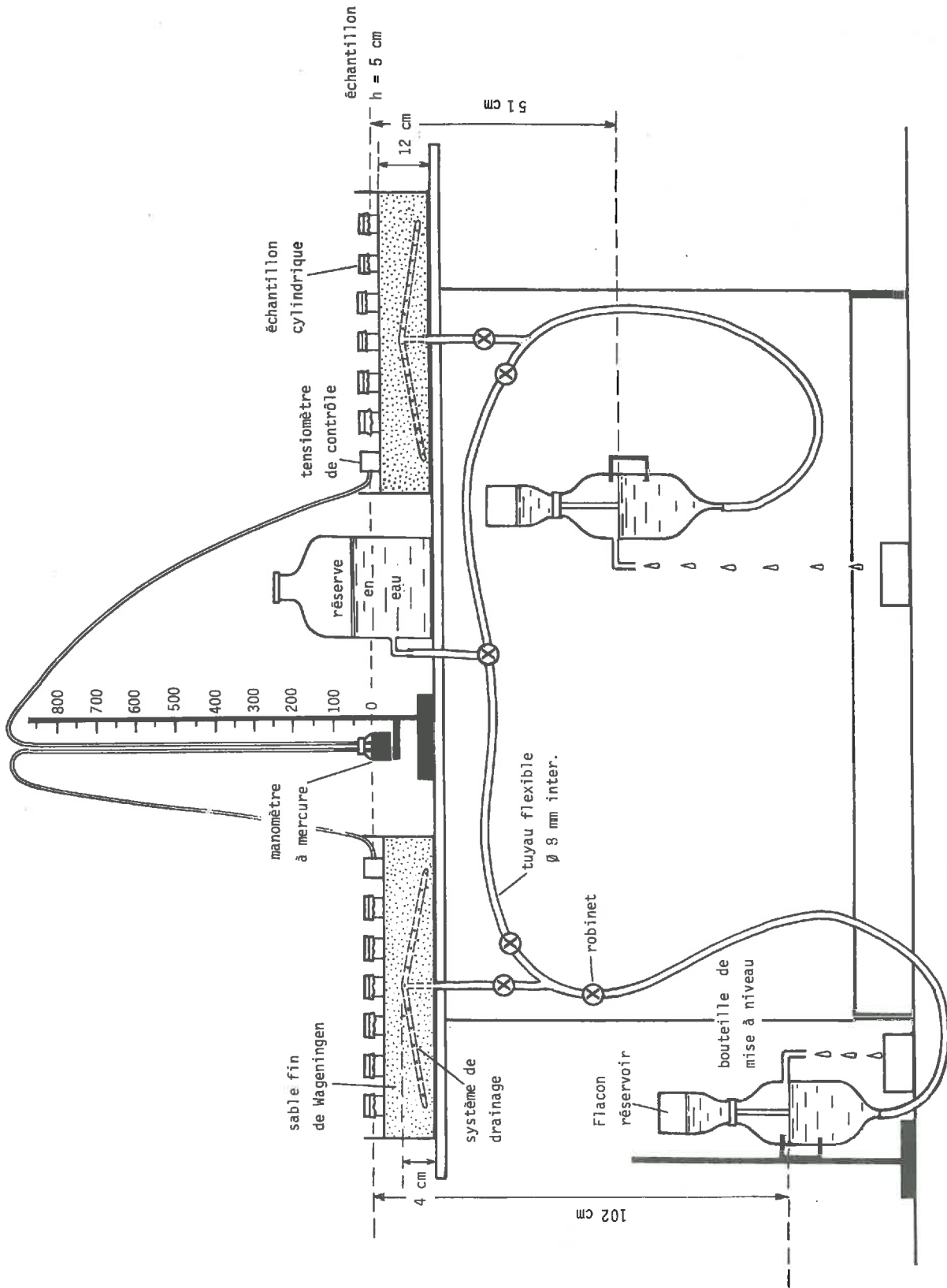


Figure n° III-8 : Dispositif des bacs à succions

P est donc inversement proportionnel en valeur absolue à la taille des pores et représente l'énergie minimale de succion ou de pression qu'il faut appliquer pour enlever l'eau retenue dans le capillaire. C'est ainsi qu'un bac, tel que celui construit ici, ne se désature qu'à des succions supérieures à 13 kPa. Comme on peut le voir sur la fig. III-8, nous avons mis au point deux bacs, soumis aux succions de 5 kPa (PF 1,7) et 10 kPa (PF 2,0).

Ces succions sont maintenues par un circuit hydraulique, constitué d'un réservoir d'eau situé en contrebas du bac et relié à celui-ci par un tuyau flexible et un système de drainage. Elles sont déterminées par la différence de hauteur entre le centre des échantillons placés sur le bac et le niveau d'eau dans les réservoirs, c'est-à-dire par une différence de potentiel gravitationnel. Le système garde une continuité hydraulique grâce aux propriétés de rétention hydrique des bacs.

La mesure s'effectue de la façon suivante : après humectation "per ascensum", les échantillons sont placés sur le bac à sable à 5 kPa de succion, en prenant garde d'assurer un bon contact entre échantillons et bac.

Les cylindres de sol sont ensuite pesés tous les deux ou trois jours, afin de suivre le processus de drainage qui s'effectue sous l'action de la succion. Lorsque leur poids diminue de moins de 100 mg entre deux pesées successives, on considère qu'ils ont atteint l'équilibre; ils sont alors transférés sur le bac suivant à 10 kPa de succion. Le temps d'équilibration a varié pour nos échantillons entre deux et trois semaines pour chaque bac.

Une description complète des bacs à sable et de leur construction est donnée par STAKMAN et al (1969). Bien que relevant d'un principe simple, le fonctionnement des bacs à succion est délicat car il est nécessaire de maintenir la continuité du circuit hydraulique. Sa rupture peut être provoquée par de nombreux facteurs, dont l'apparition de bulles d'air, dans le système de drainage, un développement bactérien, un manque de continuité entre les échantillons et le sable, une évaporation trop forte à la surface du bac. Pour éviter ces problèmes, on emploie de l'eau dégazée, on purge le bac tous les mois avec une solution de sulfate de cuivre (pour éliminer les micro-organismes) et on recouvre le bac constamment pendant sa période de fonctionnement pour limiter les phénomènes d'évaporation. Néanmoins, afin de disposer d'un moyen de vérification constant, nous avons placé en permanence sur chaque bac un échantillon muni d'un système tensiométrique, de telle façon qu'il nous était possible de déterminer la succion réelle subie par les carottes de sol. Cette précaution s'est révélée indispensable à plusieurs reprises pour des raisons identiques à celles citées précédemment.

Par ailleurs, pour détecter une éventuelle hétérogénéité de succion au sein des bacs, les échantillons ont été redistribués après chaque pesée. Nous n'avons cependant jamais constaté de réel problème à ce niveau, l'évolution des échantillons s'étant montrée homogène quel que soit leur emplacement dans les bacs.

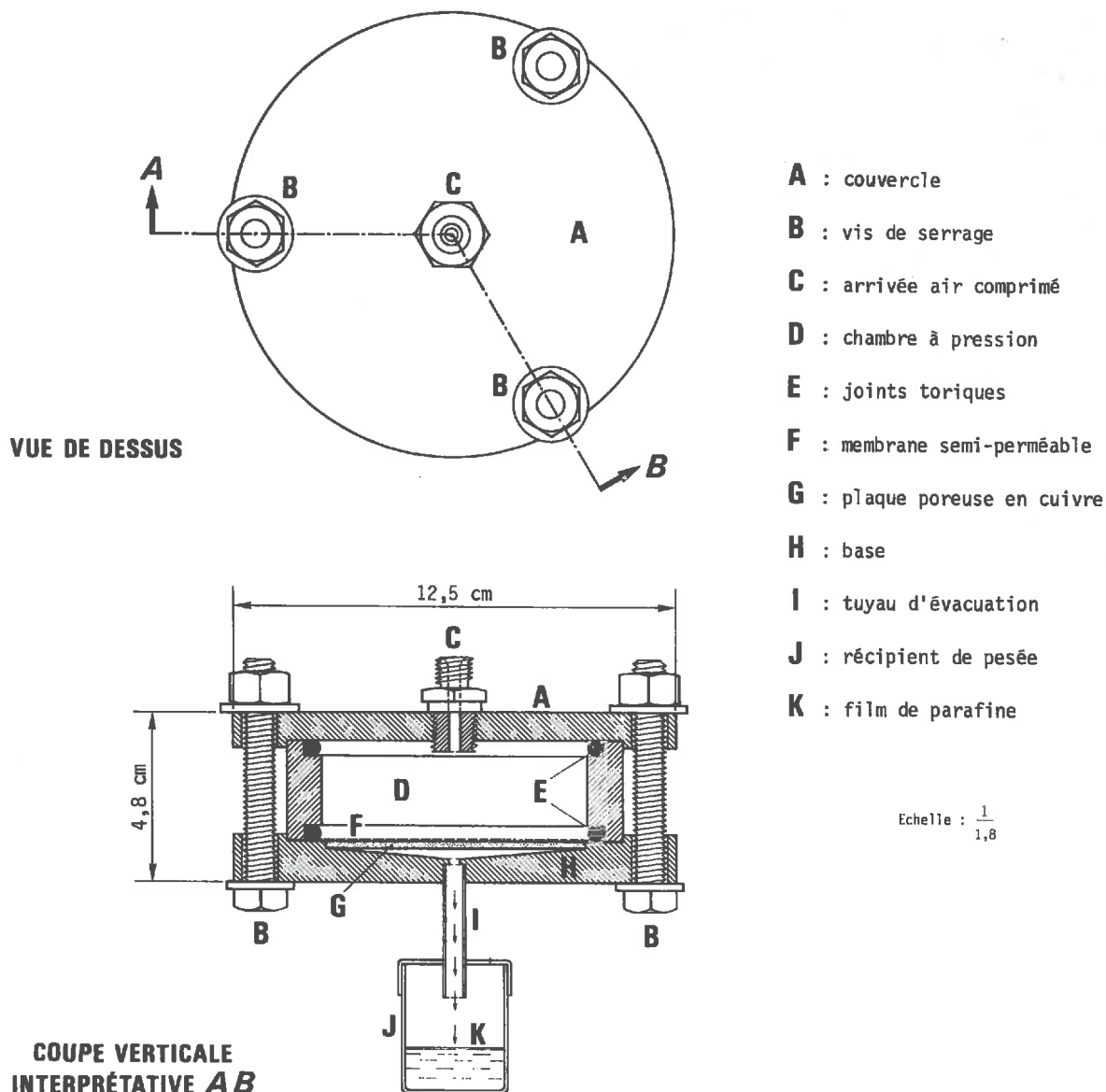


Figure III-9 : Presse à membrane (d'après HALL et al, 1977)

Presses à plaques :

Pour déterminer la rétention d'eau du sol à des succions supérieures à 40 kPa, il est nécessaire d'utiliser une presse à membrane, encore appelée appareil de RICHARDS (1941). L'eau retenue dans les pores sera cette fois-ci chassée en appliquant une pression pneumatique, à condition que l'on ait :

$$p > \frac{2 \gamma \cos \alpha}{R} \quad (\text{cf loi de JURIN})$$

Nous avons déterminé de cette manière les teneurs en eau à 100 kPa, 200 kPa et 1500 kPa, à savoir PF 3, 3,3 et 4,2. Les presses à membrane employées sont visibles en figure III-9; elles sont composées d'une chambre à pression, d'une membrane semi-perméable permettant le drainage de l'eau de désorption et d'une bouteille réceptrice à la sortie, pesée journalièrement. L'eau de ce dernier récipient est surmontée

d'un mince film de paraffine, destiné à empêcher l'évaporation; celle-ci ne peut néanmoins être totalement évitée, aussi l'échantillon est considéré à l'équilibre, non pas quand la bouteille ne varie plus en poids, mais dès lors qu'elle perd environ 3 mg par jour. Le temps d'équilibration est approximativement de trois semaines.

Chaque échantillon passé sur les bacs à sables est morcelé, afin que chaque cellule puisse contenir quatre sous-échantillons différents. Les mesures à 100 kPa et 200 kPa sont alors faites simultanément sur des parts de 2,5 cm de haut non remaniées de l'échantillon initial. En procédant de la sorte, il est clair que la mesure n'intègre pas toute la macroporosité initiale du sol, mais à des succions de 100 kPa et 200 kPa, seuls les micropores interviennent (cf classification entre macropores et micropores HENIN (1976)).

A la fin de l'équilibre, les sous-échantillons sont pesés, puis séchés à 105° pendant 48 h. Les résidus de chaque carotte, non utilisés dans les presses à membrane, passent également à l'étuve à 105°C et la masse totale sèche de l'échantillon de départ est déterminée par la somme des trois fractions. Ces dernières sont ensuite tamisées séparément sous l'eau, pour quantifier la teneur en cailloux de chacune d'entre elles.

. ρ_{rf}	Densité réelle de la terre fine
. ρ_{rg}	Densité réelle de la fraction grossière
. ρ_{ss}	Densité apparente sèche du sol
. ρ_s	Densité apparente sèche de la terre fine
. $W_s(-5kPa)$	
(-10kPa)	Teneur massique en eau retenue aux
(-100kPa)	différents potentiels pour le sol
(-200kPa)	(g/g)
(-1500kPa)	
. $W(-5kPa)$	
(-10kPa)	Teneur massique en eau retenue aux
(-100kPa)	différents potentiels pour la terre fine
(-200kPa)	(g/g)
(-1500kPa)	
. $\theta_s(-5kPa)$	
(-10kPa)	Teneur volumique en eau retenue aux
(-100kPa)	différents potentiels pour le sol
(-200kPa)	(m ³ /m ³)
(-1500kPa)	
. $\theta(-5kPa)$	
(-10kPa)	Teneur volumique en eau retenue aux
(-100kPa)	différents potentiels pour la terre fine
(-200kPa)	(m ³ /m ³)
(-1500kPa)	
. F7	Teneur massique en fraction grossière de la carotte

Tableau III-3 : Paramètres calculés

En ce qui concerne la teneur en eau à 1500 kPa (PF 4,2), elle a été mesurée à l'aide d'une presse à plaque classique à partir d'échantillons remaniés (terre fine tamisée à 2 mm), de faible taille à savoir 10 g, saturés au préalable.

2) Expression des résultats :

Ils seront présentés de deux manières, suivant que l'on s'intéresse exclusivement à la terre fine ou au sol en place, cailloux y compris. En ce qui concerne la fraction grossière, les cailloux étant pour l'essentiel composés de quartzites roulés, leur réserve utile en eau peut être considérée comme pratiquement nulle (AUGE, 1981); nous ne sommes pas dans des cas où les éléments grossiers, de nature gréseuse, calcaire ou volcanique, contribuent à la capacité de rétention en eau du sol (GRAS et MONNIER, 1963). En conséquence les calculs ne différeront entre les deux situations que par le volume de référence choisi, à savoir : volume occupé par la terre fine, ou volume total de l'échantillon.

On peut examiner dans le tableau III-3 les paramètres qui seront calculés ou mesurés.

Densité réelle :

Elle a été déterminée par la méthode du pycnomètre, décrite par HENIN (1976) sur une dizaine d'échantillons, répartis sur toute la surface. Pour chaque mesure nous avons distingué terre fine et fraction caillouteuse. Les résultats obtenus, constants dans l'espace sont :

$$\rho_{rf} = 2,69$$

$$\rho_{rg} = 2,68$$

Densité apparente sèche :

. Soit M_t la masse totale du cylindre de sol, séché à 105°C

. Le volume de prélèvement est fixé par la dimension de l'anneau de coupe du carotteur, ainsi que par la hauteur du cylindre métallique de cerclage, à 212 cm³.

Nous avons donc

$$\rho_{ss} = \frac{M_t}{212 \cdot \rho_w} \quad \text{avec } \rho_w : \text{masse volumique de l'eau}$$

Si M_g est la masse de la fraction grossière :

$$\rho_s = \frac{M_t - M_g}{(212 - M_g \cdot \rho_{rg}) \cdot \rho_w}$$

Teneur en fraction grossière : $F7 = M_g/M_T$

Teneurs en eau de la carotte entière :

$$W_s(-5kPa) = \frac{M(-5kPa) - M_t}{M_t} \quad \Theta_s(-5kPa) = W_s(-5kPa) \times \rho_{ss}$$

$$W_s(-10kPa) = \frac{M(-10kPa) - M_t}{M_t} \quad \Theta_s(-10kPa) = W_s(-10kPa) \times \rho_{ss}$$

avec : $M(-5kPa)$ et $M(-10kPa)$ respectivement égales aux masses de sol humide, aux potentiels de $-5kPa$ et $-10kPa$.

Dans le cas des PF supérieurs, le calcul est différent car la mesure n'a été effectuée que sur un sous-échantillon,

soit $Ph(x)$ la masse de ce sous-échantillon à $xkPa$

$Ps(x)$ la masse de ce sous-échantillon séché à $105^\circ C$

et $C(x)$ la masse de fraction grossière présente

$$W_s(xkPa) = \frac{Ph(x) - Ps(x)}{Ps(x) - C(x) \cdot \rho_{rg}} \times \frac{M_t - F7}{M_t}$$

$$\Theta_s(xkPa) = W_s(xkPa) \cdot \rho_{ss}$$

$$\frac{M_t - F7}{M_t}$$

le facteur $\frac{M_t - F7}{M_t}$ est correctif dans la mesure où le sous-échantillon ne contient pas la même fraction grossière que l'échantillon total, qui lui seul sert de référence quant à la proportion terre fine sur fraction grossière.

$$W_s(-1500kPa) = \frac{Ph(-1500) - Ps(-1500)}{Ps(-1500)} \times \frac{M_t - F7}{M_t}$$

$$\Theta_s(-1500kPa) = W_s(-1500kPa) \cdot \rho_{ss}$$

Teneurs en eau de la terre fine :

$$\forall x = -5, -10, -100, -200, -1500$$

$$W(xkPa) = W_s(xkPa) \times \frac{M_t}{M_t - F7}$$

$$\Theta(xkPa) = W(xkPa) \times \rho_s$$

3) Validité des résultats :

Les calculs exposés ci-dessus font l'hypothèse d'une valeur de densité apparente sèche constante, quel que soit le potentiel matriciel du sol. Or, il est bien connu que, dans la plupart des sols comportant une fraction fine argileuse, non négligeable, des phénomènes de retrait existent lors du dessèchement. Nous négligeons ici ce phénomène, car nous estimons qu'en regard de la texture du sol et du pourcentage d'argile présent, il est très faible. Mais il est cependant utile de préciser dans le détail l'erreur que peut introduire une telle hypothèse. Signalons tout de même que le retrait n'a pas été observable jusqu'à PF 2 pour tous nos échantillons, car il a toujours été délicat de les retirer de leurs cylindres métalliques pour découper des sous-échantillons, destinés à la presse à membrane; en effet l'ajustement du cylindre et de la carotte était encore parfait à PF 2.

Parmi nos échantillons, prenons un cas moyen qui perd 16 % en eau pondérale entre son état à saturation et son état à PF 4,2, avec une masse volumique apparente sèche de $1,54 \text{ Mg.m}^{-3}$.

Si l'on suppose un retrait isotrope total qui correspond quantitativement au volume d'eau perdu par l'échantillon :

$$\Delta V = 0,16.V.\rho_w$$

on a

$$\rho_{ss}(-1500\text{kPa}) = \frac{M_s}{V - \Delta V} \times \frac{1}{\rho_w} = 1.83$$

avec M_s : masse sèche de l'échantillon

V : volume de départ

ρ_w : masse volumique de l'eau

La variation de densité apparente ainsi calculée est importante. Mais ce résultat n'est valable que si l'on considère une motte de sol isolée; dans le cas du sol en place, le retrait horizontal forme une porosité fissurale qui doit être prise en compte dans le calcul de la densité apparente. Dès lors, la variation réelle de ρ_{ss} n'est concernée que par le retrait vertical, que l'on peut estimer en première approximation égal en volume au tiers du retrait total. Nous en déduisons donc que : $\rho_{ss}(-1500\text{kPa}) = 1,62$

On constate en définitive que la variation ainsi estimée est nettement plus faible que la précédente. Notons de surcroît qu'il s'agit d'une surestimation du phénomène réel, car l'hypothèse d'un retrait total égal à la perte en eau de l'échantillon n'est valable que pour des sols très argileux. Dans notre cas (teneur en argile inférieure à 30 %), le retrait effectif ne peut être qu'inférieur. En conséquence, par comparaison avec les sources d'erreur de mesure, notamment celles dues au mode de prélèvement, l'approximation réalisée semble valide.

Une seconde source d'interrogations subsiste au sujet de la représentativité de la teneur en cailloux, mesurée sur un volume de 212 cm³. Comme a pu le montrer BORNAND (1978) un échantillon de cette taille est bien inférieur au volume élémentaire représentatif de la variable "teneur en cailloux". Aussi l'estimation réalisée ne présentera qu'une faible précision. En conséquence, par la suite, le traitement des données, issues de la mesure des courbes de rétention, portera au préalable sur l'analyse des teneurs en eau pondérales de la terre fine

aux différents PF, avant d'étendre l'analyse au sol complet. Cette procédure a pour intérêt de hiérarchiser les sources d'erreur et donc de faciliter l'interprétation. D'une manière générale il semble préférable d'analyser séparément chaque variable dans un premier temps, car elles présentent le plus souvent des structures spatiales différentes, dont la mise en évidence est source d'enseignements. Au contraire, l'analyse directe d'une variable, combinaison mathématique des autres, ne permettrait pas une interprétation des phénomènes élémentaires; cela est d'autant plus vrai que l'une des variables élémentaires présente une erreur de mesure élevée.

En dernier lieu, il nous faut aborder le problème du choix des points de mesure de la courbe de rétention. En raison des délais impartis, ils n'ont été qu'au nombre de cinq; rappelons la valeur des potentiels en question : -5kPa, -10kPa, -100kPa, -200kPa, -1500kPa. (PF: 1,7; 2,0; 3,0; 3,3; 4,2).

Leur choix obéit d'une part à la volonté d'obtenir une estimation homogène et complète de la relation $h(\theta)$ sur l'intervalle allant de la saturation au PF 4,2, et d'autre part de disposer d'un référentiel d'interprétation. C'est pourquoi ces valeurs sont identiques à celles adoptées par le Soil Survey of England and Wales (HALL et al, 1977), à la seule différence près que nous avons remplacé PF 2,6 par PF 3,0. En effet, à PF 2,6, c'est-à-dire à un potentiel matriciel de -40kPa; la mesure de la teneur en eau de l'échantillon est effectuée sur un bac à sable et kaolinite, dont la mise au point, particulièrement longue, demande plus de six mois.

F. Conductivité hydraulique à saturation.

La détermination de la conductivité hydraulique à saturation a été menée exclusivement sur les échantillons de sol prélevés à 30 cm de profondeur. Nous détaillons par la suite les principes essentiels de la méthode expérimentale employée.

1) Principe de la méthode de mesure.

La notion de conductivité hydraulique d'un milieu poreux saturé en eau est définie à partir de la loi de Darcy, qui décrit l'écoulement d'un fluide à travers la section d'un milieu poreux :

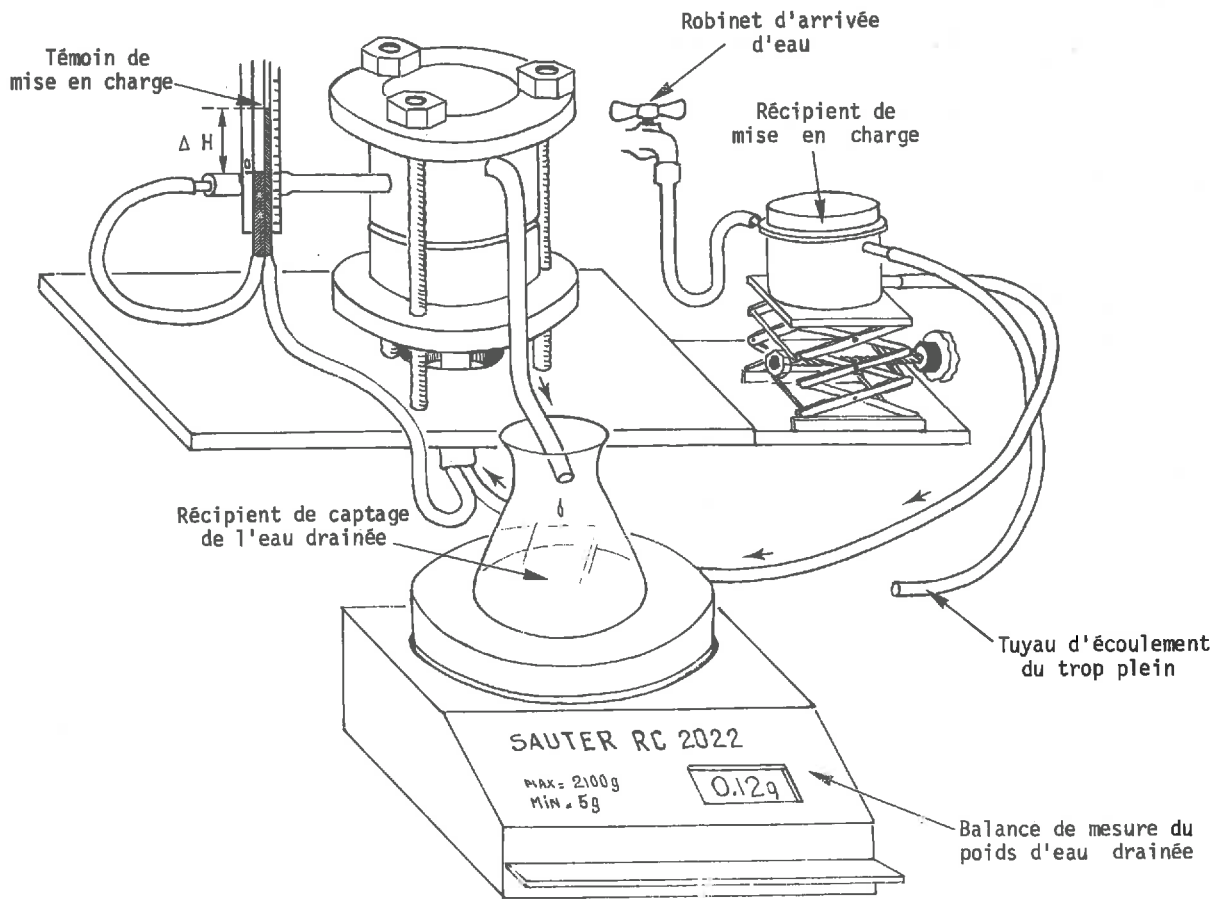
$$\text{on a } q = k \cdot \frac{\Delta H}{\Delta L}$$

avec q le flux (m/s)

$\frac{\Delta H}{\Delta L}$ le gradient de charge hydraulique

k le coefficient de conductivité hydraulique (m/s)

k est fonction des caractéristiques intrinsèques du milieu poreux et du fluide. Dans notre cas, nous considérons uniquement les écoulements d'eau, aussi les variations de k entre échantillons seront strictement dues à ses variations porales. A partir de la relation ci-dessus on s'aperçoit qu'il est possible d'estimer k à partir de la connaissance du flux percolé q et du gradient de charge $\Delta H / \Delta L$. On établit donc



PORTE - ÉCHANTILLON

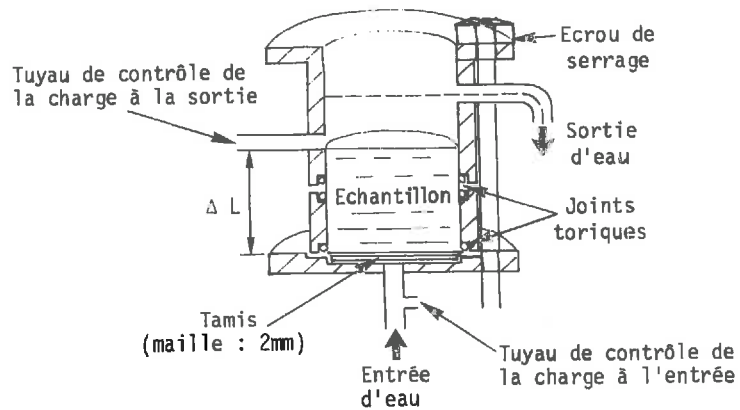


Figure n° III-10 : Dispositif de mesure de la conductivité hydraulique à saturation

expérimentalement un processus de percolation à travers le milieu poreux étudié, afin de déterminer les deux variables citées et par voie de conséquence k .

2) Dispositif expérimental (cf. fig. III-10)

L'appareillage est composé de trois pièces principales au sein d'un même circuit hydraulique, à savoir un récipient de mise en charge, un porte-échantillon et un témoin de charge.

L'échantillon de sol, prélevé par la carotteuse à percussion décrite dans le paragraphe précédent, est emboîté dans le porte-échantillon. Ce dernier comporte plusieurs orifices, dont deux sont consacrés à l'entrée et à la sortie de l'eau percolée à travers le sol. L'eau drainée aboutit sur une balance qui permet la mesure de la masse d'eau écoulée en fonction du temps D . Deux autres orifices, situés l'un au bas de l'échantillon, l'autre à son extrémité, permettent, par leur liaison avec le témoin de charge, de mesurer la différence de charge hydraulique ΔH entre les deux extrémités du cylindre de sol.

Sous l'hypothèse d'une masse volumique de l'eau ρ_w égale à l'unité, et connaissant les dimensions de l'échantillon (S la section, ΔL la hauteur), on obtient l'expression suivante :

$$k = \frac{D}{S} \times \frac{\Delta L}{\Delta H}$$

3) Mise en oeuvre.

L'échantillon est saturé par ascension pendant 15 jours avant la mesure. De surcroît, afin que la saturation soit complète et l'écoulement permanent, on laisse la percolation se dérouler durant 15 minutes sans contrôle de la masse d'eau écoulée. Ce n'est qu'après ce premier délai que débute le suivi du débit. L'intervalle de temps de mesure du poids d'eau percolée a été choisi de manière à obtenir une erreur relative de pesée faible. Le débit moyen a été estimé sur 20 minutes, découpées en intervalles de mesure de 2 minutes.

Le choix du gradient de charge a , quant à lui, été raisonné en fonction de deux principes antagonistes. En effet, il doit être suffisamment élevé afin que l'erreur relative sur la mesure du débit soit faible, mais doit être cependant limité de sorte que le régime d'écoulement reste laminaire. A la suite de manipulations préliminaires, ces deux critères nous ont amené à choisir une charge de 5 cm.

Notons par ailleurs qu'une des difficultés spécifiques de ce type de dispositif de mesure de K_{sat} est l'existence fréquente d'infiltrations préférentielles le long des zones de contact entre l'échantillon et les parois du porte-échantillon. Pour éviter cet accident expérimental, le porte-échantillon comporte un joint de silicone, situé environ à mi-hauteur du cylindre de sol. Ce joint, comprimé par un système de serrage, épouse les formes de l'échantillon et supprime en majeure partie les risques d'écoulements préférentiels.

G. Teneur pondérale en eau au champ : Wc

Une détermination de la teneur pondérale en eau au champ a été effectuée le 29/3/1983 à 50 cm de profondeur. Cette mesure a été menée sur des échantillons remaniés, prélevés à la tarière aux noeuds du maillage. Elle a pour objet de fournir un élément de comparaison entre l'hétérogénéité des propriétés hydrodynamiques du sol et celle d'une variable d'état du fonctionnement hydrique.

III. CONCLUSION

Nous avons essayé, lors des mesures expérimentales des paramètres, de n'employer que des méthodes simples, susceptibles d'être

Abréviation	Nature du paramètre		Unité de mesure
AR	Teneur pondérale en particules appartenant à l'intervalle	0 μm - 2 μm	(10^{-2}kg/kg)
LF		2 μm - 20 μm	
F3		32 μm - 50 μm	
F4		50 μm - 88 μm	
F5		105 μm - 180 μm	
F6		180 μm - 2000 μm	
F7		> 2000 μm	
ρ_s	Masse volumique apparente sèche du sol		(Mg/m^3)
ρ_{as}	Masse volumique apparente sèche d'agrégats de 2 à 3 mm de diamètre		(Mg/m^3)
Cr	Coefficient de réflexion lumineuse		(.mV)
W à 5kPa	Teneur pondérale en eau de la terre fine au potentiel de	-5kPa ou -50mb	(10^{-2}kg/kg)
W à -10kPa		-10kPa ou -100mb	
W à -100kPa		-100kPa ou -1b	
W à -200kPa		-200kPa ou -2b	
W à -1500kPa		-1500kPa ou -15b	
Ks	Conductivité hydraulique à saturation		(m/s)
Wc	Teneur pondérale en eau au champ mesurée le 29/3/83 à 50 cm de profondeur		(10^{-2}kg/kg)

Tableau III-4 : Liste des paramètres physiques étudiés.

utilisées pour un grand nombre d'échantillons. Cela nous a été imposé par la quantité de déterminations indispensables à nos objectifs, mais aussi par le souci de tester certaines techniques utilisables dans le prolongement d'une investigation cartographique des sols. Il est clair que ce choix, ainsi que celui de déterminer les propriétés hydrodynamiques sur échantillons non remaniés, introduit des difficultés méthodologiques et de nombreuses sources d'erreurs, que nous avons déjà énumérées. Nous avons pu, pour certains paramètres, estimer quantitativement l'erreur de mesure, cela n'a pourtant pas été possible pour tous, notamment pour la densité apparente et pour les teneurs en eau aux différents PF. En effet, la détermination de ces variables passe par une destruction de l'échantillon; toute répétition est donc impossible. La validité de ces mesures ne pourra réellement être envisagée que lors de l'analyse structurale. Si cette dernière met en évidence la structure spatiale d'un paramètre donné, on pourra conclure que la précision de la mesure a été suffisante, car elle n'a pas masqué la variabilité intrinsèque du phénomène. Dans le cas contraire, un dilemme se posera, car il faudra décider si l'absence de structure provient d'un bruit expérimental trop élevé, d'une grille de prélèvements trop lâche ou si elle témoigne de l'existence d'un phénomène aléatoire.

N.B. Dans le tableau III-4 figurent les unités de mesure de chaque paramètre étudié, ainsi que les abréviations qui seront employées dans la suite de ce mémoire.

CHAPITRE IV

ANALYSE MONOPARAMETRIQUE DE LA VARIABILITE SPATIALE DES PROPRIETES PHYSIQUES ET HYDRODYNAMIQUES

L'objet de ce chapitre est de quantifier le degré et la nature des hétérogénéités spatiales de chacune des variables mesurées, puis d'étudier les possibilités de cartographie quantitative de ces mêmes variables.

Avant l'exposé des résultats acquis, nous détaillerons, pour chaque méthode statistique ou géostatistique utilisée, ses principes de mise en oeuvre, les principes théoriques ayant déjà été évoqués lors du chapitre de synthèse bibliographique (chap.II). Les paramètres sont considérés ici en tant que variables régionalisées.

I. ANALYSE STATISTIQUE CLASSIQUE.

A. Principes de mise en oeuvre.

Rappelons que l'approche statistique classique consiste, pour l'essentiel, en la détermination de la loi de distribution des variables et de leurs principaux paramètres statistiques, à savoir la moyenne, l'écart-type et le coefficient de variation.

1) Recherche de la loi de distribution.

Pour chaque paramètre nous avons fait l'hypothèse a priori que notre échantillon d'observations provenait d'une variable aléatoire de distribution normale; cette hypothèse n'a pas été rejetée par le test de χ^2 (décrit par MAGNAN et BAGHERY, 1982) au seuil $\alpha = 0,05$ (α : risque de 1ère espèce). Notons que si les hypothèses de stationnarité et d'ergodicité sont erronées sur le champ spatial de l'échantillonnage, la recherche de la loi de distribution théorique n'a que peu d'intérêt.

Néanmoins, un test de normalité permet, si l'on se restreint au plan qualitatif, de mettre en évidence des asymétries de l'histogramme des observations. Quand une asymétrie est ainsi découverte, il s'avère le plus souvent qu'une loi log normale décrit alors bien l'histogramme expérimental. Pour tester l'ajustement d'une loi log normale à la distribution d'une variable, on teste simplement l'ajustement à une loi normale de la transformée logarithmique de cette variable.

Les expressions mathématiques employées pour l'estimation de la moyenne ou de l'écart-type de la population d'une variable aléatoire X , sont choisies en fonction de la nature de la loi de distribution. En effet, la précision des estimateurs peut varier suivant la loi de distribution de X . C'est ainsi que les estimateurs optimaux diffèrent entre les lois normales et log-normales.

2) Expressions mathématiques des estimateurs de la moyenne et de l'écart-type

Loi Normale :

estimateur de μ $m = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$

estimateur de σ $s = \left(\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - m)^2 \right)^{1/2}$

Loi log-normale :

$$\text{soit } Y_i = \ln(X_i) \quad \forall i = 1, n$$

on a $m_Y = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$

$$s_Y = \left(\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (Y_i - m_Y)^2 \right)^{1/2}$$

estimateur de μ $m = \exp(m_Y + s_Y^2/2)$

estimateur de σ $s = \{ \exp(2m_Y + s_Y^2) \cdot (\exp.s_Y^2 - 1) \}^{1/2}$

	Horizon centré à 30 cm					Horizon centré à 70 cm				
	N	m	s^2_T	C.V	Loi de distribution	N	m	s^2_T	C.V	Loi de distribution
AR(%) 10^{-2} kg/kg	102	21,5	6,25	0,116	N	90	27,3	12,2	0,128	N
LF(%) 10^{-2} kg/kg	102	24,3	8,88	0,123	N	90	24,7	8,6	0,119	N
F3(%) 10^{-2} kg/kg	102	7,2	0,4	0,087	?	90	6,5	0,5	0,108	N
F4(%) 10^{-2} kg/kg	102	10,2	1,9	0,135	N	90	9,7	2,25	0,155	N
F5(%) 10^{-2} kg/kg	102	7,7	1,44	0,156	N	90	7,3	2,5	0,216	N
F6(%) 10^{-2} kg/kg	102	12,0	7,29	0,223	?	90	11,3	10,7	0,290	N
F7(%) 10^{-2} kg/kg	102	5,4	48,7	1,29	LN	92	7,2	1038,8	4,47	LN
ρ_s (Mg/m ³)	102	1,51	$5,3 \cdot 10^{-3}$	0,049	N	99	1,54	$6,7 \cdot 10^{-3}$	0,053	?
ρ_{as} (Mg/m ³)	-	-	-	-	-	90	1,93	$1,4 \cdot 10^{-3}$	0,020	N
Cr (mV)	98	79,1	50,4	0,090	?	95	80,5	100,0	0,125	N
W(-5 kPa)	97	24,3	3,2	0,074	N	86	20,7	3,46	0,090	N
W(-10 kPa)	96	23,1	2,66	0,070	N	86	19,6	3,65	0,097	N
W(-10 ² kPa)	93	16,2	2,25	0,093	N	93	16,0	3,3	0,115	?
W(-2.10 ² kPa)	93	14,6	2,25	0,102	N	97	14,1	4,84	0,157	?
W(-1500 kPa)	102	9,4	0,67	0,088	?	98	11,2	2,07	0,128	?
K_s (m.s ⁻¹)	101	$4,2 \cdot 10^{-6}$	$2,45 \cdot 10^{-10}$	3,71	LN	-	-	-	-	-
w_c (10^{-2} kg/kg)	63	15,4	1,85	0,088	N	-	-	-	-	-

Tableau IV-1 : Paramètres statistiques estimés des variables d'étude

Dans les deux cas, l'expression de l'estimateur du coefficient de variation est :

$$C.V. = \frac{s}{m}$$

Si la dispersion de la variable aléatoire est importante, la moyenne et l'écart-type estimés de la variable diffèrent sensiblement suivant que la loi de distribution est supposée normale ou log normale.

B. Résultats.

La nature des distributions théoriques ajustées, les valeurs estimées des moyennes, des variances et des coefficients de variation sont détaillés dans le tableau IV-1.

1) Allure des histogrammes :

Signalons que les échantillons utilisés pour l'analyse statistique présentent un nombre d'observations variable et inférieur à 105, nombre théorique de points de prélèvements sur le maillage et les deux transects. Les observations manquantes sont dues, soit à des impossibilités de prélèvement - du fait de la charge caillouteuse de certains emplacements - soit à des accidents expérimentaux.

D'une manière générale les histogrammes expérimentaux de chaque variable présentent une allure unimodale; la parcelle d'étude peut donc être considérée comme homogène pour l'ensemble des variables, suivant la classification proposée par FREEZE (1975). Les fractions texturales à 70 cm n'entrent cependant pas dans cette règle, car nous avons remarqué sur certains de leurs histogrammes (cf. figure IV-1) l'existence de queues de distribution; ces dernières sont dues à des observations (en noir sur les histogrammes de la figure IV-1), effectuées au sein de zones caillouteuses, déjà reconnues lors des prospections pédologiques. Ces zones forment des pics texturaux de nature sablo-argilo-limoneuse Sal (suivant le triangle de classification granulométrique du G.E.P.P.A.) au sein d'une parcelle de texture homogène limono-argilo-sableuse LAS. Aussi, afin de rester dans le cadre de l'analyse de variables à distribution spatiale unimodale, nous avons exclu les observations correspondantes pour l'ensemble des fractions texturales de l'horizon profond.

2) Nature des lois de distribution des variables :

On constate que lorsque l'hypothèse d'une loi de distribution normale n'est pas rejetée, le coefficient de variation est faible. Au contraire lorsqu'elle n'est pas acceptable et qu'une loi log-normale s'ajuste mieux, le coefficient de variation s'avère élevé. Ce constat n'est cependant qu'une coïncidence, limitée aux variables que nous étudions ici. En effet, aucune propriété particulière n'est attachée au coefficient de variation (PEARCE, 1978). Les résultats obtenus ici signifient que, pour des variables à dispersion faible, on

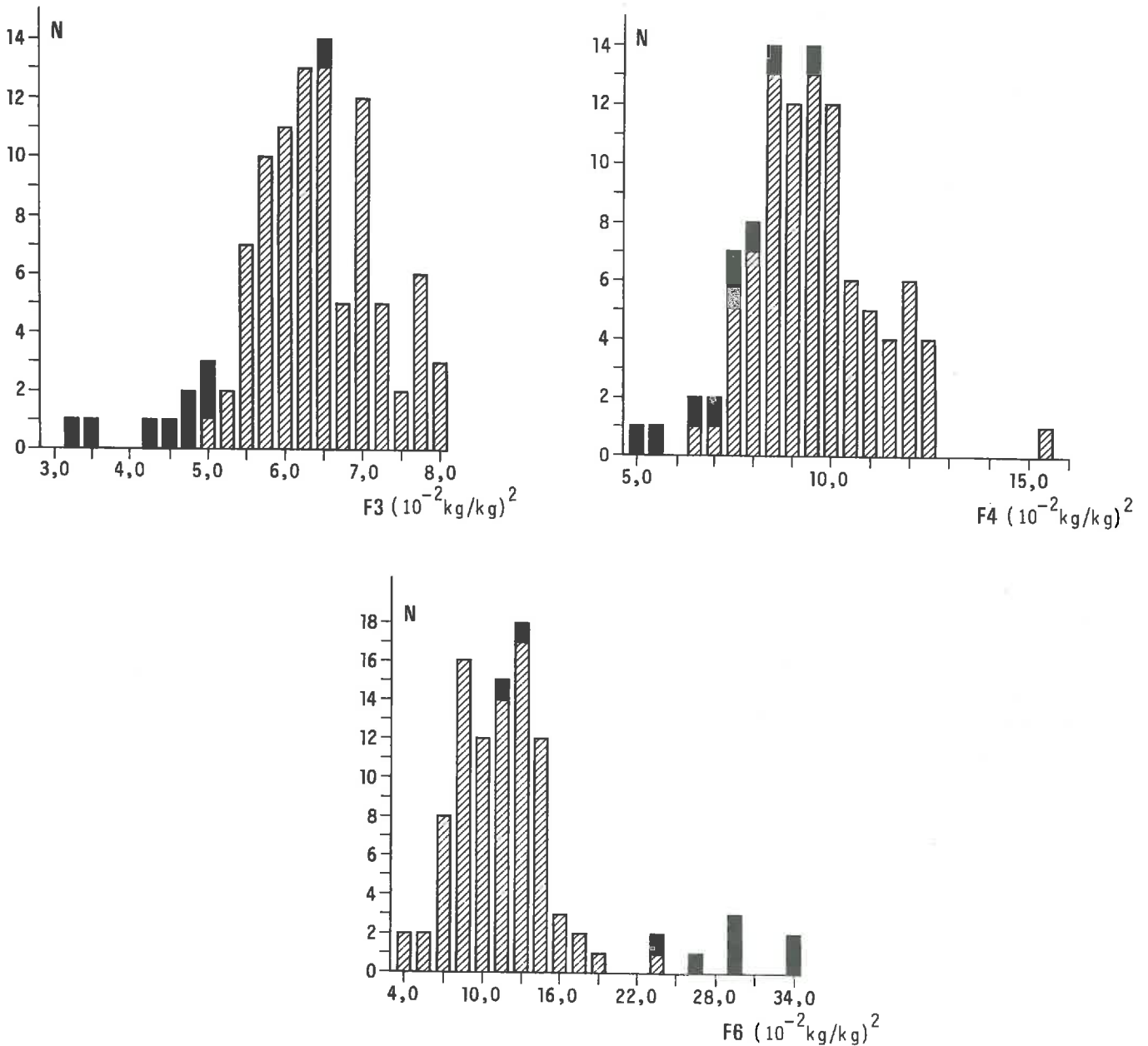


Figure IV-1 : Histogrammes expérimentaux de trois fractions texturales à 70 cm

approxime bien la loi de distribution par une loi normale, la loi théorique réelle pouvant être différente. Cette remarque permet de relativiser les propos de certains auteurs cherchant à classer les variables physiques ou hydrodynamiques suivant leur loi de distribution spatiale. En effet, d'une part les tests de détermination des lois de distribution sont rarement menés dans de bonnes conditions (stationnarité de la V.R. ; **indépendance statistique des observations**) et d'autre part, seul un faible nombre de types de lois est testé. Il semble donc que l'analyse des histogrammes expérimentaux doit principalement porter sur l'étude des asymétries possibles et de leur nature uni ou multimodale.

C'est pourquoi on notera dans le tableau IV-1 que nous n'avons pas ajusté de loi théorique à certaines variables (repérées par un point d'interrogation), pour lesquelles le test du χ^2 nous a amené à rejeter l'hypothèse de normalité. Leur coefficient de variation étant faible, l'estimation de leur moyenne pourra être conduite comme pour une loi normale, c'est-à-dire en utilisant la moyenne arithmétique.

3) Taille des hétérogénéités :

Les valeurs des coefficients de variation rentrent dans l'intervalle des résultats obtenus pour les mêmes variables lors d'autres travaux, dont une synthèse a été effectuée par VAUCLIN (1982). Elles peuvent cependant être considérées comme faibles, puisque les C.V. mesurés par ailleurs atteignent comme limites supérieures 0,40 pour les fractions texturales, 0,15 pour ρ_s , 0,02 pour ρ_{as} et 0,50 à 0,60 pour les teneurs pondérales en eau aux différents potentiels.

A l'opposé, la conductivité hydraulique à saturation présente une variabilité importante, supérieure aux autres références de la littérature. Enfin il n'apparaît pas de grandes différences entre les deux profondeurs d'investigation, tant au niveau des valeurs moyennes qu'au niveau des dispersions spatiales; seules les teneurs moyennes en argile et en eau aux potentiels de -5KPa et -10KPa autorisent une distinction significative entre les deux horizons.

La comparaison brute des données de la littérature et des résultats cités ici, semble indiquer une faible variabilité des paramètres physiques et hydrodynamiques de la parcelle d'étude. Cette appréciation dépend cependant de la pertinence du critère de comparaison utilisé, ainsi que de l'origine des résultats de référence.

- Le coefficient de variation a été abondamment utilisé dans de nombreux travaux; il présente cependant un défaut important. En effet, il dépend de la moyenne de la variable aléatoire. Ainsi, à même dispersion, le C.V. pourra s'avérer très différent entre deux échantillons, si leurs moyennes sont très éloignées l'une de l'autre. Afin d'éviter un tel artéfact il est utile de comparer également les variances des paramètres. Dans notre cas la comparaison apparaît identique à celle menée avec les C.V.

- Les observations de dispersion spatiale de paramètres physiques et hydrodynamiques ont été réalisées sur des surfaces d'étude de tailles très diverses, allant d'environ 200 m² à 150 ha. Les résultats ne sont donc pas directement comparables, puisque l'on observe une liaison positive entre le degré d'hétérogénéité et la surface d'investigation (BECKETT et WEBSTER, 1971). Néanmoins, aucune correction n'est possible, car il n'est pas apparu, au cours des différentes études menées, de liaisons nettes et générales entre la variabilité mesurée et l'étendue du périmètre d'étude. En conséquence les comparaisons effectuées ici sont à considérer avec précautions. Notons simplement que certains auteurs (LUXMOORE et al., 1981; VAUCLIN et al., 1983a) ont mesuré des dispersions spatiales plus élevées que les nôtres sur des surfaces plus réduites (respectivement 200 m² et 2800 m²).

II. ANALYSE STRUCTURALE.

Nous procéderons ici à l'estimation du variogramme brut de chaque V.R. , ainsi qu'à l'ajustement d'un modèle structural théorique, qui sera utilisé lors de la cartographie par krigeage.

A. Principes de mise en oeuvre.

1) Estimation du variogramme brut.

Rappelons que le variogramme est l'outil principal de l'analyse structurale d'une V.R., et qu'il est estimé par la relation suivante:

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N} \sum_{i=1}^N (Z(x_i+h) - Z(x_i))^2$$

avec $Z(x)$: la valeur de la V.R. Z en x

Cette expression mathématique n'est cependant exacte que dans la mesure où la V.R. $Z(x)$ **vérifie l'hypothèse intrinsèque**, à savoir la stationnarité au second ordre de ses accroissements et de son espérance. En pratique il est quasiment impossible de prouver cette hypothèse; on s'attache donc plutôt à rechercher des indices de non-stationnarité, afin de pouvoir se ramener, le cas échéant, à des conditions de stationnarité locale pour lesquelles l'estimateur du variogramme sera valide aux courtes distances.

Notons d'autre part que le variogramme expérimental n'est étudié que sur des distances inférieures à la moitié de la plus grande longueur de la surface d'échantillonnage de la V.R. En effet, au-delà de ce seuil, on peut montrer que l'estimation de $\gamma(h)$ par l'expression ci-dessus diverge fortement par rapport au variogramme théorique. Ce seuil sera pour nous d'environ 80 mètres.

De plus, il est bon d'indiquer le nombre N de couples ayant servi à l'estimation des points des variogrammes expérimentaux, puisque JOURNEL et HUIGBREGHTS (1978) recommandent un nombre supérieur à 50 afin d'avoir une bonne précision. On pourra lire dans le tableau IV-2 le nombre de couples ayant servi à l'estimation des différents points des variogrammes de tous les paramètres. On pourra remarquer que N est fonction de h , la distance entre les observations d'un couple.

2) Types de variogrammes expérimentaux.

Trois formes de variogrammes expérimentaux ont été rencontrées lors de notre étude (exemples en figures n° IV-2, IV-3 et IV-4) :

- Le premier cas correspond à un variogramme plat, dit pépitique pur, qui représente un phénomène ne manifestant aucune autocorrélation spa-

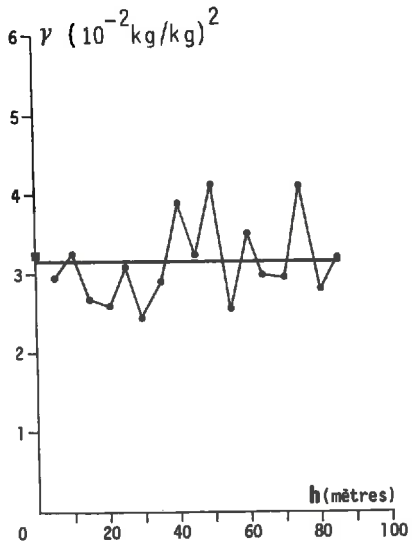


Figure n° IV-2 : Cas d'un variogramme brut plat

Exemple du paramètre W à -5kPa à 30 cm de profondeur

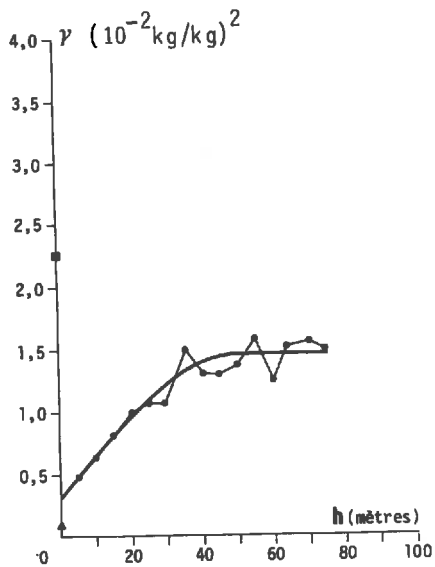


Figure n° IV-3 : Cas d'un variogramme brut à palier

Exemple de la fraction texturale F4 à 70 cm de profondeur

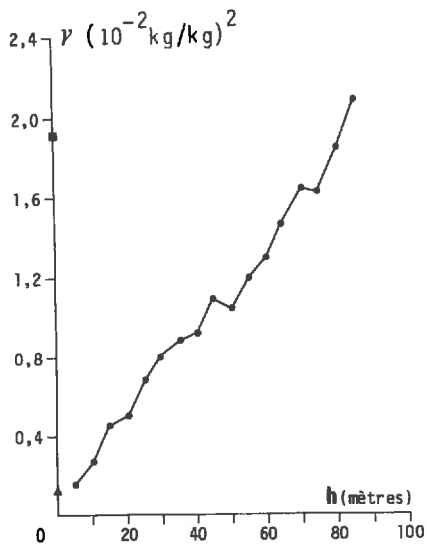


Figure n° IV-4 : Cas d'un variogramme brut non borné

Exemple de la fraction texturale F4 à 30 cm de profondeur

h(m)	N
5,2	49
10,2	52
15,1	54
20,5	185
25,2	90
29,8	154
35,4	96
40,3	217
44,9	243
50,1	120
55,1	170
60,2	216
64,4	207
70,3	183
80,6	259
85,4	150
90,3	145

Tableau IV-2 : Nombre minimum de couples utilisés pour l'estimation d'un point d'abscisse h des variogrammes étudiés.

tiale à l'échelle de l'échantillonnage. Ce type de modèle s'explique généralement soit par l'absence d'une structure spatiale, soit plus fréquemment par l'existence d'une structure masquée par les erreurs expérimentales ou inférieures au plus petit intervalle d'observation.

- Le second est celui d'un variogramme borné, qui montre une augmentation de variance de la V.R. jusqu'à une certaine distance, appelée la portée. Le palier atteint est égal à la variance de la structure spatiale.

- Le dernier type est celui d'un variogramme non borné dont la forme suggère une déviation à l'hypothèse intrinsèque. De fait, trois interprétations sont possibles :

. S'agirait-il d'un variogramme à palier dont on n'a pas atteint la portée ?

. Est-ce un variogramme à variance infinie, représentatif d'une V.R. respectant l'hypothèse intrinsèque ?

. La V.R. présente-t-elle une dérive qui expliquerait alors la forme de ce variogramme expérimental ?

Le choix entre ces trois interprétations n'est pas toujours possible d'après nos connaissances a priori du phénomène, **il dépend pour l'essentiel de l'échelle d'observation ou de travail**. En effet, en Science du Sol, comme en Géologie, les variables présentent souvent des structures spatiales imbriquées de tailles différentes, dont certaines ne seront pas mises en évidence à l'échelle d'analyse ou apparaîtront sous la forme d'une dérive.

Aussi, pour résoudre le problème du choix, il est indispensable de replacer l'étude du variogramme dans le cadre de ses objectifs, dont **le principal est tout de même la recherche d'un modèle structural théorique utilisable** lors des procédures d'interpolation par krigeage. Rappelons à ce sujet que, dans la plupart des cas, l'interpolation est

réalisée à partir de points de mesure, situés dans le voisinage du point d'estimation. Cela signifie en pratique que la validité du modèle théorique de variogramme n'est indispensable qu'aux courtes distances. En conséquence, l'hypothèse intrinsèque n'a besoin d'être vérifiée qu'à une échelle locale; on parle alors de **stationnarité locale**. Les critères du choix seront donc essentiellement méthodologiques et liés à l'échelle de travail. D'ailleurs, comme le font remarquer CHAUVET et GALLI (1982), la propriété de stationnarité dépend fondamentalement de l'échelle spatiale considérée.

3) Ajustement d'un modèle théorique.

L'ajustement d'une fonction théorique au variogramme brut est effectué graphiquement. On essaye les fonctions les plus courantes, ainsi que des associations de certaines d'entre elles. Mais le choix final du modèle ne prend effet qu'à la suite de tests de validation lors de son utilisation pour l'interpolation. Les ajustements présentés dans ce travail sont le fruit d'un choix entre de nombreux types de modèles. Néanmoins, avant de procéder à un ajustement quelconque, il faut pour certains variogrammes, tels que celui de la figure IV-4, décider de l'interprétation que l'on donne de la variable régionalisée qu'il représente. Faut-il modéliser cette dernière par une somme de deux termes, dont l'un $m(x)$ représente la dérive déterministe et l'autre $\varepsilon(x)$ la composante aléatoire ? Quels sont les critères qui permettent de répondre à cette question ?

a - Indices de présence d'une dérive.

Sur le plan statistique, seule la connaissance de plusieurs réalisations de la Fonction Aléatoire permettrait de résoudre le problème posé. En effet, la dérive $m(x)$ représente la moyenne de chaque variable aléatoire appartenant à la F.A. et définie en x ; $m(x)$ ne peut donc être estimée qu'à partir de plusieurs réalisations de la variable aléatoire. Aussi lors d'une réalisation unique l'hypothèse de dérive est invérifiable. Il existe cependant deux indices :

- Le premier concerne la connaissance physique a priori d'autres réalisations du phénomène $Z(x)$. Ainsi, dans notre cas, on sait de manière générale que la sédimentation fluviatile produit des alluvions structurés par un gradient textural, perpendiculaire au cours d'eau.

- Le second est lié à l'allure du variogramme brut. Dans le cas d'une dérive linéaire, ce dernier présente souvent une allure parabolique aux grandes distances, ce qui est contraire à une propriété de $\gamma(h)$, à savoir :

$$\frac{\gamma(h)}{h^2} \rightarrow 0 \quad \text{quand} \quad |h| \rightarrow \infty$$

On remarque également en certaines occasions une anisotropie du variogramme brut.

b) Conséquences de l'hypothèse de dérive.

La présence d'une dérive a pour conséquence de modifier l'estimation du variogramme théorique, qui n'est plus déduit du variogramme brut, mais estimé à partir des valeurs de la composante $\varepsilon(x)$.

Cette dernière est calculée par différence entre $Z(x)$ et $m(x)$, ajustée à une fonction polynomiale par la méthode des moindres carrés. Rappelons que cette procédure produit un variogramme biaisé aux grandes distances. Aussi quand la dérive apparaît peu à une échelle locale, compatible avec les voisinages d'interpolation, on préfère l'ignorer.

B. Résultats.

Les paramètres des modèles théoriques de variogramme, ajustés pour chaque variable, sont visibles dans le tableau IV-3. Les graphes des variogrammes bruts et des variogrammes des résidus apparaissent dans les figures IV-5 à IV-9. L'analyse des résultats amène plusieurs types de commentaires :

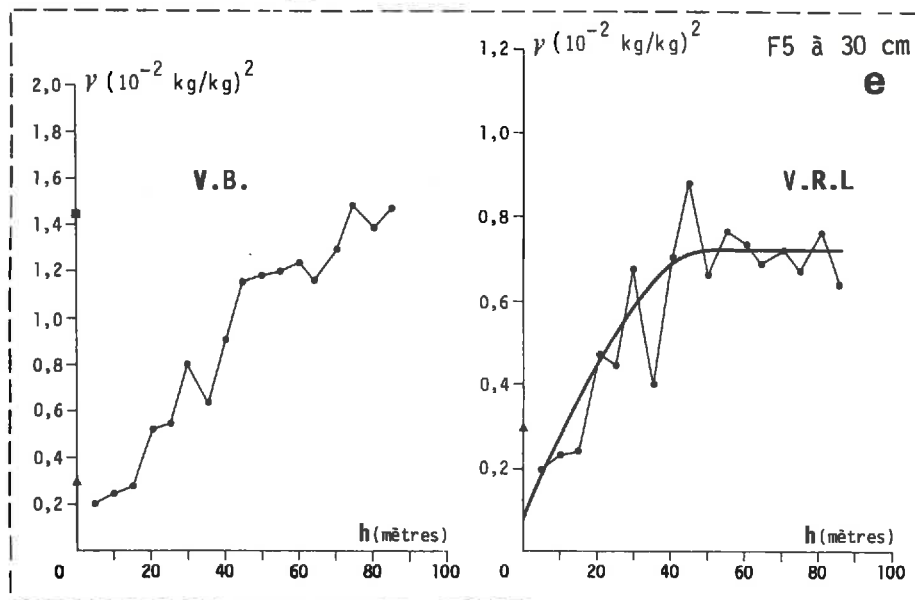
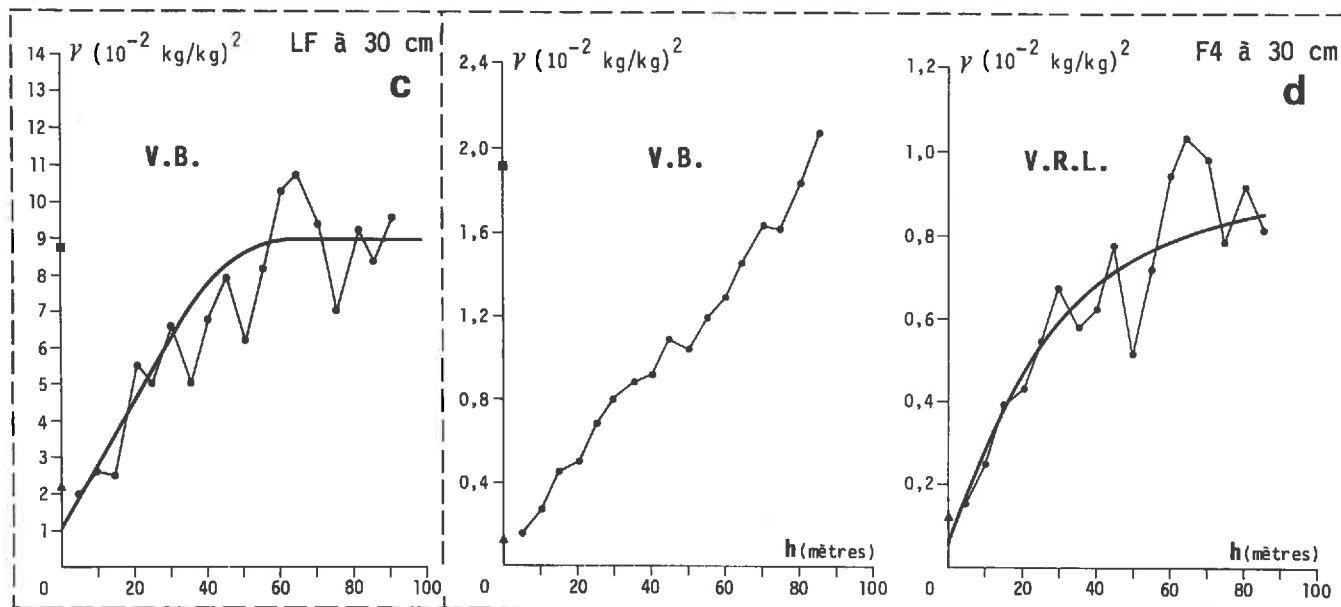
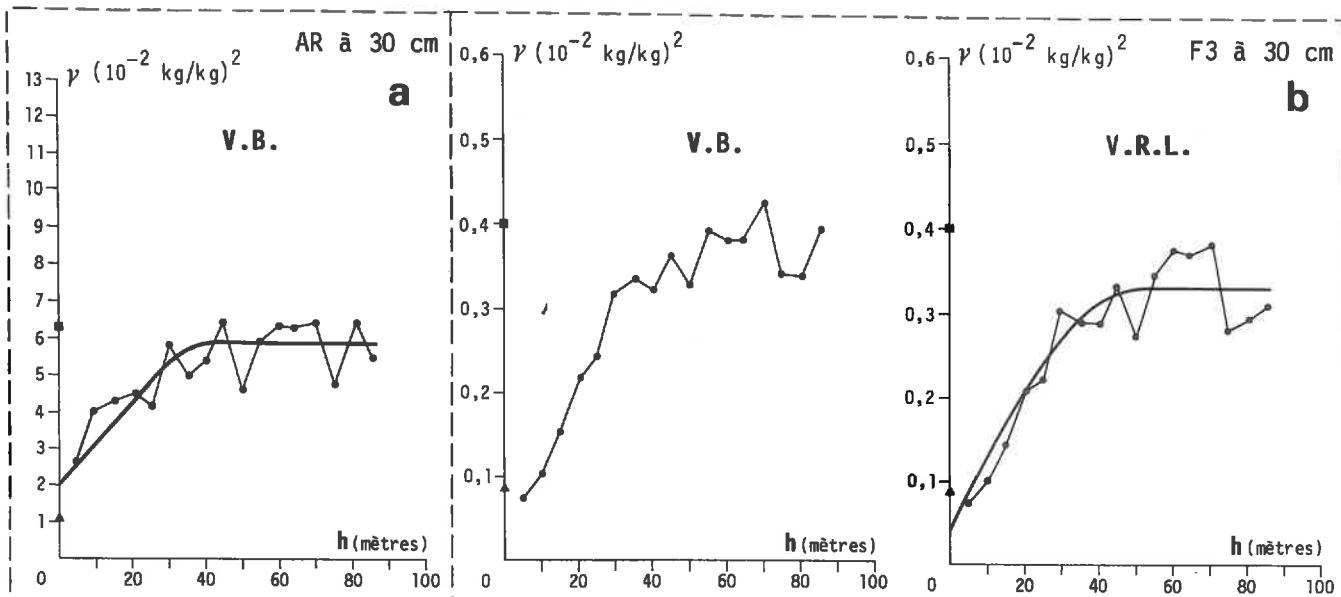
1) **Mise en évidence des structures spatiales.**

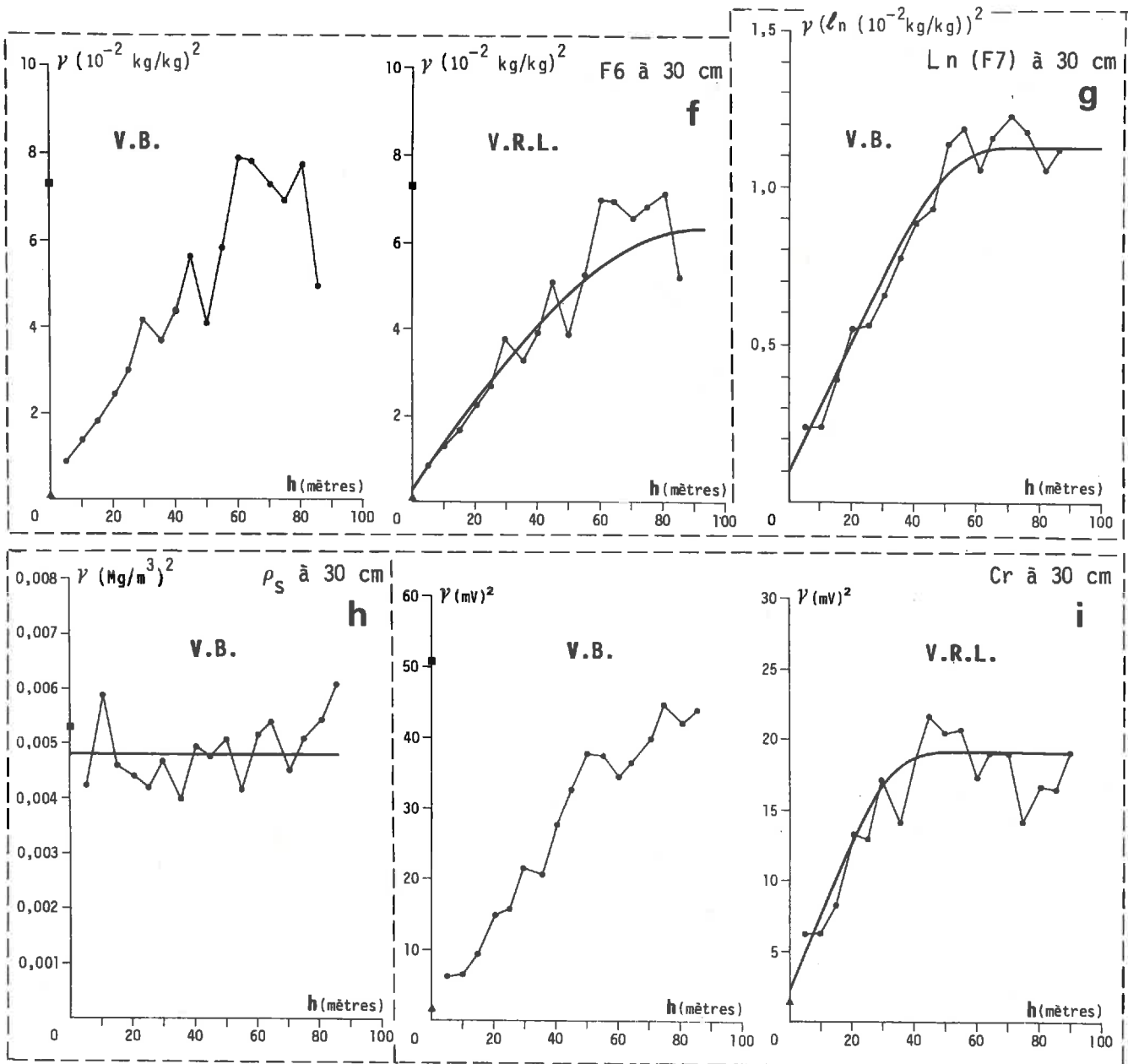
- En premier lieu, on notera que pratiquement toutes les variables manifestent une structure à l'échelle de notre dispositif d'échantillonnage. Seules ρ_g et les humidités de rétention à -5KPa et -10Kpa présentent un variogramme pépitique pur dans le plan de l'horizon de surface. L'absence de structure spatiale de ces paramètres à des écartements supérieurs à 5 m est certainement une conséquence des façons culturales, dont l'influence s'exerce encore à 30 cm de profondeur. En effet, le travail du sol crée des variabilités importantes de macroporosité à courtes distances (CASSEL, 1983) qui oblitèrent des variabilités "naturelles" (d'origine texturale ou sédimentologique) de taille plus élevée, que l'on retrouve dans l'horizon inférieur.

Notons que l'aspect pépitique pur de ces variables semble n'être qu'induit puisqu'à 70 cm, pour un même degré d'hétérogénéité, ces variables manifestent une structure. L'incertitude expérimentale relative à ces variables ne pouvait donc pas être tenue pour responsable de l'aspect aléatoire strict du variogramme.

2) **Erreur de mesure et effet de pépite.**

- En second lieu, la mise en évidence des structures spatiales démontre également l'intérêt des méthodes expérimentales employées, dont les incertitudes inhérentes sont inférieures à la variabilité spatiale des paramètres physiques sur cette surface d'étude. A ce propos on a pu quantifier l'erreur relative de mesure des variables déduites de l'analyse granulométrique, du coefficient de réflexion lumineuse et des deux types de masse volumique apparente. Les incertitudes expérimentales apparaissent voisines de l'effet de pépite en termes de variance (cf tableau IV-4). Il semble donc possible d'attribuer l'origine de la majeure partie de l'effet de pépite de ces variables, à leur erreur de mesure. Les microhétérogénéités, inférieures à 5 m, semblent donc faibles vis à vis de l'hétérogénéité de la parcelle. Un échantillonnage plus dense ne révélera donc que peu de microstructures puisque l'effet de pépite semble réel et donc incompressible.





V.B. = Variogramme brut

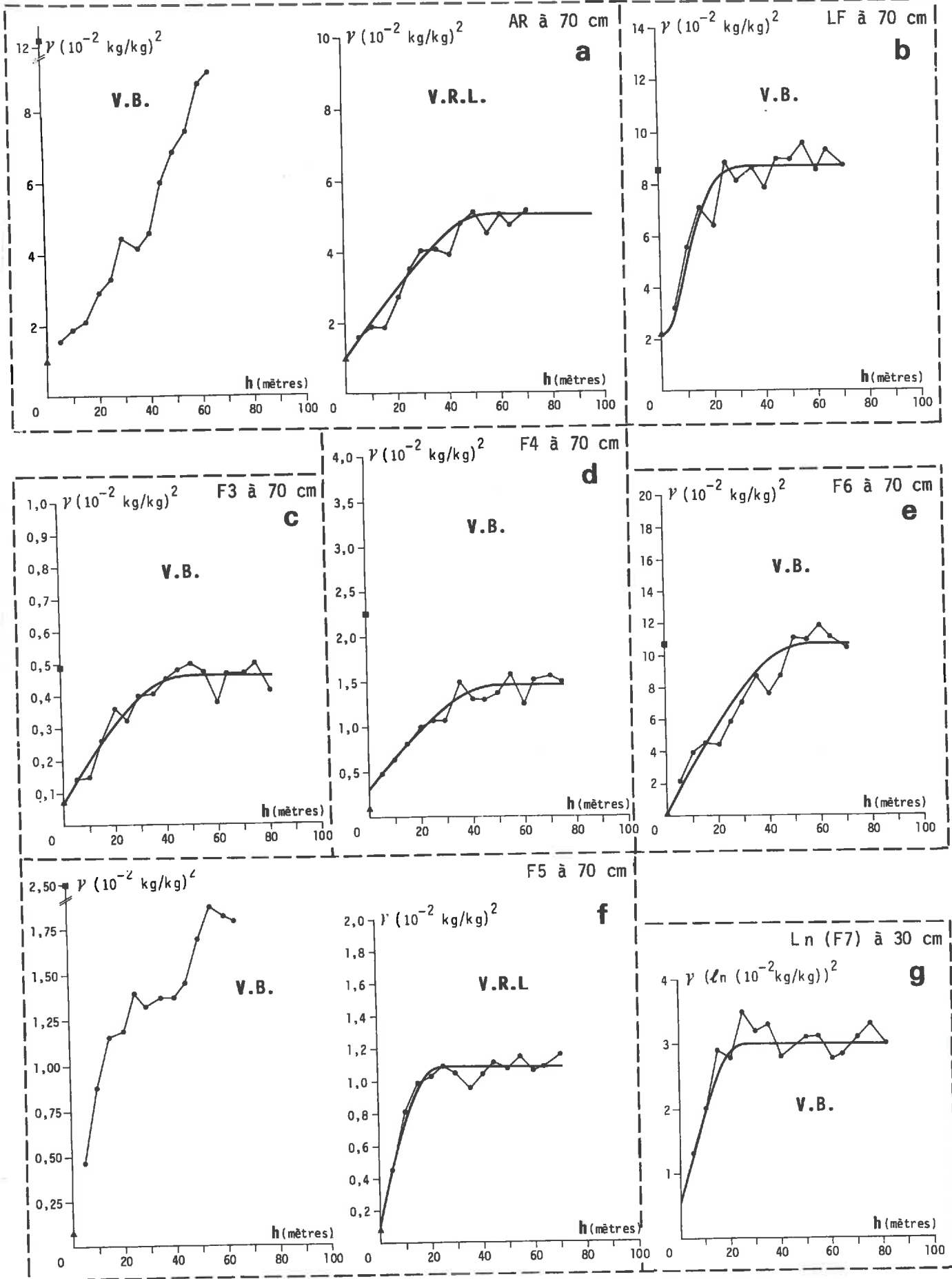
V.R.L. = Variogramme des résidus linéaires

— est le modèle théorique ajusté

▲ représente la variance estimée de l'erreur de mesure

■ représente la variance totale du paramètre

Figure n° IV-5 : Variogrammes bruts et des résidus linéaires de tous les paramètres de constitution, déterminés à 30 cm de profondeur.



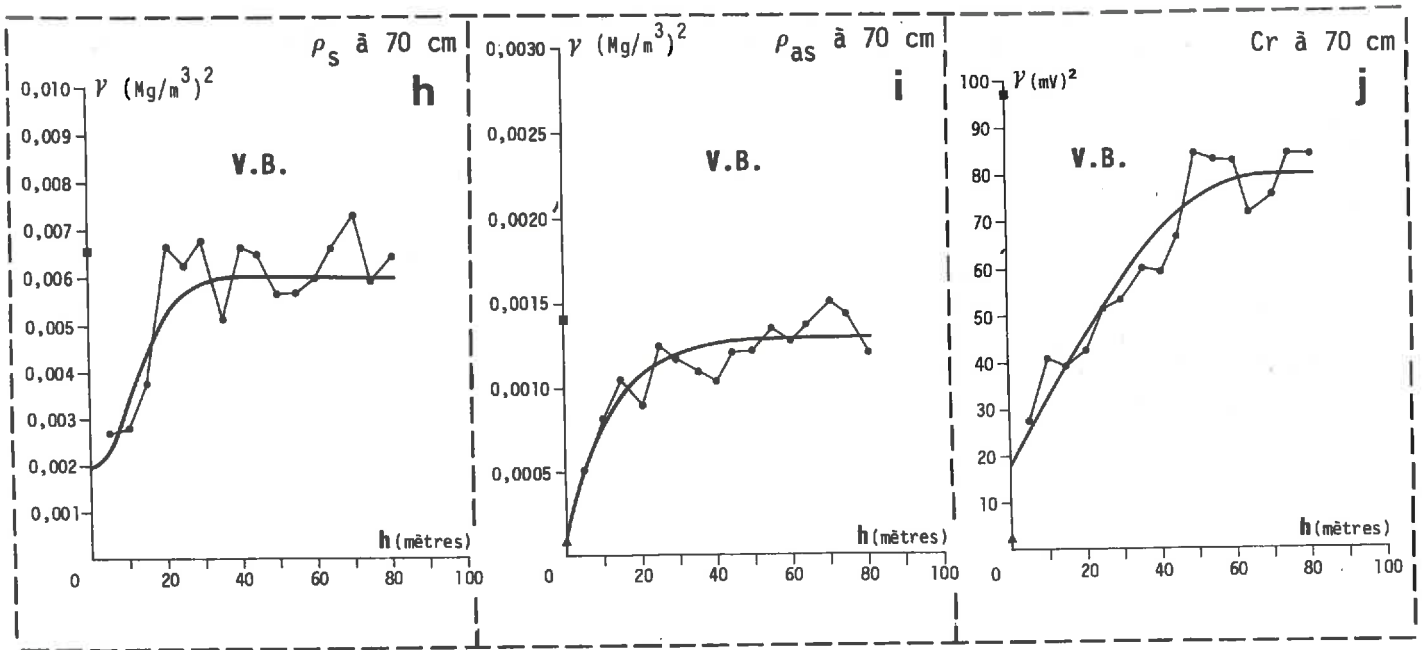


Figure n° IV-6 : Variogrammes bruts et des résidus linéaires de tous les paramètres de constitution, déterminés à 70 cm de profondeur.

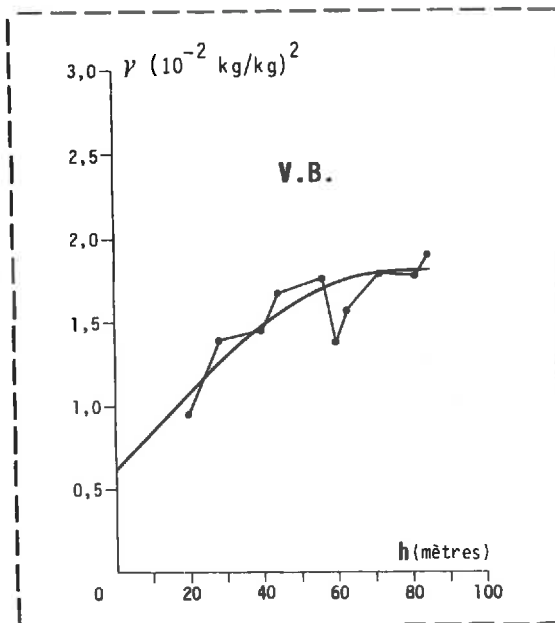


Figure n° IV-7 : Variogramme brut de W_c à 50 cm de profondeur.

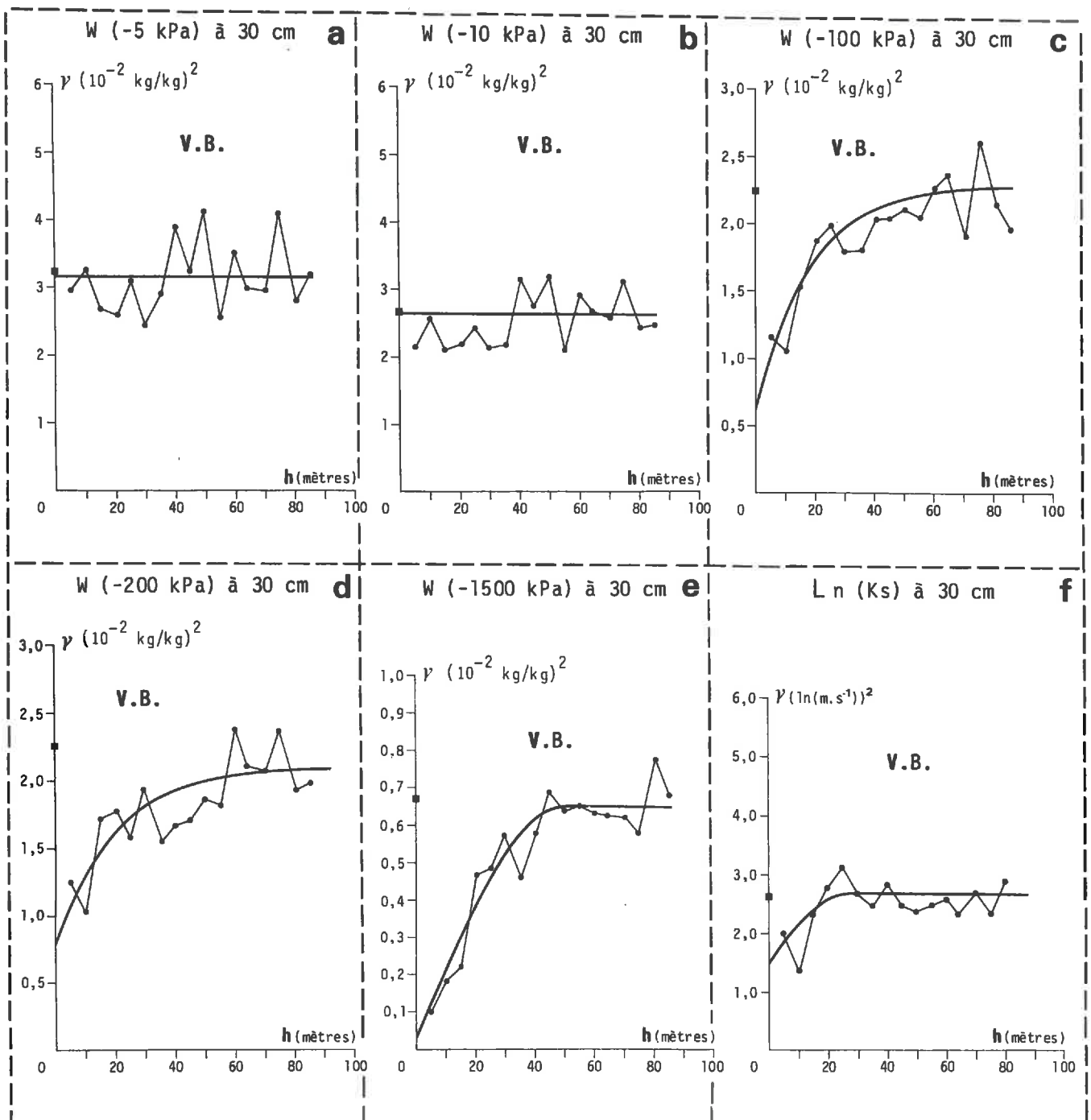
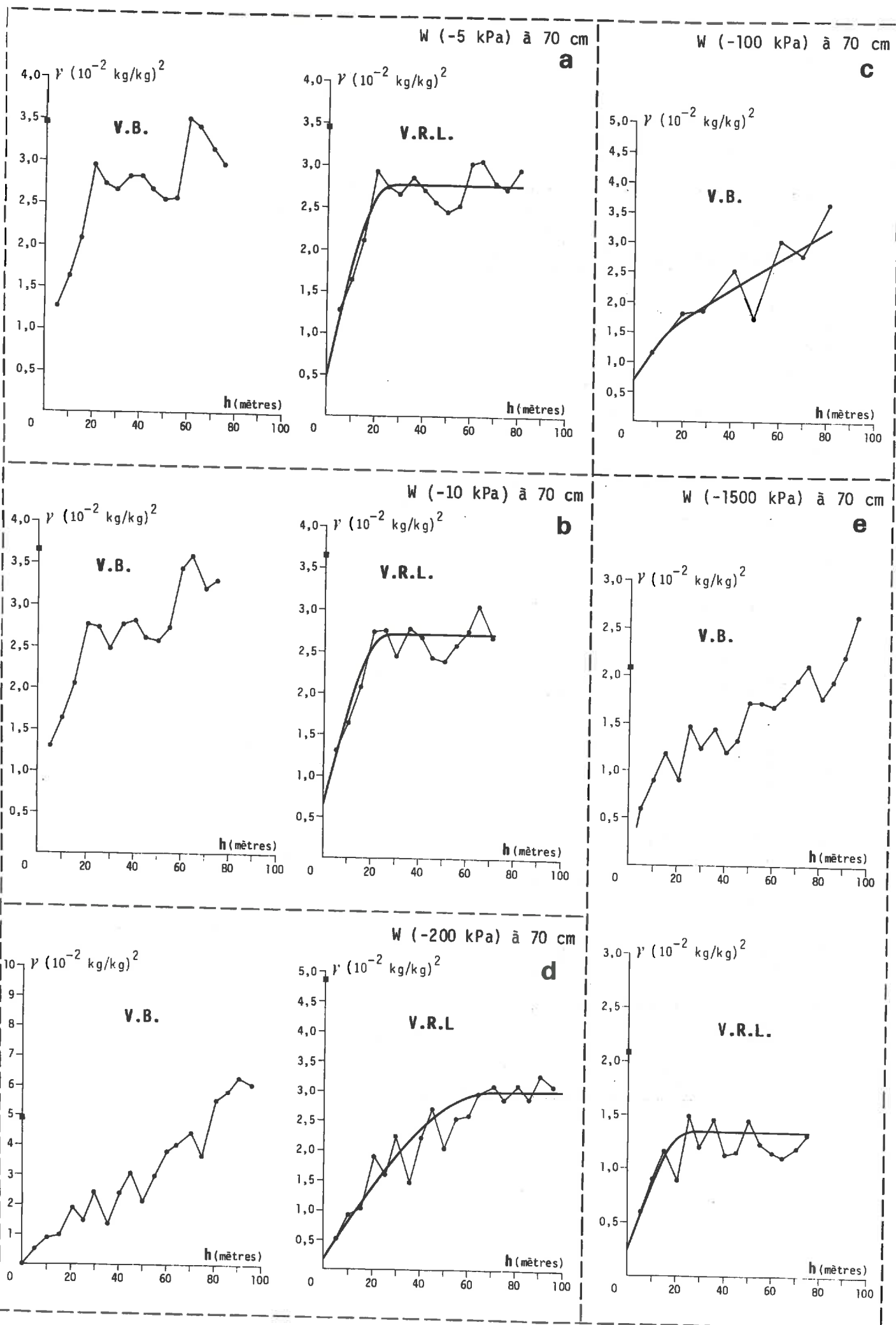


Figure n° IV-8 : Variogrammes bruts et des résidus linéaires des paramètres hydrodynamiques, déterminés à 30 cm de profondeur.

Figure n° IV-9 : Variogrammes bruts et des résidus linéaires des paramètres hydrodynamiques, déterminés à 70 cm de profondeur.



	Horizon centré à 30 cm				Horizon centré à 70 cm					
	Pépite	Palier	Portée	Dérivée	Modèle	Pépite	Palier	Portée	Dérivée	Modèle
Argile	2,0	5,8	40,0	-	Sphérique	1,0	5,0	60,0	L	Sphérique
Limon fin	1,0	8,9	60,0	-	Sphérique	2,2	8,7	24,0	-	Gaussien
F3	0,04	0,33	50,0	L	Sphérique	0,07	0,46	47,0	-	Sphérique
F4	0,05	0,9	90,0	L	Exponentiel	0,3	1,46	50,0	-	Sphérique
F5	0,08	0,72	50,0	L	Sphérique	0,1	1,08	22,0	L	Sphérique
F6	0,3	6,3	90,0	L	Sphérique	0,1	10,64	55,0	-	Sphérique
Ln (F7)	0,1	1,13	68,0	-	Sphérique	0,6	3,0	24,0	-	Sphérique
P _s	4,8.10 ⁻³	-	-	-	Pépitique	2,0.10 ⁻³	6,0.10 ⁻³	28,0	-	Gaussien
P _{as}	-	-	-	-	-	0,1.10 ⁻³	1,3.10 ⁻³	36,0	-	Exponentiel
Cr	2,0	19,0	45,0	L	Sphérique	18,0	79,5	65,0	-	Sphérique
W(-5 kPa)	3,17	-	-	-	Pépitique	0,48	2,78	26,0	L	Sphérique
W(-10 kPa)	2,64	-	-	-	Pépitique	0,61	2,71	26,0	L	Sphérique
W(-100 kPa)	0,6	2,3	18,0	-	Exponentiel	0,7	p=1,2 α=0,025	22,0	-	Sphérique + linéaire
W(-200 kPa)	0,8	2,1	20,0	-	Exponentiel	0,2	32,0	70,0	L	Sphérique
W(-1500 kPa)	0,02	0,65	50,0	-	Sphérique	0,25	1,35	26,0	L	Sphérique
Ln (k _s)	1,5	2,65	25,0	-	Sphérique	-	-	-	-	-
Wc	0,6	1,8	75	-	Sphérique	-	-	-	-	-

N.B : Les portées sont exprimées en mètres. L = dérivé linéaire

Tableau IV-3 : Coefficients des modèles théoriques ajustés aux semi-variogrammes expérimentaux

Notons aussi que l'erreur de mesure des paramètres cités ci-dessus est relativement importante, puisqu'elle constitue, dans la plupart des cas, de 20 à 50 % de l'écart-type total de leur variabilité spatiale.

	Erreur relative de mesure	Z = 30 cm		Z = 70 cm	
		C.V. de l'effet de pépite	<u>Erreur relative</u> C.V. total	C.V. de l'effet de pépite	<u>Erreur relative</u> C.V. total
AR	0,037	0,066	0,32	0,037	0,29
LF	0,061	0,041	0,50	0,060	0,51
F3	0,041	0,028	0,47	0,041	0,38
F4	0,034	0,022	0,25	0,056	0,22
F5	0,038	0,037	0,24	0,043	0,18
F6	0,023*	0,046	0,10	0,028	0,08
ρ_s	0,033*	0,046	0,67	0,029	0,62
ρ_{as}	0,05	-	-	0,005	0,25
Cr	0,015	0,018	0,17	0,053	0,12

* Cette estimation de l'erreur relative de mesure sur ρ_s a été faite par LOBERT et CORMARY (1962); elle intègre les microhétérogénéités sur 1 m²

Tableau IV-4 : Comparaison de l'erreur relative de mesure et des coefficients de variation de l'effet de pépite et de l'ensemble des observations

3) Comparaison des deux horizons.

- On remarquera aussi que la structure spatiale d'une variable peut être très contrastée entre les deux profondeurs d'investigation. En conséquence l'interpolation spatiale de cette variable ne présentera pas la même précision aux deux cotes. Le cas de la teneur en argile est très démonstratif à cet égard. Par ailleurs on constate qu'à même profondeur les fractions texturales ont effectivement des comportements spatiaux différenciés; certaines comportent une tendance spatiale de grande taille et de nature linéaire, tandis que d'autres montrent des variogrammes à palier de portée faible. Ces différences justifient l'intérêt de distinguer a priori un grand nombre de fractions lors de l'analyse granulométrique.

En conclusion, **l'analyse structurale a permis de repérer les différentes structures spatiales présentes** à l'échelle de notre surface d'étude. Elle propose également pour chaque V.R. un modèle structural théorique, utilisable lors des cartographies monoparamétriques.

III. CARTOGRAPHIE PAR KRIGEAGE.

On étudie ici l'intérêt et la précision d'une cartographie quantitative des paramètres physiques et hydrodynamiques du sol. Les procédures d'**estimation spatiale** des valeurs d'une V.R. constituent l'**a-boutissement** d'une analyse de la variabilité spatiale de cette V.R. ; en effet, elles permettent une vision **exhaustive** de l'hétérogénéité et font suite à une approche préalable plus synthétique, résumée dans l'analyse structurale.

Nous utilisons ici le krigeage comme méthode d'interpolation pour les raisons déjà invoquées dans le chapitre II, à savoir son efficacité, son cadre théorique conceptuellement correct, et surtout, son analyse-estimation de la variance d'interpolation.

A. Principes de mise en oeuvre du krigeage.

Nous avons utilisé, au cours de ce travail, le logiciel Bluepack 3-D (conçu à l'Ecole des Mines de Paris), qui est un programme d'interpolation par krigeage d'une variable définie en des points de données répartis d'une manière quelconque dans un espace à deux ou trois dimensions.

Bluepack calcule également un écart-type d'estimation qui détermine l'intervalle de confiance de l'interpolation. Divers types d'estimation sont proposés suivant que l'on cherche à connaître :

- (a) Des valeurs ponctuelles observables.
- (b) Des valeurs ponctuelles filtrées.
- (c) Des valeurs moyennes par maille ou bloc spatial.
- (d) La dérive ou composante à petite échelle cartographique d'une V.R. $Z(x)$
- (e) Les gradients dZ/dx et dZ/dy de la V.R. $Z(x)$ dans le plan (x,y) .

Ces cinq possibilités du logiciel correspondent à des procédures différentes; en ce qui concerne cette partie de notre travail, seuls les objectifs a à c sont concernés. Mais quels que soient les objectifs, on peut distinguer trois étapes dans la procédure globale.

1) **Analyse structurale.**

Elle consiste à rechercher le variogramme théorique, ainsi que le degré de la dérive polynômiale, dans le cas du krigeage universel. Ces caractéristiques peuvent être fournies par l'utilisateur, suivant la méthode exposée dans le paragraphe précédent, soit reconnues automatiquement par Bluepack. En pratique les deux méthodes sont menées de pair, la reconnaissance de structure automatique (RECO) servant alors de référence d'ajustement de qualité moyenne.

La recherche automatique de structure est effectuée par voisinage glissant sur tout le champ spatial de la V.R. ; elle passe par de nombreux tests, dont le principe est exposé par DELFINER (1982) et repose sur la théorie des covariances généralisées d'ordre L (cf. BEUCHER et al, 1981).

2) **Validation des structures par interpolation des valeurs connues.**

Bluepack propose une option, nommée THOMAS, qui vérifie la pertinence des modèles de dérive et de covariances adoptés. THOMAS compare successivement la valeur réelle d'un point de donnée avec son estimation lorsqu'elle a été exclue de l'ensemble des points de données. Les critères de vérification sont les suivants :

- L'écart moyen ($Z_{réel} - Z_{estimé}$), qui est une estimation de $E(Z_r - Z_e)$. Une bonne reconnaissance des données implique que sa valeur soit proche de 0, afin qu'il n'y ait ni sur-estimation, ni sous-estimation systématique.

- L'écart quadratique réduit moyen $(Zr-Ze)^2/\sigma_a^2$, qui est le quotient entre l'écart quadratique et la variance d'estimation, analyse la validité de l'estimation de l'écart-type d'interpolation. Il doit donc être voisin de 1.

- La variance de l'écart $V(Zr-Ze)$, qui permet d'estimer la précision de la réestimation des points de données.

- Le nombre N_0 de données qui sont correctement réestimées, c.a.d. dont l'écart quadratique réduit est inférieur à 2,5. La valeur de ce critère se réfère à l'existence d'une distribution des $(Zr-Ze)^2$, qui suit une loi normale centrée réduite.

Si N_0 est inférieur à N , on recalculer les trois autres critères en utilisant uniquement les N_0 données sélectionnées. Ce dernier traitement comporte cependant une ambiguïté, dans la mesure où les données "aberrantes" n'ont pas été éliminées lors de l'interpolation, alors qu'elles peuvent certainement biaiser les estimations.

Notons également que le test de THOMAS est effectué sur le même ensemble de données que celui qui a servi à l'analyse structurale. Cela, ainsi que l'"ambiguïté" soulevée précédemment, nous incite à ne pas accorder **une valeur trop absolue à ce test**, mais plutôt à l'utiliser comme moyen de comparaison entre les résultats obtenus par les reconnaissances structurales manuelles et automatiques.

3) Interpolation.

Les estimations des différentes grandeurs sont effectuées aux noeuds d'une grille dont la maille est fixée par l'utilisateur. En ce qui concerne les valeurs moyennes, elles sont estimées sur des cases centrées aux noeuds de la grille.

Le programme propose le choix entre une interpolation à voisinage unique et une interpolation à voisinage glissant. Dans le premier cas, tous les points de données sont utilisés pour chaque estimation; au contraire, dans le second cas, seul un nombre restreint de données, situées à proximité du point à interpoler, servent à son estimation. Ces deux options ne sont pas équivalentes, leur choix dépend de la confiance que l'on accorde au variogramme pour les grandes distances. L'utilisation d'un voisinage glissant sera ainsi souvent préférée, notamment dans le cas du krigeage universel, où l'on estime le variogramme théorique à partir du variogramme des résidus, **que l'on sait biaisé aux grandes distances.**

D'autre part, au sujet des V.R. présentant une loi de distribution à comportement log-normal marqué, le krigeage est effectué à partir des **transformées logarithmiques de leurs valeurs**. Les estimations ainsi réalisées subissent ensuite la transformation inverse, **il ne peut cependant en être ainsi des écarts-types estimés d'interpolation de la transformation logarithmique de la V.R.** On consultera avec profit DOWD (1984) pour plus de détails au sujet du krigeage log-normal.

Nous envisageons successivement, dans la suite, l'estimation de valeurs moyennes par blocs et de valeurs moyennes régionales. Dans le

chapitre II a été défini la variance d'estimation des deux premiers types de valeurs; elle s'écrit :

$$\sigma_B^2 = \sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma(x_i, B) + \mu - \gamma(B, B)$$

avec μ multiplicateur lagrangien

λ_i les poids affectés aux points expérimentaux

$\bar{\gamma}(x_i, B)$ la valeur moyenne de γ entre le point x_i et un point décrivant le bloc ou domaine B

$\bar{\gamma}(B, B)$ la valeur moyenne de γ entre deux points décrivant le domaine B.

Cette expression n'est cependant valide que pour des domaines B restreints. Il est nécessaire que la dimension de B soit limitée aux distances sur lesquelles on peut considérer que la V.R. respecte les hypothèses de stationnarité et que le variogramme théorique est connu. Or, en un certain nombre de cas, la surface d'estimation sera supérieure en taille au bloc maximum ainsi défini, on parlera alors d'estimation régionale ou globale. Cette dernière obéit à une procédure spécifique que nous allons détailler :

Estimation globale.

On montre sur le **plan théorique** que l'estimation globale, effectuée par krigeage, est égale à la **moyenne arithmétique** des estimations élémentaires sur blocs (JOURNEL et HUIGBREGHTS, 1978, p.321). On peut donc diviser la surface globale en un certain nombre de blocs, dont la taille sera compatible avec l'hypothèse de stationnarité locale du variogramme et sur lesquels le krigeage pourra donc être effectué.

Variance de l'estimation globale.

Le calcul de la variance d'estimation globale est, quant à lui, nettement plus délicat. Mc BRATNEY et WEBSTER (1983) ont résumé ce problème dont un exposé plus approfondi avait déjà été proposé par JOURNEL et HUIGBREGHTS (1978) :

On peut affirmer que l'erreur globale est égale à la somme des erreurs des estimations par bloc :

$$Z_G^* - Z_G = \sum_{i=1}^n v_i (Z_i^* - Z_i)$$

avec Z_G : moyenne globale
 Z_i : moyenne d'un bloc i
 v_i : surface du bloc i

La variance $\sigma_G^2 = E((Z_G^* - Z_G)^2)$ n'est pas la somme des variances des erreurs élémentaires, car les estimations en des blocs voisins ne sont pas indépendantes. En effet, la plupart des points de données servent à l'estimation de la valeur moyenne de plusieurs blocs.

Aussi, aucune expression simple et exacte de la variance de l'erreur globale n'est disponible, si l'on ne connaît pas le variogramme à une échelle de même taille que le champ.

En pratique, la solution est d'effectuer un calcul approché en considérant l'erreur commise par l'assimilation d'une valeur observée à la valeur moyenne du bloc qui l'entoure. Dans le cas d'un échantillonnage aux noeuds d'une grille, chaque observation est prise comme valeur moyenne du carré qui est centré sur elle et dont le côté est égal à la maille de la grille. On peut montrer alors que la variance d'estimation s'écrit :

$$\sigma_C^2 = 2\bar{\gamma}(x,C) - \bar{\gamma}(C,C)$$

avec $\bar{\gamma}(x,C)$ la semivariance moyenne entre le point d'observation x et tous les autres points constitutifs du carré.

$\bar{\gamma}(C,C)$ la variance interne du carré.

Dans ce cas les estimations par carré ou bloc peuvent être considérées comme approximativement indépendantes les unes des autres, puisque chaque observation n'est utilisée qu'une fois. On peut alors écrire :

$$E((Z_G^* - Z_C)^2) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sigma_{Ci}^2 = \frac{1}{n} \sigma^2$$

$$\text{car } \forall i,j \quad \sigma_{Ci}^2 = \sigma_{Cj}^2$$

Nous utiliserons ce principe pour calculer la variance de l'erreur d'estimation d'une valeur moyenne sur environ deux hectares de chacun de nos paramètres d'étude. Deux densités d'échantillonnage seront testées, à savoir 25 observations par hectare et 2 observations par hectare; elles correspondent respectivement à des grilles carrées de maille de 20 et 70 mètres.

JOURNEL et HUIGBREGHTS (1978) proposent des abaques de calcul de $\bar{\gamma}(x,c)$ et $\bar{\gamma}(c,c)$ dans le cas exclusif de variogrammes de type sphérique ou exponentiel. Nous ne pourrions donc effectuer ces calculs que dans ces cas.

B. Résultats.

1) **Validation des modèles structuraux ajustés.**

Le test de THOMAS a été effectué sur l'ensemble de l'échantillon de chaque variable (voir leur effectif dans le tableau IV-1). Les résultats figurent dans l'annexe n° 2.

. Le nombre d'observations rejetées par le test est faible, toujours inférieur à 5 pour les modèles ajustés manuellement. Seul ρ_s à 70 cm présente une différence de N-No égale à 17, du fait d'une sous-estimation trop grande de l'erreur d'interpolation.

. En ce qui concerne la réestimation des points de données, elle ne présente pas de biais systématique, quelle que soit la variable. En effet, la moyenne des écarts $Z_r - Z_e$ est toujours proche de 0, en tous les cas inférieure à 1 % de la moyenne \bar{Z} de la population de la variable.

. La situation est par contre plus diversifiée pour l'estimation de la précision d'interpolation, puisque l'erreur quadratique moyenne réduite appartient à l'intervalle (0,85; 1,24) quel que soit le type d'ajustement du modèle structural. Il apparaît donc que l'intervalle d'estimation de la variance d'interpolation est **d'environ plus ou moins 20 pour cent.**

. Enfin, si l'on compare les résultats du test de validation pour les modèles structuraux obtenus manuellement et automatiquement, il s'avère que tant au niveau de l'estimation des valeurs ponctuelles qu'au niveau de l'estimation de la variance d'interpolation, les deux méthodes présentent globalement la même précision. Ceci n'est bien entendu pas exact au coup par coup, bien que pour la moitié des paramètres on obtienne le même résultat lors de l'analyse structurale manuelle ou automatique.

Notons cependant que trois variables (F_6 , ρ_s et ρ_{as} mesurées à 70 cm) **sont mieux interpolées** à l'aide du modèle structural issu de la Reco. Dans tous les autres cas les résultats sont **soit équivalents, soit meilleurs** pour le krigeage à partir du modèle structural, dit manuel.

D'une manière générale on peut conclure en une efficacité et une précision équivalentes des méthodes d'ajustement manuel et automatique.

2) Estimation de valeurs ponctuelles.

- Aspects cartographiques :

Les interpolations ont donc été menées pour chaque variable par le logiciel Bluepack. Le jeu de données utilisé pour la cartographie correspond uniquement aux observations effectuées sur la grille à maille de 20 m. On a ainsi une densité d'informations uniforme sur la surface d'étude; la cartographie résultante sera donc spatialement homogène du point de vue de sa précision. Sur le plan graphique on obtient une carte de valeurs ponctuelles, ainsi qu'une carte de leur écart-type d'estimation (voir exemple en figures IV-10 et IV-11). On trouvera en annexe n° 3 les cartes monoparamétriques de chaque paramètre. **Ces dernières manifestent plusieurs comportements possibles, qui se distinguent par :**

- absence ou **présence d'un gradient** orienté Nord-Sud ou Sud-Ouest - Nord-Est,
- absence ou présence de zones témoins des taches caillouteuses de surface,
- **aspect erratique** de la carte pour les variables dont le variogramme est pépétique pur.

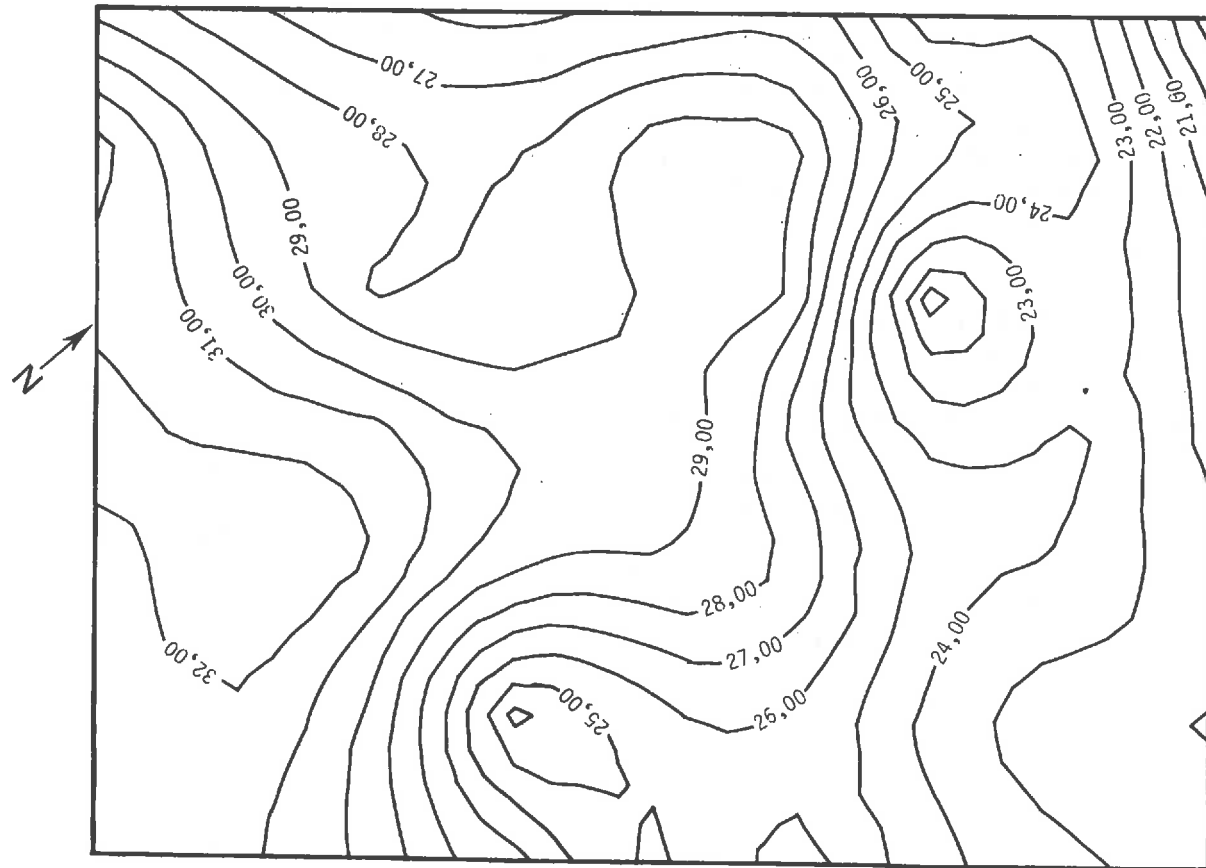


Figure n° IV-10 : Carte des valeurs ponctuelles de la teneur en argile (10^{-2} kg/kg) à la profondeur de 70 cm

N.B. : L'augmentation des écarts-types d'estimation dans le coin Sud de la carte est dû à l'absence d'observations à cet endroit.

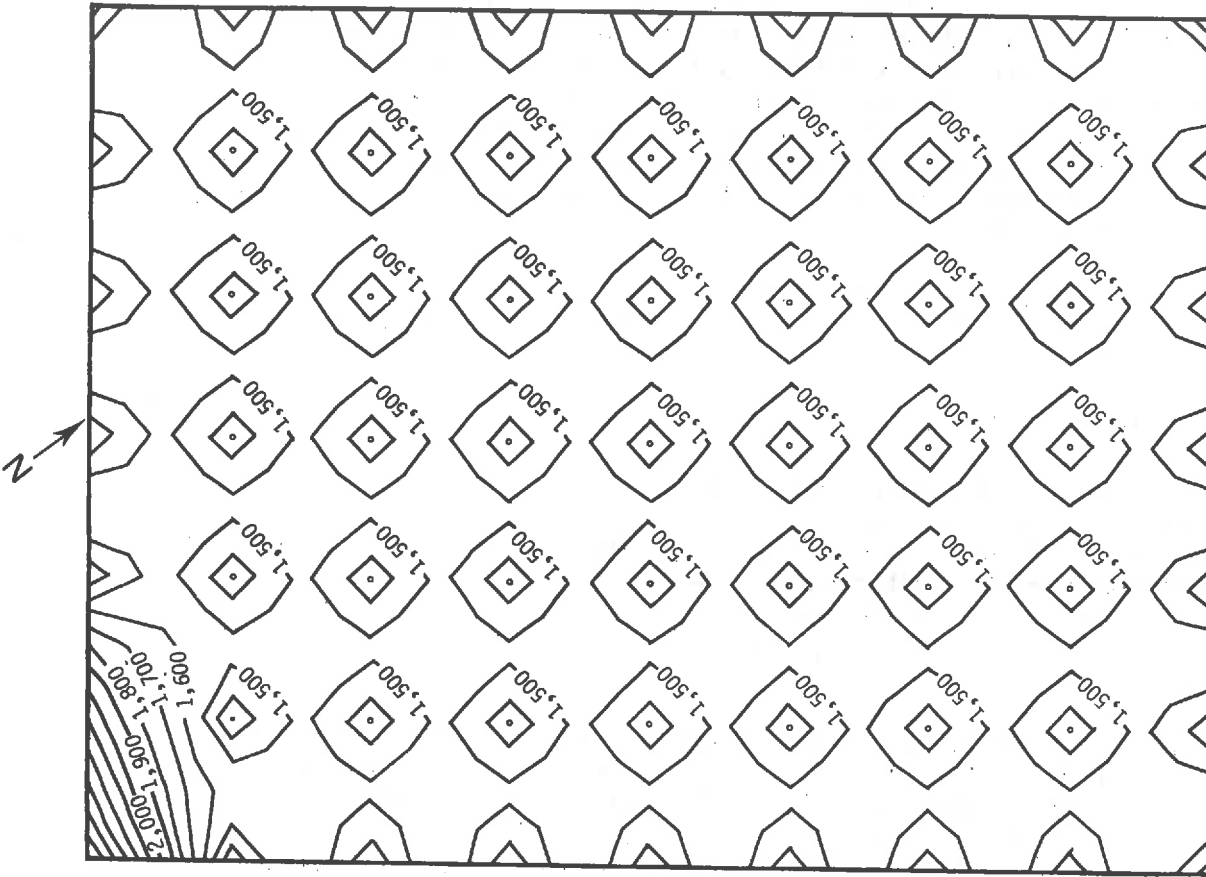


Figure n° IV-11 : Carte des écarts-types d'estimation (10^{-2} kg/kg) de la teneur en argile à la profondeur de 70 cm

Les deux premiers comportements spatiaux cités ci-dessus avaient déjà été mis en évidence lors de la cartographie pédologique. Néanmoins, les limites d'unité, définies par AUGÉ sur la carte au 1/5000 n'apparaissent pas de façon nette sur les cartes monoparamétriques. Seules les fractions texturales à 30 cm de profondeur montrent un gradient dont l'intensité augmente au niveau de l'unité de transition entre sols alluviaux et fersiallitiques qui figurent sur la carte pédologique dessinée par AUGÉ (1980).

Notons par ailleurs que les taches caillouteuses constatées en surface, montrent à leur verticale des pics texturaux dans l'horizon inférieur à 70 cm.

- Erreur d'interpolation.

Dans le tableau IV-5 figurent pour chaque paramètre les écarts-types d'interpolation σ_i , des points situés au centre d'une maille de la grille des observations. σ_i étant dépendant uniquement de la disposition des observations, on peut analyser et comparer les précisions des cartographies réalisées; nous prendrons comme critère adimensionnel le quotient entre σ_i et σ_T . Deux remarques peuvent être formulées.

- La première de nature méthodologique fait le lien entre les caractéristiques du modèle structural et la précision de l'interpolation. En effet, les résultats montrent que le rapport σ_i / σ_T est positivement lié au rapport σ_N / σ_T , mais inversement à la portée du variogramme quand il s'agit d'un variogramme à palier. D'autre part, dans le cas du krigage universel, σ_i est d'autant plus petit que la dérive modélisée de la V.R. explique une forte proportion de la variance spatiale de cette V.R.

- La seconde concerne la comparaison entre types de paramètres. Si l'on excepte le problème des masses volumiques ρ_s et ρ_{as} , le quotient σ_i / σ_T permet de différencier très nettement les paramètres de constitution et les paramètres hydrodynamiques. Ces derniers ont une précision d'interpolation très faible, puisque leur rapport σ_i / σ_T est pratiquement toujours supérieur ou égal à 0,7. Au contraire, ce même rapport se situe en majorité en-dessous de ce seuil pour les paramètres de constitution.

Les résultats exposés dans le tableau IV-5 constituent des majorants de l'erreur d'interpolation réelle. En effet, ils supposent qu'aucune incertitude expérimentale n'affecte les paramètres étudiés; or en présence d'erreurs de mesure la variance d'interpolation estimée doit être diminuée de la variance de l'erreur de mesure (JOURNEL et HUIGBREGTS, 1978). Sur ce principe il est possible d'estimer également un minorant de l'erreur d'interpolation puisque la variance de l'incertitude expérimentale est au plus égale à la variance de l'effet de pépite. Nous avons procédé à cette estimation pour l'ensemble des paramètres, à l'exception de ceux à structure pépitique, pour lesquels cette hypothèse est à l'évidence erronée.

	Horizon centré à 30 cm			Horizon centré à 70 cm		
	σ_i	σ_N / σ_T	σ_i / σ_T	σ_i	σ_N / σ_T	σ_i / σ_T
Ar	2,0	0,56	0,71	1,4	0,29	0,40
Lf	1,8	0,34	0,56	2,1	0,50	0,71
F3	0,39	0,32	0,62	0,48	0,37	0,69
F4	0,57	0,16	0,41	0,88	0,37	0,59
F5	0,57	0,23	0,47	1,0	0,20	0,63
F6	1,2	0,20	0,44	1,8	0,10	0,55
Ln(F7)	0,59	0,30	0,56	1,52	0,45	0,88
ρ_s	0,073	1,0	1,00	0,057	0,55	0,70
ρ_{as}	-	-	-	0,032	0,27	0,86
Cr	3,0	0,20	0,42	6,2	0,42	0,63

W(-5kPa)	1,78	1,0	1,00	1,53	0,37	0,82
W(-10 kPa)	1,62	1,0	1,00	1,53	0,41	0,80
W(-100kPa)	1,32	0,51	0,88	1,26	0,46	0,69
W(-200kPa)	1,27	0,59	0,85	0,97	0,20	0,44
W(-1500kPa)	0,49	0,17	0,60	1,07	0,35	0,74
Ln(k.s)	1,6	0,92	0,98			
Wc	1,00	0,58	0,75			

σ_N : écart-type de l'effet de pépite

σ_i : écart-type d'interpolation

σ_T : écart-type total

Tableau IV-5 : Comparaison des écarts-types d'interpolation, d'effet de pépite et totaux de chaque échantillon pour l'ensemble des paramètres

	Horizon centré à 30 cm		Horizon centré à 70 cm	
	σ_i	σ_i/σ_T	σ_i	σ_i/σ_T
AR	1,4	0,56	0,96	0,16
LF	1,5	0,50	1,49	0,50
F3	0,33	0,52	0,40	0,57
F4	0,52	0,38	0,69	0,46
F5	0,49	0,41	0,95	0,60
F6	1,07	0,40	1,77	0,54
L _n (F7)	0,50	0,47	1,31	0,76
ρ_s	?	?	0,035	0,43
ρ_{as}	-	-	0,030	0,80
Cr	2,65	0,37	4,52	0,45
W(-5kPa)	?	?	1,36	0,73
W(-10kPa)	?	?	1,32	0,69
W(-100kPa)	1,07	0,71	0,94	0,52
W(-200kPa)	0,90	0,60	0,86	0,39
W(-1500kPa)	0,47	0,57	0,95	0,66
LKs	1,03	0,63	-	-
Wc	0,63	0,46	-	-

Tableau IV-6 : Minorants des écarts-types d'interpolation de valeurs ponctuelles par krigeage

Notons que pour les paramètres de constitution, le minorant représente sans doute la valeur réelle, puisque nous avons montré précédemment qu'erreur de mesure et effet de pépité étaient approximativement égaux; on ne peut se prononcer par contre pour les paramètres hydrodynamiques, car aucune quantification de l'incertitude expérimentale n'a été réalisée.

Le tableau IV-6 montre les nouveaux écarts-types d'interpolation estimés. Ils ne remettent pas en cause les remarques énoncées, on note simplement que paramètres physiques et hydrodynamiques se différencient moins.

3) Estimation de valeurs moyennes par blocs.

Le tableau IV-7 énumère les écarts-types d'estimation σ_B de valeurs moyennes sur des blocs de 1600 m² à partir de notre grille d'échantillonnage à 63 observations (à savoir une densité de 25 observations par hectare). Pour appréhender la précision des estimations nous comparons σ_B à σ_{TB} , qui est l'écart-type de la variabilité inter-blocs. Comme pour les valeurs ponctuelles, si l'erreur d'estimation de valeurs moyennes est proche de leur variabilité spatiale, l'estimation s'avérera peu précise.

Si l'on excepte le cas des variables à variogramme pépitique pur, on constate vis à vis de la variabilité globale une meilleure

	Horizon centré à 30 cm		Horizon centré à 70 cm	
	σ_b	σ_{TB}	σ_b	σ_{TB}
AR	0,72	1,72	0,50	3,54
LF	0,67	2,65	0,66	2,07
F3	0,12	0,52	0,17	0,48
F4	0,12	1,21	0,31	1,24
F5	0,18	0,93	0,28	1,34
F6	0,38	3,40	0,65	3,25
Ln(F7)	0,22	0,80	0,52	0,94
ρ_s	0,024	0,017	0,019	0,037
ρ_{as}	-	-	0,0072	0,029
Cr	0,96	7,32	0,23	7,39

W(-5kPa)	0,63	0,52	0,43	0,99
W(-10kPa)	0,57	0,55	0,44	0,96
W(-100kPa)	0,43	0,62	0,42	1,43
W(-200kPa)	0,43	0,74	0,30	2,19
W(-1500kPa)	0,17	0,57	0,30	1,27
Ln(ks)	0,61	0,70	-	-
Wc	0,35	0,93		

N.B : σ_b est pris au centre du maillage afin d'éviter les effets de bordure.

Tableau IV-7 : Ecart-types calculés de l'estimation de valeurs moyennes par blocs de 1600 m²

précision de l'estimation de valeurs moyennes par bloc par rapport à l'estimation de valeurs ponctuelles. En effet le rapport σ_B / σ_{TB} varie dans l'intervalle (0,03; 0,87). La hiérarchie entre paramètres de constitution et paramètres hydrodynamiques est cependant conservée puisque σ_B / σ_{TB} ne dépasse pas 0,55 pour les premiers et se situe entre 0,25 et 0,87 pour les seconds.

Il reste cependant plusieurs variables pour lesquelles l'erreur d'estimation de valeurs moyennes est trop élevée, il s'agit des variables sans structure spatiale apparente à notre échelle d'étude (ρ_s , $W(-5kPa)$ et $W(-10kPa)$ à l'horizon supérieur. ainsi que de $Ln(Ks)$.

4) Estimation de valeurs moyennes régionales.

	Horizon centré à 30 cm		Horizon centré à 70 cm	
	25obs/ha	2 obs/ha	25obs/ha	2 obs/ha
AR	1,1	5,1	NC	NC
LF	0,8	4,6	NC	NC
F3	0,6	NC	0,8	4,3
F4	NC	NC	1,0	5,2
F5	NC	NC	NC	NC
F6	1,0	NC	1,5	10,5
Ln(F7)	5,4	30,0	36,0	176,6
ρ_s	0,6	2,4	NC	NC
ρ_{as}	-	-	0,1	0,6
Cr	NC	NC	0,9	4,1

$W(-5kPa)$	0,9	3,7	0,7	3,9
$W(-10kPa)$	0,9	3,5	0,8	4,0
$W(-100kPa)$	0,9	4,0	1,1	5,3
$W(-200kPa)$	1,0	4,3	1,1	NC
$W(-1500kPa)$	0,5	3,4	1,0	5,0
$Ln(k_s)$	1,4	5,8	-	-
Wc	0,8	3,3		

Tableau IV-8 : Erreur relative d'estimation de valeurs moyennes sur deux hectares de chaque paramètre pour deux densités d'échantillonnage (NC = non calculé)

Les écarts-types d'estimation σ_B de valeurs moyennes sur 2 ha figurent dans le tableau IV-8. Deux densités d'échantillonnage ont été testées. Ne disposant que d'une seule estimation de valeur moyenne sur 2 ha, nous ne pouvons pas évaluer ici la variabilité entre les valeurs moyennes sur 2 ha. Nous apprécierons donc la précision d'estimation par l'erreur relative d'estimation, à savoir le rapport entre σ_B et la valeur moyenne du paramètre. On s'aperçoit que l'erreur relative appartient à l'intervalle (0,5 %; 1,4 %) pour l'échantillonnage dense, tandis que pour le dispositif allégé, l'intervalle devient (2,4 %; 5,8 %). Notons de surcroît qu'il n'apparaît plus de différences entre paramètres hydrodynamiques et paramètres de constitution.

Remarquons ici que l'analyse des résultats cartographiques par le seul critère de variance d'estimation ou d'erreur relative d'estimation aurait permis de comparer les résultats, mais non de situer la qualité réelle des cartographies. Le critère écart-type d'estimation sur écart-type global permet de mesurer l'efficacité d'une procédure de cartographie quantitative vis à vis de son contexte.

IV. DISCUSSION.

Nous aborderons successivement ici les problèmes méthodologiques apparus lors de notre étude, ainsi que l'interprétation des résultats.

A. Considérations méthodologiques.

Les différents points seront traités dans l'ordre classique où ils sont abordés lors d'une étude géostatistique.

1) L'échantillonnage.

Pour l'échantillonnage il convient de distinguer deux étapes, à savoir, d'une part l'inférence du variogramme, d'autre part la cartographie proprement dite. Dans un premier temps il importe de déterminer la structure spatiale de la variable régionalisée à différentes échelles, afin de pouvoir proposer dans un second temps un échantillonnage optimum qui fournira le jeu de données utilisées pour l'interpolation ultérieure.

Les principes de la structure spatiale de l'échantillonnage ont déjà été détaillés au chapitre II.

Concrètement cependant, il est difficile de se conformer à un tel échantillonnage à deux étapes, d'autant plus que les observations réalisées aux deux étapes sont susceptibles d'être employées simultanément pour l'estimation du variogramme et l'interpolation. En général, un moyen terme est adopté, qui consiste à construire une grille d'observations pour l'interpolation, à laquelle on adjoint un niveau d'échantillonnage plus dense pour mieux cerner le variogramme. De toutes manières le choix d'un échantillonnage est le plus souvent sous la contrainte de facteurs de coût et de temps des mesures.

2) Analyse des données.

A ce stade deux types de problèmes sont classiquement soulevés :

a) L'existence de données aberrantes.

Il convient de les détecter (GASCUEL-ODOUX, 1984), car l'estimateur du variogramme est particulièrement sensible aux valeurs extrêmes des différences $Z(x) - Z(x+h)$. BEUCHER-DARICAU (1982) propose d'ailleurs une méthode de détection des données qui induisent, quel que soit h , des accroissements trop forts en regard des accroissements moyens. L'élimination de ces données ne doit cependant intervenir qu'**à condition qu'elles soient effectivement reconnues aberrantes sur le plan expérimental.** Si cette précaution n'était pas prise, on pourrait être amené à rejeter des observations, particulières certes, mais pourtant constitutives du phénomène étudié.

D'autres auteurs (CRESSIE et HAWKINS, 1980) ont évité le problème délicat de l'élimination des données aberrantes en cherchant un estimateur robuste de $\gamma(h)$, c'est-à-dire un estimateur qui soit peu sensible aux données extrêmes et donc plus stable. Ce type de recherche est cependant récent et n'a pas encore eu d'applications en Science du Sol, comme le souligne WEBSTER (1985).

Pour notre part nous n'avons éliminé que les données qui étaient strictement aberrantes sur le plan physique et expérimental.

b) La présence de pics ou vallées dans le champ spatial de la V.R.

Si ceux-ci sont abrupts, peu représentés et bien localisés, on est en droit de s'interroger sur leur appartenance au phénomène étudié. Mais là également c'est une question d'échelle d'investigation; ainsi, dans notre étude, les zones caillouteuses apparaissent telles des points singuliers. Il n'en serait certainement pas de même dans le cas d'une surface d'étude plus grande, où ce type de discontinuité existerait en plus grand nombre et serait considéré comme partie intégrante du phénomène.

L'exclusion de ces pics texturaux de l'horizon centré sur 70 cm de profondeur est donc liée à l'échelle d'analyse ainsi qu'au besoin d'homogénéité statistique de la variable pour le calcul du variogramme. Les données correspondant à ces pics ne sont pas considérées comme des données aberrantes car, à la différence de ces dernières, **elles seront réintroduites dans le jeu de données utilisées pour la cartographie.** Elles sont exclues uniquement lors du calcul du variogramme, c'est-à-dire que les variances d'erreur estimées ne sont valables que pour les zones non caillouteuses et sont sous-estimées pour les zones caillouteuses et leur entourage.

3) Analyse structurale.

Manuelle :

Nous avons déjà signalé précédemment que le choix d'un modèle structural est étroitement lié à l'échelle d'observation. De plus, le modèle mathématique de variogramme que l'on adopte n'est qu'une approximation du modèle réel, car il est ajusté sur le variogramme expérimental, qui n'est lui-même qu'un estimateur du variogramme théorique; de plus, le modèle ajusté n'est souvent validé que sur les courtes distances.

La signification physique des portées et paliers ajustés s'en trouve donc considérablement réduite. En conséquence, il nous semble important de **se garder d'une généralisation trop hâtive des résultats de l'analyse structurale**, qui reste surtout le préalable indispensable à une interpolation par krigeage.

Par ailleurs, nous tenons à préciser que les modèles théoriques ajustés de variogrammes peuvent certainement être encore améliorés du point de vue de leur ajustement, mais aucune amélioration substantielle de l'interpolation n'y fera suite.

En dernier lieu, nous insisterons sur un des intérêts de l'analyse structurale, qui est de **fournir par l'estimation de la variance de l'effet de pépite un majorant de l'incertitude de mesure des variables étudiées**. Ce point apparaît d'autant plus important en Science du Sol que l'erreur de mesure est l'origine d'une partie non négligeable des variabilités déterminées au sein de volumes pédologiques restreints.

Automatique :

On a pu noter, au cours de l'exposé des résultats, que l'analyse structurale automatique fournit des modèles structuraux aussi efficaces sur le plan de l'interpolation que l'analyse structurale manuelle. Son utilisation serait donc à privilégier, du fait de sa simplicité et de sa rapidité. Elle présente cependant des inconvénients majeurs si l'on s'intéresse, en plus de l'interpolation, aux enseignements que peut apporter l'analyse structurale. En effet la Reco n'ajuste le modèle structural que sur de courtes distances et n'utilise à cette fin qu'une gamme réduite de modèles théoriques. Les modèles structuraux ajustés manuellement ou par la Reco sont en conséquence peu comparables dans le détail. C'est ainsi que la procédure automatique ne permet pas une bonne estimation de l'effet de pépite.

4) Interpolation par krigeage.

La plupart des auteurs, utilisateurs du krigeage, reconnaissent la robustesse de cette méthode au niveau des estimations par interpolation. En effet le choix du type de modèle théorique de variogramme intervient peu sur l'estimation des valeurs de la V.R. , seule la qualité de l'ajustement est importante. L'estimation de l'écart-type d'interpolation est néanmoins plus sensible.

L'utilisation du krigeage présente cependant de nombreuses contraintes, qui ne sont pas toujours respectées par les variables classiques, étudiées en Science du Sol.

- C'est ainsi que la reconnaissance de pics ou de discontinuités, lors d'une cartographie par krigeage, **est souvent peu concluante**. A l'extrême, si un pic réel ne contient aucune observation, il est oublié. Ces problèmes sont cependant communs à l'ensemble des méthodes d'interpolation.

- Par ailleurs, la prise en compte d'une dérive pose de nombreux problèmes méthodologiques, en particulier celui de la connaissance du variogramme théorique. En effet, ce dernier ne peut plus être approché par le variogramme expérimental brut, mais doit être estimé par le variogramme des résidus du phénomène, après soustraction d'une dérive glo-

bale, ajustée par la méthode des moindres carrés. Mais cette procédure présente un biais, dont on ne peut estimer l'importance. Le seul élément connu est que le variogramme des résidus approche le variogramme théorique aux courtes distances uniquement, d'où le choix fréquent d'une interpolation par voisinage glissant.

- Rappelons également que **l'estimateur linéaire du krigeage n'est optimal en général que dans le cas d'une distribution normale de la V.R.** (DOWD, 1984). Cela explique les transformations de variables, effectuées par certains auteurs et par nous-même pour nous ramener au cas normal.

Ainsi, dans le cas d'histogrammes à asymétrie nette et coefficient de variation élevé, il semble préférable d'effectuer le traitement des données en considérant une distribution théorique de la V.R de nature log-normale.

On constate donc l'existence de nombreuses contraintes, mais il convient à présent de relativiser quelque peu notre propos. En effet, si cette méthode d'interpolation de type probabiliste repose effectivement sur **des hypothèses dont la vérification directe est pratiquement impossible, des tests pragmatiques** (test de THOMAS) ont permis de **confirmer la qualité des estimations des valeurs Z** et des écarts-types d'interpolation. C'est ainsi que pour la plupart des variables étudiées dans ce travail, l'écart-type estimé de l'interpolation différait de moins de 20 % de l'écart-type réel.

De surcroît, cette méthode fournit un cadre conceptuel adapté au cas de variables régionalisées et permet d'éviter des biais systématiques que l'utilisation de méthodes classiques créerait. Il en est

	Horizon centré à 30 cm		Horizon centré à 70 cm	
	σ_G	σ_S	σ_G	σ_S
AR	0,23	0,35	NC	NC
LF	0,19	0,42	NC	NC
F3	0,041	0,089	0,051	0,1
F4	NC	NC	0,098	0,21
F5	NC	NC	NC	NC
F6	0,12	0,38	0,17	0,46
Ln(F7)	0,065	0,14	0,17	0,25
ρ_s	0,0092	0,0103	NC	NC
ρ_{Cr}^{as}	NC	NC	0,0023	0,0053
			0,69	1,41
W(-5kPa)	0,23	0,25	0,15	0,26
W(-10kPa)	0,21	0,23	0,16	0,27
W(-100kPa)	0,15	0,21	0,17	0,26
W(-200kPa)	0,15	0,21	0,16	0,31
W(-1500kPa)	0,048	0,12	0,11	0,20
Ln(K _s)	0,19	0,23	-	-

σ_G : écart-type d'estimation calculé suivant procédure géostatistique expliquée au paragraphe III A) 3)

$$\sigma_S = \sqrt{\frac{\sigma_T^2}{N}}$$

avec N le nombre d'observations

Formule classique

Tableau IV-9 : Comparaison des écarts-types d'estimation d'une valeur moyenne sur deux hectares à partir de 50 observations, calculés par la méthode géostatistique et par la méthode classique (NC = Non calculé)

ainsi si l'on compare l'estimation de la précision d'estimation d'une valeur moyenne sur une surface donnée par le krigeage et la méthode classique qui fait l'hypothèse d'indépendance des observations. On pourra voir un exemple de comparaison, qui illustre la sous-estimation de la précision par la méthode classique dans le tableau IV-9. Cette dernière estime donc un majorant de l'erreur d'estimation d'une valeur moyenne.

B. Considérations physiques et cartographiques.

Nous tenterons ici d'apporter des éléments de réponse à trois questions successives :

- L'hétérogénéité spatiale des courbes de rétention n'est-elle pas plus élevée, quand ces dernières sont définies sur l'ensemble terre fine-fraction grossière ?

- Qu'apporte l'analyse structurale du point de vue de l'identification de la variabilité spatiale des paramètres physiques et hydrodynamiques ?

- Quelles sont les potentialités d'une cartographie des paramètres physiques et hydrodynamiques ?

1) **Changement de variable et hétérogénéité.**

Dans cette étude nous nous sommes attachés à analyser des variables "élémentaires", c'est-à-dire des variables qui ne sont pas fonction mathématique de plusieurs autres variables. C'est ainsi que pour l'étude de la variabilité spatiale de la courbe de rétention, nous avons préféré étudier indépendamment les variabilités des teneurs pondérales en eau de la terre fine à différents potentiels (W à $wkPa$), de la masse volumique apparente de la terre fine (ρ_s) et de la teneur pondérale en fraction grossière ($F7$). Nous avons donc analysé séparément la terre fine et la fraction grossière, sous l'hypothèse, déjà justifiée au chapitre III, que la charge caillouteuse du sol présentait une capacité nulle de rétention d'eau.

Il importe à présent d'envisager la variabilité spatiale de la courbe de rétention, définie sur l'ensemble des composants du sol et exprimée par la relation teneur volumique en eau - potentiel matriciel : les points de cette relation peuvent être exprimés en fonction de W ($xkPa$), ρ_s et $F7$ suivant la relation suivante :

$$\theta(xkPa) = W(xkPa) \cdot (1 - F7) \cdot \frac{\rho_s \cdot \rho_r}{(\rho_r - F7 \cdot (\rho_r - \rho_s))}$$

avec ρ_r : masse volumique de la fraction grossière.

	Z = 30 cm				Z = 70 cm			
	m	s ² _T	C.V	loi de distribution n	m	s ² _T	C.V	loi de distribution n
θ(-5kPa)	35,6	4,96	0,063	N 97	30,8	7,84	0,091	N 86
θ(-10kPa)	33,7	4,19	0,061	N 96	29,2	8,49	0,100	N 86
θ(-100kPa)	23,7	5,20	0,096	N 93	24,0	9,40	0,128	N 93
θ(-200kPa)	21,3	5,79	0,113	N 93	21,2	14,5	0,180	N 97
θ(-1500kPa)	13,8	1,90	0,100	N 102	17,1	6,78	0,152	N 98

n = nombre d'observations

N = loi normale

Tableau IV-10 : Paramètres statistiques estimés des teneurs volumiques en eau aux différents potentiels

On lira dans le tableau IV-10 les paramètres statistiques de la variabilité spatiale de la teneur volumique en eau aux différents potentiels pour les deux profondeurs d'investigation. On constate que malgré la forte variabilité de la teneur pondérale en cailloux, l'hétérogénéité spatiale de θ (xkPa) reste faible et semblable à celle de W (xkPa). **Ce résultat confirme la relative homogénéité spatiale du site d'étude et démontre la faible influence de la variabilité spatiale de la fraction grossière sur la variabilité des propriétés de rétention du sol.** Il semble donc bien qu'il y a une homogénéité fonctionnelle dès que l'on quitte le domaine saturé.

Ce résultat va à l'opposé de l'appréciation de la variabilité qu'effectue généralement le cartographe au sujet du milieu alluvial. En effet, les sols d'apport alluvial récent, non affectés par la pédogenèse homogénéisatrice, sont réputés hétérogènes, notre parcelle d'étude était d'ailleurs considérée ainsi.

2) Intérêt de l'analyse structurale.

Jusqu'à présent nous avons surtout considéré l'analyse structurale comme un préalable à l'interpolation. Néanmoins, elle fournit également des informations sur le niveau des variabilités en présence et sur leur origine. Tout en se gardant d'interpréter et de comparer sur le plan quantitatif les portées et les paliers des modèles structuraux ajustés, plusieurs enseignements apparaissent :

- L'effet de pépite estimé représente 0,2 à 0,5 fois l'écart-type total de la variabilité spatiale des paramètres étudiés. Pour les paramètres de constitution, on a pu attribuer l'origine de l'effet de pépite aux erreurs de mesure. Cela n'a pas été possible pour les paramètres

CHAPITRE V

ANALYSE MULTIPARAMETRIQUE DE LA VARIABILITE SPATIALE DES PROPRIETES PHYSIQUES ET HYDRODYNAMIQUES : INCIDENCES CARTOGRAPHIQUES

A la différence du chapitre précédent, nous envisageons à présent les inter-relations spatiales entre l'ensemble des paramètres physiques et hydrodynamiques, étudiés dans ce travail. Nous avons pour objectif de rechercher des variables physiques d'accès expérimental aisé, susceptibles, à travers l'analyse de leur structure spatiale, de rendre compte de la structure spatiale des paramètres hydrodynamiques.

A cet effet, nous analyserons dans un premier temps, les inter-relations statistiques entre tous les paramètres, pour aboutir, dans un second temps, à la mise au point **d'équations prédictives des variables hydrodynamiques à partir de paramètres physiques**. Enfin, en dernier lieu, **nous testerons ces modèles prédictifs** dans le cadre de la cartographie quantitative des paramètres hydrodynamiques.

I. ANALYSE STATISTIQUE MULTIDIMENSIONNELLE

L'objet de ce premier paragraphe est uniquement descriptif. Nous chercherons à décrire d'une part les liaisons statistiques entre variables prises deux à deux, et d'autre part la variabilité globale de l'ensemble des paramètres.

A. Analyse des matrices de coefficients de corrélation linéaire.

1. Principes de mise en oeuvre.

Pour éviter les problèmes d'autocorrélation, les observations devraient être choisies de manière à être séparées les unes des autres par une distance supérieure à la longueur d'autocorrélation des variables régionalisées.

En pratique cette attitude est difficile à mettre en oeuvre car pour un certain nombre de variables étudiées ici, il ne se dégage pas de longueur d'autocorrélation à l'échelle du site d'étude. Nous ne pouvons donc pas éviter les biais d'estimation du coefficient de corrélation, nous pouvons cependant en diminuer l'importance. C'est pourquoi **nous ne retiendrons dans notre échantillon d'analyse que les observations issues de la grille**, celles des transects étant plus proches les unes des autres.

En effet, CLIFF et ORD (1981) constatent la surestimation du coefficient de corrélation pour des V.R. présentant une autocorrélation spatiale positive.

2. Résultats.

Dans la mesure où seules les liaisons entre paramètres de constitution et paramètres hydrodynamiques nous intéressent dans ce travail, nous n'approfondirons pas l'étude des liaisons entre paramètres de même nature dont les matrices de coefficients de corrélation sont visibles dans l'annexe 4.

Les coefficients de corrélation entre paramètres de constitution et paramètres hydrodynamiques sont visibles dans les tableaux V-1 et V-2. Afin de permettre une meilleure visualisation des résultats, les coefficients qui dépassent une limite arbitraire de 0,30, sont représentés en caractères gras.

	AR	LF	F3	F4	F5	F6	F7	Cr	ρ_s
W(-5kPa)	-0,04	0,16	-0,06	-0,15	-0,11	0,05	0,18	0,05	-0,39
W(-10kPa)	-0,02	0,12	-0,02	-0,16	-0,12	0,12	0,29	0,0	-0,33
W(-100kPa)	0,21	0,08	-0,23	-0,23	-0,15	-0,02	0,02	0,09	-0,22
W(-200kPa)	0,49	0,17	-0,28	-0,45	-0,38	-0,09	-0,05	-0,18	0,02
W(-1500kPa)	0,82	0,32	-0,46	-0,71	-0,66	-0,25	-0,10	-0,22	-0,23
LKs	0,04	-0,03	0,02	0,12	0,10	-0,06	-0,15	0,16	-0,35
Wc	0,41	0,02	-0,09	-0,18	-0,17	-0,33	-0,58	-0,02	-0,11

Tableau V-1 : Coefficients de corrélation entre paramètres hydrodynamiques et paramètres de constitution à la profondeur de 30 cm

hydrodynamiques, pour lesquels aucune réelle quantification des incertitudes expérimentales n'a pu être effectuée dans ce mémoire. Néanmoins, il est possible que les paramètres hydrodynamiques présentent une erreur de mesure de taille relative analogue à celle des paramètres de constitution. Cette assertion, cohérente vis à vis des effets de pépité estimés, est bien entendu à vérifier. Elle impliquerait cependant que plus de 20 % de la variabilité mesurée des paramètres hydrodynamiques est due aux incertitudes expérimentales, ce qui diminuerait d'autant la variabilité spatiale effective.

L'analyse structurale permet donc de soulever plus clairement le problème, peu abordé jusqu'à présent, de la différenciation entre variabilité spatiale et variabilité expérimentale.

- L'approche cartographique classique (AUGE, 1981) montrait l'existence d'un gradient textural sur toute la parcelle. Cette analyse globale a pu être affinée par l'analyse structurale, qui montre que tous les paramètres ne présentent pas, en fait, de dérive. Aussi, même si au départ, nous avons tendance à rechercher systématiquement une dérive pour chaque variable physique ou hydrodynamique, il est apparu que certaines variables n'en comportaient pas et qu'il n'y avait pas similitude de situation entre les deux horizons investigués.

- L'absence de structure spatiale des trois variables ρ_s , $W(-5kPa)$ et $W(-10kPa)$ a mis en relief l'influence du travail du sol.

En définitive, sans se leurrer sur la généralisation possible des modèles structuraux théoriques ajustés aux variogrammes de chaque paramètre, une interprétation des différences les plus marquantes entre modèles est possible et est source d'informations.

3) Efficience de l'interpolation des paramètres physiques et hydrodynamiques du sol.

De nombreux auteurs ont souligné l'intérêt du krigeage en tant que méthode d'interpolation, notamment à cause de l'estimation de l'erreur d'interpolation qu'il propose. Son application, à l'origine aux variables géologiques, s'est répandue à d'autres variables, dont notamment les paramètres physiques et hydrodynamiques du sol. Les problèmes qu'entraîne l'extension du domaine d'utilisation du krigeage ne sont pas de nature méthodologique, car les principes de mise en oeuvre de cette méthode d'interpolation demeurent quasiment identiques pour toutes les variables régionalisées. Les questions spécifiques, relatives au cas des variables pédologiques, concernent plutôt l'analyse de la précision de leur interpolation. C'est donc au sujet de cet aspect que nous allons essayer de dégager et discuter les résultats obtenus.

Estimation de valeurs ponctuelles.

L'interpolation de valeurs ponctuelles apparaît peu précise en ce qui concerne les paramètres hydrodynamiques, et moyenne pour les paramètres de constitution, la densité d'observations étant pourtant relativement élevée (25/ha). **Ce constat est assez décourageant dans l'optique d'une cartographie de valeurs ponctuelles des paramètres physiques du sol** puisqu'elle exige un investissement expérimental élevé pour un résultat peu fiable. Notons que pour la densité d'échantillonnage utilisée, faire l'hypothèse d'une variabilité spatiale aléatoire n'aurait pas induit une perte de précision considérable pour l'estimation de valeurs ponctuelles des paramètres hydrodynamiques.

Estimation de valeurs moyennes.

Comme le montre la relation (II-16), l'erreur d'estimation de valeurs moyennes diminue en fonction de l'augmentation de taille de la surface d'estimation. On constate donc bien ici que la précision d'estimation de valeurs moyennes sur 1600 m² est bien plus satisfaisante que celle de valeurs ponctuelles et justifie ainsi une approche cartographique. On ne peut néanmoins conclure qu'il faut privilégier l'estimation de valeurs moyennes. En effet, le choix du type de données cartographiques dépend strictement de l'objectif poursuivi.

En outre, la notion de précision des estimations, telle que nous l'avons présentée ici, dépend intrinsèquement du degré de variabilité globale de la surface cartographiée. Aussi passer de la parcelle à l'unité de sol modifierait le rapport entre l'écart-type d'interpolation et l'écart-type total pour une même densité d'échantillonnage, et par voie de conséquence notre interprétation. Cette dernière est donc strictement liée au contexte de cette expérimentation, nous essayerons cependant d'analyser les résultats dans un contexte plus général dans le dernier chapitre du mémoire.

V. CONCLUSION

Outre l'expérience méthodologique, l'analyse monoparamétrique de la variabilité spatiale de la parcelle nous a apporté plusieurs enseignements :

- Elle nous a permis d'analyser les échelles spatiales des variabilités mesurées de chaque paramètre. C'est ainsi que la variabilité de l'erreur de mesure s'est révélée importante vis à vis de la variabilité totale. Bien qu'une telle appréciation n'ait pu être menée pour les paramètres hydrodynamiques, il semble probable qu'elle puisse leur être étendue.

- L'efficacité d'interpolation de valeurs ponctuelles et d'estimation de valeurs moyennes a pu être quantifiée, avec pour conséquence la mise en évidence des déterminants de cette efficacité.

- La précision d'une cartographie des paramètres de constitution s'est avérée meilleure que celle des paramètres hydrodynamiques.

Ce dernier point est particulièrement important pour la suite de notre mémoire. En effet, après avoir envisagé la cartographie de chaque paramètre, à partir d'observations ponctuelles de ses valeurs, nous examinons par la suite les possibilités de cartographier des paramètres hydrodynamiques à partir d'observations de valeurs ponctuelles des paramètres de constitution.

	AR	LF	F3	F4	F5	F6	F7	Cr	ρ_s	ρ_{as}
W(-5kPa)	0,24	0,20	-0,22	-0,08	-0,03	-0,01	0,15	0,20	-0,29	0,14
W(-10kPa)	0,26	0,33	-0,29	-0,21	-0,20	-0,23	-0,11	0,20	-0,18	0,19
W(-100kPa)	0,59	0,11	-0,25	-0,43	-0,37	-0,19	0,34	-0,21	-0,14	0,30
W(-200kPa)	0,64	0,08	-0,16	-0,28	-0,33	-0,28	-0,15	-0,21	0,17	0,39
W(-1500kPa)	0,91	0,23	-0,28	-0,53	-0,62	-0,39	-0,10	-0,60	0,06	0,47

Tableau V-2 : Coefficients de corrélation entre paramètres hydrodynamiques et paramètres de constitution à la profondeur de 70 cm

- Relation potentiel matriciel-teneur en eau.

On constate des situations contrastées que l'on peut différencier suivant les points de la courbe de rétention. Ainsi on passe du cas de W à -1500 kPa, où les liaisons linéaires avec les paramètres de constitution sont fortes, à celle de W à -5kPa et -10kPa où seule ρ_s émerge timidement de l'analyse, en tant que variable corrélée. Entre ces deux cas extrêmes, se situent W à -100 kPa et W à -200 kPa, le premier ne présentant des corrélations nettes avec des paramètres de constitution qu'à l'horizon inférieur.

- Conductivité hydraulique à saturation.

La seule variable corrélée à Lks se révèle être ρ_s .

- Teneur pondérale en eau mesurée au champ.

Cette dernière variable présente des corrélations nettes avec certaines fractions texturales, notamment F7. Sur ce point, il faut se souvenir que Wc a été déterminée directement sur des échantillons prélevés sur le terrain, qui comprennent donc une fraction caillouteuse. Or cette dernière ne présente aucune capacité de rétention, c'est pourquoi il apparaît une liaison négative entre Wc et F7.

Les liaisons mises en évidence ci-dessus ne sont guère surprenantes vis à vis des connaissances, acquises par ailleurs, au sujet de l'influence de la texture d'un matériau sur ses propriétés porales. Ainsi la prépondérance de l'effet textural sur le volume microporal a déjà été soulignée, et l'on constate effectivement des coefficients de corrélation élevés entre fractions texturales et teneur en eau aux faibles potentiels. A l'inverse, aux forts potentiels, l'effet textural diminue et l'on remarque d'ailleurs l'absence de variables texturales corrélées aux W à - 5kPa et -10kPa.

Enfin la masse volumique apparente étant inversement proportionnelle au volume poral total du sol, un des déterminants de ks et des teneurs en eau aux forts potentiels, c'est très logiquement que ρ_s est corrélée négativement à Lks et W à -5kPa et -10kPa.

3. Discussion.

Bien que certaines liaisons attendues, entre paramètres de constitution et paramètres hydrodynamiques, se soient exprimées lors de l'analyse des coefficients de corrélation, elles ne se sont pas révélées être très élevées. Nous allons tenter d'explicitier certaines causes de cette situation.

- Généralités des corrélations estimées.

Les liaisons apparaissant ici entre paramètres hydrodynamiques et paramètres de constitution sont homogènes avec les liaisons mises en évidence non plus à l'échelle d'une parcelle, mais à partir d'un échantillonnage de nombreux types de sols. On constate uniquement une chute du coefficient de corrélation dans notre cas.

Cette diminution n'est pas due à un affaiblissement des liaisons entre les variables, mais à une diminution de leur netteté du fait d'une variabilité moindre des variables. Par ailleurs, la faiblesse des corrélations mesurées indique qu'une **étude à la parcelle ne permet pas, dans notre cas, de mettre en évidence de nouveaux déterminants d'origine texturale de la variabilité des paramètres hydrodynamiques. On semble limité aux liaisons déterminées sur des échantillons à forte variabilité intrinsèque.**

- Intérêt des paramètres de constitution étudiés.

Si pour certains paramètres tels AR, F7, ρ_s , la question de leur utilité en tant que variable explicative des paramètres hydrodynamiques ne se pose pas, il n'en est pas de même pour les autres. En effet, au début de ce mémoire, nous avons souligné l'intérêt que nous voyions à distinguer de nombreuses fractions granulométriques ou à tester d'autres paramètres de constitution tels le coefficient de réflexion lumineuse ou la densité apparente d'agrégats.

Du fait du rôle déterminant de l'argile, car il s'agit de la fraction texturale, excepté F7, qui présente toujours la plus forte liaison linéaire avec les paramètres hydrodynamiques, le rôle des autres fractions texturales est quelque peu gommé. L'intérêt d'un découpage fin des classes granulométriques n'apparaît plus dans notre cas où le rôle du squelette est réduit. Il en va également ainsi de la masse volumique apparente d'agrégats, qui présente des liaisons avec les teneurs en eau aux faibles potentiels, car elle est elle-même fortement dépendante de l'argile.

Quant au coefficient de réflexion lumineuse, représentatif du pouvoir discriminant sur le plan spatial de la couleur, il est peu corrélié avec les paramètres hydrodynamiques, sinon à 70 cm avec la teneur en eau au point de flétrissement. Il ne s'agit donc pas d'un critère qui permet de différencier sur le plan spatial les propriétés hydriques d'un matériau. Pourtant il apparaît bien corrélié aux fractions texturales sans atteindre par leur intermédiaire les paramètres hydrodynamiques.

En conclusion **les résultats exposés montrent qu'il est nécessaire de rechercher un ensemble de variables, associées au sein d'un modèle linéaire, afin de permettre une bonne prédiction des paramètres hydrodynamiques.** En effet, hormis le cas de $W(-1500\text{kPa})$, les coeffi-

cients de corrélation sont trop faibles pour qu'un seul paramètre de constitution autorise, par régression linéaire, l'estimation d'un paramètre hydrodynamique.

Par ailleurs, il semble difficile de dégager dès à présent les paramètres de constitution qui devront intervenir au sein des modèles linéaires. En effet, un modèle linéaire multiple ne se constitue pas exclusivement à partir des variables ayant manifesté individuellement une liaison forte avec la variable à prédire; notamment certaines apportent des informations redondantes du fait de corrélations pouvant exister entre elles. Cette remarque se justifie particulièrement dans notre cas puisque les paramètres de constitution sont très corrélés entre eux.

Nous avons étudié ici les inter-relations statistiques entre les variables deux à deux, il importe maintenant, après ce stade analytique de la variabilité multiparamétrique du sol, de tenter une approche synthétique qui permette de définir les axes essentiels de cette variabilité.

B. Analyse en composantes principales.

1. Principe de mise en oeuvre.

Rappelons succinctement que l'analyse en composantes principales (ACP) a pour objectifs de décrire un tableau X où la valeur X_{ij} de la ligne i et de la colonne j est la mesure d'une variable quantitative X_j sur un individu i .

Dans notre cas l'individu est représenté par un point spatial et les variables quantitatives X_j sont les paramètres de constitution ou hydrodynamiques.

Le tableau X permet de définir un espace des individus, où les individus sont représentés par les points de coordonnées (X_{ij}, \dots, X_{in}) . Les axes de cet espace sont constitués par les différentes variables X_j .

Le but de l'ACP est de trouver les axes ou composantes principales, combinaisons linéaires des variables de départ, qui soient de variance maximum, non corrélés entre eux et décrivent au mieux le nuage des individus.

Pour donner la même importance aux variables de départ, il est nécessaire de les centrer et de les réduire.

- **Eléments d'interprétation.**

L'interprétation des résultats est menée à plusieurs niveaux:

- En premier lieu, on analyse le pourcentage de variance totale explicitée par chaque composante principale, afin de dégager les axes les plus importants.
- Ensuite on étudie les liaisons entre les axes et les variables d'origine X_j , afin de déterminer les variables prépondérantes dans la variabilité du nuage des individus. Ceci est réalisé par le calcul de deux critères : l'un est la contribution (CTR), qui exprime le

pourcentage de variance d'un axe, expliqué par chaque variable; l'autre est le cosinus carré (CO2) de l'angle entre un axe et chaque variable, il exprime le pourcentage de la variance d'une variable reconstitué par l'axe.

- Enfin, parce que dans notre cas les individus de l'ACP sont des points spatiaux, nous cartographions les variations de coordonnées des individus sur chaque composante principale. Cette représentation permet une visualisation des principaux déterminants de la variabilité spatiale multiparamétrique des individus.

- Choix de l'échantillon.

Pour des raisons identiques à celles qui ont déjà été exprimées précédemment, il est préférable de restreindre l'échantillon de travail aux seuls individus issus de la grille de prélèvement. Un problème spécifique à l'ACP, apparaît néanmoins. En effet, certains individus ne présentent pas des observations sur toutes les variables, ils sont donc automatiquement supprimés de l'analyse. Ceci risquerait de réduire de façon conséquente la taille de l'échantillon, et aurait de surcroît le désavantage de ne plus permettre une cartographie sur l'ensemble de notre site d'étude des coordonnées des individus sur les composantes.

Nous avons donc choisi d'estimer les données manquantes par interpolation spatiale à partir des observations connues des mêmes variables. La procédure d'estimation se déroule indépendamment des liaisons spatiales entre variables et n'est donc pas susceptible de trop les modifier. Par souci de vérification, nous avons estimé les matrices de coefficient de corrélation entre paramètres de constitution et paramètres hydrodynamiques pour les échantillons reconstitués; aucune différence significative n'apparaît en comparaison des matrices d'origine.

Nous mènerons donc les ACP sur ces échantillons reconstitués.

2. Résultats.

Nous avons systématiquement séparé paramètres de constitution et paramètres hydrodynamiques, c'est donc le résultat de quatre ACP que nous exposons ici.

a) Paramètres de constitution.

- Signification des axes (annexe n° 5)

Pour les deux horizons, les trois premiers axes (1,2 et 3) expliquent près de 75 % de la variance des nuages des individus. Nous limiterons donc notre analyse à ces axes, en notant de surcroît, que le troisième ne concerne qu'un peu plus de 10 % de cette variance.

Aux deux profondeurs, l'axe 1 est particulièrement corrélé aux fractions F3, F4, F5, qui s'opposent à l'argile, ainsi qu'aux variables associées telles ρ_{as} .

Le deuxième axe est, quant à lui, lié aux fractions grossières F6-F7, qui s'opposent aux fractions fines. Notons qu'à 70 cm deux individus contribuent particulièrement à cet axe; il s'agit d'individus situés dans les taches caillouteuses où le rapport fraction fine sur fraction grossière varie énormément.

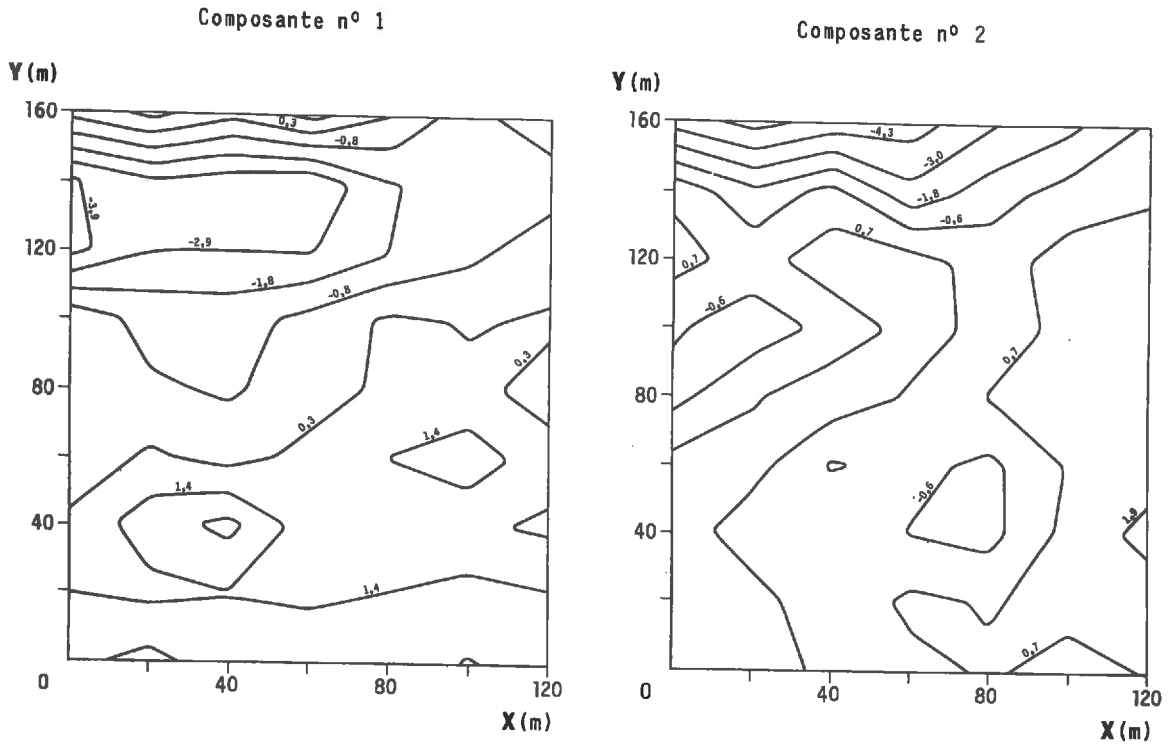


Figure n° V-1 : Cartes des deux premières composantes de l'ACP sur les paramètres de constitution à 30 cm

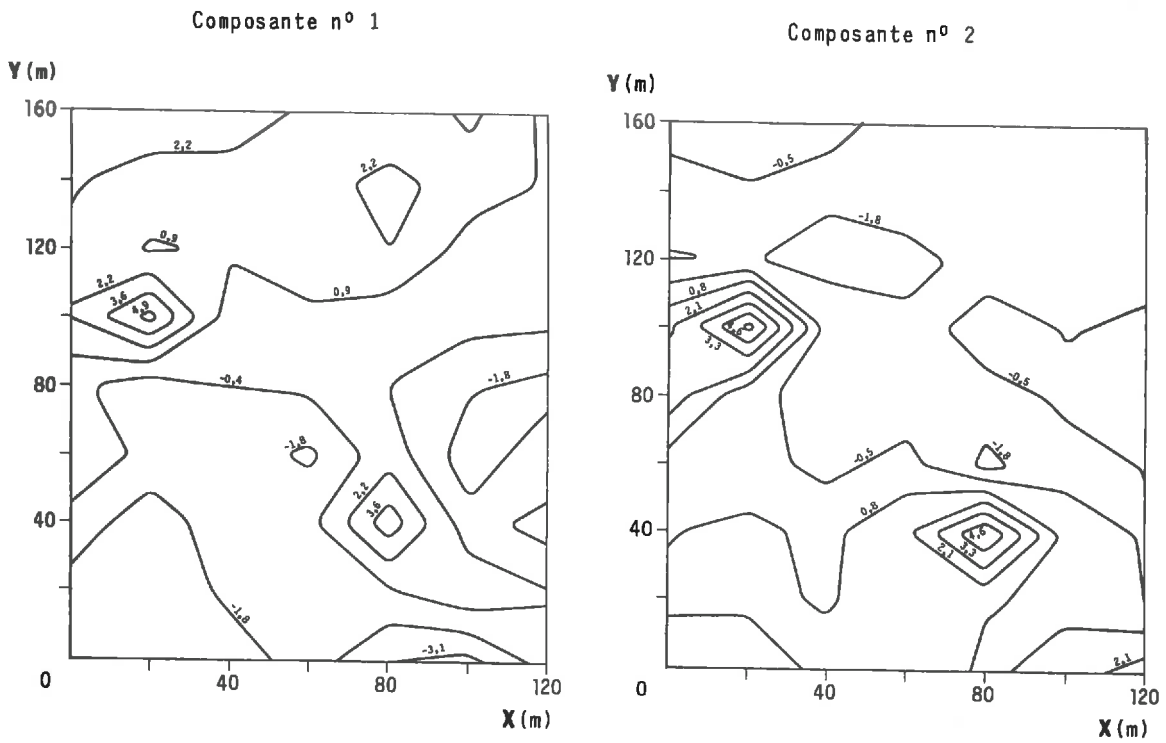


Figure n° V-2 : Cartes des deux premières composantes de l'ACP sur les paramètres de constitution à 70 cm

Enfin, le troisième axe exprime la variabilité du nuage des individus, due à l'influence de la masse volumique apparente du sol.

- Cartographie des axes principaux.

Pour visualiser les résultats des ACP nous avons préféré cartographier dans le plan de notre site d'étude les valeurs des coordonnées sur les axes 1 et 2 de chaque individu. Quatre cartes ont été dessinées pour rendre compte des deux axes et des deux horizons (voir figures n° V-1 et V-2).

En ce qui concerne le premier axe, les cartes aux deux profondeurs témoignent de la présence d'un gradient continu. Suivant l'horizon considéré, des discontinuités différentes s'expriment. Ainsi à 30 cm on perçoit nettement, par un accroissement du gradient, la transition de l'unité de sol alluvial avec les sols rouges méditerranéens; au contraire dans l'horizon inférieur cette transition n'est nullement marquée par le premier axe, qui présente par contre des pics au niveau des taches graveleuses.

Pour le deuxième axe des figures similaires au premier sont visibles. Il témoigne, pour les deux profondeurs, de l'existence d'un gradient, et présente également, pour l'horizon inférieur, des pics au niveau des taches caillouteuses.

b) Paramètres hydrodynamiques.

Nous avons éliminé de notre analyse la conductivité hydraulique à saturation et la teneur pondérale en eau au champ, qui n'ont été déterminées qu'à l'horizon supérieur. Il nous est ainsi possible de comparer les deux horizons.

- Signification des axes (annexe n° 5)

Comme pour les paramètres de constitution, les trois premiers axes expliquent la majeure partie de la variance du nuage des points, à savoir près de 90 %.

Le premier axe est lié à tous les points de la courbe de rétention, il semble donc exprimer la variabilité de la capacité de rétention moyenne aux différents potentiels des individus analysés.

Le second axe témoigne de l'opposition entre les teneurs en eau aux faibles potentiels (-100kPa, -200kPa et -1500kPa) et aux forts potentiels (-5kPa et -10kPa). Il représente donc la pente de la courbe de rétention.

L'interprétation du troisième axe est plus délicate, pour l'essentiel deux variables lui sont corrélées, l'une négativement, l'autre positivement. Les variables concernées sont $W(-1500\text{kPa})$ et $W(-100\text{kPa})$ à 30 cm, et $W(-200\text{kPa})$ et $W(-100\text{kPa})$ à 70 cm. De fait l'interprétation des axes de l'ACP aurait pu s'arrêter au deuxième.

- Cartographie des deux axes principaux (figures V-3 et V-4)

La carte du premier axe s'avère structurée avec un gradient pour l'horizon à 70 cm, et de nature plus chahutée pour l'horizon à 30 cm. Une telle constatation est cohérente avec l'analyse structurale monoparamétrique effectuée, puisque seuls les paramètres hydrodynamiques à 70 cm présentaient une dérive linéaire.

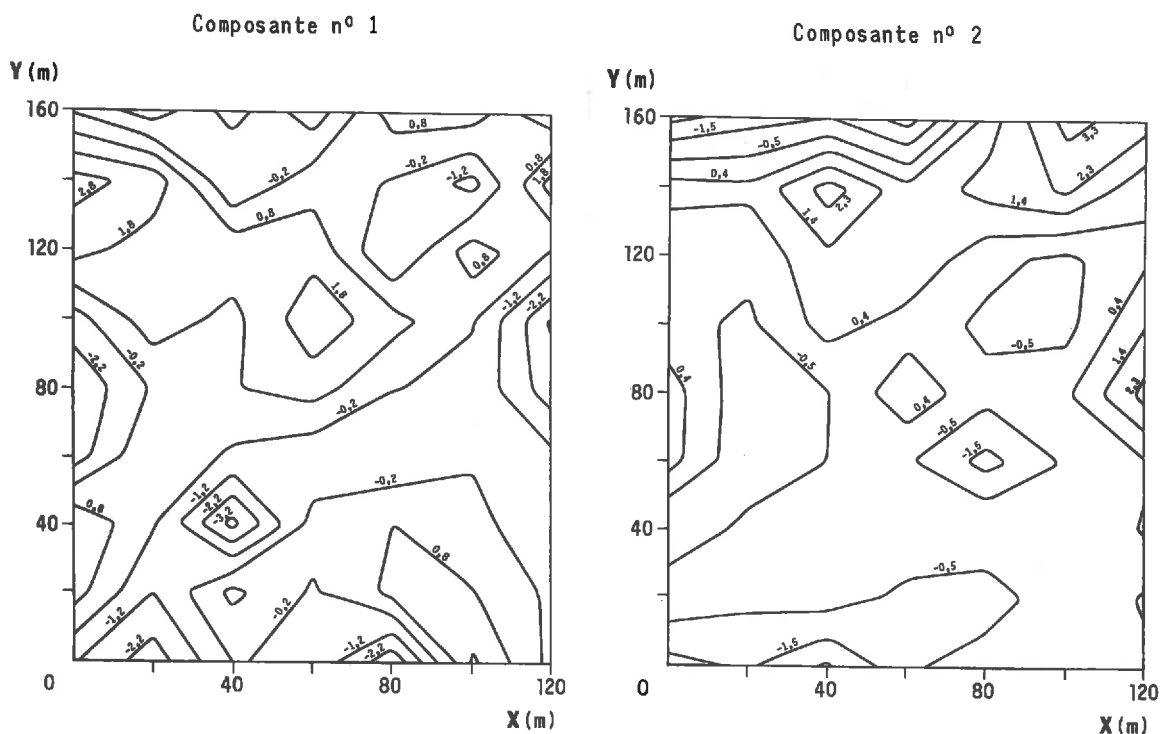


Figure n° V-3 : les deux premières composantes de l'ACP sur les hydrodynamiques à 30 cm

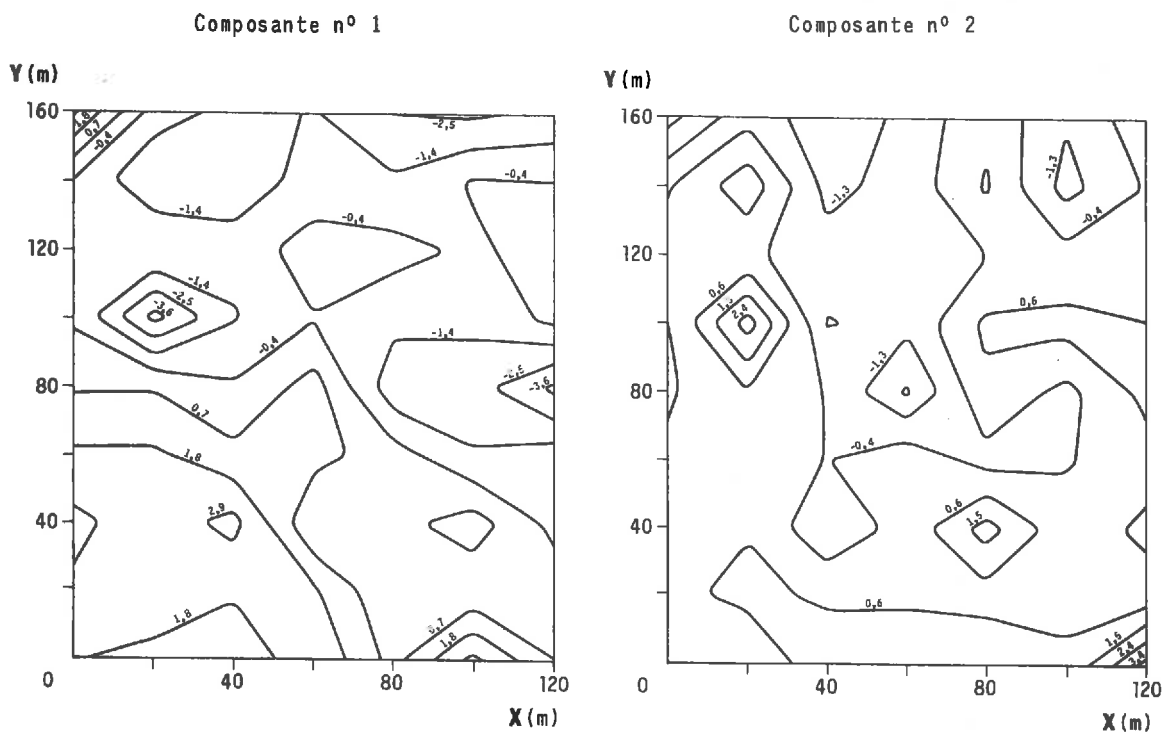


Figure n° V-4 : Cartes des deux premières composantes de l'ACP sur les paramètres hydrodynamiques à 70 cm

Le deuxième axe montre une carte comparable à celle du premier axe des paramètres de constitution, avec en particulier un gradient continu en Y, une transition marquée avec l'unité de sols rouges dans l'horizon supérieur et des pics aux emplacements des taches caillouteuses dans l'horizon inférieur.

3. Discussion.

Les analyses en composantes principales menées ici ont permis de mettre en évidence un certain nombre de tendances générales. Certaines pouvaient déjà être pressenties à la fin de l'analyse des corrélations entre variables, elles sont confirmées à présent. Notons de surcroît que les comportements principaux sont semblables sur les deux horizons, nous allons les rappeler :

- **L'existence d'un gradient spatial**, de direction proche de la parallèle à l'axe des Y, s'est exprimé pour l'ensemble des variables. Seule son intensité est apparue plus ou moins marquée.

- **La variabilité des teneurs en eau** à différents potentiels semble pouvoir s'interpréter en tant que variabilité d'une courbe. Cette dernière se détermine suivant deux types de variabilités (axe 1 et axe 2), celles de sa pente et de sa position moyenne vis à vis de l'axe des teneurs en eau. On confirme donc ainsi la possibilité d'interpréter directement la variabilité spatiale de la courbe de rétention (modélisée par une fonction adaptée) et non plus indirectement par l'intermédiaire de la variabilité spatiale de quelques points de la courbe.

- **Un regroupement des fractions granulométriques** s'est mis en place. Bien qu'il ne fasse apparaître que trois groupes, ceux-ci sont différents des divisions granulométriques classiques entre argile, limon et sable. En effet, on retrouve réunis argile et limon fin (AR-LF), limon grossier et sables fins (F3-F4-F5), sables grossiers et cailloux (F6-F7). La distinction d'un nombre de fractions supérieures à 3 s'avère donc pertinente. Notons à ce sujet qu'a posteriori 6 fractions auraient suffi, à savoir argile, limon fin, limon grossier, sable fin, sable grossier et cailloux, mais seul un fractionnement plus important a priori a permis de le démontrer.

En dernier lieu, il est apparu deux traits spécifiques à chaque horizon, d'une part l'apparition, pour les paramètres de constitution et hydrodynamiques à 70 cm, de pics marqués dans leur structure au niveau des taches caillouteuses, et d'autre part la distinction, au sein de l'horizon à 30 cm, d'une zone de transition avec les sols rouges, définie sur le plan des caractéristiques physiques et de rétention hydrique.

Enfin, du point de vue méthodologique, il est remarquable que les cartes de deux axes d'une même ACP présentent une apparence semblable, alors que ces axes sont définis par l'ACP, de manière à être non corrélés. Notons que l'ACP ne tient pas compte de la nature régionalisée des variables traitées, notamment de la notion de dérive spatiale de la moyenne des V.R. Un biais est ainsi introduit dans le critère de non corrélation entre les composantes principales.

En définitive, l'intérêt de l'ACP apparaît ici surtout du point de vue descriptif et synthétique. En effet elle permet la mise en évidence des déterminants principaux de la variabilité spatiale d'un ensemble de paramètres.

Par la suite, nous allons rechercher des modèles prédictifs des paramètres hydrodynamiques à partir de plusieurs variables d'accès aisé. Nous continuerons à étudier la variabilité de la courbe de rétention à travers la variabilité individuelle de ses points, et non à travers celle d'un modèle qui lui serait ajusté. Cette dernière attitude, justifiée par les résultats de l'ACP, eut été plus simple car elle aurait diminué le nombre de variables à étudier; en effet, l'étude spatiale aurait alors porté uniquement sur l'analyse de la variabilité des paramètres d'ajustement du modèle. Néanmoins une telle démarche aurait introduit une source d'erreur supplémentaire due à la procédure d'ajustement, il est donc préférable de l'éviter.

II. RECHERCHE DE MODELES D'ESTIMATION DES PARAMETRES HYDRODYNAMIQUES A PARTIR DE PARAMETRES PHYSIQUES D'ACCES AISE.

Notre objectif est ici de rechercher, pour chaque paramètre hydrodynamique, un modèle qui permette l'estimation de ce paramètre en tout point i de l'espace, à partir de variables d'accès expérimental rapide et avec une précision optimum. Une telle démarche a déjà été tentée par de nombreux auteurs sur des échantillons composés d'observations issues de sols à texture très variable. RAWLS et BRAKENSIEK (1982) ont réalisé une synthèse de ces travaux. On note ainsi que certains auteurs, notamment GUPTA et LARSON (1979) ont déterminé des équations de régression utilisant les teneurs en sable, limon, argile et matière organique, ainsi que la masse volumique sèche du sol pour estimer les teneurs en eau à différents potentiels.

Les modèles de ces auteurs ne sont néanmoins pas utilisables directement pour estimer la variabilité des paramètres hydrodynamiques au sein d'une parcelle ou d'une unité de sol. En effet, si les erreurs d'estimation apparaissent faibles vis à vis de la variabilité des paramètres hydrodynamiques entre type de sols à texture très différenciée, il n'en est certainement pas de même dans le cas où la variabilité des paramètres hydrodynamiques se restreint aux variabilités existantes dans une parcelle. C'est ainsi que AHUJA et al (1985) ont testé, sur des données issues d'un bassin versant de 1,6 ha, des modèles d'estimation des teneurs en eau à différents potentiels, proposés par RAWLS et al (1982) à partir d'une étude sur une large gamme de sols. Les résultats de leurs tests confirment notre remarque, à savoir que l'erreur d'estimation devient trop importante si la variabilité totale des paramètres estimés est faible.

En conséquence, il semble donc nécessaire de redéfinir des modèles d'estimation pour chaque site d'étude, puisque ceux à portée générale n'apparaissent pas efficaces à l'échelle d'un site particulier.

Nous envisageons successivement le problème du choix des variables explicatives à incorporer dans un modèle d'estimation, ainsi que le problème méthodologique de l'estimation des paramètres du modèle.

A. Mises au point théoriques.

Dans le chapitre de synthèse bibliographique nous avons déjà rappelé les grandes généralités concernant les procédures de corrélation et de régression. Nous avons aussi mentionné les problèmes spécifiques à l'emploi de ces méthodes pour des variables régionalisées. Il semble à

présent essentiel d'effectuer une mise au point théorique plus détaillée au sujet des techniques de régression, car comme on le verra par la suite, de nombreux problèmes méthodologiques s'avèrent encore non résolus en pratique.

Nous reprenons ici des concepts déjà explicités par RAO (1973).

La théorie de la régression concerne l'estimation d'une ou plusieurs variables (dites dépendantes) à partir d'informations fournies par d'autres variables (dites explicatives). Elle apparaît donc bien adaptée au problème qui nous préoccupe.

- Comment choisir le meilleur estimateur ?

soient : Y la variable dépendante

X_1, \dots, X_p les variables explicatives

et $f(X_1, \dots, X_p)$ la fonction d'estimation de Y .

On cherche f tel que l'erreur quadratique moyenne, $E(Y - f)^2$ soit minimum.

Cette condition est réalisée quand :

$f(X_1, \dots, X_n) = E(Y/X_1, \dots, X_n)$ avec $E(Y/X_1, \dots, X_n)$ l'espérance conditionnelle de Y pour $X_1 \dots X_n$ fixés.

- Quelle est la forme de l'estimateur ?

On choisit le plus souvent le modèle linéaire en tant que fonction d'estimation, car il correspond à la classe des fonctions les plus simples. C'est ce cas qui a été le plus étudié :

on considère alors :

$Y = \alpha + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_n X_n + \epsilon$ et on cherche les $\alpha, \beta_1, \dots, \beta_n$ tels que

$E(Y - \alpha - \beta_1 X_1 - \dots - \beta_n X_n)^2$ soit minimum

on démontre dans le cas linéaire que ceci est équivalent à résoudre l'équation matricielle suivante :

$$C \beta^* = \sigma_0 \quad (V-1)$$

avec C la matrice de covariance entre les X_i

β^* le vecteur des constantes β_i à déterminer

et σ_0 le vecteur des covariances entre Y et chaque X_i $i = 1, \dots, n$

et à poser :

$$\alpha^* = E(Y) - \beta_1 E(X_1) - \dots - \beta_n E(X_n) \quad (V-2)$$

Nous voyons donc que si la fonction de régression correspond à un modèle linéaire, le problème d'estimation des paramètres de f est défini par la seule connaissance des moyennes, variances et covariances de l'ensemble des variables dépendantes et explicatives.

- Mesure du pouvoir d'estimation de la régression.

On définit le coefficient de détermination

$$r^2 = 1 - \frac{E(Y - E(Y/X_1, \dots, X_n))^2}{E(Y - E(Y))^2}$$

on a cherché $f(X_1, \dots, X_n)$ tel que $f = E(Y/X_1, \dots, X_n)$

$$\text{d'où} \quad r^2 = 1 - \frac{E(Y - \alpha - \beta_1 X_1 - \dots - \beta_n X_n)^2}{V(Y)} \quad (V-3)$$

r^2 est proche de 1 quand l'erreur d'estimation est faible, il est proche de 0 quand l'erreur d'estimation est forte en regard de la variance de Y .

- Problèmes spécifiques aux variables régionalisées.

Citons au préalable les hypothèses liées au modèle linéaire :

- 1 - Les variables explicatives sont mesurées sans erreur.
- 2 - L'espérance de ϵ (erreur du modèle) est nulle : $E(\epsilon) = 0$.
- 3 - Les variances des erreurs ϵ_i et de la variable dépendante Y sont constantes pour toutes les observations.
- 4 - Les erreurs ϵ_i ne sont pas autocorrélées entre les observations.
- 5 - Si de surcroît on désire tester les hypothèses, telles que la signification de la corrélation entre variables dépendantes et variables explicatives, il est nécessaire que les ϵ_i soient distribuées suivant une loi normale.

A présent, nous allons reprendre une par une les hypothèses formulées, en les examinant sous l'angle d'une utilisation de la procédure de régression pour des variables régionalisées.

1. Pour cette hypothèse, la régionalisation des variables n'intervient pas, notons seulement que les paramètres de constitution du sol présentent une incertitude d'ordre expérimental non négligeable. Cette hypothèse ne sera donc pas vérifiée.

2. Cette hypothèse est acceptable puisque l'on calcule α tel que $E(\epsilon) = 0$ (cf. équation (V-2)).

3. Les observations étant réparties spatialement dans le cas des V.R., la constance de la variance de la variable dépendante entre les observations implique l'hypothèse de stationnarité au second ordre de la V.R.

4. L'expérience montre que si la variable dépendante présente une autocorrélation entre les observations, les erreurs ϵ_i risquent de se

comporter de la même manière. Un exemple est montré en figure n° V-5 où l'on peut examiner le variogramme des résidus d'une régression linéaire entre

5. En particulier pour les V.R., l'hypothèse de normalité des erreurs n'est souvent pas satisfaite (cf. fig. V-5).

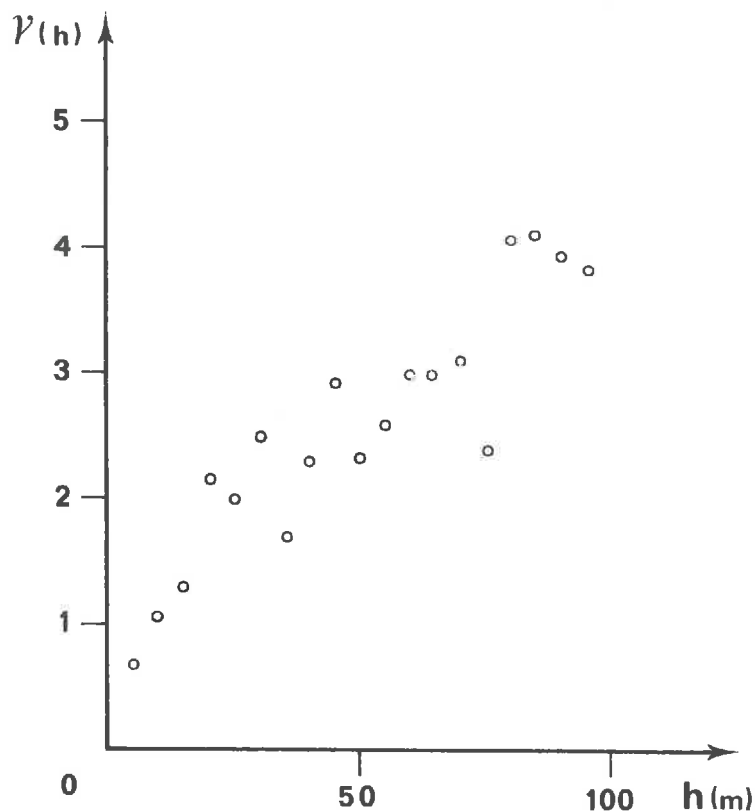


Figure V-5 : Variogramme brut des résidus de la régression linéaire entre AR et W(-200kPa) mesurés à 70 cm de profondeur

En définitive, une seule des hypothèses sous-jacentes au modèle linéaire est toujours acceptable pour les V.R. En effet, dans bien des cas, illustrés dans le chapitre précédent, la stationnarité au second ordre de la V.R. ne peut être supposée.

A la suite de ces remarques, on est en droit de s'interroger sur l'optimalité de l'estimation des paramètres du modèle. Cette question sera abordée par la suite, où il nous faut d'une part déterminer, parmi les paramètres de constitution, les variables explicatives possibles, puis d'autre part les coefficients des modèles linéaires. **Néanmoins il nous semble raisonnable de rejeter d'ores et déjà l'emploi des tests statistiques sur la validité de la régression et des paramètres estimés, et de privilégier par contre des tests empiriques de réestimation de données connues.**

B. Choix des variables explicatives.

1. Principe.

Plusieurs techniques de détermination des variables explicatives existent, trois d'entre elles sont couramment employées :

- La première part d'un modèle linéaire incluant l'ensemble des variables explicatives possibles, puis ôte successivement toutes les variables contribuant peu ou pas à la qualité d'estimation du modèle.

- La seconde suit le processus inverse, elle part d'un modèle vide et rajoute successivement les variables contribuant significativement à l'amélioration du pouvoir d'estimation du modèle.

- La dernière se résume simplement à un essai exhaustif de toutes les combinaisons de variables explicatives au sein du modèle linéaire.

L'emploi des deux premières méthodes implique l'utilisation de tests statistiques, qui apprécient la contribution d'une variable au modèle, lorsqu'elle y est incluse. Or ce type de tests suppose l'exactitude des hypothèses concernant notamment la distribution des erreurs ϵ_i du modèle. Nous avons déjà pu noter que les variables régionalisées ne permettent pas ce type d'hypothèses, auquel cas ces méthodes deviennent arbitraires.

Il ne nous reste donc plus que la technique des essais exhaustifs. Son principal désavantage est d'être très lourde, car elle revient à estimer 2^n modèles s'il y a n variables explicatives possibles. Aussi nous avons limité les estimations aux modèles présentant 4 variables explicatives au plus; en effet l'expérience montre qu'au-delà de ce seuil, le pouvoir descriptif du modèle n'est guère augmenté. Le critère de comparaison de la qualité des modèles sera le coefficient de détermination, qui devra être le plus élevé possible.

La procédure ainsi décrite nécessite l'emploi de logiciels classiques de régression. A ce stade de notre travail, du fait du grand nombre de régressions à effectuer, il n'était pas envisageable d'employer des méthodes de régression tenant compte des caractéristiques particulières des V.R. En effet, d'une part aucun logiciel courant de statistique n'en propose, et d'autre part elles se révèlent délicates d'utilisation.

2. Résultats.

- Nombre de variables explicatives retenues par modèle.

En définitive, à la suite des comparaisons entre modèles, n'ont été conservées, pour chaque paramètre hydrodynamique que deux variables explicatives. Plusieurs raisons dictent ce choix :

- Il s'est avéré que, le plus souvent, l'augmentation du coefficient de détermination, lors du passage de modèles à deux variables à des modèles à trois variables explicatives, était faible voire négligeable.

- Ajoutons également que l'ajout d'une variable supplémentaire à un modèle augmentera ses degrés de liberté. Il sera donc toujours plus flexible et ajustera mieux les observations, quel que soit le niveau de

corrélation de la variable explicative supplémentaire avec la variable dépendante. Il y aura donc, en conséquence, un gain sur le coefficient de détermination qui risque fort de ne pas être stable lors de l'emploi du modèle, ainsi ajusté, en estimation réelle.

Ce même argument nous a incité à ne pas toujours adopter le modèle ayant strictement le r^2 le plus élevé, quand certaines de ses variables explicatives n'avaient pas témoigné d'une quelconque corrélation lors de l'appréciation qualitative sur graphiques. En effet la stabilité du pouvoir descriptif du modèle risquait de varier entre les procédures de régression et d'estimation.

Nous avons ainsi tenté de moduler les résultats de cette procédure, dont le critère r^2 ne peut être considéré comme universel et rendant compte de la qualité du modèle, sur tous les plans (pouvoir descriptif, stabilité de celui-ci).

- En dernier lieu, signalons que les paramètres de constitution présentent tous une indétermination expérimentale, parfois importante. Il est donc préférable de limiter au minimum le nombre de variables explicatives du modèle régressif, car les erreurs de mesure de chacune se cumulent en un bruit sur l'estimation.

- Nature des variables explicatives retenues.

La liste des variables sélectionnées figure dans le tableau V-3. Le coefficient de détermination de chacune des régressions est également indiqué. Les résultats obtenus amènent plusieurs types de commentaires :

- La plupart des paramètres hydrodynamiques ont un modèle d'estimation composé des mêmes variables dans les deux horizons. C'est notamment le cas de $W(-5\text{kPa})$, $W(-10\text{kPa})$ et $W(-1500\text{kPa})$, auxquels on peut adjoindre $W(-200\text{kPa})$ qui a toujours la teneur en argile comme variable explicative. Seul $W(-100\text{kPa})$ se révèle totalement instable entre les deux profondeurs, mais ceci est à relier au pouvoir descriptif insignifiant du modèle d'estimation à 30 cm; ce dernier n'a en fait aucune valeur, d'autres choix de variables explicatives donnant un résultat équivalent.

- La nature des variables sélectionnées est en accord avec nos connaissances a priori des liaisons mécanistes entre paramètres hydrodynamiques et fractions texturales ou masse volumique. En effet, si l'on s'en tient aux variables explicatives principales, c'est-à-dire celles qui sont le plus corrélées avec la variable dépendante, on remarque :

. que les teneurs pondérales en eau aux forts potentiels (-5kPa et -10kPa), ainsi que la conductivité hydraulique à saturation sont liées à la masse volumique apparente sèche du sol, ce paramètre étant proportionnel au volume macroporal du sol, dont on connaît l'incidence sur les propriétés d'écoulement et de rétention aux faibles succions;

. et que les teneurs pondérales en eau aux faibles potentiels (-100kPa , -200kPa et -1500kPa) sont liées à la teneur pondérale en argile, un des déterminants du volume microporal.

a) HORIZON à 30 cm

	AR	F4	F5	F7	ρ_s	r^2
W(-5kPa)				+	+	0,21
W(-10kPa)				+	+	0,21
W(-100kPa)		+		+		0,05
W(-200kPa)	+	+				0,27
W(-1500kPa)	+					0,67
Lks		+			+	0,19
Wc			+	+		0,42

b) HORIZON à 70 cm.

	AR	F7	Cr	ρ_s		r^2
W(-5kPa)		+		+		0,34
W(-10kPa)		+		+		0,33
W(-100kPa)	+	+				0,46
W(-200kPa)	+		+			0,49
W(-1500kPa)	+					0,82

Tableau V-3 : Liste des variables explicatives choisies pour les modèles linéaires d'estimation des paramètres hydrodynamiques

D'autre part, la fraction caillouteuse F7, bien que n'étant que la variable explicative secondaire (excepté pour Wc) apparaît de manière constante dans les modèles prédictifs de W(-5kPa), W(-10kPa) et W(-100kPa). Ce constat est, à première vue, surprenant puisque ces paramètres hydrodynamiques ne sont estimés que sur la terre fine. Sans pouvoir proposer une interprétation claire et précise de ce fait, qui frappe par sa stabilité entre les deux horizons, nous pouvons simplement le rapprocher du travail de CHRETIEN (1986) au sujet de l'influence des fractions grossières sur la porosité du sol, en particulier la macroporosité.

- Les coefficients de détermination sont plus élevés pour les paramètres hydrodynamiques concernant la microporosité. En effet les déterminants texturaux de la macroporosité sont mal connus, alors qu'ils sont

assez bien cernés pour la porosité de faible taille. Or la masse volumique apparente du sol est une variable trop globale pour présenter un pouvoir prédictif important vis à vis des variations de teneur en eau aux faibles potentiels. Cela peut donc expliquer en partie les différences constatées entre les pouvoirs prédictifs associés à chaque paramètre.

Ces commentaires n'ont pas pour objet d'expliquer l'origine déterministe des variations spatiales des paramètres hydriques du sol, mais plutôt d'examiner la cohérence des variables explicatives sélectionnées, en référence à des notions théoriques déjà connues, afin de vérifier la pertinence de la procédure utilisée.

C. Estimation finale des paramètres des modèles de régression.

1. Principe.

- Conséquences de la nature régionalisée des variables.

Nous avons déjà vu que l'estimation des coefficients du modèle régressif entre une variable dépendante et des variables explicatives, était aisée à condition que le modèle soit de type linéaire. De plus, si toutes les hypothèses explicites du modèle linéaire sont réalisées, l'estimation est dite BLUE (Best Linear Unbiased Estimate), c'est-à-dire qu'elle est sans biais et optimale.

Mais que se passe-t-il lors d'écarts aux hypothèses ?

Cette interrogation ne peut être négligée dans le cas de variables régionalisées, car d'une part la stationnarité stricte du second ordre de la V.R. ne peut être que rarement supposée, et d'autre part il y a souvent autocorrélation entre les observations. L'estimation par la méthode des moindres carrés perd alors son optimalité et son caractère non biaisé.

Aussi la procédure de régression linéaire propose une relation linéaire dont le pouvoir d'estimation est effectivement apprécié par le coefficient r^2 , mais dont l'optimalité n'est pas garantie. On peut utiliser cette relation pour estimer Y à partir de valeurs de X_1, \dots, X_n , mais l'estimation ainsi réalisée ne sera pas la plus précise possible. Cette perte de précision ne serait pas cruciale si les coefficients de détermination étaient tous proches de celui du modèle d'estimation de W(-1500kPa) (cf. tableau V-3). En fait, plus de la moitié d'entre eux sont inférieurs à 0,35, c'est-à-dire que la régression n'explique pas plus de 35 % de la variance totale de la variable dépendante. Dans ces conditions l'estimation par le modèle régressif est peu intéressante.

- Ebauche de procédures adaptées.

D'un point de vue plus général, il semble important que soient mises au point des procédures de régression adaptées au cas des variables régionalisées, ou du moins que soit appréciée quantitativement la conséquence des écarts aux hypothèses inhérentes aux techniques classiques de régression linéaire. De tels travaux sont en cours; c'est ainsi que CLIFF et ORD (1981) ont utilisé des modèles linéaires autorégressifs pour tenir compte de l'autocorrélation spatiale entre les erreurs i du modèle linéaire, ils ont cependant conservé l'hypothèse de

stationnarité des variables. De surcroît ce type de procédure, n'étant pas encore généralisé sous forme de logiciel, s'avère difficile à mettre en oeuvre pour de simples utilisateurs des méthodes statistiques.

Le problème reste donc entier, surtout dans le cas de V.R. comportant une dérive spatiale. Nous avons donc cherché des méthodes susceptibles d'améliorer l'estimation du modèle régressif du seul point de vue de son pouvoir prédictif. C'est donc strictement dans le sens de cet objectif, que nous proposons deux autres méthodes qui ont l'avantage de ne faire appel qu'à des logiciels courants d'analyse statistique :

- **L'une** part du constat que dans le cas de V.R. non stationnaires, les matrices de covariance entre variable dépendante et variable explicative sont mal estimées. En effet, reprenons la formule d'estimation d'une covariance :

$$\text{on a } C_{XY} = E ((X - E(X)) (Y - E(Y)))$$

. si X et Y sont stationnaires, E(X) et E(Y) peuvent être estimés à partir de la moyenne arithmétique des observations dans l'espace (ceci est réalisé lors de la régression classique);

. si X et Y ne sont pas stationnaires, E(X) et E(Y) sont variables dans l'espace, c'est-à-dire entre les observations.

Nous proposons donc d'estimer la matrice de covariance en tenant compte de la dérive des espérances des V.R. A cette fin nous modéliserons chaque V.R. Z(x) comme la somme d'une dérive linéaire et d'un résidu stationnaire d'espérance nulle.

$$Z(x) = m(x) + \epsilon(x) \text{ avec } m(x) = E (Z(x))$$

Ce modèle est identique à celui qui est adopté lors du krigage universel.

En pratique, l'estimation des matrices de covariances se fera directement sur les résidus $\epsilon(x)$ de chacune des V.R., et sera suivie de l'estimation des coefficients du modèle linéaire suivant la procédure détaillée au paragraphe V-II-(A).

Notons que, comme pour l'estimation du variogramme théorique sous-jacent pour une V.R. non stationnaire, nous estimerons les résidus en soustrayant à la V.R. une dérive linéaire ajustée aux moindres carrés. En effet, dans l'analyse spatiale monoparamétrique des propriétés hydriques et physiques de notre parcelle, nous avons déjà montré que le degré de la dérive modélisée pouvait être choisi égal à 1.

- **La seconde** est plus empirique et n'a que peu de justifications théoriques; elle consiste à introduire les coordonnées spatiales de chaque observation comme variables explicatives et à effectuer la régression suivant la procédure normale. En fait, cela revient à décomposer comme précédemment la V.R. en deux termes :

$$Z(x) = m(x) + \epsilon(x)$$

$$\text{avec } m(x) = \alpha + \beta X + \gamma Y$$

$$\text{et } \epsilon(x) = \delta_1 X_1 + \delta_2 X_2 + M$$

On tient donc compte implicitement de la non stationnarité du phénomène par l'utilisation de X et Y comme régresseurs.

2. Comparaison des modèles.

Par les coefficients de détermination estimés par les régressions.

Pour apprécier la pertinence de ces deux modèles, nous adoptons ici une attitude exclusivement pragmatique, en comparant pour tous les paramètres hydrodynamiques leurs coefficients de détermination avec celui de la méthode classique. Les résultats figurent dans le tableau V-4.

Les coefficients de détermination du modèle incluant les coordonnées spatiales comme variables explicatives sont toujours supérieurs ou égaux à ceux des deux autres modèles, qui ne se différencient guère. Les paramètres du modèle linéaire, estimés en tenant compte des dérives des V.R., ne sont pas plus optimaux au sens de la prédiction, que ceux estimés en faisant l'hypothèse de stationnarité des V.R. Ce point peut s'expliquer simplement par le fait que les dérives des différentes variables explicatives et dépendantes sont mal estimées par la procédure d'ajustement aux moindres carrés, auquel cas la matrice de covariance des résidus spatiaux est aussi biaisée que celle des valeurs brutes des variables régionalisées.

	Méthode régressive classique	Méthode régressive "non stationnaire"	Méthode régressive avec X-Y comme régresseurs
a) PROFONDEUR 30 cm			
W(-5kPa)	0,21	0,20	0,34
W(-10kPa)	0,21	0,22	0,30
W(-100kPa)	0,05	0,00	0,14
W(-200kPa)	0,27	0,27	0,30
W(-1500kPa)	0,67	0,67	0,72
l.ks	0,19	0,19	0,25
Wc	0,42	0,41	0,64
b) PROFONDEUR 70 cm			
W(-5kPa)	0,34	0,41	0,44
W(-10kPa)	0,33	0,41	0,43
W(-100kPa)	0,46	0,46	0,48
W(-200kPa)	0,49	0,49	0,67
W(-1500kPa)	0,82	0,84	0,87

Tableau V-4 : Comparaison des coefficients de détermination de chacune des trois méthodes d'estimation des paramètres hydrodynamiques

Par les coefficients de détermination estimés par la méthode du Jackknife.

Le gain constaté pour la troisième méthode n'est peut-être qu'apparent puisque l'augmentation du nombre de variables explicatives améliore toujours l'ajustement et par voie de conséquence le coefficient de détermination. Afin de vérifier ce fait, nous avons réestimé les coefficients de détermination par la méthode du Jackknife :

Elle consiste à retirer à plusieurs reprises une observation de l'échantillon des observations, à calculer le modèle régressif à partir des données restantes, puis à réestimer la valeur de l'observation soustraite. On obtient ainsi une estimation des erreurs de prédiction du modèle, on peut calculer alors le coefficient de détermination. On mesure ainsi de manière concrète le pouvoir de prédiction du modèle, puisque le test utilisé s'exerce sur des observations indépendantes de celles qui ont servi à l'ajustement du modèle régressif.

Dans notre cas, nous avons opéré suivant cette procédure à une vingtaine de reprises; le tableau V-5 fournit les coefficients de détermination calculés sur les deux méthodes non classiques.

	Méthode régressive "non stationnaire"	Méthode régressive avec X-Y comme régresseurs
a) PROFONDEUR 30 cm		
W(-5kPa)	0,12	0,47
W(-10kPa)	0,00	0,39
W(-100kPa)	0,00	0,11
W(-200kPa)	0,09	0,36
W(-1500kPa)	0,65	0,76
Lks	0,14	0,16
Wc	0,52	0,80
b) PROFONDEUR 70 cm		
W(-5kPa)	0,27	0,27
W(-10kPa)	0,23	0,33
W(-100kPa)	0,41	0,40
W(-200kPa)	0,00	0,41
W(-1500kPa)	0,72	0,86

Tableau V-5 : Comparaison des coefficients de détermination des deux méthodes régressives, calculées par Jackknifing

On constate dans 70 % des cas une surestimation des coefficients de détermination lorsqu'on estime sur le même échantillon le modèle régressif et son pouvoir prédictif. La hiérarchie est cependant respectée, à savoir que le modèle régressif, incluant les coordonnées spatiales des observations, s'avère être le plus performant; c'est donc celui-ci que nous conserverons par la suite.

D. Discussion - Conclusion.

Dans notre recherche de modèles d'estimation des paramètres hydrodynamiques à partir de variables d'accès aisé, nous avons adopté un point de vue contraire à celui exprimé dans de nombreux travaux (RAWLS et BRAKENSIEK, 1982; GUPTA et LARSON, 1979; AHUJA et al., 1985). En effet, nous n'avons pas recherché de modèle général valide pour l'ensemble des matériaux pédologiques, mais des modèles à pouvoir d'estimation maximum et à validité locale. Cette attitude a pour conséquence de rendre obligatoire, en chaque site d'étude, l'estimation d'un modèle prédictif à partir d'un échantillon que l'on peut convenir d'appeler "d'apprentissage".

Le fait d'introduire les coordonnées spatiales comme régresseurs n'est bien entendu cohérent que dans le cadre d'un modèle à validité locale. A ce sujet plusieurs remarques méthodologiques peuvent être émises :

- les coordonnées spatiales des observations ne présentent pas un des inconvénients des autres variables explicatives, à savoir une incertitude expérimentale forte. Aussi leur utilisation n'entraîne pas, lors de l'estimation, une augmentation du bruit dû aux erreurs de mesure sur les variables explicatives;

- l'élaboration de modèles d'estimation comprenant les coordonnées spatiales, a été présentée comme un palliatif de l'absence de méthodes régressives, adaptées au cas des V.R. non stationnaires. En est-il réellement ainsi? En effet, un tel présupposé implique que les variations spatiales des paramètres hydrodynamiques sont sous la dépendance des paramètres de constitution étudiés ici, mais que cette dépendance ne peut être exprimée par les techniques de régression employées. Une autre interprétation est pourtant possible, car les variations spatiales des paramètres hydrodynamiques, prises en compte dans la régression par les variables explicatives "coordonnées spatiales" ne seraient-elles pas simplement le reflet des liaisons déterminantes des paramètres hydriques avec d'autres variables non mesurées, ou le reflet des liaisons éminemment non linéaires entre variables dépendantes et explicatives? Cette dernière hypothèse expliciterait mieux le gain de pouvoir prédictif des modèles incluant les coordonnées spatiales, puisque leur procédure d'estimation est en fait semblable aux autres, c'est à dire biaisée.

- en dernier lieu, notons la nécessité, à tous niveaux, de la mise au point de méthodes d'estimation des dérivées, afin de pouvoir se replacer dans le cas stationnaire, si confortable.

Après avoir proposé ici des modèles d'estimation des paramètres hydrodynamiques, il nous reste à les incorporer dans une procédure cartographique.

III. CARTOGRAPHIE DES PARAMETRES HYDRODYNAMIQUES A PARTIR DE PARAMETRES PHYSIQUES D'ACCES AISE.

Le problème posé ici est la cartographie de chaque paramètre hydrodynamique à partir d'un échantillon d'observations spatiales de variables d'accès aisé. Deux méthodes sont a priori envisageables, l'une par régression, l'autre par cokrigage. Cette dernière nécessite la connaissance de l'ensemble des variogrammes et covariogrammes entre va-

riables; de plus, elle n'a été employée jusqu'à présent en Science du Sol (Mc BRATNEY et WEBSTER, 1983; VAUCLIN et al, 1983) que pour des cas simples à 2 variables "explicatives" et sous condition de stationnarité au second ordre des V.R.

L'extension au cas plus complexe de la non-stationnarité d'une ou plusieurs des variables intervenant, exigerait un travail méthodologique important, hors de nos compétences. Des recherches sont d'ailleurs entreprises à ce sujet par des biométriciens. Nous avons donc volontairement choisi de nous en tenir à la première méthode pour laquelle nous avons bâti, dans le paragraphe précédent, l'ensemble des modèles d'estimation des paramètres hydrodynamiques à partir de variables d'accès aisé.

Par la suite nous développerons les principes de la méthode par régression, les modalités des tests que nous effectuerons, ainsi que l'analyse des résultats.

A. Principe de la méthode cartographique.

On dispose d'un échantillon spatial d'observations des variables explicatives. Pour estimer en tout point i la valeur des paramètres hydrodynamiques, on procède en premier lieu à l'estimation par krigeage des valeurs en i des variables explicatives, puis à la prédiction par l'utilisation du modèle régressif, construit pour chaque paramètre.

Pour estimer des valeurs moyennes sur une surface i , on effectue simplement un krigeage par blocs sur les variables explicatives, le modèle régressif restant valide pour des valeurs moyennes, du fait de sa linéarité (communication personnelle : Michel GOULARD).

Le point le plus délicat de cette procédure est l'estimation de sa variance d'erreur. En effet, bien que l'on connaisse séparément les variances d'erreur de l'interpolation par krigeage et de la régression, il s'avère très difficile d'estimer la variance d'erreur globale, lorsque les deux méthodes sont utilisées successivement. VAUCLIN et al (1983) proposent une telle estimation en émettant un certain nombre d'hypothèses simplificatrices et en se plaçant sous l'hypothèse, désormais courante, de la stationnarité au second ordre des V.R. Nous ne saurions dans notre situation, nous placer dans cette perspective. C'est pourquoi il nous semble préférable d'estimer de manière empirique, par des tests de réestimations de données connues, la variance d'estimation de cette méthode de cartographie des paramètres hydrodynamiques.

B. Modalités de l'estimation de la variance d'erreur.

Comme pour le krigeage simple, la variance d'erreur sera ici dépendante de la densité et de la forme de l'échantillonnage des valeurs des variables explicatives, ainsi que de la nature ponctuelle, moyenne ou régionale, des valeurs à estimer des paramètres hydrodynamiques. Ces différents cas ont donc été envisagés séparément; l'estimation empirique des variances d'erreur suit cependant, dans notre travail, un principe général.

1. **Principes communs.**

On constitue deux échantillons d'observations des paramètres hydrodynamiques et de constitution.

- L'un, dit d'apprentissage, sert à l'estimation des modèles régressifs,

- L'autre, dit de validation, est supposé non connu. Il est réestimé par interpolation puis régression à partir des observations de l'échantillon d'apprentissage; les erreurs d'estimation sont prises égales aux différences entre valeurs estimées et valeurs réelles.

Cette différenciation des deux échantillons assure une indépendance indispensable entre l'identification de la procédure et sa validation. Notons que dans notre cas nous ne pouvons atteindre totalement cet objectif, car nous disposons globalement d'un faible nombre d'observations, qui sont toutes nécessaires pour l'estimation du variogramme. C'est pourquoi nous restreignons le rôle de l'échantillon d'apprentissage à l'estimation du modèle régressif, qui peut être menée sur un nombre d'observations plus faible.

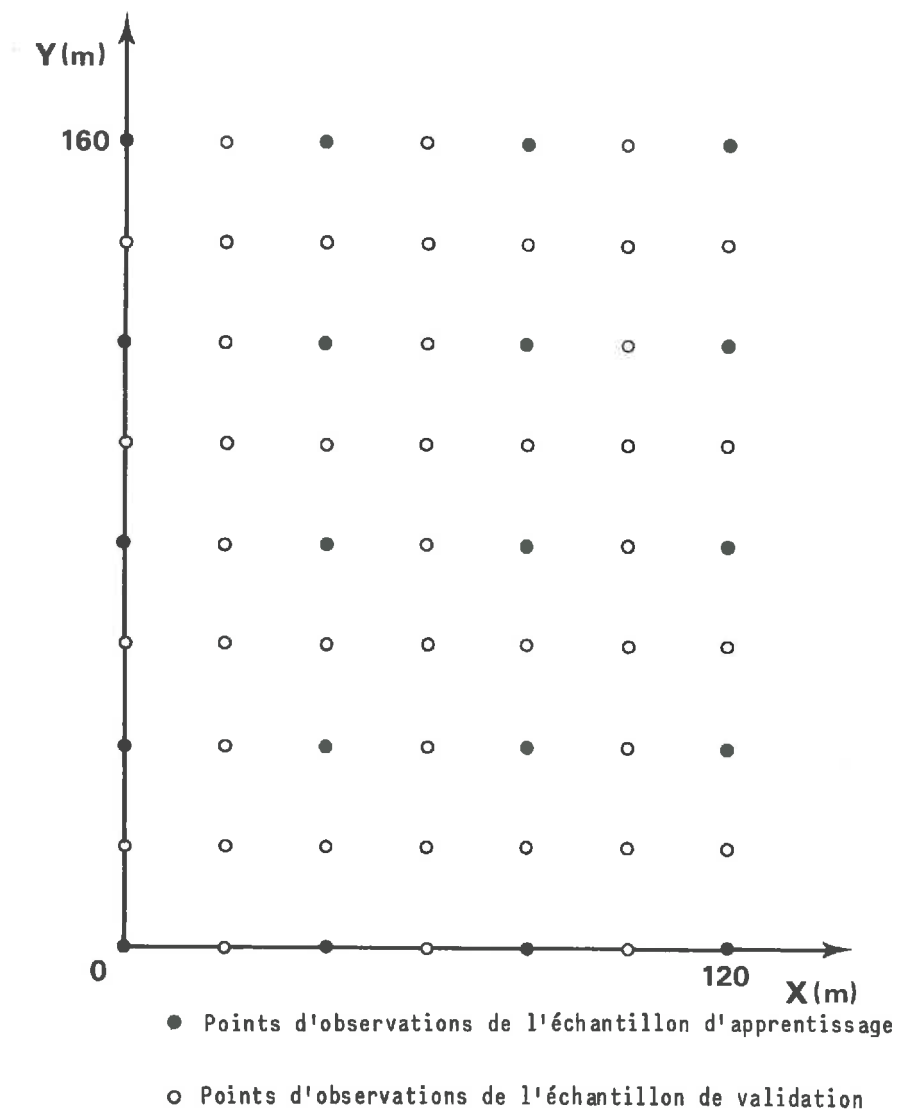


Figure V-6 : Répartition sur la grille d'échantillonnage des observations d'apprentissage et de validation

Nous partons d'un échantillon initial de 63 observations de toutes les variables, disposées aux noeuds d'une grille de 120 m sur 160 m et de maille de 20 m; un sous-échantillon d'apprentissage est constitué de 20 observations, disposées sur la même grille, mais suivant une maille de 40 m (voir figure V-6). Les paramètres des modèles régressifs estimés sur l'échantillon d'apprentissage sont visibles dans le tableau V-6. Notons que l'échantillon initial de 63 observations est le même échantillon reconstitué, déjà utilisé lors de l'analyse en composantes principales.

a) - HORIZON à 30 cm

	X	Y	AR	F4	F5	F7	ρ_s	α
W(-5kPa)	$-1,5 \cdot 10^{-2}$	$-2,5 \cdot 10^{-3}$	-	-	-	$3,4 \cdot 10^{-2}$	-11,4	41,5
W(-10kPa)	$-1,2 \cdot 10^{-2}$	$-3,3 \cdot 10^{-3}$	-	-	-	$6,8 \cdot 10^{-2}$	-10,9	39,5
W(-100kPa)	$1,1 \cdot 10^{-2}$	$6,4 \cdot 10^{-5}$	-	$-3,4 \cdot 10^{-1}$	-	$5,5 \cdot 10^{-4}$	-	18,4
W(-200kPa)	$7,7 \cdot 10^{-3}$	$9,7 \cdot 10^{-3}$	$1,4 \cdot 10^{-1}$	$-3,2 \cdot 10^{-2}$	-	-	-	10,4
W(-1500kPa)	$-6,5 \cdot 10^{-3}$	$2,7 \cdot 10^{-3}$	$2,8 \cdot 10^{-1}$	-	-	-	-	3,7
Lks								13,2
Wc	$1,3 \cdot 10^{-2}$	$9,0 \cdot 10^{-3}$	-	-	$-1,1 \cdot 10^{-1}$	$-2,0 \cdot 10^{-1}$	-	15,8

b) - HORIZON à 70 cm.

	X	Y	AR	F7	Cr	ρ_s	α
W(-5kPa)	$2,5 \cdot 10^{-2}$	$-1,4 \cdot 10^{-3}$	-	$-4,3 \cdot 10^{-2}$	-	-4,5	26,1
W(-10kPa)	$1,9 \cdot 10^{-2}$	$6,0 \cdot 10^{-3}$	-	$-5,5 \cdot 10^{-2}$	-	1,1	16,0
W(-100kPa)	$9,7 \cdot 10^{-3}$	$6,9 \cdot 10^{-3}$	$1,6 \cdot 10^{-1}$	$3,0 \cdot 10^{-2}$	-	-	10,6
W(-200kPa)	$4,2 \cdot 10^{-2}$	$-9,8 \cdot 10^{-3}$	$3,2 \cdot 10^{-1}$	-	$-1,0 \cdot 10^{-1}$	-	11,8
W(-1500kPa)	$4,7 \cdot 10^{-3}$	$2,2 \cdot 10^{-3}$	$3,3 \cdot 10^{-1}$	-	-	-	2,3

N.B : Le modèle linéaire est de la forme $Y = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4$

Tableau V-6 : Coefficients des variables explicatives des modèles linéaires des paramètres hydrodynamiques, estimés sur un échantillon de 20 observations

2. Principes spécifiques.

a) Cas de l'estimation de valeurs ponctuelles.

L'estimation est menée à partir des observations de l'échantillon d'apprentissage, ce qui correspond à une densité de 20 observations pour 2,56 ha.

L'échantillon de validation est formé des 43 observations restantes de la grille de prélèvement. Ce sont donc les valeurs ponctuelles des paramètres hydrodynamiques en ces 43 points qui sont prédites.

La variance d'erreur est estimée par la variance des écarts entre valeurs prédites et valeurs mesurées.

Dans un but de comparaison, nous avons également estimé par le même procédé la variance d'erreur du krigeage des paramètres hydrodynamiques, à partir d'une densité d'échantillonnage identique de leurs valeurs.

b) Cas de l'estimation des valeurs moyennes.

La différence essentielle avec le cas de l'estimation de valeurs ponctuelles réside dans le fait que nous ne disposons d'aucune mesure de valeurs moyennes. Il n'y a donc pas de possibilités réelles de validation.

Nous distinguerons deux situations de la même manière qu'au chapitre IV, paragraphe III A) 3), à savoir l'estimation de valeurs moyennes par blocs et l'estimation de valeurs moyennes régionales sur un ensemble de plusieurs blocs.

- Moyennes par blocs.

Nous disposons d'une estimation par krigeage des valeurs moyennes des paramètres hydrodynamiques sur des blocs de 1600 m² à partir d'un échantillonnage de 63 observations de leurs valeurs. La variance d'estimation est également connue.

En conséquence, les valeurs moyennes des paramètres hydrodynamiques par blocs, estimées cette fois par la procédure régressive, peuvent être comparées aux précédentes. Il est alors possible d'estimer la variance des écarts entre les valeurs des deux procédures d'estimation, et de chercher la relation mathématique qui la lie à la variance d'erreur de la procédure régressive :

soient X_K l'estimateur par krigeage de la valeur moyenne d'une surface de 1600 m²

X_r l'estimateur par la procédure régressive de la valeur moyenne d'une surface de 1600 m²

X la valeur moyenne mesurée d'un paramètre hydrodynamique sur une surface de 1600 m²

$\epsilon_K = X - X_K$: erreur d'estimation par krigeage

$\epsilon_r = X - X_r$: erreur d'estimation par la procédure régressive

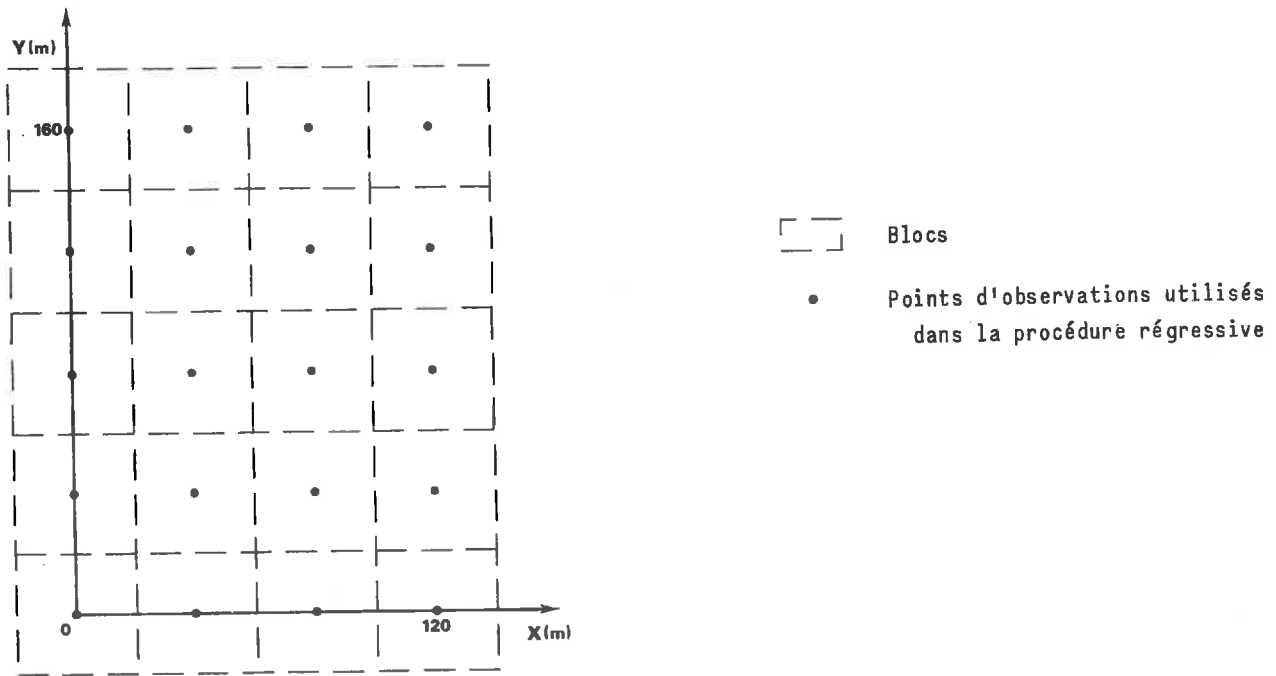


Figure n° V-7 : Disposition des blocs d'estimation de valeurs moyennes

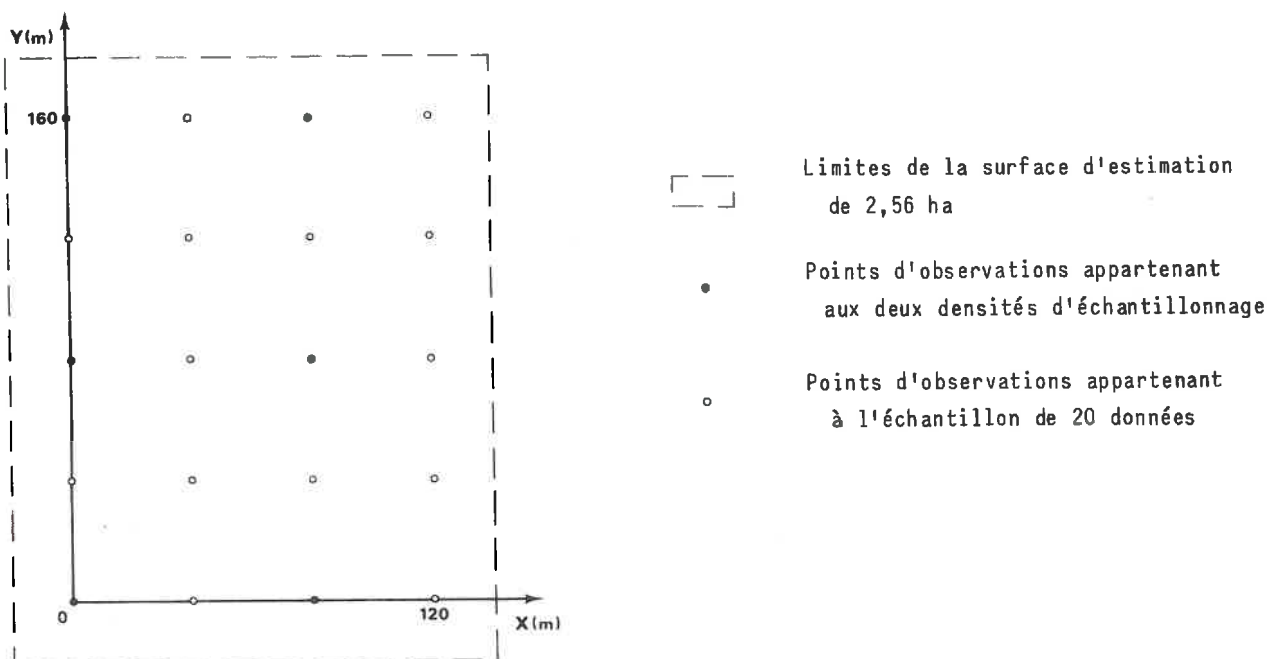


Figure n° V-8 : Disposition de la surface d'estimation de la valeur moyenne sur 2,56 ha et des observations des deux densités d'échantillonnage testées

$$\begin{aligned} \text{on a } V(X_k - X_r) &= V((X_k - X) - (X_r - X)) \\ &= V(\epsilon_r - \epsilon_k) \\ &= V(\epsilon_r) + V(\epsilon_k) - 2 \text{ COV}(\epsilon_k, \epsilon_r) \end{aligned}$$

$$\text{d'où (V-4) } V(\epsilon_r) = V(X_k - X_r) - V(\epsilon_k) + 2 \text{ COV}(\epsilon_k, \epsilon_r)$$

En définitive, la connaissance de la variance d'estimation de valeurs moyennes passe par l'estimation de la variance des écarts entre X_k et X_r , de la variance d'estimation de valeurs moyennes par krigeage et d'un terme non accessible, la covariance entre ϵ_k et ϵ_r .

Or, on peut démontrer (DAGNELIE, 1973) :

$$\text{COV}(\epsilon_k, \epsilon_r) \leq V(\epsilon_r) \cdot V(\epsilon_k)$$

d'où on obtient après transformation de (V-4) :

$$\frac{V(X_k - X_r) - V(\epsilon_k)}{1 + 2 \cdot V(\epsilon_k)} \leq V(\epsilon_r) \leq \frac{V(X_k - X_r) - V(\epsilon_k)}{1 - 2 \cdot V(\epsilon_k)}$$

Nous ne pouvons donc estimer qu'un intervalle de variation de la variance d'erreur, étant donné que la covariance entre ϵ_k et ϵ_r nous est inconnue.

$V(X_k - X_r)$ sera estimée par la variance des écarts entre valeurs moyennées prédites par la procédure régressive et le krigeage sur vingt blocs contigus de notre site d'étude (voir figure V-7). On fait l'hypothèse implicite que $V(X_k - X_r)$ est constant pour tous les blocs; il ne s'agit bien évidemment que d'une approximation, puisque l'absence d'observations à l'extérieur de notre parcelle d'étude entraîne des effets de bordure.

Nous comparerons également l'intervalle de variation de la variance d'estimation de la procédure régressive avec la variance d'estimation par krigeage à partir d'une densité d'échantillonnage de 20 observations sur 2,56 ha.

- Moyennes régionales sur 2,56 ha.

Aucune variance d'erreur ne pourra être estimée ici, puisqu'il n'y aura qu'une seule estimation de valeur moyenne. L'analyse de la précision de la procédure régressive sera réalisée par simple comparaison des estimations de valeurs moyennes faites par régression et par krigeage.

Deux densités d'échantillonnage seront testées pour la méthode régressive, à savoir 20 observations et 6 observations sur 2,56 ha (on pourra voir leur disposition spatiale en figure V-8). Pour le krigeage, nous utilisons la densité d'observations la plus élevée (63 obs/ha) afin d'obtenir des valeurs moyennes estimées les plus précises possibles, qui puissent servir de valeurs de "référence".

C. Résultats.

1. Cartographie des valeurs ponctuelles.

Les paramètres statistiques des erreurs d'estimation figurent dans le tableau V-7.

	HORIZON CENTRE à 30 cm		HORIZON CENTRE à 70 cm		
	Procédure régressive	Krigeage	Procédure régressive	Krigeage	
N	20	20	20	20	
W(-5kPa)	$\bar{\epsilon}$	0,18	0,32	-0,40	-0,34
	σ_{ϵ}	1,32	1,30	1,72	1,76
	$\sigma_{\epsilon}/\sigma_T$	0,74	0,73	0,92	0,95
W(-10kPa)	$\bar{\epsilon}$	0,33	0,49	-0,30	-0,10
	σ_{ϵ}	1,27	1,27	1,51	1,59
	$\sigma_{\epsilon}/\sigma_T$	0,77	0,78	0,79	0,83
W(-100kPa)	$\bar{\epsilon}$	0,53	0,41	-0,14	-0,28
	σ_{ϵ}	1,47	1,49	1,73	1,59
	$\sigma_{\epsilon}/\sigma_T$	0,98	0,99	0,97	0,87
W(-200kPa)	$\bar{\epsilon}$	0,36	0,34	-0,04	-0,29
	σ_{ϵ}	1,39	1,41	1,60	1,58
	$\sigma_{\epsilon}/\sigma_T$	0,93	0,94	0,73	0,72
W(-1500kPa)	$\bar{\epsilon}$	0,11	0,05	0,26	0,33
	σ_{ϵ}	0,82	0,80	0,99	0,88
	$\sigma_{\epsilon}/\sigma_T$	1,00	0,98	0,69	0,61
LKs	$\bar{\epsilon}$	-0,40	-0,41		
	σ_{ϵ}	1,65	1,60		
	$\sigma_{\epsilon}/\sigma_T$	1,00	0,98		
Wc	$\bar{\epsilon}$	-0,31	-0,25		
	σ_{ϵ}	1,12	1,13		
	$\sigma_{\epsilon}/\sigma_T$	0,82	0,83		

N = Nombre d'observations ayant servi à l'interpolation

N.B : Les statistiques ci-dessus ont été évaluées sur un échantillon de 43 observations

Tableau n° V-7 : Paramètres statistiques des erreurs d'estimation de valeurs ponctuelles des paramètres hydrodynamiques par régression et krigeage

L'erreur moyenne $\bar{\epsilon}$ apparaît significativement différente de 0, tant pour la régression que pour le krigeage. En effet, elle représente le plus souvent de 1 à 3 % de la valeur moyenne du paramètre hydrodynamique.

L'écart-type de l'erreur s'avère toujours élevé, puisqu'il est pratiquement toujours supérieur à 0,7 fois la dispersion totale du paramètre hydrodynamique concerné. Ici également krigeage et régression produisent des résultats identiques.

En définitive, l'estimation des valeurs ponctuelles des paramètres hydriques par régression ou par krigeage s'avère peu performante. Cette conclusion n'est guère surprenante, puisque le manque de précision de l'interpolation de valeurs ponctuelles par krigeage avait déjà été noté dans le chapitre IV. Le seul fait réellement nouveau est que la méthode d'estimation par interpolation des paramètres de constitution, puis prédiction par les équations de régression, s'est révélée aussi précise que le krigeage direct à partir de valeurs observées des paramètres hydrodynamiques. Il semble que la meilleure précision d'interpolation des paramètres de constitution, par rapport à celle des paramètres hydrodynamiques, compense les erreurs introduites par le modèle régressif.

- Stabilité des résultats cités.

Il nous a paru essentiel de tenter d'évaluer la stabilité des paramètres statistiques exposés dans le tableau V-7 pour les erreurs d'estimation par régression. En conséquence, 9 sous-échantillons de 12 points, disposés sur une grille de 120 m sur 80 m et de maille de 40 m, ont été constitués à partir de la grille d'échantillonnage initiale de 63 points et de 20 m de maille. En figure V-9, est représenté un sous-échantillon au sein de la grille d'origine; les autres sous-échantillons sont obtenus par translations horizontale et verticale de celui-ci.

On procède ensuite par sous-échantillon à l'estimation des paramètres des modèles régressifs, puis à la prédiction de valeurs déjà connues des paramètres hydrodynamiques de la sous-grille. Une telle procédure permet d'évaluer à 9 reprises, sur des ensembles d'observations différentes, la variance de l'erreur d'estimation. Seuls les paramètres hydrodynamiques ont fait l'objet de ce test.

Horizon à 30 cm.	W(-5KPa)	W(-10KPa)	W(-100KPa)	W(-200KPa)	W(-1500KPa)	LKs	Wc
$\sigma(\sigma_{\epsilon})$	0,11	0,10	0,23	0,15	0,17	0,17	0,14

Tableau V-8 : Ecarts-types d'estimation des écarts-types des erreurs de prédiction des paramètres hydrodynamiques de l'horizon supérieur centré à 30 cm

Le tableau V-8 indique les écarts-types d'estimation des écarts-types de l'erreur d'estimation des paramètres hydrodynamiques à 30 cm. Ils varient entre 8 et 20 % de l'écart-type moyen; ceci confirme donc la non significativité des différences entre krigeage et procédure régressive, ainsi que la difficulté d'interprétation des différences de précision d'estimation entre les paramètres hydrodynamiques.

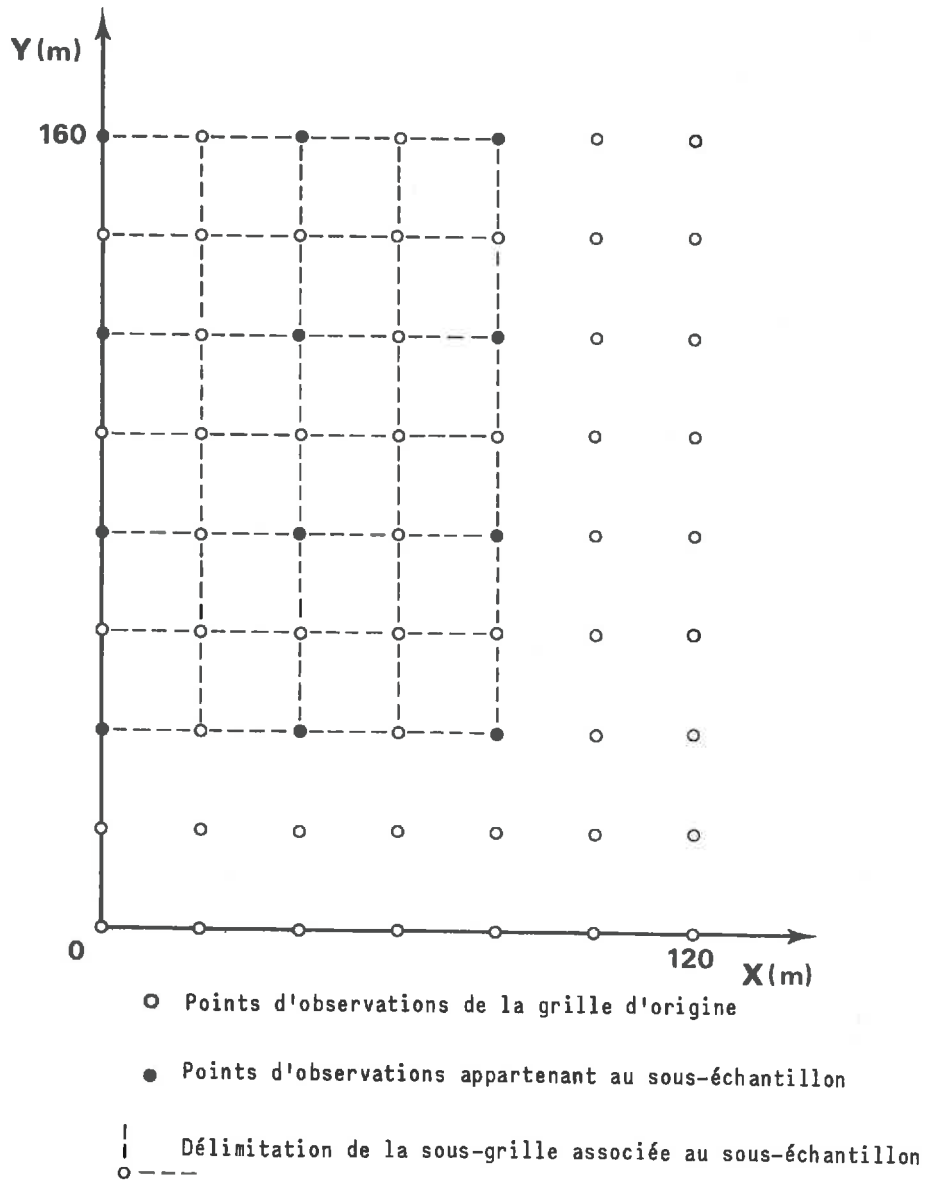


Figure n° V-9 : Disposition spatiale des observations d'un des sous-échantillons servant à l'estimation de la stabilité de la variance d'estimation de la procédure régressive

2. Cartographie de valeurs moyennes.

- Moyennes spatiales par bloc.

Les résultats figurent dans le tableau V-9. On obtient donc un intervalle de variation potentielle pour la variance d'erreur de la procédure régressive. Les calculs ont été effectués sur les variances, mais les résultats sont exprimés par des écarts-types. On notera qu'aucun intervalle de variation cohérent n'a pu être déterminé pour les paramètres $W(-5\text{kPa})$ et $W(-10\text{kPa})$ à 30 cm de profondeur, car l'intervalle estimé présentait des bornes négatives aberrantes. Il est bon de rappeler à ce sujet que l'estimation des bornes dépend de la précision d'estimation de la variance d'erreur du krigeage. Pour les deux variables citées, cette dernière s'est révélée supérieure à la variance des écarts entre X_k et X_r , et a donc entraîné une instabilité numérique. Il est probable que dans le cas particulier de ces variables, dont il faut rappeler l'aspect aléatoire sur le plan spatial, on devrait sans doute avoir égalité entre σ_{TB} , σ_k et σ_r .

	HORIZON CENTRE A 30 cm			HORIZON CENTRE A 70 cm		
	Procédure régressive	Krigeage		Procédure régressive	Krigeage	
	20 obs.	20 obs.		20 obs.	20 obs.	
	σ_{er}	σ_{ek}	σ_{TB}	σ_{er}	σ_{ek}	σ_{TB}
W(-5 kPa)	?	0,63	0,52	0,70-1,0	0,80	0,99
W(-10k Pa)	?	0,57	0,55	0,65-0,97	0,79	0,96
W(-100kPa)	0,40-0,59	0,63	0,62	0,80-1,17	0,68	1,43
W(-200kPa)	0,42-0,61	0,61	0,74	1,50-1,80	0,63	2,19
W(-1500kPa)	0,37-0,40	0,29	0,57	0,56-0,67	0,56	1,27
Lks	0,30-0,70	0,66	0,70	-	-	-
Wc	0,59-0,76	0,56	0,93	-	-	-

σ_{TB} représente l'écart-type de dispersion entre les blocs.

Tableau V-9 : Comparaison des écarts-types d'estimation de valeurs moyennes sur des blocs de 1600 m2 par procédure régressive et krigeage à partir d'une densité de 20 observations/2,56 ha

Nous n'insisterons pas ici sur la précision d'une estimation de valeurs moyennes, cette question avait déjà été discutée dans le chapitre IV. Nous comparons simplement les précisions d'estimation des procédures régressives et de krigeage à partir de la même densité d'échantillonnage. On constate deux situations :

- La première est celle où l'intervalle de variation de σ_{er} couvre la valeur de σ_{ek} . C'est le cas pour la majeure partie des paramètres hydrodynamiques dont la caractéristique commune est d'être estimée avec une faible précision par krigeage.

- Au contraire pour ceux dont la précision d'estimation par krigeage est relativement bonne ($\sigma_{ek} / \sigma_{TB} < 0,6$), la procédure régressive s'avère moins précise, bien qu'encore pertinente, tel est le cas de W(-1500kPa) et Wc dans l'horizon supérieur et W(-100kPa), W(-200kPa), ainsi que W(-1500kPa) dans l'horizon inférieur.

Dans l'ensemble, tant pour le krigeage que pour la procédure régressive, les précisions d'estimation de valeurs moyennes sur blocs sont faibles quand la densité d'échantillonnage est de 20 observations pour 2,56 ha, c'est-à-dire 1 observation par bloc. Elle est cependant supérieure à celle de l'estimation de valeurs ponctuelles (cf. tableau V-9).

- Moyennes régionales sur 2,56 ha.

	Valeur de référence	Ecart en % à la valeur de référence			
	Krigeage	Procédure régressive	Krigeage	Procédure régressive	Krigeage
Nombre d'obs.	63	20	20	6	6

HORIZON CENTRE A 30 cm

W(-5kPa)	23,44 [±] 0,8%	0,3	-0,9	-3,9	-2,1
W(-10kPa)	22,51 [±] 0,8%	-1,0	-1,6	-4,3	-1,9
W(-100kPa)	15,87 [±] 0,8%	-2,0	-1,5	-3,5	-4,3
W(-200kPa)	14,38 [±] 0,9%	-1,3	-1,3	-3,2	-2,5
W(-1500kPa)	9,54 [±] 0,5%	-0,4	-0,1	-5,8	-4,6
Lks	3,94 [±] 1,3%	9,4	7,4	0,5	11,9
Wc	15,30 [±] 0,7%	1,5	1,4	1,0	0,8

HORIZON CENTRE A 70 cm

W(-5kPa)	20,08 [±] 0,6%	1,2	1,0	1,8	3,7
W(-10kPa)	18,78 [±] 0,7%	1,2	0,4	1,5	4,2
W(-100kPa)	15,78 [±] 1,0%	0,5	1,2	1,3	3,4
W(-200kPa)	13,17 [±] 1,0%	2,0	1,5	4,9	3,3
W(-1500kPa)	11,27 [±] 0,9%	-2,1	-2,0	1,1	1,2

Tableau V-10 : Comparaison des valeurs moyennes de paramètres hydrodynamiques sur 2,56 ha, estimées par procédure régressive au krigeage pour différentes densités d'échantillonnage

Le tableau V-10 montre les valeurs moyennes de paramètres hydrodynamiques, estimées par krigeage à partir de 63 observations, ainsi que les écarts entre ces valeurs et les valeurs estimées par régression ou krigeage à partir d'un nombre d'observations inférieur. Plusieurs points sont à souligner :

- Quand le nombre d'observations diminue, les écarts entre valeurs estimées et les valeurs de référence augmentent. Ainsi, pour 20 observations, les écarts appartiennent en valeur absolue à l'intervalle 0,3 % - 2,1 %, à condition d'exclure le cas de LKs de l'analyse. De même, pour 6 observations, cet intervalle a pour bornes : 0,8 % et 5,8 %.

- Le fait qu'il n'y ait, par paramètre hydrodynamique, qu'une estimation de valeur moyenne pour chaque méthode ne permet pas d'apprécier avec exactitude l'imprécision de chaque méthode d'estimation. Néanmoins, à travers une analyse globale, pour chaque méthode, des écarts constatés sur l'ensemble des paramètres, il apparaît tout de même que la différence de précision du krigeage et de la procédure régressive pour une même densité d'échantillonnage devrait être réduite. Ceci est bien en accord avec les résultats concernant l'estimation de valeurs ponctuelles et moyennes sur blocs.

- Notons également que le sens des écarts est toujours identique pour la procédure régressive et le krigeage quand l'échantillon d'observations est le même. Le sens de l'écart est donc simplement dû à la représentativité des observations par rapport à la parcelle d'étude.

D. Discussion - Conclusion.

Comme pour l'analyse de l'interpolation par krigeage, nous avons recherché, dans ce paragraphe, à déterminer la précision de la procédure régressive. Les résultats obtenus varient suivant que l'estimation portait sur les valeurs ponctuelles ou sur des valeurs moyennes et suivant la nature des variables explicatives et dépendantes.

. Les valeurs ponctuelles des paramètres hydrodynamiques sont aussi précisément estimées par la procédure régressive que par un krigeage direct. Cela dit, notons tout de même que la précision d'interpolation est toujours très faible, notamment à cause d'une faible densité d'observations. Cette dernière nous a été imposée dans la mesure où il fallait constituer un échantillon de validation. La comparaison des erreurs d'estimation de valeurs ponctuelles ne peut être concluante car elles sont toutes pratiquement au maximum, ce qui a certainement pour effet d'annuler des différences potentielles.

. Au contraire, la situation semble plus contrastée pour l'estimation de valeurs moyennes sur des blocs de 1600 m².

On constate ainsi que pour les paramètres hydrodynamiques qui présentent une erreur d'estimation par krigeage moyenne (<0,7), la procédure régressive est moins performante. Au contraire, pour les paramètres à forte erreur d'estimation par krigeage les deux méthodes se recourent.

En définitive, il apparaît que dans les situations où l'estimation est médiocre, procédure régressive et krigeage sont équivalents,

car la variance d'erreur ne peut dépasser la variance totale du paramètre à estimer. Dans les autres cas le krigeage est quelque peu supérieur à la procédure régressive, qui conserve cependant son intérêt. En fait, pour bien apprécier la précision d'estimation par la procédure régressive, il est nécessaire de se placer dans des conditions favorables où l'interpolation directe des variables hydrodynamiques est satisfaisante.

IV. DISCUSSION.

Comme dans le chapitre précédent, on abordera successivement les problèmes d'ordre méthodologique et l'interprétation des résultats.

A. Considérations méthodologiques.

Elles seront exposées dans l'ordre de leur apparition au cours de ce chapitre.

1. Notion d'échantillon d'apprentissage.

Il s'agit d'un échantillon d'individus sols sur lesquels sont mesurés les paramètres hydrodynamiques et des variables prédictives possibles d'accès aisé. Cet échantillon sert à l'estimation des modèles linéaires prédictifs des paramètres hydrodynamiques.

La disposition des points d'observation doit être la plus homogène possible sur l'ensemble du site d'étude, afin de garantir la représentativité des modèles estimés à partir de l'échantillonnage.

2. Sélection de variables explicatives.

La capacité prédictive d'un modèle linéaire multiple n'est pas directement fonction des liaisons individuelles de ses variables avec la variable à prédire. Les variables explicatives ne peuvent donc pas être sélectionnées sur le seul critère de leur coefficient de corrélation avec la variable dépendante. En conséquence, le choix doit plutôt se fonder sur un essai exhaustif ou dirigé de l'ensemble des modèles linéaires possibles.

Notons également qu'il s'est avéré pertinent de limiter le nombre de variables explicatives à deux, d'une part car la capacité prédictive du modèle n'était pas significativement améliorée pour un nombre supérieur, et d'autre part car les variables explicatives présentent des incertitudes expérimentales qui se cumulent en un bruit aléatoire au niveau de l'estimation.

3. Choix du modèle d'estimation.

Les procédures classiques de régression sont, d'un point de vue théorique et même pratique, inadaptées pour l'estimation d'équations de régression entre variables régionalisées non stationnaires au second ordre. L'introduction des coordonnées spatiales dans le modèle régressif permet en pratique de tenir compte de la dérive des V.R. et d'améliorer le pouvoir prédictif du modèle, sans fournir pour autant une solution théorique. Cette dernière semble dépendre d'une bonne estimation des dérivées déterministes des V.R., ce qui ramènerait l'analyse au niveau de résidus spatiaux à comportement stationnaire.

Par ailleurs, il est bon de s'interroger sur la portabilité des modèles de régression incluant les coordonnées spatiales X et Y. En effet, de prime abord, un modèle régressif comportant X et Y comme régresseurs ne semble pas être utilisable en dehors de l'échantillon d'observations sur lequel il a été estimé, une liaison entre X ou Y et un paramètre hydrodynamique ne peut être considérée comme fonctionnelle et extrapolable. En fait, le problème est identique avec les autres variables explicatives, c'est-à-dire les paramètres de constitution. Certains d'entre eux (teneur en argile à l'horizon inférieur) comportent une variabilité dont une forte proportion peut être modélisée par une dérive; ils forment donc des processus définissables en X et Y, et peuvent ainsi présenter des corrélations strictement spatiales avec les paramètres hydrodynamiques. Le raisonnement est poussé à l'extrême ici, mais a pour but de montrer que les régressions entre variables régionalisées dépendent de leurs covariations spatiales.

L'utilisation de coordonnées spatiales comme régresseurs prend acte de ce fait et vise à l'exploiter au mieux. De surcroît, X et Y sont connus avec précision et n'introduisent donc pas de bruit supplémentaire au niveau du modèle régressif.

Une raison supplémentaire à la répartition des observations de l'échantillon d'apprentissage sur toute la surface d'étude est la recherche d'une diminution de l'autocorrélation spatiale entre observations. On se rapproche ainsi au mieux des hypothèses d'indépendance des mesures, nécessaires à une bonne estimation des équations de régression.

4. Echantillon d'interpolation.

Il s'agit d'un échantillon composé exclusivement d'observations des variables explicatives, qui servira à l'interpolation de ces dernières. En conséquence, il sera également le support de l'estimation de leurs variogrammes expérimentaux. La définition de la disposition spatiale de ses observations suit les règles déjà énoncées dans la discussion générale du chapitre IV. Notons que l'échantillon d'interpolation peut inclure les données fournies par l'échantillon d'apprentissage. Une configuration idéale de ces deux échantillons serait une imbrication de deux grilles, l'une de maille multiple de l'autre.

5. Cartographie proprement dite.

Un défaut important de la cartographie par la procédure régressive est de ne pas proposer d'estimation de l'écart-type d'interpolation. Sans chercher à construire une carte des écarts-types d'interpolation, une estimation de l'erreur moyenne de la procédure sur l'ensemble du site paraît indispensable. En effet, il est nécessaire de pouvoir apprécier de manière quantitative la pertinence d'un échantillonnage ou la précision d'une carte, afin d'éviter des interprétations trop fines ou abusives.

En pratique, pour obtenir une estimation de l'erreur moyenne on peut soit constituer un échantillon d'observations des paramètres hydrodynamiques, réservé à la validation de la procédure, soit effectuer un test de validation croisé, d'un principe similaire au test de THOMAS utilisé lors du krigeage. La deuxième solution apparaît plus élégante car elle ne nécessite pas un surcroît de travail expérimental et peut être entièrement programmée.

Ce sujet relatif à l'erreur d'interpolation montre un avantage du cokrigeage sur la procédure régressive puisqu'il permet en théorie une estimation précise, en tout point, de l'erreur d'interpolation. L'emploi du cokrigeage pour les cas de V.R. non stationnaires n'a pas encore été exploré et testé, ce qui limite donc son utilisation, très délicate même dans le cas stationnaire.

B. Considérations sur les résultats.

Nos commentaires sur les résultats obtenus peuvent se classer en trois thèmes :

1. **Nature des variables explicatives retenues.**

Nous avons déjà noté la cohérence des variables explicatives, retenues pour la prédiction des paramètres hydrodynamiques, avec nos connaissances a priori des déterminants de la variabilité des caractéristiques hydriques du sol. **Aucun facteur nouveau de cette variabilité n'a été mis en évidence**, bien que nous ayons testé comme variables explicatives des paramètres de constitution qui ne l'avaient encore jamais été : masse volumique apparente d'agrégats, fractions granulométriques plus fines. Ainsi, à l'échelle de notre parcelle, apparaît le même type de liaisons entre paramètres physiques et paramètres hydrodynamiques qu'à l'échelle d'une large gamme texturale de sols; la seule différence entre les deux niveaux d'approche réside dans le rapport variance expliquée sur variance totale qui diminue fortement à l'échelle d'un volume pédologique restreint. Il s'ensuit une faiblesse marquée du pouvoir prédictif des modèles de régression linéaire ($r^2 < 0,50$ sauf pour $W(-1500\text{kPa})$ et W_c).

Il ne semble pas certain que l'amélioration du pouvoir prédictif des modèles régressifs entre variables aisées d'accès et paramètres hydrodynamiques réside dans la recherche de nouvelles variables explicatives. En effet, deux autres facteurs sont également limitants, d'une part les incertitudes expérimentales sur les variables dépendantes et explicatives, d'autre part les procédures d'estimation des modèles régressifs. La recherche de modèles déterministes de prédiction des paramètres hydrodynamiques pourrait constituer une alternative intéressante.

2. **Précision de la cartographie des paramètres hydrodynamiques à partir de paramètres physiques d'accès aisé.**

Deux facteurs attendus influencent la précision d'estimation de la procédure régressive; il s'agit de l'erreur d'interpolation des variables explicatives et de la qualité prédictive du modèle régressif. De ces deux facteurs on pouvait penser, en première approximation, que le second cité serait le plus limitant. En fait, une telle distinction n'est pas possible, car les erreurs d'interpolation sont élevées et les capacités prédictives des équations de régression sont faibles dans notre cas.

Notons que l'amélioration de la procédure régressive passe essentiellement par celle du modèle prédictif liant paramètres hydrodynamiques et paramètres d'accès aisé. En effet, une action au niveau de l'interpolation, afin de diminuer sa variance d'erreur, supposerait une augmentation conséquente de la densité d'échantillonnage, déjà fort élevée pour les capacités habituelles de mesure.

3. Autres choix de modèles prédictifs de la variabilité des paramètres hydrodynamiques.

Nous nous sommes strictement limités, dans ce chapitre, à l'établissement d'équations de régression entre chaque paramètre hydrodynamique et quelques paramètres de constitution. Il eut été également possible d'envisager la variabilité des teneurs pondérales en eau aux différents potentiels sous l'angle de la variabilité des paramètres d'une courbe ajustée aux points de teneurs en eau mesurés; nous avons d'ailleurs déjà signalé cette possibilité. Par ailleurs, on aurait pu introduire, parmi les variables explicatives des équations de régression, un ou deux paramètres hydrodynamiques; une telle démarche a déjà été proposée par AHUJA et al (1985).

Enfin, l'utilisation du concept de facteur d'échelle en tant que méthode de régression non linéaire eût été envisageable de la même façon. Notre approche n'est donc nullement complète, elle n'est qu'une première étape qui vise pour l'essentiel à définir les contraintes principales d'une prévision de la variabilité des paramètres hydrodynamiques à partir de variables d'accès aisé.

V. CONCLUSION

Plusieurs points importants se dégagent de l'analyse multiparamétrique effectuée ici :

- **Sur le plan méthodologique** on remarque que les méthodes statistiques employées (ACP, régression linéaire) sont inadaptées au cas de variables régionalisées. Aussi la quantification de la précision et de la signification des résultats obtenus ne peut être réalisée par les tests et formules théoriques liées à ces méthodes, et développées sous les hypothèses de stationnarité des variables et d'indépendance des observations. Il semble, en conséquence, préférable de privilégier l'emploi de tests empiriques, du type de ceux que nous utilisons dans ce mémoire.

Notons cependant qu'il existe des procédures géostatistiques adaptées au cas de l'analyse multiparamétrique; il s'agit en particulier de cokrigeage. Mais cette technique est difficile d'emploi et restreinte en pratique au cas stationnaire; de plus, elle ne permet pas de traiter tous les problèmes tels que la sélection des paramètres d'accès aisé, corrélés spatialement aux paramètres hydrodynamiques.

- **Sur le strict plan de la Science du Sol**, la recherche d'équations de régression entre les paramètres hydrodynamiques et les paramètres physiques du sol a montré que les relations linéaires, trouvées au sein de notre site d'étude, sont semblables, voire identiques, à celles que l'on peut déterminer lors d'études sur des gammes texturales de sol très grandes.

Enfin, la cartographie des paramètres hydrodynamiques, à partir de paramètres d'accès aisé, s'est révélée d'une précision satisfaisante en comparaison à celle du krigeage. Il n'en reste pas moins que les deux méthodes présentent une variance d'erreur élevée dans le contexte de l'étude (défini par la surface analysée et la densité d'échantillonnage choisie).

CHAPITRE VI

DISCUSSION GENERALE

L'étude du fonctionnement hydrique du sol passe par la reconnaissance des propriétés hydrodynamiques du sol et de leurs variations spatiales. On comprend donc qu'un enjeu actuel est la mise au point de méthodes quantitatives de description de la variabilité des propriétés hydrodynamiques du sol. Les données présentées au cours des chapitres précédents ont trait à l'étude de ces méthodes. Leur interprétation fait apparaître une série d'interrogations, qu'il convient d'approfondir.

- Les résultats des méthodes descriptives, cartographiques notamment, sont sensibles au mode d'acquisition des données de base. Il convient de distinguer les raisons de cette sensibilité afin de permettre une interprétation plus objective des résultats.

- L'erreur d'interpolation ou d'estimation des paramètres hydrodynamiques peut être diversement appréciée selon l'erreur d'estimation des transferts hydriques qui est susceptible d'en résulter. Quelle est donc l'influence de la variabilité des paramètres hydrodynamiques sur celle du fonctionnement hydrique ?

- Enfin, quels peuvent être les principes d'une articulation entre cartographie pédologique et procédure d'interpolation quantitative dans notre milieu d'étude ?

Nous nous proposons donc, dans ce sixième chapitre, de répondre en partie à ces interrogations en nous replaçant dans le contexte général de l'étude de la variabilité spatiale des propriétés hydrodynamiques.

I. INFLUENCE DU MODE DE DETERMINATION DES PARAMETRES HYDRODYNAMIQUES.

Les niveaux de variabilité mesurés d'un paramètre, au sein d'une surface donnée, résultent non seulement de sa variabilité spatiale, mais aussi d'autres sources de variabilité, telles que les incertitudes expérimentales, la taille et la qualité des échantillons de mesure. Une telle constatation est bien entendu valable pour les paramètres hydrodynamiques, dont le mode de détermination doit donc être considéré avec attention. Notons avec BOUMA (1985) que ce problème a été peu abordé jusqu'à présent. Aussi, par la suite, nous examinerons sous cet angle les procédures de mesure de la relation potentiel matriciel - teneur en eau et de la conductivité hydraulique à saturation.

A. Variabilité due à la prise d'échantillon.

Dans ce travail, la mesure des caractéristiques hydrodynamiques a été effectuée au laboratoire sur des échantillons prélevés in-situ. Dans le cas idéal, les prélèvements devraient être menés de manière à ne pas remanier l'échantillon de sol. En réalité, le remaniement ne peut être évité. Il est donc clair que la variabilité des caractéristiques porales entre échantillons comprend une variabilité artificielle, induite par le prélèvement.

B. Variabilité de mesure proprement dite.

Les sources d'erreur expérimentale ont déjà été détaillées dans le chapitre consacré au matériel et aux méthodes. Rappelons simplement ici que la variabilité qui en est issue est intégrée dans la variabilité totale. Il est bon de remarquer que l'incertitude de mesure peut être substantielle. Cela a été démontré pour les paramètres de constitution. En ce qui concerne les paramètres hydrodynamiques, il en est probablement de même. Pour s'en convaincre, il suffit de consulter la revue critique effectuée par BOUMA (1983) au sujet de seize méthodes de mesure de la conductivité hydraulique à saturation et de onze méthodes de mesure de la relation conductivité hydraulique - teneur en eau.

C. Influence du volume de mesure.

D'une manière générale, on constate une diminution de la variabilité entre observations d'un paramètre lorsque le volume de mesure augmente; ceci est notamment lié à un accroissement consécutif de la variabilité interne de l'échantillon. BOUMA et al (1979) montrent clairement la diminution de l'écart-type de mesure lorsque le volume de mesure de K_{sat} passe de 230 cm³ à 12 000 cm³; SISSON et WIERENGA (1981), et HENDRICKX et al (1986) aboutissent aux mêmes résultats. Par ailleurs, HENDRICKX et NIEBER (1985) trouvent que la variabilité du potentiel matriciel au champ est inversement proportionnelle à la taille de la bougie poreuse des tensiomètres employés.

On s'aperçoit donc nettement de l'influence du volume de mesure sur la variabilité spatiale constatée. Or, on note que les procédures de détermination des paramètres hydrodynamiques s'exercent sur des volumes très variés. Serait-il donc possible, afin d'améliorer les possibilités de comparaison de données, d'adopter un volume de référence universel? Deux critères sont à prendre en compte :

- Le premier est lié à l'objectif qui motive la mesure des paramètres hydrodynamiques. Ainsi la conductivité hydraulique à saturation devra être définie sur des volumes très différents si on l'utilise pour raisonner des irrigations par submersion ou localisées. On voit donc qu'un tel critère est délicat à préciser au préalable, puisqu'une étude de la variabilité spatiale des propriétés hydrodynamiques devrait être utilisable dans le cadre de plusieurs objectifs. Notons cependant que les méthodes descriptives géostatistiques autorisent un changement d'échelle dans le sens du petit vers le grand; on peut estimer la valeur d'un paramètre sur un volume important à partir de sa mesure sur des volumes plus faibles et d'une étude de la structure spatiale à faible distance.

- Le second est lié à la notion de volume élémentaire représentatif (V.E.R.). Il s'agit du volume au-delà duquel on fait l'hypothèse d'une variation continue dans l'espace des paramètres caractéristiques du milieu poreux. Le V.E.R. doit donc inclure de manière représentative les différents niveaux d'organisation porale du sol, tels que macroporosité biologique, porosité fissurale, porosité intra-agrégats. BOUMA (1985) suggère une définition du V.E.R. telle que ce dernier comprenne au moins 20 unités structurales élémentaires, ainsi qu'un nombre suffisant de macropores. Cet auteur propose d'ailleurs en 1983 une classification du V.E.R. en fonction de la texture et de la structure des sols (voir tableau n° VI-1).

TEXTURE	STRUCTURE	V.E.R. (m ³)
Sable	Pas d'agréats	10 ⁻⁴
Limon	Petits agrégats	10 ⁻³
Argile	Agrégats moyens	10 ⁻²
Argile	macropores continus	
	Grands agrégats	10 ⁻¹
	macropores continus	

Tableau n° VI-1 : V.E.R. hypothétiques en fonction de la texture et de la structure du sol d'après BOUMA (1985)

En définitive, à la vue de ces deux critères, il s'avère que le volume de mesure devrait être le plus petit possible, afin que les données obtenues soient applicables à plusieurs objectifs, mais tout en restant supérieur au V.E.R., qui définit le passage entre niveau microscopique et macroscopique.

Notons que les prélèvements effectués dans ce travail approchent $2,5 \cdot 10^{-4} \text{ m}^3$ et ont donc un volume bien inférieur au V.E.R., qui, pour notre sol alluvial, devrait atteindre 10^{-3} m^3 d'après la classification proposée. Notre cas n'est nullement particulier car la plupart des études menées au laboratoire concernent des échantillons d'un volume inférieur ou égal au nôtre. Cette situation est notamment la conséquence de la difficulté de prélèvement lorsque le volume de l'échantillon devient trop grand.

Aussi, s'il apparaît clairement qu'une meilleure définition des volumes de mesure, en fonction des conditions de terrain, est indispensable, un effort technique sur la mise au point de matériel de prélèvement adapté devrait également être engagé.

En conclusion, on s'aperçoit que la **variabilité mesurée d'un paramètre intègre, outre sa variabilité spatiale, de nombreuses autres sources de variabilité.** Une quantification réelle de ces dernières serait nécessaire; dans ce mémoire, nous avons cherché à en estimer l'importance d'une manière indirecte au travers des analyses géostatistiques.

II. NATURE ET INCIDENCE DE LA VARIABILITE SPATIALE DES PROPRIETES HYDRODYNAMIQUES.

Pour justifier l'intérêt d'une étude de la variabilité des propriétés hydrodynamiques, de nombreux auteurs en soulignent d'une part l'importance, et d'autre part l'impact sur la variabilité des transferts. Qu'en est-il dans notre cas ?

A. Appréciation du degré de variabilité des paramètres hydrodynamiques.

Il semble de prime abord que les variabilités spatiales mesurées des propriétés physiques et de la relation potentiel matriciel-teneur en eau soient relativement faibles, mais que celles de la conductivité hydraulique à saturation soient au contraire élevées. Cette appréciation a été comparée aux travaux analogues de la littérature, compilés par VAUCLIN (1982). Notons cependant que les résultats relevés par cet auteur incluent, de même que les nôtres, des variabilités d'origine expérimentale, et qu'ils ont été obtenus à partir d'observations effectuées sur des volumes de mesure très divers. Toute comparaison s'avère donc très subjective, puisqu'il n'y a pas similitude de conditions expérimentales entre les différents travaux. C'est ainsi, par exemple, que le fort coefficient de variation de K_{sat} , mesuré dans ce mémoire, est certainement à relier au faible volume de mesure; les coefficients de variation du même paramètre, indiqués par la plupart des auteurs, ne dépassent pas 2,0, leurs volumes de mesure étant plus importants.

Si, pour des paramètres à forte variabilité, on est en droit de s'interroger sur l'origine de cette dernière (spatiale ou expérimentale), la question s'avère moins importante pour des paramètres à faible variabilité mesurée. Aussi nous conclurons tout de même en une **faible variabilité spatiale des propriétés physiques et de rétention hydrique de notre parcelle.** Il serait d'ailleurs intéressant de la comparer à la variabilité temporelle de ces mêmes paramètres.

B. Influence de la variabilité spatiale des paramètres hydrodynamiques sur la variabilité spatiale des transferts hydriques.

Pour compléter l'appréciation fournie ci-dessus, il importe d'estimer la variabilité spatiale des transferts hydriques, induite par celle des caractéristiques hydrodynamiques du sol. Seule une telle étude permettrait de confirmer ou d'infirmer l'intérêt d'une description de la variabilité spatiale des propriétés hydrodynamiques. Cette étude ne rentre cependant pas dans les objectifs présents de ce mémoire, mais en constitue une suite logique. Pour l'instant nous nous contenterons de préciser ce problème vis à vis d'études existantes dans la littérature.

Du fait de la lourdeur expérimentale d'une investigation in situ et de l'impossibilité de différencier les sources d'hétérogénéité, la plupart des auteurs ont préféré tester sur modèles l'influence de la variabilité spatiale des propriétés hydrodynamiques sur la variabilité des transferts hydriques au sein du sol. Bien qu'il n'y ait au total que peu de travaux consacrés à ce sujet, on peut déjà citer quelques résultats qui divergent suivant l'échelle de temps d'observation des transferts hydriques :

- **Lors de processus courts**, tels que drainage ou infiltration, il s'avère qu'une variabilité importante est créée, notamment en ce qui concerne les flux, les profondeurs d'infiltration (WARRICK et al, 1977; RUSSO et BRESLER, 1981; VAUCLIN et al, 1983b). Cette constatation est cependant à pondérer en ce qui concerne la variabilité de la teneur en eau au bas du profil de drainage ou d'infiltration, l'homogénéité spatiale de cette variable étant tout de même plus grande.

- **Lors du suivi des transferts hydriques** sur une période de plusieurs mois (PECK et al, 1977; SHARMA et LUXMOORE, 1979), il apparaît que la variabilité hydrodynamique intrinsèque du sol influe peu sur les termes du bilan hydrique, qui montrent peu ou pas de variabilité spatiale résultante. Une exception est cependant à souligner : le ruissellement, qui est directement sensible aux différences d'infiltrabilité pouvant exister, et ne présente pas de mécanisme d'autorégulation spatiale comme les autres termes, tels que le drainage ou la réserve en eau du sol.

Mais, comme l'observent SHARMA et LUXMOORE (1979), les résultats cités ci-dessus sont à considérer avec précaution, car ils sont issus d'études à portée limitée. En effet, tant les variabilités spatiales choisies des paramètres hydrodynamiques, que les conditions initiales et aux limites considérées, ne peuvent être généralisées. De plus, il ne faut pas perdre de vue que les résultats de ce type d'étude intègrent la variabilité issue des erreurs de mesure des paramètres hydrodynamiques et des imprécisions conceptuelles des modèles utilisés pour les simulations. De plus, il est nécessaire d'émettre une réserve concernant les conditions aux limites (flux ou potentiels aux interfaces) ou initiales des simulations. Ces dernières sont choisies uniformes sur le plan spatial, or il est bien évident qu'elles sont hétérogènes in situ et qu'elles dépendent également des transferts existants au sein du sol. Leur hétérogénéité spatiale est liée à celle des paramètres hydrodynamiques et ne devrait donc pas en être dissociée. Enfin, bien que les modèles de simulation utilisés incluent un terme d'extraction racinaire, le rôle de la végétation dans les transferts hydriques est encore mal cerné.

En définitive, à la suite des résultats exposés et des réserves émises, que pouvons-nous conclure à l'égard de l'influence de la variabilité spatiale des propriétés hydriques de notre site expérimental sur celle de son fonctionnement hydrique ?

En ce qui concerne la variabilité spatiale du bilan hydrique sur des périodes de plusieurs semaines, il nous semble qu'elle doit être négligeable en regard de la variabilité issue des erreurs de sa mesure par les méthodes traditionnelles. De plus, notons que la variabilité spatiale de la relation teneur volumique en eau - potentiel matriciel sur notre site d'étude est inférieure à celle qui a été utilisée lors des simulations menées par PECK et al (1977) et SHARMA et LUXMOORE (1979); ceci confirmerait donc notre appréciation.

Pour les processus courts ou ponctuels dans le temps, il est probable que les flux en saturé ou quasi-saturé montrent une grande variabilité, d'autant plus que la variabilité de la conductivité hydraulique à saturation est considérable (C.V. > 4,0 dans notre étude). Mais là aussi cette assertion est à considérer avec précaution; on ne distingue pas encore bien les origines de la variabilité de Ksat : spatiale, incertitude expérimentale, influence du volume de mesure. La variabilité spatiale, à un instant donné, des variables d'état telles que la teneur en eau du sol est plus faible, bien que sous la dépendance de la variabilité des flux. Sur notre site, nous avons d'ailleurs constaté une grande homogénéité spatiale de cette variable lors d'une mesure ponctuelle dans le temps, puisque le coefficient de variation s'est avéré inférieur à 0,009 (cf. tableau n° IV-1). Aussi, pour les processus courts, le degré d'hétérogénéité spatiale à considérer dépendra du paramètre ou de la variable qui nous intéressera.

On voit donc, d'une part, que la comparaison des données de la littérature est délicate et, d'autre part, que les études de l'impact de la variabilité des paramètres hydrodynamiques sur la variabilité des transferts hydriques sont encore insuffisantes pour en tirer des principes bien définis. La question de l'intérêt d'une description de la variabilité spatiale des propriétés hydrodynamiques reste donc ouverte, nous n'avons cherché ici qu'à en souligner les points importants. Par contre, une interrogation complémentaire, directement liée aux investigations expérimentales de ce mémoire, intervient; elle concerne l'efficacité des méthodes descriptives de la variabilité spatiale des caractéristiques hydrodynamiques. En effet, si ces dernières sont inopérantes, l'analyse de la variabilité spatiale devient vaine.

III. PRINCIPES D'UNE ARTICULATION ENTRE CARTOGRAPHIE PEDOLOGIQUE ET PROCEDURES D'INTERPOLATION QUANTITATIVES.

Nous avons analysé dans ce travail la variabilité intrinsèque d'une parcelle d'environ deux hectares. Cette variabilité s'est révélée être trop faible pour rendre intéressante une cartographie interne à la parcelle de valeurs ponctuelles des paramètres hydrodynamiques. Quelle est alors l'échelle d'étude qui développera une variabilité suffisante pour justifier d'une cartographie interne de ses propriétés? Concrètement, pour répondre à cette question, il est nécessaire de passer de l'analyse de la parcelle à l'analyse de l'unité de sol. Ceci nous amène d'ailleurs à envisager, sur l'exemple précis de notre milieu pédologique, les principes d'une articulation entre cartographie pédologique et procédures d'interpolation quantitatives.

- Analysons tout d'abord les acquis de la cartographie pédologique classique. Ainsi que nous l'avons montré dans le chapitre III, consacré au matériel d'étude et aux méthodes expérimentales, on constate, par comparaison entre les cartes pédologiques au 1/100.000ème et au 1/5.000ème, que l'approche à petite échelle cartographique permet déjà de distinguer les principaux types de matériaux, notamment celui de notre unité de sols peu évolués d'apport alluvial. La prospection à grande échelle fournit, quant à elle, une délimitation plus précise des unités déjà définies à l'échelle inférieure, ainsi que des informations substantielles sur la variabilité des profondeurs de discontinuités pédologiques, des types de superposition d'horizons et de variations topographiques. Tous ces éléments de la variabilité intrinsèque du sol sont appréciés avec une très bonne précision par une prospection cartographique classique, car il s'agit de variables d'accès facile. A l'inverse, la variabilité des para-

mètres hydrodynamiques ne peut être approchée lors de cette étape et doit donc faire l'objet d'une cartographie quantitative. On envisage donc une démarche en deux temps qui associe cartographie pédologique classique et cartographie quantitative par krigeage; cela présente deux avantages :

- . D'une part, on concentre ainsi l'intervention de la cartographie pédologique à des variables qualitatives (types de superposition d'horizons, variabilité des matériaux) ou à des variables quantitatives dont elle peut assurer une mesure précise (profondeur de discontinuité, variations topographiques).
- . D'autre part, on définit des milieux homogènes, où peut s'exercer une approche cartographique quantitative des paramètres hydrodynamiques. Ce point est important car il permet d'éviter de redécouvrir sur le plan quantitatif l'existence de variabilités, discernables sur le plan qualitatif. De plus, la cartographie par krigeage est plus efficiente quand le champ d'étude ne recouvre pas de discontinuités et présente un caractère d'homogénéité au sens de FREEZE (1975).

En ce qui concerne l'efficience de la cartographie des paramètres hydrodynamiques au niveau de l'unité de sol, elle est sans doute semblable à celle que nous mettons en évidence au niveau de la parcelle. En effet, d'après la carte pédologique au 1/100.000ème (ARNAL, 1984), il n'apparaît pas une plus grande variabilité texturale et morphologique à l'échelle de l'unité de sol. Mais à l'échelle du mappon surviennent d'autres facteurs de variabilité qui n'existaient pas à l'échelle de la parcelle, à savoir des variations topographiques et une diversification des niveaux de discontinuités verticales et des types de superposition d'horizons. Ces derniers critères ont également un rôle important sur la variabilité du fonctionnement hydrique du sol, on ne peut donc considérer a priori le mappon comme une zone uniforme. Aussi, à cette échelle, il faut envisager la cartographie des paramètres hydrodynamiques en liaison avec celle des autres variables citées ci-dessus, d'autant plus que les paramètres hydrodynamiques semblent peu variables. D'après les données de ce mémoire, il semble que seule une cartographie de valeurs moyennes soit fondée. La grille d'échantillonnage devra permettre la définition de voisinages d'estimation, compatibles avec l'hypothèse de stationnarité. Sous réserve de la validité sur l'ensemble du mappon des variogrammes déterminés dans ce mémoire, la maille de la grille ne devrait alors pas excéder 70 mètres environ.

Notons que si la variabilité, au sein du mappon, des propriétés intervenant sur le fonctionnement hydrique du sol, est soit trop faible, soit trop peu structurée pour être mise en évidence, une approche de type stochastique sera plus adéquate qu'une approche déterministe. On cherchera alors uniquement à définir les paramètres statistiques de la loi de distribution spatiale des fonctions de transfert et de leurs variables d'état. Il faut cependant préciser qu'une approche stochastique ne peut, à notre sens, qu'être la suite d'une approche cartographique, car il est toujours indispensable de définir au préalable le contenant d'une telle approche.

Enfin, il est bon de rappeler que les résultats et les éléments de discussion exposés ici, ne concernent que ce type de sols d'apport alluvial peu évolué, dont on soulignera l'extension spatiale non

seulement sur les plaines côtières du Languedoc, mais aussi dans de multiples régions de plaines alluviales ou bassins, toujours intensément cultivées.

CONCLUSION GENERALE

Un des objectifs essentiels de ce travail était la mise au point de méthodes de cartographie monoparamétrique des propriétés hydriques du sol. Dans une première étape, après avoir quantifié la variabilité spatiale physique de notre site d'étude, nous avons analysé les modalités et la précision d'une cartographie directe de paramètres hydrodynamiques à partir d'observations spatiales de leurs valeurs. Cette approche est la plus naturelle, mais elle s'avère lourde sur le plan expérimental puisque la détermination au laboratoire de courbes de rétention ou de conductivités hydrauliques est particulièrement longue et délicate. C'est pourquoi nous avons recherché, dans une seconde étape, une procédure de cartographie indirecte de paramètres hydrodynamiques à partir d'observations spatiales de paramètres de constitution, d'accès expérimental plus aisé.

Le travail réalisé présente un double intérêt : d'abord par ses acquis méthodologiques, mais aussi par sa caractérisation de la variabilité spatiale physique et hydrodynamique du sol. Nos conclusions sont donc orientées suivant ces deux thèmes.

Acquis méthodologiques

La mise en oeuvre des cartographies directe et indirecte a nécessité l'emploi de méthodes statistiques et géostatistiques. Il s'agit en particulier de la technique d'interpolation par krigeage et de la régression linéaire. Notre apport ne consiste pas en une amélioration conceptuelle de ces méthodes, mais se situe surtout sur le plan des principes d'utilisation. En effet, ces procédures sont fondées sur un certain nombre d'hypothèses théoriques qui ne sont pas toujours respectées par les paramètres pédologiques.

L'interpolation par krigeage apparaît très séduisante, car outre sa qualité de meilleur estimateur linéaire non biaisé (BLUE), elle permet une estimation de l'erreur d'interpolation. Ces propriétés dépendent cependant de conditions sur les caractéristiques statistiques des variables régionalisées (stationnarité, normalité des lois de distribution...). Les paramètres physiques étudiés manifestent des écarts sensibles à ces contraintes, l'existence de dérives spatiales en est un exem-

ple. Néanmoins, du point de vue de la précision de la méthode, nous avons pu confirmer par test de validation la qualité des estimations de l'erreur d'interpolation. La méthode semble donc robuste à cet égard.

D'autre part, on évoque souvent la difficulté d'application du krigeage car il nécessite un échantillonnage adéquat et une analyse structurale des variables délicate à réaliser pour des non-initiés. En ce qui concerne l'échantillonnage, nous estimons qu'il s'agit d'un faux problème, car ce n'est pas tant la méthode qui en fixe l'importance que la précision d'interpolation que l'on recherche. Le krigeage peut alors apparaître exigeant en données, car il met en évidence les faiblesses de l'échantillonnage et nous incite donc à l'améliorer. Par ailleurs, nous avons vérifié la qualité de la procédure de reconnaissance structurale automatique, développée par l'Ecole des Mines, ce qui permet donc, en utilisation courante, d'éviter le problème de l'analyse structurale manuelle.

La procédure de cartographie indirecte des propriétés hydrodynamiques associe interpolation par krigeage et prédiction par régression linéaire. Elle pose trois types de problèmes pour lesquels aucune solution n'était codifiée.

- La recherche d'équations de régression performantes entre paramètres hydrodynamiques et paramètres physiques d'accès aisé ne peut être menée à un niveau général sur un ensemble de sols très différents, car leur validité locale serait incertaine. Nous avons donc envisagé pour cette procédure cartographique un double échantillonnage : l'un accumulant des observations simultanées de paramètres hydrodynamiques et physiques, afin de construire des modèles régressifs à validité locale; l'autre composé uniquement d'observations destinées à l'interpolation des paramètres physiques.

- Le pouvoir prédictif des modèles régressifs dépend également de la procédure d'estimation employée. Dans le cas de variables régionalisées à autocorrélation spatiale élevée, la technique d'estimation des modèles régressifs par moindres carrés n'est plus optimale. En pratique, nous constatons que l'utilisation des coordonnées spatiales comme régresseurs permet d'améliorer le pouvoir prédictif des modèles estimés par la méthode précédente.

- Aucune quantification de l'incertitude d'estimation de la cartographie indirecte n'est prévue. Nous avons résolu ce point par l'utilisation d'un test de validation croisé sur l'échantillon d'apprentissage des modèles régressifs. On évalue ainsi de manière empirique l'erreur d'estimation moyenne sur la surface échantillonnée.

En définitive, on aboutit ici à deux procédures cartographiques quantitatives des paramètres hydrodynamiques qui assurent chacune une estimation de leur incertitude d'interpolation sans nécessiter un échantillonnage supplémentaire, ni des contraintes trop restrictives sur les variables régionalisées étudiées.

Une fois les principes de mise en oeuvre de chaque méthode clairement définis, il s'agit de comparer leur précision et leur efficacité cartographique. A cet égard, le rapport entre l'écart-type de l'erreur d'estimation et l'écart-type global de la variable estimée constitue un critère adapté; en effet, il permet de mesurer la variabilité ignorée par la cartographie par rapport à la variabilité globale.

Une des limites de notre travail réside dans le fait qu'il ne propose que des solutions empiriques à des problèmes théoriques, tels que l'influence de la non stationnarité des variables régionalisées sur les techniques de régression. Sur le plan conceptuel, une démarche plus approfondie mériterait d'être entreprise, elle dépasse toutefois nos compétences et concerne plus le domaine de la biométrie.

Caractérisation de la variabilité spatiale physique et hydrodynamique du sol.

Plusieurs éléments de la variabilité spatiale des paramètres physiques et hydrodynamiques se dégagent de l'analyse présentée :

- L'effet de pépité semble particulièrement élevé pour les variables pédologiques. BURGESS et WEBSTER (1980) avaient déjà noté ce fait. L'analyse des erreurs de mesure des paramètres de constitution nous permet d'interpréter leur effet de pépité comme la résultante de l'incertitude expérimentale. Ce raisonnement n'a pas été étendu aux paramètres hydrodynamiques, car une analyse de leurs erreurs de mesure n'a pu être intégrée dans ce mémoire. Elle est toutefois en cours.

- La précision d'interpolation des paramètres de constitution apparaît dans notre cas meilleure que celle des paramètres hydrodynamiques. Ceci est notamment lié à un effet de pépité élevé et une distance d'auto-corrélation plus faible des seconds paramètres. D'autres expérimentations sont cependant nécessaires pour confirmer cette caractéristique structurale.

- La précision d'une cartographie indirecte des paramètres hydrodynamiques s'est révélée proche de celle d'une cartographie directe. Ceci confirme l'intérêt de la démarche poursuivie. Elle pourrait cependant être modifiée en remplaçant les modèles régressifs linéaires par des modèles physiques et déterministes non linéaires. Notons que l'incertitude d'interpolation sur les paramètres de constitution subsisterait, elle constitue donc la limite inférieure de l'erreur d'estimation quel que soit le type de modèle prédictif utilisé.

- Notre parcelle d'étude a manifesté une faible variabilité interne tant sur le plan des propriétés texturales que sur celui des propriétés de rétention. Seule la conductivité hydraulique à saturation manifeste une grande hétérogénéité dont on peut cependant estimer qu'elle est due à un volume de mesure trop restreint. Faut-il alors prendre en compte cette variabilité interne, notamment en vue de la simulation des transferts hydriques sous culture? En première approximation et en regard de la précision des modèles actuels de simulation des transferts, il semble que non. Ce point reste cependant à débattre en fonction de l'influence de la variabilité des propriétés hydrodynamiques sur la variabilité des transferts hydriques sous couverture végétale. Ce dernier thème constitue un prolongement logique de notre travail.

Finalement, l'utilisation de méthodes cartographiques quantitatives au niveau de la parcelle vérifie la possibilité d'une description de la variabilité interne de notre unité de sols alluviaux. Ce constat est cependant à restreindre au cas de la cartographie de valeurs moyennes puisque celle de valeurs ponctuelles présente une variance d'erreur aussi élevée que la variance globale de la parcelle. Ce dernier point reste cependant à confirmer au niveau de l'unité de sols, une étude à cette

échelle doit également permettre de tester les méthodes d'interpolation dans un contexte plus adéquat où la variabilité globale est d'une taille suffisante pour justifier une approche cartographique.

BIBLIOGRAPHIE

AHUJA L.R. - NANEY J.W. - NIELSEN D.R. (1984) : Scaling soil water properties and infiltration modeling. *Soil Sci.Soc.Am.J.*, 48, 970-973.

AHUJA L.R. - NANEY J.W. et WILLIAMS R.D. (1985) : Estimating soil water characteristics from simpler properties or limited data. *Soil Sci.Soc. Am.J.*, 49, 1100-1105

ARNAL H. (1984) : Notice explicative de la carte pédologique de France à 1/100.000, Feuille de Montpellier. INRA-SESCPF, 179 p.

ARYA L.M. - PARIS J.F. (1981) : A physical model to predict the soil moisture characteristic from particle size distribution and bulk density. *Soil Sci.Soc.Am.J.*, 45, 1023-1030.

AUGE G. (1981) : Etude pédologique du domaine INRA de Mauguio. DAA Science du Sol et du Bioclimat - ENSA de Montpellier. 50 p.

AVERY B.W. - BASCOMB C.L. (1974) : Soil Survey laboratory methods. *Soil Surv.Techn.Monogr.* n° 6.

BAKER F.J. - BOUMA J. (1976) : Variability of hydraulic conductivity in two subsurface horizons of two silt loam soils. *Soil Sci.Soc.Am.J.*, 40, 219-222.

BANFIELD C.F. - BASCOMB C.L. (1976) : Variability in three areas of the Denchworth soil map unit. II Relationships between profiles using Laboratory measurements and field observation. *J. Soil Sci.*, 27, 438-450.

BECKETT P.H.T. - WEBSTER R. (1971) : Soil variability : A Review. *Soils fert.*, 34, 1-15.

BEUCHER-DARRICAU H. (1981) : Approche géostatistique du passage des données de terrain aux paramètres des modèles en hydrogéologie. Thèse de doct. Ing., E.N.S.M.P., Fontainebleau, 118 p.

BEUCHER H. - DELHOMME J.P. - DE MARSILY G. (1981) : Analyse stochastique des propriétés des systèmes poreux naturels hétérogènes. Compte rendu de fin d'étude d'une recherche financée par la Délégation générale à la Recherche Scientifique. Action concertée : "Maîtrise de l'eau dans les Bassins Méditerranéens".

BIGGAR S.W. - NIELSEN D.R. (1976) : Spatial variability of the leaching characteristics of a field soil. *Water Resour.Res.*, 12, 78-84.

BORNAND M. (1978) : Altération des minéraux fluvio-glaciaires, genèse et évolution des sols sur terrasses quaternaires dans la moyenne vallée du Rhône. Thèse Doct.Etat - U.S.T.L. Montpellier, 329 p.

BORNAND M. (1980) : Etudes pédologiques et aménagements d'irrigation. Document interne Science du Sol - INRA Montpellier, 23 p.

- BORNAND M.** (1982) : Comportement physique et mécanique des systèmes pédo-logiques. Séminaire du Département de Science du Sol de l'INRA. Com-portement physique du sol. Pech Rouge.
- BOTTRAUD J.C.** (1983) : Résistivité électrique et étude des sols. Appli-cations à la cartographie et à la caractérisation du fonctionnement hy-drique. Thèse de Docteur-ingénieur - USTL Montpellier. 191 p.
- BOUMA J.** (1983) : Use of soil survey data to select measurement techni-ques for hydraulic conductivity. Agric. Water Managem. 6 (2/3) : 177-190.
- BOUMA J.** (1985) : Soil variability and soil survey in Proceedings of a workshop of the ISSS and the SSSA. Las Vegas - USA - (30 novembre 1984) Pudoc Wageningen. 130-148.
- BOUMA J.** (1986) : Using soil survey information to characterize the soil-water state. J. Soil.Sci., 37, 1-7.
- BOUMA J. - DEKKER L.W. - HAANS J.C.F.M.** (1979) : Drainability of some Dutch clay soils : a case study of soil survey interpretation. Geoderma 22(3) : 193-203.
- BRATNEY Mc A.B. - WEBSTER R.** (1981) : Spatial dependance and classi-fication of the soil along a transect in northeast scotland. Geoderma, 26, 63-82.
- BRATNEY Mc A.B. - WEBSTER R.** (1983) : Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. V. Coregionalization and multiple sampling strategy. J. Soil Sci., 34 (1), 137-163.
- BRATNEY Mc A.B. - WEBSTER R.** (1983) : How many observations are needed for regional estimation of soil properties? Soil Sci., 135 (3), 177-183.
- BRESLER E.S. - DAGSBERG D. - RUSSO D. et DAGAN G.** (1981) : Spatial variability of crop yield as a stochastic soil process. Soil Sci.Soc. Am. J., 45, 600-606.
- BRESLER E.S. - DAGAN G. - WAGENET R.J. et LAUFER A.** (1984) : Statistical analysis of salinity and texture effects on spatial variability of soil hydraulic conductivity. Soil. Sci. Soc. Am. J., 48 (1), 16-25.
- BURGESS T.M. - WEBSTER R.** (1980a) : Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. I The semi-variogramme and punctual kriging. J. Soil Sci. vol.31 n° 2 (315-331).
- BURGESS T.M. - WEBSTER R.** (1980b) : Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. II Block kriging. J. Soil Sci. vol.31 n° 2 (333-341).
- BURGESS T.M. - WEBSTER R. - Mc BRATNEY A.B.** (1981) : Optimal interpo-lation and isarithmic mapping of soil properties. IV Sampling strategy. J. Soil Sci., 32, 643-659.
- BURROUGH P.A.** (1983a) : Multiscale sources of spatial variation in soil. I The application of fractal concepts to nested levels of soil variation in Soil Survey. J. Soil Sci., 34, 577-597 et 599-620.

- BURROUGH P.A.** (1983b) : Multiscale sources of spatial variation in soil. II A non Brownian fractal model and its application in Soil Survey. *J. Soil Sci.*, 34, 577-597 et 599-620.
- BURROUGH P.A. - WEBSTER R.** (1976) : Improving a reconnaissance soil classification by multivariate methods. *J. Soil Sci.*, 27, 554-571.
- BURROUGH P.A. - KOOL J.B.** (1982) : A comparison of statistical technique for estimating the spatial variability of soil properties in trial fields. *Sols*, 4, 29-39.
- BYERS E. - STEPHENS D.B.** (1983) : Statistical and stochastic analyses of hydraulic conductivity and particle-size in a fluvial sand. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 47, (6) 1072-1081.
- CABIDOUCHE Y.M. - ANDRIEUX P.** (1984) : Une approche de la fertilité des sols de Guyane n° 6. Eléments sur les comportements des sols de Guyane intéressant la production fourragère. Etude D.D.A. Guyane. Texte 61 p. , 32 figures.
- CAILLIEZ F. - PAGES J.P.** (1976) : Introduction à l'analyse des données. S.M.A.S.H. 9, rue Duban, 75016 PARIS.
- CAMPBELL J.B.** (1978) : Spatial variation of sand content and pH within single contiguous delineations of two soil mapping units. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 42, (3) 460-464.
- CASSEL D.K.** (1983) : Spatial and temporal variability of soil physical. Properties following tillage of Norfolk Loamy Sand. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 47, (2) 196-200.
- CASSEL D.K. - BAUER A.** (1975) : Spatial variability in soils below depth of tillage : Bulk density and fifteen atmosphere percentage. *Soil Sci. Soc. Am. Proc.*, 39, 247-250.
- CHAUVET et GALLI** (1982) : Universal kriging. Cours de l'Ecole des Mines de Paris. 94 p.
- CHRETIEN J.** (1971) : Essai de caractérisation des sables en tant que squelette minéral du sol. *Ann.Agro.*, 22(6), 615-654.
- CHRETIEN J.** (1986) : Rôle du squelette dans l'organisation des sols. Thèse Doct.Etat - Institut des Sciences de la Terre de l'Université de Dijon, 412 p.
- CLIFF A.D. - ORD J.K.** (1981) : Spatial Processes : models and applications. Pion limited - London 266 p.
- COSBY B.J. - HORNBERGER G.M. - CLAPP R.B. - GINN T.R.** (1984) : A Statistical Exploration of the relationships of soil moisture characterist. to the physical properties of soils. *Water Resour. Res.*, 20 (6), 682-691.
- CRESSIE N. and HAWKINS D.M.** (1980) : Robust estimation of the variogram. *I. Math. Geol.*, 12, 115-125.
- CREUTIN J. - OBLED. C.** (1982) : Objective analyses and mapping techniques for rainfall fields. An objective comparison. *Water Resour. Res.*, 18 (2) 413-431.

- CUEN Mc R.H. - RAWLS W.J. - BRAKENSIEK D.L.** (1981) : Statistical analysis of the Brooks-Corey and the Green Ampt parameters across soil textures. *Water Resour. Res.*, 17, 1005-1013.
- DAGNELIE P.** (1973) : Théorie et méthodes statistiques, vol.1. Ed. Presses Agronomiques de Gembloux, 378 p.
- DARICAU-BEUCHER H.** (1981) : Approche géostatistique du passage des données de terrain aux paramètres des modèles en hydrogéologie. Thèse de Docteur-Ingénieur ENSMP de Paris, 119 p.
- DELFINER** (1982) : Basic introduction to Geostatistics. Cours d'été de l'Ecole des Mines de Paris. 83 p.
- DELHOMME J.P.** (1976) : Application de la théorie des variables régionalisées dans les sciences de l'eau. Thèse de Docteur-Ingénieur, ENSM de Paris 130 p.
- DOUPEUX Catherine** (1980) : Essai de description unidimensionnelle de la variabilité spatiale des propriétés hydrodynamiques d'un sol in-situ. Thèse de 3ème cycle, Paris-Sud, ORSAY 113 p.
- DOWD P.** (1984) : Lognormal geostatistical. *Sciences de la Terre, Série Informatique Géologique*, 18, 49-68.
- ELRICK D.A. - SCANDRETT S.H. - MILLER E.E.** (1959) : Tests of capillary flow scaling. *Soil Sci. Soc. Am. Proc.*, 23, 329-332.
- FAVROT J.C. - JAMAGNE M.** (1979) : Cartographie pédologique in l'INRA, l'eau et la production agricole p.151-157 - Edit. SEI - Versailles.
- FAVROT J.C. - LESAFFRE B.** (1984) : Science du sol et drainage agricole in Livre jubilaire du cinquantenaire de l'A.F.E.S. p.309-320.
- FIES J.C. - STENGEL P.** (1981a) : Densité texturale de sols naturels. I. Méthode de mesure. *Agronomie*, 1 (8), 651-658.
- FIES J.C. - STENGEL P.** (1981b) : Densité texturale de sols naturels. II. Eléments d'interprétation. *Agronomie*, 1 (8), 659-666.
- FREEZE R.A.** (1975) : A stochastic-conceptual analysis of one dimensional groundwater flow in non uniform homogeneous media. *Water Resour. Res.*, 11, 725-741.
- GAJEM Y.M. - WARRICK A.W. - MYERS D.E.** (1981) : Spatial Dependence of physical properties of a typic torifluent soil. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 45, 709-715.
- GASCUEL-ODOUX C.** (1984) : Applications de la géostatistique à l'étude de la variabilité spatiale des propriétés hydriques du sol. Thèse doct. Ing. ENSM de Paris, 235 p.
- GIRARD M.C.** (1983) : Recherche d'une modélisation en vue d'une représentation spatiale de la couverture pédologique. Thèse Doct. d'Etat - Sols, 12, 430 p.
- GIRARD M.C.** (1984) Analyse spatiale de la couverture pédologique. Cartographie et cartogénèse. Livre jubilaire du cinquantenaire de l'AFES, p.153-166.

- GOULARD M.** (1986) : Communication personnelle.
- GRAS R. - MONNIER G.** (1963) : Contribution de certains éléments grossiers du sol à l'alimentation en eau des végétaux. *Science du Sol*, 1, 13-20.
- GRASER E.A. - Van BAVEL C.H.M.** (1982) : The effect of soil moisture upon soil albedo. *Agric. Meteorol.*, 27, 17-26.
- GRUIJTER J.J. de - MARSMAN B.A.** (1985) : Transect sampling for reliable information on mapping units in Proceedings of a workshop of the I.S.S.S. and the S.S.S.A. Las Vegas, USA - (30 novembre 1984) Pudoc Wageningen. 150-165.
- GUPTA S.C. - LARSON W.E.** (1979) : Estimating soil water retention characteristics from particle size distribution, organic matter content and Bulk density. *Water Resour. Res.*, 15, (6) 1633-1635.
- HALL D.G.M. - REEVE M.J. - THOMASSON A.J. - WRIGHT V.F.** (1977) : Water retention, porosity and density of field soils. *Soil Survey Technical monograph n°9 - HARPENDEN (Grande Bretagne)*, 76 p.
- HENDERSON R. - RAGG J.M.** (1980) : A reappraisal of soil mapping in an area of southern Scotland. Part. II The usefulness of some morphological properties and of a discriminant analysis in distinguishing between. The dominant taxa of four mapping units. *J. Soil Sci.*, 31, 573-580.
- HENDRICKX J.M.H. - NIEBER J.L.** (1985) : Effect of tensiometer cup size on soil water tension variability. *Agr. Abstr. meeting Chicago, USA*.
- HENDRICKX J.M.H. - WIERENGA P.J. - NASH M.S. - NIELSEN D.R.** (1986) : Boundary location from texture, soil moisture, and infiltration data. in press.
- HENIN S. - GRAS R. - MONNIER G.** (1969) : Le profil cultural - Masson et Cie - 332 p.
- HENIN S.** (1976) : Cours de Physique du sol. I- Texture - Structure - Aération. ORSTOM-Editest, 150 p.
- HENIN S.** (1977) : Cours de Physique du sol. II- L'eau et le sol - Les propriétés mécaniques - La chaleur et le sol. ORSTOM-Editest, 221 p.
- HILLEL D.** (1974) : L'eau et le sol. Principes et processus physiques. Edition Vander, 288 p.
- HOROWITZ - HILLEL D.** (1983) : A critique of some recent attempt to characterize spatial variability. *Soil. Sci. Soc. Am. J.*, 47, 614-615.
- HUMBEL F.X.** (1984) : L'analyse structurale des couvertures de sol. Une base pour la cartographie des sols en Guyane. Livre jubilaire cinquanteaire AFES, p.181-191.
- INTYRE Mc D.S. - TANNER C.B.** (1959) : Anormally distributed soil physical measurements and non parametric statistics. *Soil Sci.*, 88, 133-137.
- JACKSON R.D.** (1972) : On the calculation of hydraulic conductivity. *Soil Sci. Soc. Am. Proc.*, 36 (2), 380-382.

- JAILLARD B.** (1980) : Fonctionnement hydrique d'un sol carbonaté. Incidence sur la chlorose ferrique. Thèse de 3ème cycle - USTL Montpellier, 132 p.
- JAILLARD B.** (1984) : Mise en évidence de la néogenèse de sables calcaires sous l'influence des racines : Incidence sur la granulométrie du sol. *Agronomie*, 4 (1), 91-100.
- JAMAGNE M.** (1979) : La cartographie des sols in *Pédologie*; 2 constituants et propriétés du sol. Masson et Cie, pp.419-439.
- JOURNEL A.G. - HUIGBREGTS Ch.J.** (1978) : *Mining geostatistics*. Academic Press. New York. 600 p.
- KING D.** (1984) : Analyse de quelques concepts en cartographie des sols, basée sur une automatisation des cartes thématiques dérivées. *Agronomie*, 4(5), 461-472.
- KLUTE A. -- WILKINSON G.E.** (1958) : Some tests of the similar media concept of capillary flow. I Reduced capillary conductivity and moisture characteristic data. *Soil Sci. Soc. Am. Proc.*, 22, 278-280.
- KUILENBURG van J. - GRUIJTER de J.J. - MARSMA B.A. - BOUMA J.** (1982) : Accuracy of spatial interpolation between point data on soil moisture supply capacity, compared with estimates from mapping units. *Geoderma* 27 (311-325).
- LABYE Y.** (1960) : Etude statistique du coefficient k_z de filtration verticale dans une zone pédologiquement homogène. Société hydrotechnique de France. VI^è Journées de l'hydraulique (Nancy, 1960). Question II, rapport n° 15., 1-5.
- LEGROS J.P.** (1978) : Recherche et contrôle numérique de la précision en cartographie pédologique. I. Précision dans la délimitation des sols. *Ann. Agron.* 29(5), (499-519).
- LOBERT A. - CORMARY Y.** (1964) : Variabilité des mesures de caractéristiques hydrodynamiques. *Cah. ORSTOM, sér. Pédologie*, II (2), 23-49.
- LUXMOORE R.J. - SPALDING B.P. - MUNRO I.M.** (1981) : Areal variation and chemical modification of weathered shale infiltration characteristics. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 45, 687-691.
- MAGNAN J.P. - BAGHERY S.** (1982) : Statistiques et probabilités en mécanique des sols. Etat des connaissances. Rapport de recherche - Laboratoire central des Ponts et Chaussées - n° 109, 189 p.
- MANDELBROT B.B.** (1977) : *Fractals, form, chance and dimension*. London : Freeman.
- MARTIN D.** (1976) : Analyse multivariable de données analytiques de sols ferrallitiques du Centre Cameroun. *Cah. ORSTOM, sér. Pédol.*, XIV (1), 3-11.
- MASON D.D. - LUTZ J.F. - PETERSEN R.G.** (1957) : Hydraulic conductivity as related to certain soil properties in a number of great soil groups - sampling error involved. *Soil. Sci. Soc. Am. Proc.*, 21, 554-560.

- MATHERON G.** (1965) : Les variables régionalisées et leur estimation. Paris - MASSON. 305 p.
- MEYER M.** (1984) : Applications de la sismique-réflexion à la prospection pédologique des sols et des formations superficielles. Thèse Docteur-Ingénieur en Agronomie - Option Science et du Sol et Bioclimat. ENSA-Montpellier. 166 p.
- MILLER E.E. - MILLER R.D.** (1955a) : Theory of capillary flow. I Practical implications. Soil Sci. Soc. Am. Proc., 19, I, 267-271.
- MILLER E.E. - MILLER R.D.** (1955b) : Theory of capillary flow. II Experimental information. Soil Sci. Soc. Am. Proc., 19, II, 271-275.
- MONNIER G. - STENGEL P. - FIES J.C.** (1973) : Une méthode de mesure de la densité apparente de petits agglomérats terreux. Application à l'analyse des systèmes de porosité du sol. Ann. Agro., 24 (5), 533-545.
- MONNIER G.** (1982) : Exposé introductif du colloque : variabilité spatiale des processus de transfert dans les sols. Ed. INRA Publ. : les colloques de l'INRA n° 15, p.7-8.
- MONTEITH J.L.** (1973) : Principles of environmental physics. Editions Edward Arnold-London, 241 p.
- MUJALEM Y.** (1976) : A new model for predicting the hydraulic conductivity of unsaturated porous media. Water Resour. Res., 12 (3), 513-522.
- NIELSEN D.R. - BIGGAR J.W. - ERH T.** (1973) : Spatial variability of field measured soil water properties. Hilgardia, 42 (7), 215-259.
- NORRIS J.M. - LOVEDAY J.** (1971) : The application of multivariate analysis to soil studies. II The allocation of soil profiles to established groups : a comparison of soil survey and computer method. J. Soil Sci., 22 (4), 395-400.
- OORT van F.** (1980) : Verandering van de poriensamenstelling bij de zwel van een drietal gronden van verschillende ouderdom. Invloed van de monstergrootte op de zwel, nitgaande van luchtdroge toestand. Mémoire de fin d'études, Université de Wageningen (Pays-Bas), 70 p.
- OORT van F.** (1984) : Geometrie de l'espace poral, comportement hydrique et pédogenèse. Application à des sols sous prairie et alpage, issus de l'altération des calcschistes sédimentaires en moyenne et haute montagne, Alpes du Nord (Beaufortin). Thèse de Doct. Ing. INA Paris-Grignon, 281 p.
- OYAMA M. - TAKEHARA H.** (1967) : Revised standard soil color charts.
- PEARCE S.C.** (1978) : Introduction à la statistique en biologie. Traduction de J.P. DOAZAN. Ed. S.E.I. - C.N.R.A. Versailles.
- PECK A.J. - LUXMOORE R.J. - STOLZY S.L.** (1977) : Effects of spatial variability of soil hydraulic properties in water budget modeling. Water Resour. Res., 13 (2), 348-354.
- PECK A.J.** (1983) : Field variability of Soil Physical Properties. Avances in Irrigation, 2, 189-221.

- RAMBAL S.** (1978) : Analyse en composantes principales des variations du stock d'eau du sol. Bull. Groupe Français d'humidimétrie neutronique, 3, 74-81.
- RAO C.R.** (1973) : Linear statistical inference and its applications. 625 p. John Wiley and Sons - New York.
- RAO P.V. - RAO P.S.C. - DAVIDSON J.M. et HAMMOND L.C.** (1979) : Use of Goodness of fit tests for characterizing the spatial variability of soil properties. Soil Sci. Soc. Am. J., 43, 274-278.
- RAWLS W.J. - BRAKENSIEK D.L.** (1982) : Estimating soil water retention from soil properties. J. Irrig & Drainage Div. ASCE 108 (IR2), 166-171.
- RAWLS W.J. - BRAKENSIEK D.L. - SAXTON K.E.** (1982) : Estimation of soil water properties. Trans. ASAE, 25, 1316-1320.
- RICHARDS L.A.** (1941) : A pressure-membrane extraction apparatus for soil solution. Soil Sci., 51, 377-286.
- ROGOWSKI A.J.** (1972) : Watershed physics : soil variability criteria. Water Resour. Res., 8, 1015-1023.
- RUSSO D.** (1983) : A geostatistical approach to the trickle irrigation design in heterogeneous soil. I Theory. Water Resour. Res., 19 (3), 632-643.
- RUSSO D. - BRESLER E.** (1980) : Scaling soil hydraulic properties of a heterogeneous field. Soil Sci. Soc. Am. J., 44 (4), 681-684.
- RUSSO D. - BRESLER E.** (1981a) : Effect of field variability of soil hydraulic properties on solutions of unsaturated water and salt flows. Soil Sc. Soc. Am. J., 45, 675-681.
- RUSSO D. - BRESLER E.** (1981b) : Soil hydraulic properties as stochastic processes. I An analysis of field spatial variability. Soil Sc. Soc. Am. J., 45, 682-687.
- RUSSO D. - BRESLER E.** (1982) : Soil hydraulic properties as stochastic processes : II Errors of estimates in a heterogeneous field. Soil Sci. So. Am. J., 46, 20-26.
- SALTER P.J. - BERRY G. - WILLIAMS J.B.** (1966) : The influence of texture on the moisture characteristics of soils. II Quantitative relationships between particle size, composition and available water capacity. J. Soil Sci., 17, 93-98.
- SERVAT E. - DUPUIS M.** (1984) : Applications de la pédologie en France. In Livre jubilaire du cinquantenaire de l'A.F.E.S., p.335-346.
- S.E.S.** (1982) : Sol, Paysages, Aménagements. Public. Service d'Etude des Sols - INRA - Montpellier n° 175, 173 pages.
- SCHOFIELD R.K.** (1935) : The PF of the water in soil. Trans. 3 rd Int. Cong. Soil Sci.(2), 37-48.

SHARMA M.L. - LUXMOORE R.J. (1979) : Soil spatial variability and its consequences on simulated water balance. *Water Resour. Res.*, 15 (6), 1567-1573.

SHARMA M.L. - GANDER G.A. - HUNT C.G. : (1980) : Spatial variability of infiltration in a watershed. *J. of hydrol.*, 45, 101-122.

SIMMONS C.S. - NIELSEN D.R. - BIGGAR J.W. (1979) : Scaling of field measured soil water properties. 1. Methodology 2. Hydraulic conductivity and flux. *Hilgardia*, 47, 77-174.

SISSON J.B. - WIERENGA P.J. (1981) : Spatial variability of steady-state infiltration rates as a stochastic process. *Soil Sc.Soc.Am. J.* 45, 1040-1048.

SNEDECOR G.W. - COCHRAN W.G. (1971) : Méthodes statistiques. Ed. Association de coordination technique agricole, Paris 12^e, 649 p.

STAKMAN W.P. - VALK G.A. et Van der HARST G. (1969) : Détermination of soil moisture, retention curves. Sand box apparatus. Range pF 0 to 2.7. Ed. Eijkelpamp. Giesbeek : 20 p.

VAUCLIN M. (1982) : Méthodes d'étude de la variabilité spatiale des propriétés d'un sol. Ed. INRA, Publ. : les colloques de l'INRA n° 15, 9-43.

VAUCLIN M. - VIEIRA S.R. - VACHAUD G. - NIELSEN D.R. (1983a) : The use of Cokriging with limited field soil observations. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 47 (2), 175-184.

VAUCLIN M. - IMBERNON J. - VACHAUD G. - DANCETTE C. (1983b) : Description expérimentale et modélisation stochastique des transferts par la mise en échelle des propriétés hydrodynamiques des sols. Actes du colloque I.A.E.A. Aix-en-Provence (France), 18-22 avril 1983.

VIEIRA S.R. - NIELSEN D.R. - BIGGAR J.W. (1981) : Spatial variability of field measured infiltration rate. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 45, 1040-1042.

VIEIRA S.R. - HATFIELD J.L. - NIELSEN D.R. - BIGGAR J.W. (1983) : Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. *Hilgardia*, 51 (3), 1-75.

WALLISER B. (1977) : Systèmes et modèles. Introduction critique à l'analyse de systèmes. Editions du Seuil. Paris, 247 p.

WARRICK A.W. - MULLEN G.J. - NIELSEN D.R. - (1977a) : Predictions of the soil water flux based upon field-measured soil-water properties. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 41, 14-19.

WARRICK A.W. - MULLEN G.J. - NIELSEN D.R. (1977b) : Scaling field-measured soil hydraulic properties using similar media concept. *Water Resour. Res.*, 13, 355-362.

WARRICK A.W. - NIELSEN D.R. (1980) : Spatial variability of soil physical properties in the field. In D. HILLEL (ed) Applications of soil physics. Academic Press, Inc. New-York p.319-344.

WEBSTER R. (1977a) : Quantitative and numerical methods in soil classification and survey. Monographs on Soil Survey. Clarendon press - Oxford, 269 pages.

WEBSTER R. (1977b) : Spectral analysis of gilgai soil. Australian j. soil res., 15 (3), 191-204.

WEBSTER R. (1985) : Quantitative spatial analysis of soil in the Field. In Advances in Soil Science, vol.3, Springer - Verlag New York Inc.

WEBSTER R. - BURROUGH P.A. (1972a) : Computer-based soil mapping of small areas sample data. I Multivariate classification and ordination. J. Soil Sci., 23 (2), 210-221.

WEBSTER R. - BURROUGH P.A. (1972b) : Computer-based soil mapping of small areas sample data. II Classification smoothing. J. Soil Sci., 23 (2), 222-234.

WEBSTER R. - BURROUGH P.A. (1974) : Multiple discriminant analysis in soil survey. J. Soil Sci., 25 (1), 120-134.

WEBSTER R. - BURGESS T.M. (1980) : Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. III Changing Drift and Universal kriging. J. Soil. Sc., 31, 505-524.

WENDLANDT W. - HECHT H. (1966) : Reflectance spectroscopy. Interscience Publishers - New-York 298 p.

WILKINSON G.E. - KLUTE A. (1959) : Some tests of the similar media concept of capillary flow. II Flow system data. Soil Sci. Soc. Am. Proc., 23, 434-437.

WIEBENGA W.A. - ELLIS W.R. - KEVI L. (1970) : Empirical relations in properties of unconsolidated quartz sands and silts pertaining to water flow. Water Resour. Res., 6 (4), 1154-1161.

YEMEL'YANOV V.A. - MASLOV V.P. - KOSTYANOV A.N.. (1981) : Variability of bulk density of soil in an irrigated field. Soviet Soil Sci.,6, 98-102.

Annexe n° 1

Analyse non linéaire de la variabilité spatiale
des propriétés hydrodynamiques ;

le facteur d'échelle

Etude bibliographique

1) **Théorie de la similitude des milieux poreux (MILLER et MILLER, 1955a et b).**

Deux milieux poreux sont qualifiés de semblables si leur géométrie interne diffère au plus d'un facteur d'échelle; c'est-à-dire qu'"à l'échelle microscopique tous les détails géométriques d'un des milieux peuvent être multipliés par une constante pour obtenir les détails géométriques du deuxième milieu" (KLUTE et WILKINSON, 1958).

Si l'on considère un ensemble de milieux poreux, semblables entre eux, il est possible de définir pour chacun, une longueur caractéristique λ_i et un facteur d'échelle α_i tels que $\alpha_i = \lambda_m / \lambda_i$ avec λ_m la longueur caractéristique du milieu de référence.

En introduisant λ_i dans l'équation de tension superficielle et dans les équations de NAVIER-STOKES, représentatives de l'écoulement au niveau microscopique, puis en transposant par analogie au niveau macroscopique les résultats obtenus, on définit les relations suivantes:

$$h_m(\theta) = \alpha_i \cdot h_i(\theta) \quad \forall \theta \quad (1)$$

$$k_m(\theta) = k_i(\theta) / \alpha_i^2 \quad \forall \theta \quad (2)$$

h_i est la pression hydraulique au point i

k_i le coefficient de conductivité hydraulique issu de la loi de Darcy généralisée.

h_m et k_m représentent, quant à eux, les **variables réduites** en fonction desquelles peuvent être exprimées les pressions h_i et conductivités k_i , respectivement de tout point i grâce au facteur d'échelle

Ces deux relations (1) et (2) nous amènent à définir la notion d'états semblables :

"Deux milieux sont dans un état semblable si leurs pressions réduites h_m sont les mêmes".

On en déduit que des états semblables sont caractérisés par une teneur volumique en eau identique, celle-ci étant déjà un paramètre adimensionnel.

De surcroît (1) et (2) impliquent que les porosités en tous milieux semblables soient invariantes.

On peut généraliser les relations précédentes à d'autres propriétés hydrodynamiques X en posant :

$$\alpha_i^p \cdot X_i = X_m \quad (3)$$

l'exposant p dépend de la propriété hydrodynamique étudiée.

p = 1 pour la pression hydraulique
p = -2 pour la conductivité
p = -1 pour la diffusivité

En définitive, dans le cas de sols obéissant à ce concept de similitude, il est possible de ramener l'analyse de la variabilité spatiale des propriétés hydrodynamiques à celle d'un seul paramètre, à savoir le facteur d'échelle α .

2) Application au milieu poreux-sol.

Un certain nombre d'auteurs ont examiné le domaine de validité du concept des milieux semblables. Ainsi KLUTE et WILKINSON (1958), WILKINSON et KLUTE (1959) et ELRICK et al (1959) ont montré que la mise en facteur d'échelle était possible dans le cas de sables et limons grossiers non structurés, mais que la présence de colloïdes mettait en défaut la théorie. Cela conduit donc à penser que les sols "réels" ne pourront pas satisfaire au concept présenté ci-dessus.

Dans un but d'application, il est cependant intéressant d'utiliser cette méthode, dans la mesure où elle permet une caractérisation mathématique et synthétique de la variabilité spatiale des propriétés hydrodynamiques. Les résultats seront cependant assez grossiers et dépendront de l'hétérogénéité initiale des sols analysés.

Nous allons exposer à présent la procédure de mise en facteur d'échelle, décrite par WARRICK et al (1977) et utilisée depuis dans de nombreuses études (SIMMONS et al, 1979); RUSSO et BRESLER (1980); VAUCLIN (1982). Ces auteurs utilisent le degré de saturation $S = \theta / P_T$ (θ est la teneur en eau et P_T la teneur en eau à saturation) afin d'éliminer les problèmes relatifs aux variations de porosité, que l'on rencontre obligatoirement si l'on compare des milieux non strictement semblables entre eux.

On a donc :

$$h_m(S) = \alpha_i h_i(S) \quad \forall \theta \quad (4)$$

$$k_m(S) = k_i(S) / \alpha_i^2 \quad \forall \theta \quad (5)$$

d'autre part si on pose la condition :

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \alpha_i = 1 \quad \text{avec } n \text{ le nombre de sites}$$

on obtient des expressions de k_m et h_m différentes des moyennes arithmétiques et géométriques couramment utilisées.

$$\frac{1}{h_m(S)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{h_i(S)} \quad \forall S \quad (6)$$

$$(k_m(S))^{1/2} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (k_i(S))^{1/2} \quad \forall S \quad (7)$$

Un critère de choix des α_i est de minimiser la somme des carrés :

$$M = \sum_{i=1}^n \sum_{r=1}^{r_i} (h_m(S_r) - \alpha_i h_i(S_r))^2$$

avec $h_m(S)$ calculé d'après la relation (6)

S degré de saturation

r_i nombre de points connus sur la courbe $h_i(S)$

A l'exception d'erreurs expérimentales M devrait être égal à 0 si les milieux étaient semblables.

La même procédure peut être réitérée avec la conductivité hydraulique $k(S)$.

Il faut cependant remarquer que les relations (4) et (5) imposent aux $h_i(S)$ et $k_i(S)$ respectivement d'avoir la même forme, puisque α_i est constant en un même site et est indépendant du degré de saturation.

Aussi, pour obtenir un résultat cohérent, il est nécessaire de choisir à priori un modèle $h(S)$ ou un modèle $k(S)$. L'impact de ce choix est important car il influe également sur la qualité du résultat. Cette dernière est jugée généralement par la comparaison graphique de la courbe $h_m(S)$ ou $k_m(S)$ et des courbes réduites $\alpha_i h_i(S)$ et $k_i(S)/\alpha_i^2$ respectivement (voir figure n° 1).

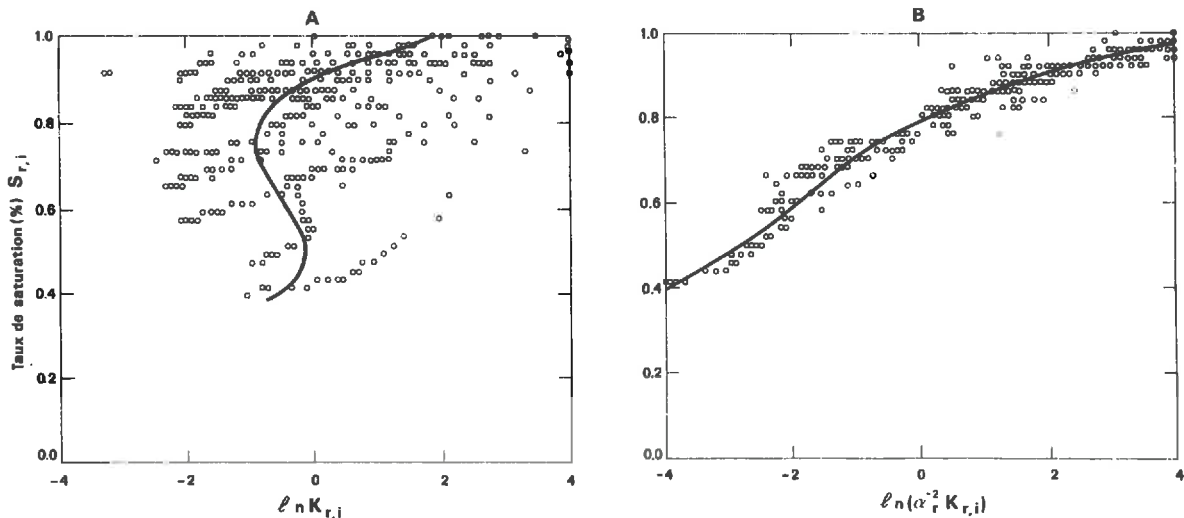


Figure 1 : Exemple de réduction de la variabilité de $k(s)$ par la méthode du facteur d'échelle d'après WARRICK et al (1977b)

En principe si l'hypothèse de similitude était réalisée on devrait avoir égalité en un même site entre les α_i déterminés à partir de la relation saturation-pression et ceux déterminés à partir de la relation conductivité-saturation. Aussi, la plupart des auteurs, effectuent les deux démarches puis cherchent la pente de la régression linéaire entre les $\alpha_{i,h}$ et les $\alpha_{i,k}$.

La littérature nous donne l'éventail de résultats suivant :

	Pente de la régression	Coefficient de corrélation
WARRICK et al (1977)	1	0,91
SIMMONS et al (1979)	1,04	0,97
RUSSO et BRESLER (1982)	1,06	0,93
VAUCLIN (1982)	0,97	0,92

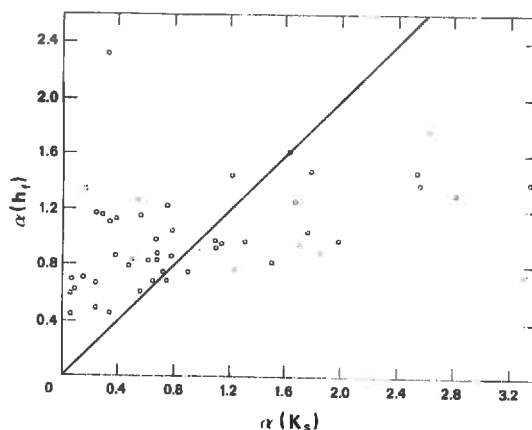


Figure 2 : Exemple d'écart à l'hypothèse de milieux semblables d'après AHUJA et al (1984).

Les coefficients de corrélation obtenus par ces auteurs confirment l'existence de la liaison entre les $\alpha_{i,h}$ et les $\alpha_{i,k}$. Mais comme le soulignent et le montrent AHUJA et al (1984) (voir fig.2) la pente de la régression linéaire s'écarte parfois nettement de l'unité. Le concept théorique du facteur d'échelle est donc remis en cause et la méthode devient alors une simple technique de synthèse de la variabilité spatiale des propriétés hydrodynamiques. Il est alors possible de prédire cette dernière par la seule connaissance de la variabilité du facteur d'échelle α . Celui-ci pourra d'ailleurs être corrélé à des variables simples comme la texture (VAUCLIN, 1982).

Annexe n° 2

Résultats des tests de validation croisée
des modèles structuraux adoptés
pour chaque variable régionalisée

	Modèle structural ajusté manuellement				Modèle structural ajusté automatiquement			
	N/No	$\overline{(Z_r - Z_e)}$	$\frac{\overline{(Z_r - Z_e)^2}}{\sigma_e}$	$V(Z_r - Z_e)$	N/No	$\overline{(Z_r - Z_e)}$	$\frac{\overline{(Z_r - Z_e)^2}}{\sigma_e}$	$V(Z_r - Z_e)$
Arg	102/101	- 0,004 - 0,004	0,91 0,90	3,9	102/101	- 0,02	0,99 0,97	4,2
Lf	102/100	0,03	1,31 1,13	4,9	102/91	- 0,02	2,20 1,37	4,9
F3	102/100	0,013 - 0,008	1,0 0,95	0,16 0,16	102/99	0,007 - 0,003	1,19 1,09	0,16 0,15
F4	102/102	0,04 0,04	0,83 0,91	0,31 0,34	102/96	0,01 0,02	1,4 1,02	0,23 0,21
F5	102/98	0,01 0,06	1,32 1,03	0,47 0,38	102/93	0,02 0,07	2,13 1,21	0,44 0,29
F6	102/100	0,03 0,03	0,89 0,72	1,29 1,09	102/96	0,04 0,01	2,71 1,05	1,21 0,91
Ln(F7)	102/101	- 0,01 0,008	1,21 1,15	0,42 0,45	102/99	0,006 0,02	1,14 1,04	0,47 0,38
P _s	102/101	- 0,001 - 0,003	1,06 1,09	0,006 0,006	102/101	- 0,0008 - 0,003	1,17 1,21	0,006 0,006
Cr	98/94	- 0,1 - 0,08	1,38 1,22	13,9 12,0	98/95	0,02 - 0,08	1,28 1,15	13,4 11,7
W(-5kPa)	97/95	- 0,29 - 0,19	0,92 0,87	3,3 3,1	97/95	- 0,29 - 0,19	0,94 0,89	3,3 3,1
W(-10kPa)	96/94	- 0,24 - 0,14	0,93 0,88	2,8 2,6	96/94	- 0,21 - 0,13	1,01 0,96	2,7 2,6
W(-100kPa)	93/89	- 0,02 - 0,02	1,17 0,96	1,9 1,6	93/91	- 0,05 - 0,05	1,22 1,16	1,9 1,8
W(-200kPa)	93/91	0,02 0,02	1,15 1,10	1,9 1,8	93/91	0,01 0,01	1,12 1,06	1,8 1,7
W(-1500kPa)	102/98	- 0,02 - 0,02	1,02 0,76	0,28 0,20	102/97	- 0,008 0,013	1,6 1,1	0,20 0,17
Ln(ks)	101/101	- 0,17 - 0,17	1,0 1,0	2,58 2,58	101/101	- 0,15 - 0,15	0,92 0,92	2,47 2,47
Wc	63/62	0,012 - 0,036	0,92 0,90	1,07 1,05	63/62	0,02 - 0,03	0,80 0,78	1,19 1,15

Tableau n° 1 : Variables régionalisées mesurées dans l'horizon centré à 30 cm de profondeur

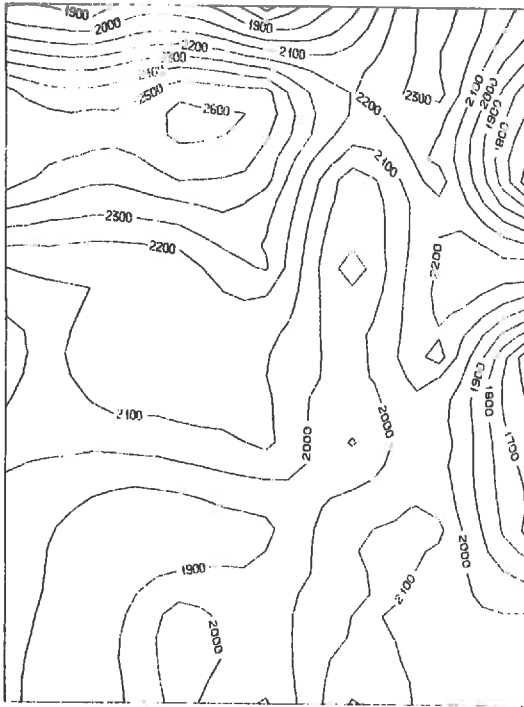
	Modèle structural ajusté manuellement.				Modèle structural ajusté automatiquement.			
	N/No	$\overline{Zr-Ze}$	$\frac{\overline{(Zr-Ze)^2}}{\sigma_e}$	V(Zr-Ze)	N/No	$\overline{Zr-Ze}$	$\frac{\overline{(Zr-Ze)^2}}{\sigma_e}$	V(Zr-Ze)
Arg	90/89	- 0,05 - 0,009	1,10 1,13	2,84 2,98	90/90	- 0,069 - 0,069	0,93 1,02	2,92 3,21
Lf	90/87	0,07 0,14	1,21 1,06	4,2 3,8	90/90	- 0,031 - 0,031	0,652 0,715	4,27 4,27
F3	90/89	0,0 0,016	1,08 1,12	0,26 0,26	90/90	0,03 0,03	0,77 0,85	0,30 0,33
F4	90/85	- 0,01 0,06	1,66 0,85	1,21 0,85	90/88	- 0,002 0,028	0,95 0,94	0,83 0,84
F5	90/89	0,04 0,06	0,95 0,98	0,84 0,89	90/88	0,008 0,009	0,99 0,94	0,86 0,88
F6	90/87	- 0,08 - 0,03	1,43 1,21	5,75 4,37	90/90	- 0,014 - 0,014	0,82 0,90	3,72 4,08
Ln(F7)	102/102	0,024 0,024	0,81 0,90	1,91 1,91	102/102	0,044 0,044	0,75 0,84	2,57 2,57
P _s	98/81	0,009 - 0,003	2,5 1,08	0,007 0,003	98/97	0,013 0,015	1,05 1,09	0,007 0,008
P _{as}	89/85	0,0002 -0,00004	1,50 1,24	0,0007 0,0006	89/89	0,0005 0,0005	0,75 0,82	0,0007 0,0008
Cr	95/93	0,06 - 0,25	1,07 1,05	42,8 42,9	95/94	0,6 0,4	1,03 1,07	46,5 48,4
W(-5kPa)	86/86	0,12 0,12	0,93 1,02	2,46 2,70	86/86	0,052 0,052	0,97 1,01	2,73 3,0
W(-10kPa)	86/86	0,09 0,09	0,86 0,95	2,24 2,46	86/86	0,024 0,024	0,86 0,94	2,38 2,61
W(-100kPa)	93/90	- 0,01 - 0,03	1,30 1,16	2,12 1,85	95/94	- 0,045 0,006	1,08 1,07	2,15 2,12
W(-200kPa)	97/92	- 0,01 0,006	1,42 1,12	1,56 1,19	97/93	0,0 - 0,004	1,36 1,18	1,51 1,17
W(-1500kPa)	98/97	- 0,04 - 0,02	0,66 0,65	0,59 0,60	98/95	0,044 0,021	0,82 0,66	0,65 0,54

Tableau n° 2 : Variables régionalisées mesurées dans l'horizon centré à 70 cm de profondeur

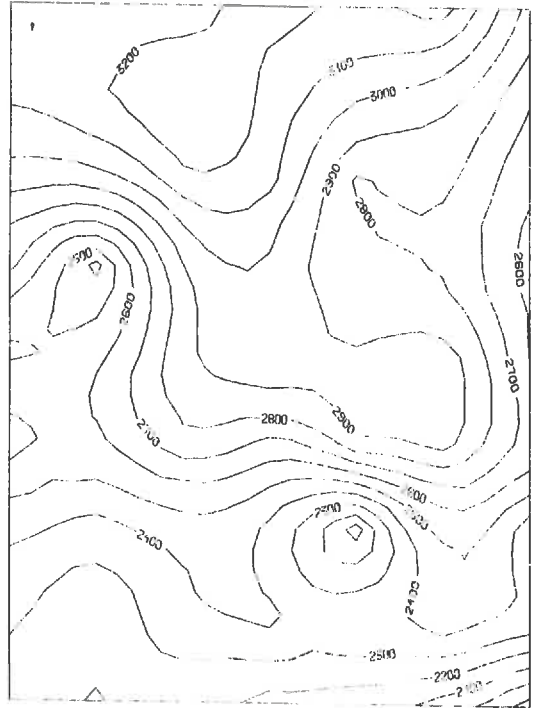
Annexe n° 3

Cartes monoparamétriques krigées de l'ensemble
des propriétés physiques
et hydrodynamiques étudiées

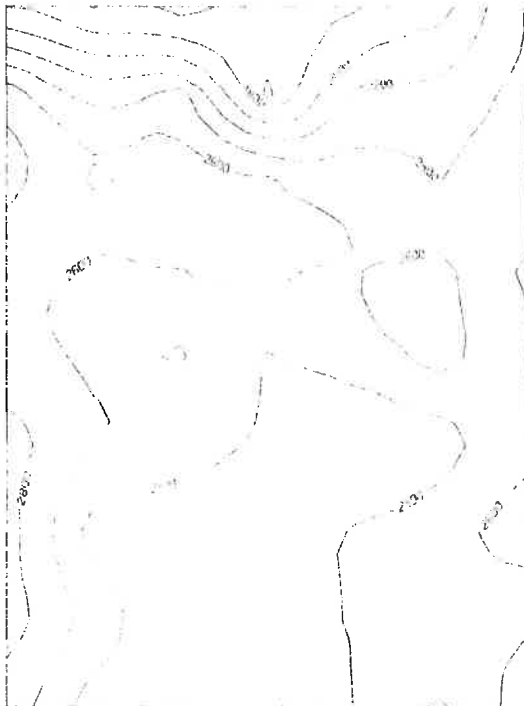
AR (10^{-4} kg/kg) à 30 cm



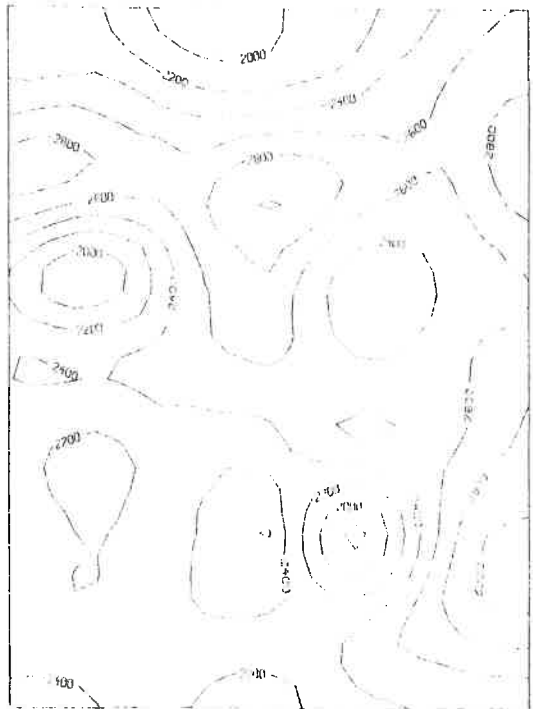
AR (10^{-4} kg/kg) à 70 cm



LF (10^{-4} kg/kg) à 30 cm



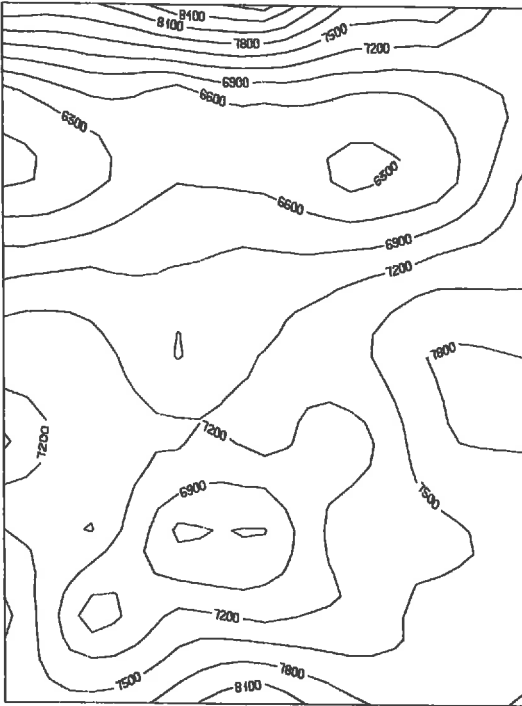
LF (10^{-4} kg/kg) à 70 cm



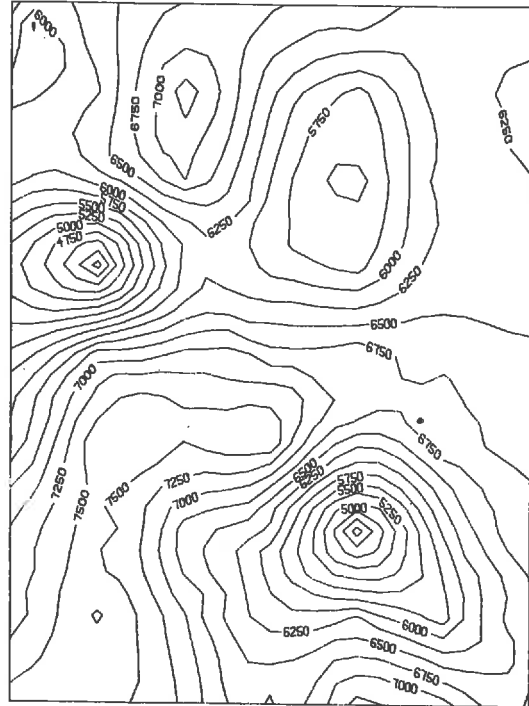
N



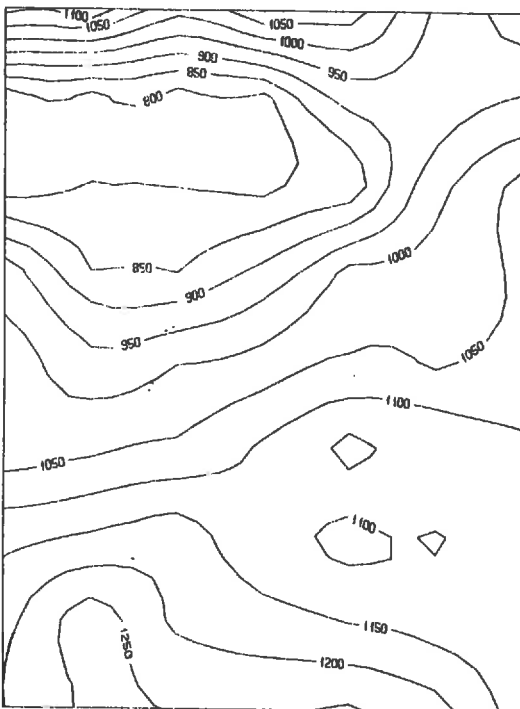
F3 (10^{-5} kg/kg) à 30 cm



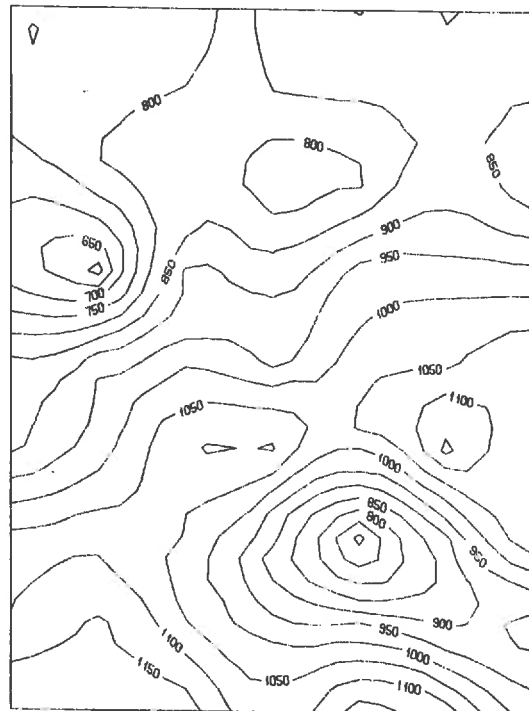
F3 (10^{-5} kg/kg) à 70 cm



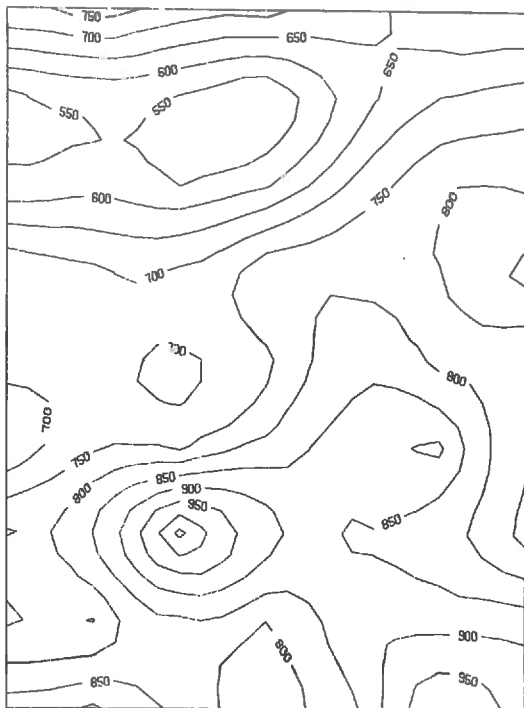
F4 (10^{-4} kg/kg) à 30 cm



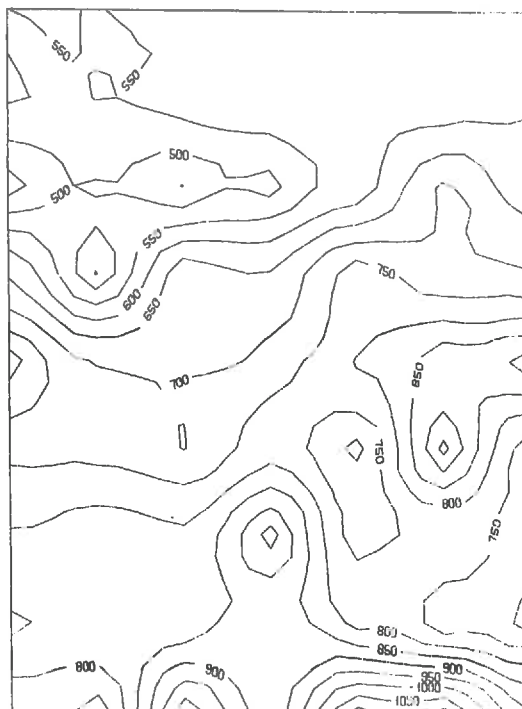
F4 (10^{-4} kg/kg) à 70 cm



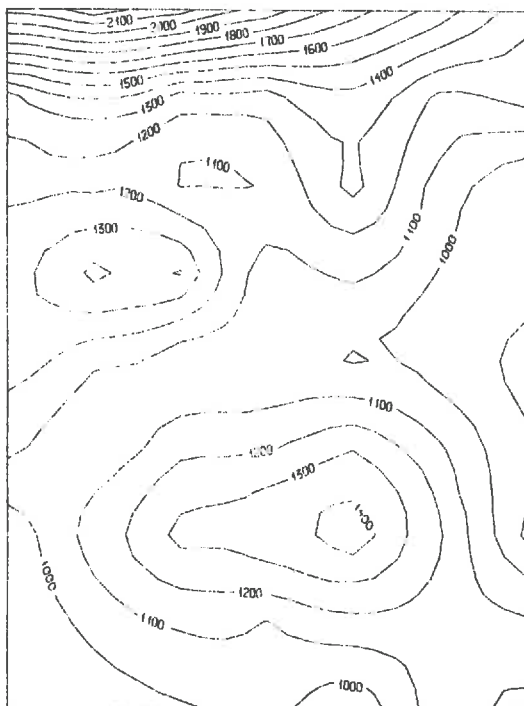
F5 (10^{-4} kg/kg) à 30 cm



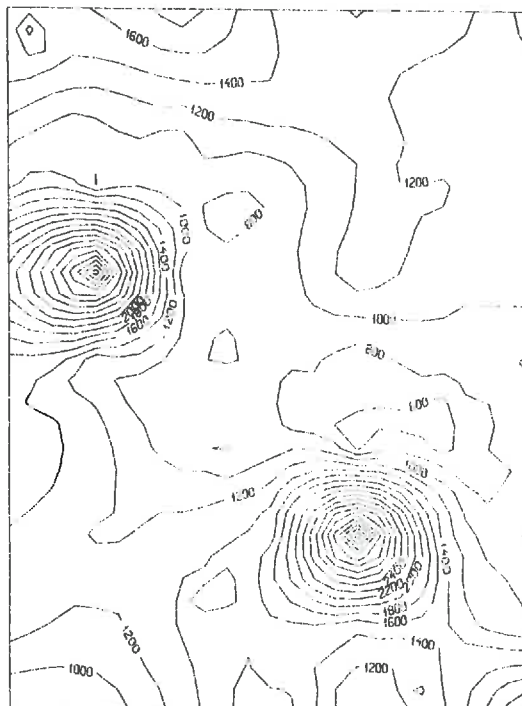
F5 (10^{-4} kg/kg) à 70 cm



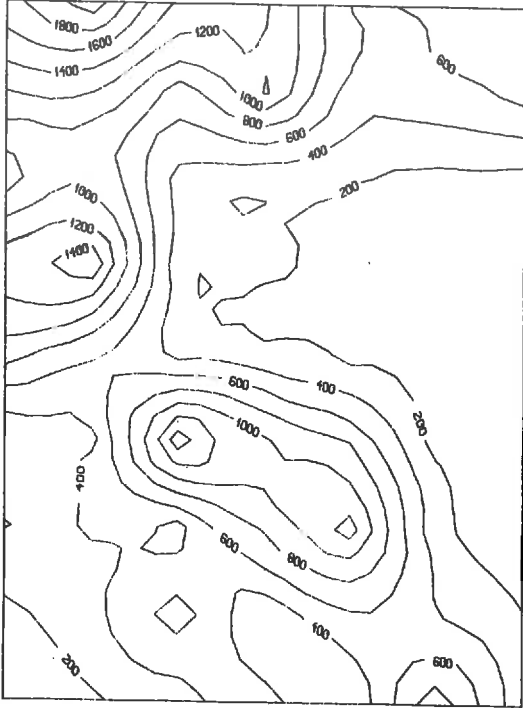
F6 (10^{-4} kg/kg) à 30 cm



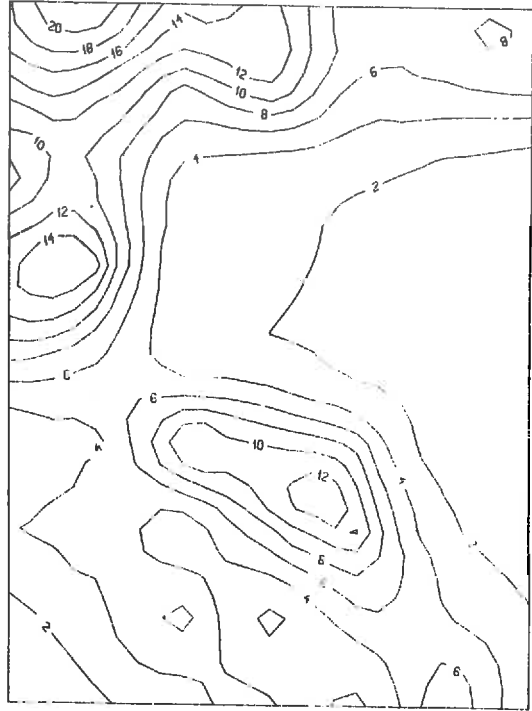
F6 (10^{-4} kg/kg) à 70 cm



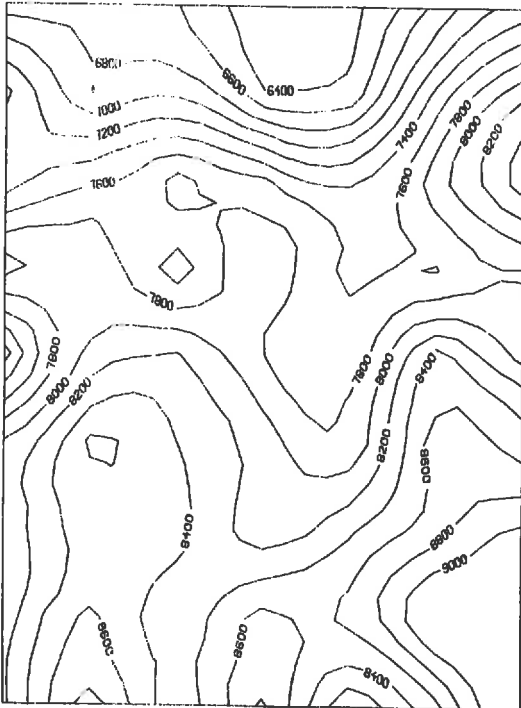
F7 (10^{-4} kg/kg) à 30 cm



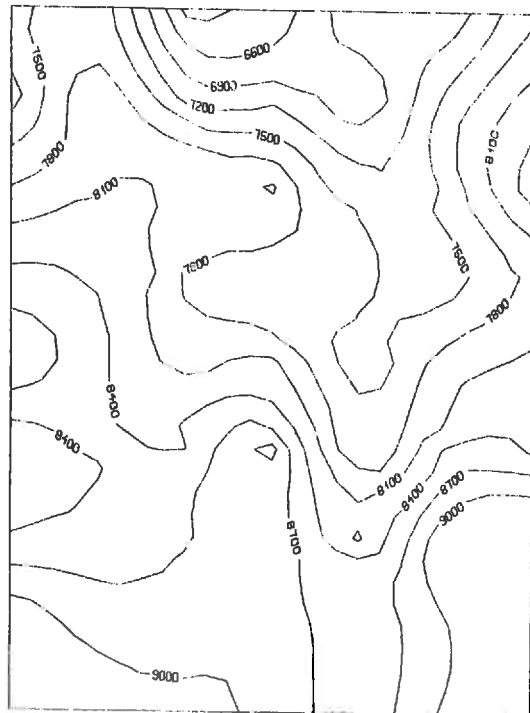
F7 (10^{-4} kg/kg) à 70 cm



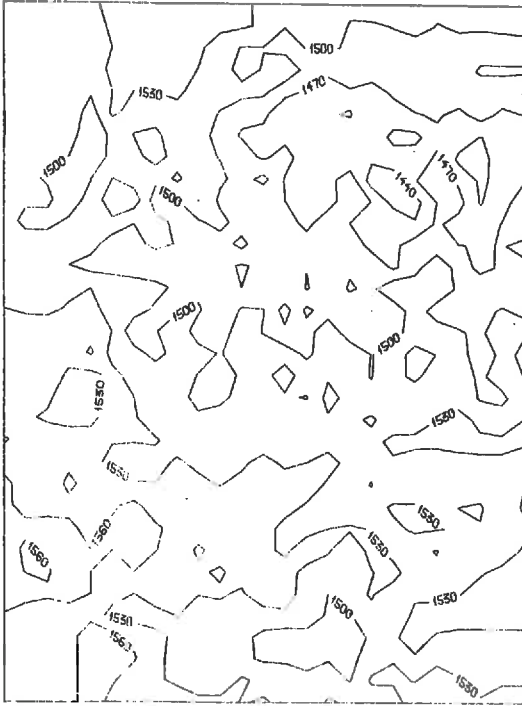
Cr (10^{-2} mV) à 30 cm



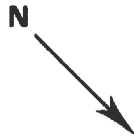
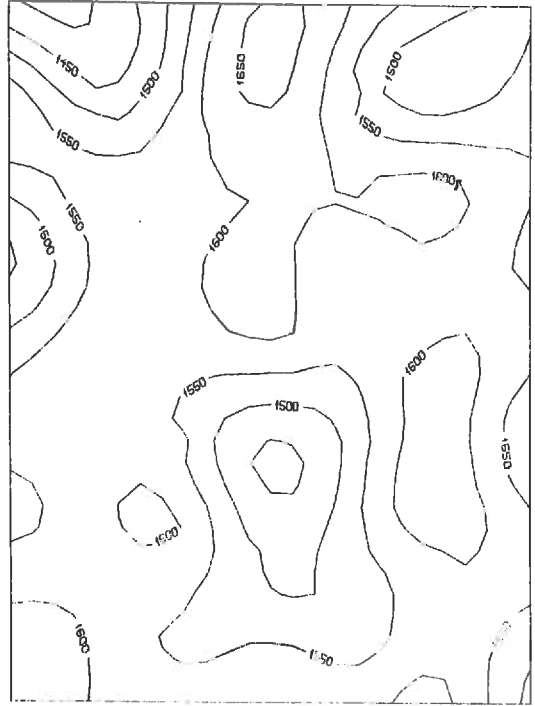
Cr (10^{-2} mV) à 70 cm



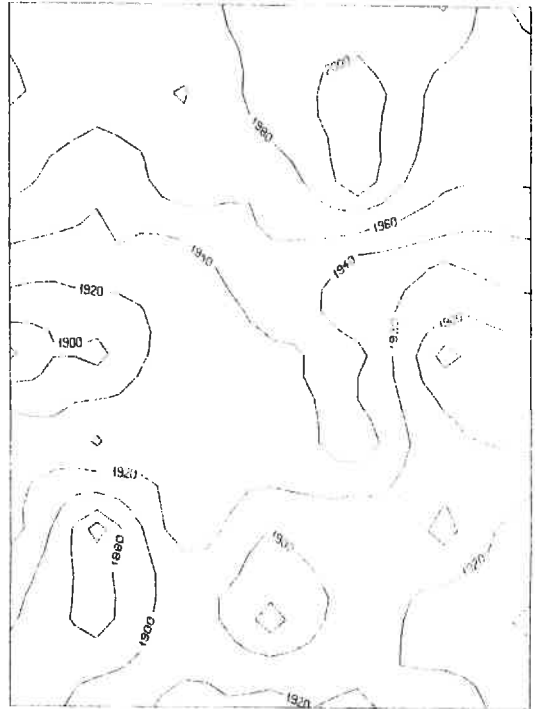
$\rho_s (10^{-3} \text{ Mg/m}^3)$ à 30 cm



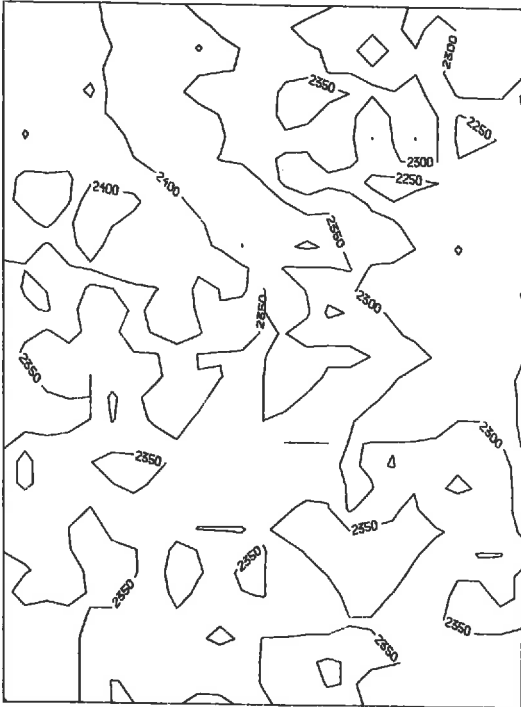
$\rho_s (10^{-3} \text{ Mg/m}^3)$ à 70 cm



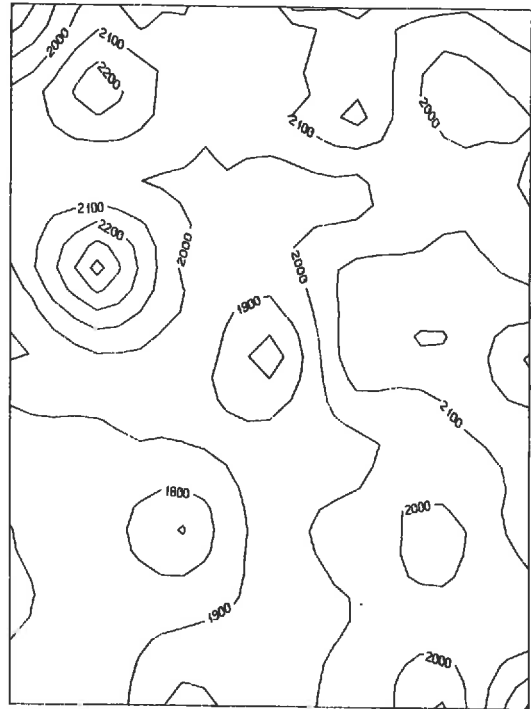
$\rho_{as} (10^{-3} \text{ Mg/m}^3)$ à 70 cm



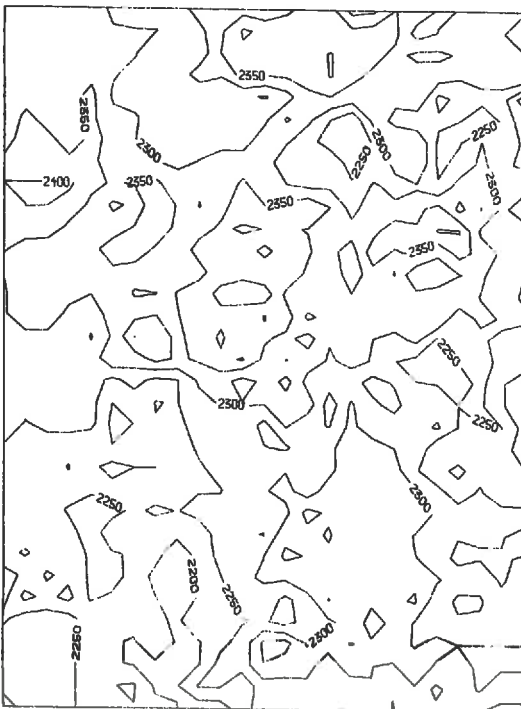
W à -5 kPa (10^{-4} kg/kg) à 30 cm



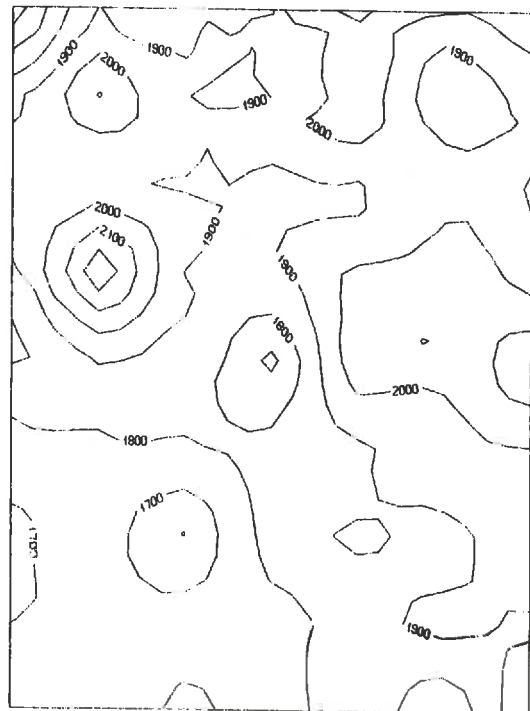
W à -5 kPa (10^{-4} kg/kg) à 70 cm



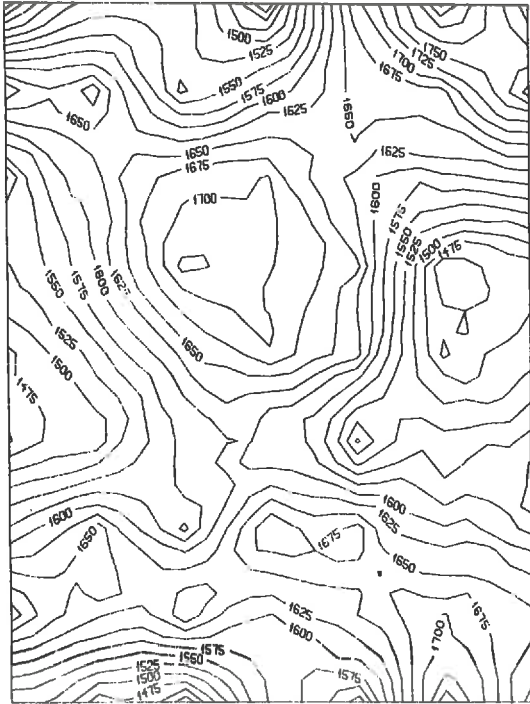
W à -10 kPa (10^{-4} kg/kg) à 30 cm



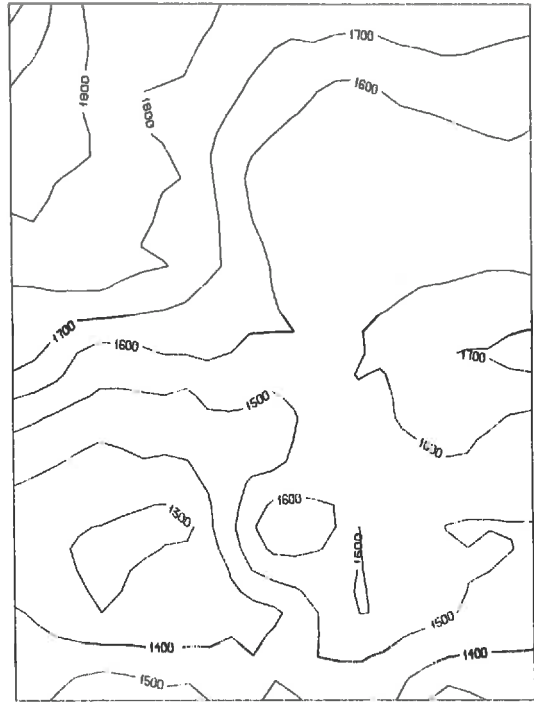
W à -10 kPa (10^{-4} kg/kg) à 70 cm



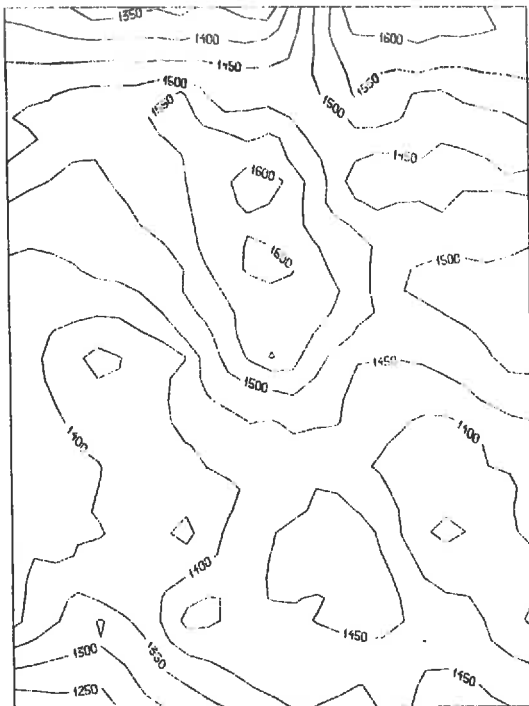
W à -100 kPa (10^{-4} kg/kg) à 30 cm



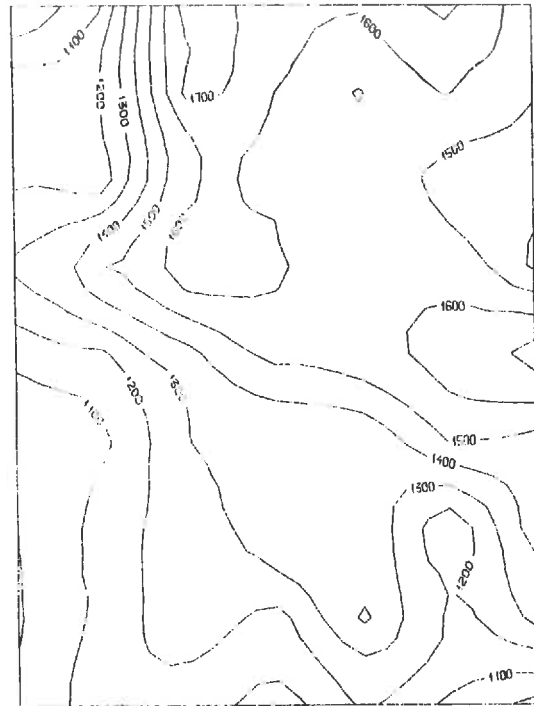
W à -100 kPa (10^{-4} kg/kg) à 70 cm



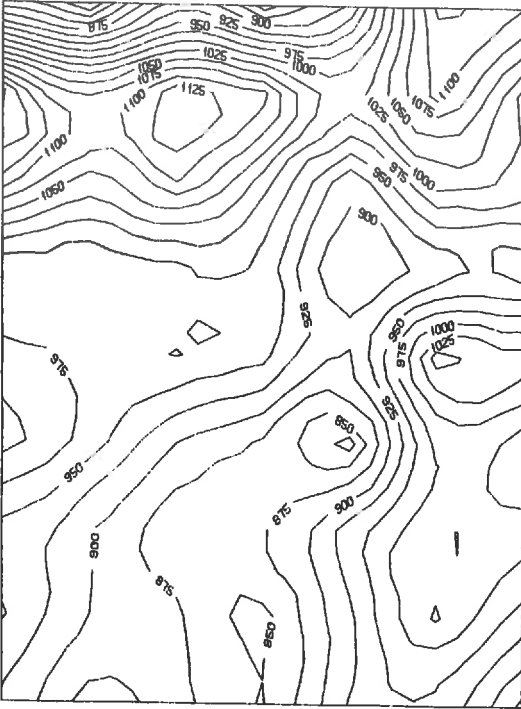
W à -200 kPa (10^{-4} kg/kg) à 30 cm



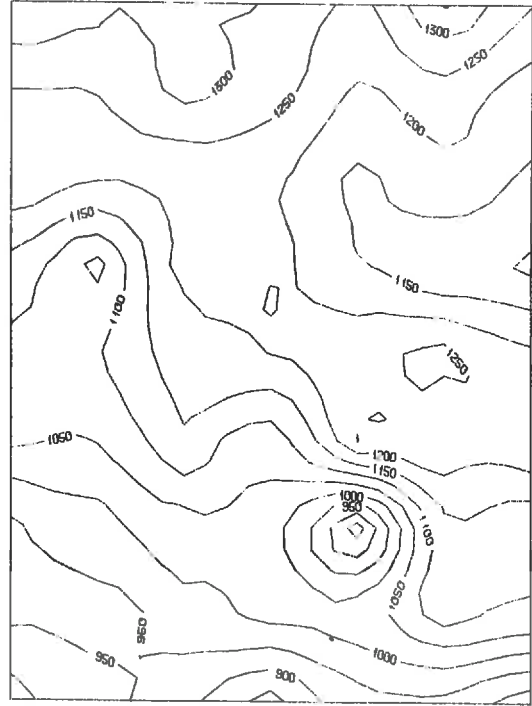
W à -200 kPa (10^{-4} kg/kg) à 70 cm



W à -1500 kPA (10^{-4} kg/kg) à 30 cm



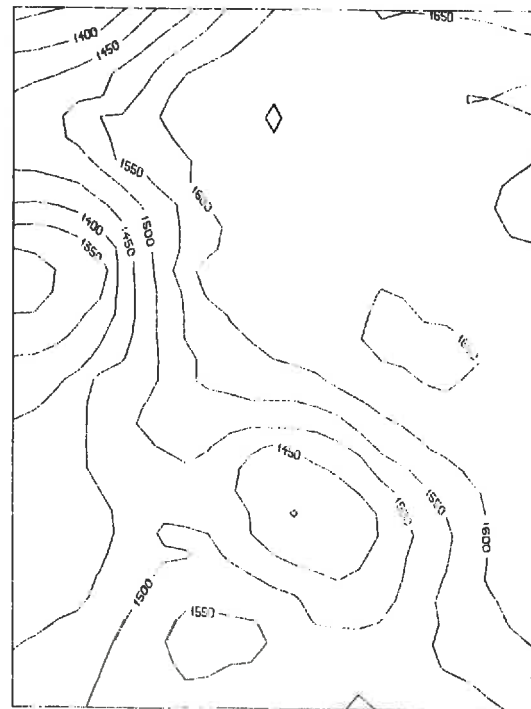
W à -1500 kPa (10^{-4} kg/kg) à 70 cm



Wc (10^{-4} kg/kg) à 50 cm



k_s (10^{-7} m/s) à 30 cm



Annexe n° 4

Résultats de l'analyse de corrélation linéaire
entre paramètres de constitution et
entre paramètres hydrodynamiques

	AR	LF	F3	F4	F5	F6	F7	Cr	ρ_s
AR	1,0	0,27	-0,42	-0,63	-0,56	-0,34	-0,13	-0,19	-0,19
LF		1,0	-0,38	-0,15	-0,05	-0,68	-0,44	0,40	-0,08
F3			1,0	0,61	0,37	0,23	0,07	0,12	0,22
F4				1,0	0,76	-0,11	-0,16	0,52	0,30
F5					1,0	-0,11	-0,21	0,55	0,27
F6						1,0	0,70	-0,57	0,11
F7							1,0	-0,43	0,08
Cr								1,0	-0,03
ρ_s									1,0

Tableau n° 1 : Matrice des coefficients de corrélation entre paramètres de constitution à la profondeur de 30 cm

	AR	LF	F3	F4	F5	F6	F7	Cr	ρ_s	ρ_{as}
AR	1,0	0,06	-0,25	-0,57	-0,69	-0,32	-0,08	-0,71	0,10	0,56
LF		1,0	-0,36	-0,28	-0,29	-0,50	-0,14	0,26	-0,11	0,07
F3			1,0	0,64	0,29	-0,25	-0,18	0,26	0,03	-0,35
F4				1,0	0,74	-0,23	-0,23	0,44	0,07	-0,59
F5					1,0	0,18	0,05	0,46	0,05	-0,66
F6						1,0	0,40	0,01	-0,12	0,02
F7							1,0	-0,31	-0,53	-0,10
Cr								1,0	0,20	-0,59
ρ_s									1,0	-0,02
ρ_{as}										1,0

Tableau n° 2 : Matrice de coefficients de corrélation entre paramètres de constitution à la profondeur de 70 cm

	W(-5kPa)	W(-10kPa)	W(-100kPa)	W(-200kPa)	W(-1500kPa)	LKs	Wc
W(-5kPa)	1,0	0,97	0,21	0,07	0,01	-0,13	-0,21
W(-10kPa)		1,0	0,24	0,12	0,00	-0,10	-0,23
W(-100kPa)			1,0	0,49	0,30	0,00	0,11
W(-200kPa)				1,0	0,43	-0,14	0,26
W(-1500kPa)					1,0	-0,02	0,33
LKs						1,0	0,23
Wc							1,0

Tableau n° 3 : Matrice des coefficients de corrélation entre paramètres hydrodynamiques à la profondeur de 30 cm

	W(-5kPa)	W(-10kPa)	W(-100kPa)	W(-200kPa)	W(-1500kPa)
W(-5kPa)	1,0	0,96	0,50	0,35	0,15
W(-10kPa)		1,0	0,61	0,47	0,33
W(-100kPa)			1,0	0,51	0,56
W(-200kPa)				1,0	0,64
W(-1500kPa)					1,0

Tableau n° 4 : Matrice des coefficients de corrélation entre paramètres hydrodynamiques à la profondeur de 70 cm

Annexe n° 5

Résultats des analyses
en composantes principales

AXE n°	VAL PROPRE	POURCENT	CUMUL	COURBE REPRESENTATIVE
1	3,05	33,9	33,9	xx
2	2,84	31,6	65,6	xx
3	0,91	10,2	75,8	xxxxxxxxxxx
4	0,69	7,6	83,5	xxxxxxx
5	0,55	6,1	89,6	xxxxxx
6	0,43	4,8	94,5	xxxx
7	0,23	2,5	97,0	xx
8	0,16	1,8	98,9	x
9	0,09	1,9	199,0	x
10	-	-	-	

Tableau n° 1 : Pourcentage de variance expliquée par chaque axe de l'ACP sur les paramètres de constitution à 30 cm

VAR	!	CTR	!	C02	!!	C02	!	CTR	!	VAR
AR	!	17,18	!	52,54	!!	88,50	!	28,93	!	F4
LF	!	1,12	!	3,43	!!	75,72	!	24,75	!	F5
F7	!	0,65	!	1,99	!!	45,11	!	14,75	!	F3
F6	!	0,01	!	0,02	!!	24,63	!	8,07	!	Cr
	!		!		!!	13,90	!	4,54	!	s

VAR	!	CTR	!	C02	!!	C02	!	CTR	!	VAR
F6	!	30,45	!	86,72	!!	63,58	!	22,33	!	LF
F7	!	20,41	!	58,13	!!	48,96	!	17,19	!	Cr
F3	!	3,44	!	9,79	!!	11,09	!	3,89	!	AR
P _s	!	1,22	!	3,48	!!	2,62	!	0,92	!	F5
	!		!		!!	0,42	!	0,15	!	F4

VAR	!	CTR	!	C02	!!	C02	!	CTR	!	VAR
Cr	!	3,27	!	3,00	!!	81,69	!	88,97	!	s
F3	!	1,19	!	1,09	!!	3,16	!	3,44	!	LF
F6	!	0,50	!	0,46	!!	2,28	!	2,48	!	AR
F4	!	0,14	!	0,13	!!		!		!	
F7	!	0,01	!	0,01	!!		!		!	
F5	!	0,01	!	0,01	!!		!		!	

Tableau n° 2 : Contribution des variables aux trois axes principaux de l'ACP des paramètres de constitution à 30 cm

AXE n°	VAL PROPRE	POURCENT	CUMUL	COURBE REPRESENTATIVE
1	3,54	35,4	35,4	xx
2	2,60	26,0	61,5	xxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxx
3	1,24	12,4	73,9	xxxxxxxxxxxx
4	0,96	9,6	83,6	xxxxxxxx
5	0,55	5,5	89,1	xxxxx
6	0,43	4,3	93,4	xxxx
7	0,34	3,4	96,9	xxx
8	0,16	1,6	98,6	x
9	0,11	1,1	99,7	x
10	0,24	0,2	100,0	

Tableau n° 3 : Pourcentage de variance expliquée par chaque axe de l'ACP sur les paramètres de constitution à 70 cm

VAR	!	CTR	!	CO2	!!	CO2	!	CTR	!	VAR
F4	!	23,25	!	82,41	!!	45,40	!	12,81	!	ρ_{as}
F5	!	17,98	!	63,74	!!	24,82	!	7,00	!	AR
F3	!	13,06	!	46,30	!!	21,69	!	6,12	!	F6
Cr	!	10,83	!	38,38	!!	21,17	!	5,97	!	F7
ρ_s	!	1,87	!	6,63	!!		!		!	
LF	!	1,12	!	3,97	!!		!		!	

VAR	!	CTR	!	CO2	!!	CO2	!	CTR	!	VAR
AR	!	20,97	!	54,69	!!	69,99	!	26,84	!	F6
LF	!	13,64	!	35,58	!!	25,14	!	9,64	!	F7
ρ_{as}	!	8,94	!	23,30	!!	15,47	!	5,93	!	Cr
F3	!	7,48	!	19,51	!!	11,92	!	4,57	!	F5
ρ_s	!	1,22	!	3,18	!!		!		!	
F4	!	0,75	!	1,97	!!		!		!	

VAR	!	CTR	!	CO2	!!	CO2	!	CTR	!	VAR
ρ_s	!	39,68	!	49,37	!!	34,05	!	27,37	!	LF
F6	!	2,91	!	3,62	!!	22,59	!	18,16	!	Cr
F5	!	1,87	!	2,33	!!	10,79	!	8,67	!	F7
F4	!	0,83	!	1,04	!!		!		!	
ρ_{as}	!	0,37	!	0,46	!!		!		!	
AR	!	0,10	!	0,12	!!		!		!	
F3	!	0,04	!	0,06	!!		!		!	

Tableau n° 4 : Contribution des variables aux trois axes principaux de l'ACP sur les paramètres de constitution à 70 cm

AXE n°	VAL PROPRE	POURCENT	CUMUL	COURBE REPRESENTATIVE
1	2,12	42,9	42,9	XX
2	1,65	33,1	76,1	XXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXX
3	0,66	13,3	89,4	XXXXXXXXXXXX
4	0,49	9,8	99,2	XXXXXXXX
5	0,03	0,7	100,0	

Tableau n° 5 : Pourcentage de variance expliquée par chaque axe de l'ACP sur les paramètres hydrodynamiques à 30 cm

VAR	!	CTR	!	C02	!!	C02	!	CTR	!	VAR
	!		!		!!	73,55	!	34,27	!	W(-10kPa)
	!		!		!!	69,99	!	32,61	!	W(-5kPa)
	!		!		!!	34,35	!	16,01	!	W(-100kPa)
	!		!		!!	24,67	!	11,49	!	W(-200kPa)
	!		!		!!	12,06	!	5,62	!	W(-1500kPa)

VAR	!	CTR	!	C02	!!	C02	!	CTR	!	VAR
W(-5kPa)	!	16,24	!	26,95	!!	46,02	!	27,73	!	W(-1500kPa)
W(-10kPa)	!	14,50	!	24,07	!!	45,14	!	27,20	!	W(-200kPa)
	!		!		!!	23,79	!	14,34	!	W(-100kPa)

VAR	!	CTR	!	C02	!!	C02	!	CTR	!	VAR
W(-1500kPa)	!	52,90	!	35,21	!!	29,15	!	43,79	!	W(-100kPa)
W(-5kPa)	!	1,87	!	1,24	!!	0,56	!	0,84	!	W(-200kPa)
W(-10kPa)	!	0,60	!	0,40	!!		!		!	

Tableau n° 6 : Contribution des variables aux trois axes principaux de l'ACP des paramètres hydrodynamiques à 30 cm

TABLE DES MATIERES

	Pages
INTRODUCTION	1
Chapitre I : CARTOGRAPHIE DES SOLS ET CARTOGRAPHIE DES PROPRIETES	5
I. Liaisons entre le fonctionnement hydrique et les propriétés hydrodynamiques du sol	5
A. Sol-système ouvert	5
B. Caractéristiques d'une simulation des transferts	6
C. Choix des propriétés hydriques étudiées	7
II. Caractéristiques de la cartographie des propriétés établies à la suite de l'élaboration de la carte des sols	7
A. Principes	7
B. Notion d'échelle	8
C. Passage de la cartographie des sols à la cartographie quantitative des propriétés	8
D. Limites de l'approche pédologique et bases d'une approche complémentaire	9
III. Conclusion	9
Chapitre II : METHODES QUANTITATIVES D'ETUDE DE LA VARIABILITE SPATIALE PHYSIQUE ET HYDRIQUE DU SOL	11
I. Approche descriptive de la variabilité spatiale et hydrique d'un sol	12
A. Considérations préliminaires	12
B. Approche statistique classique	13
1) Analyse unidimensionnelle	13
2) Méthodes multidimensionnelles	16
C. Approche géostatistique	18
1) Recherche du corrélogramme	19
2) Recherche du variogramme	20
3) Estimation	20
4) Interprétation et résultats	21
II. Recherche de corrélations spatiales	22
A. Modèle linéaire	22
1) Approche statistique classique	22
2) Approche géostatistique	24
B. Modèle non linéaire	25

III. Méthodes d'interpolation spatiale	26
A. Méthodes non probabilistes	26
B. Méthodes probabilistes	27
C. Principe d'échantillonnage	31
1) Structure de l'échantillonnage	32
2) Nombre d'observations	32
D. Bilan des informations tirées de la littérature	33
IV. Conclusion	34
Chapitre III : MATERIEL ET METHODES	37
I. Le milieu pédologique	37
A. Environnement naturel	37
B. Description parcellaire	39
C. Justification du site expérimental	40
II. Méthodes expérimentales	40
A. Dispositif d'échantillonnage	40
B. Caractérisation granulométrique	41
1) Définition des classes granulométriques	41
2) Mode opératoire	43
3) Résultats	44
C. Densité apparente d'agrégats	47
D. Coefficient de réflexion lumineuse	48
1) Principe	48
2) Dispositif expérimental	49
E. Courbe de rétention et densité apparente sèche	50
1) Méthode expérimentale	51
2) Expression des résultats	57
3) Validité des résultats	59
F. Conductivité hydraulique à saturation	60
1) Principe de la méthode de mesure	60
2) Dispositif expérimental	62
3) Mise en oeuvre	62
G. Teneur pondérale en eau au champ	63
III. Conclusion	63
Chapitre IV : ANALYSE MONOPARAMETRIQUE DE LA VARIABILITE SPATIALE DES PROPRIETES PHYSIQUES ET HYDRODYNAMIQUES	65
I. Analyse statistique classique	65

A. Principes de mise en oeuvre	65
1) Recherche de la loi de distribution	65
2) Expressions mathématiques des estimateurs de la moyenne et de l'écart-type	66
B. Résultats	68
1) Allure des histogrammes	68
2) Nature des lois de distribution des variables	68
3) Taille des hétérogénéités	70
II. Analyse structurale	71
A. Principes de mise en oeuvre	71
1) Estimation du variogramme brut	71
2) Types de variogrammes expérimentaux	71
3) Ajustement d'un modèle théorique	74
a) Indices de présence d'une dérive	74
b) Conséquences de l'hypothèse de dérive	75
B. Résultats	75
1) Mise en évidence des structures spatiales	75
2) Erreur de mesure et effet de pépité	75
3) Comparaison des deux horizons	83
III. Cartographie par krigeage	83
A. Principes de mise en oeuvre du krigeage	84
1) Analyse structurale	84
2) Validation des structures par interpolation des valeurs connues	84
3) Interpolation	85
B. Résultats	87
1) Validation des modèles structuraux	87
2) Estimation de valeurs ponctuelles	88
3) Estimation de valeurs moyennes par blocs	92
4) Estimation de valeurs moyennes régionales	94
IV. Discussion	95
A. Considérations méthodologiques	95
1) L'échantillonnage	95
2) Analyse des données	95
a) L'existence de données aberrantes	96
b) La présence de pics ou vallées dans le champ spatial de la V.R.	96

3) Analyse structurale	96
4) Interpolation par krigeage	97
B. Considérations physiques et cartographiques	99
1) Changement de variable et hétérogénéité	99
2) Intérêt de l'analyse structurale	100
3) Efficience de l'interpolation des paramètres physiques et hydrodynamiques du sol	101
V. Conclusion	102
Chapitre V : ANALYSE MULTIPARAMETRIQUE DE LA VARIABILITE SPATIALE DES PROPRIETES PHYSIQUES ET HYDRODYNAMIQUES : Inci- dences cartographiques	103
I. Analyse statistique multidimensionnelle	103
A. Analyse des matrices de coefficients de corrélation li- néaire	103
1) Principes de mise en oeuvre	103
2) Résultats	104
3) Discussion	106
B. Analyse en composantes principales	107
1) Principes de mise en oeuvre	107
2) Résultats	108
a) Paramètres de constitution	108
b) Paramètres hydrodynamiques	110
3) Discussion	112
II. Recherche de modèles d'estimation des paramètres hydrodyna- miques à partir de paramètres physiques d'accès aisé	113
A. Mises au point théoriques	113
B. Choix des variables explicatives	117
1) Principe	117
2) Résultats	117
C. Estimation finale des paramètres des modèles de régres- sion	120
1) Principe	120
2) Comparaison des modèles	122
D. Discussion	124
III. Cartographie des paramètres hydrodynamiques à partir de pa- ramètres physiques d'accès aisé	124
A. Principe de la méthode cartographique	125
B. Modalités de l'estimation de la variance d'erreur	125

1) Principes communs	125
2) Principes spécifiques	128
a) Cas de l'estimation de valeurs ponctuelles	128
b) Cas de l'estimation de valeurs moyennes	128
C. Résultats	130
1) Cartographie des valeurs ponctuelles	130
2) Cartographie de valeurs moyennes	134
D. Discussion - conclusion	136
IV. Discussion	137
A. Considérations méthodologiques	137
1) Notion d'échantillon d'apprentissage	137
2) Sélection de variables explicatives	137
3) Choix du modèle d'estimation	137
4) Echantillon d'interpolation	138
5) Cartographie proprement dite	138
B. Considérations sur les résultats	139
1) Nature des variables explicatives retenues	139
2) Précision de la cartographie des paramètres hydrodynamiques à partir de paramètres physiques d'accès aisé..	139
3) Autres choix de modèles prédictifs de la variabilité des paramètres hydrodynamiques	140
V. Conclusion	140
Chapitre VI : DISCUSSION GENERALE	141
I. Influence du mode de détermination des paramètres hydrodynamiques	142
A. Variabilité due à la prise d'échantillon	142
B. Variabilité de mesure proprement dite	142
C. Influence du volume de mesure	142
II. Nature et incidence de la variabilité spatiale des propriétés hydrodynamiques	144
A. Appréciation du degré de variabilité des paramètres hydrodynamiques	144
B. Influence de la variabilité spatiale des paramètres hydrodynamiques sur la variabilité spatiale des transferts hydriques	144
III. Principes d'une articulation entre cartographie pédologique et procédures d'interpolation quantitatives	146

CONCLUSION 149

BIBLIOGRAPHIE

ANNEXES

TABLE DES MATIERES

ANNEE : 1986

NOM DE L'AUTEUR : Marc VOLTZ

ECOLE NATIONALE SUPERIEURE AGRONOMIQUE DE MONTPELLIER

RESUME :

En vue de la mise au point de méthodes quantitatives de cartographie des propriétés hydriques du sol, on procède à une analyse géostatistique monoparamétrique et multiparamétrique de la variabilité spatiale des caractéristiques physiques du sol sur une parcelle de deux hectares. Sont successivement mises en oeuvre, une cartographie par krigeage de l'ensemble des propriétés étudiées, ainsi qu'une procédure d'interpolation des paramètres hydrodynamiques à partir de valeurs mesurées de paramètres physiques d'accès aisé. Une analyse critique des hypothèses nécessaires aux méthodes employées est effectuée. La quantification des erreurs d'estimation des deux procédures cartographiques permet de discuter de leurs précisions réciproques et des principes d'une démarche de cartographie des propriétés hydrodynamiques du sol.

MOTS CLES : VARIABILITE SPATIALE, TEXTURE, MASSE VOLUMIQUE, RELATION TENEUR EN EAU - POTENTIEL MATRICIEL, CONDUCTIVITE HYDRAULIQUE A SATURATION, GEOSTATISTIQUE, CARTOGRAPHIE, KRIGEAGE, REGRESSION

N° I.S.B.N. : 2-85340-245-2