



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



SMR/402 - 22

COLLEGE ON SOIL PHYSICS
9 - 27 October 1989

"Etude de L'Echantillonnage d'un Phenomene Bi-Dimensionnel par
Simulation d'une Fonction Aleatoire"

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

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

ETUDE DE L'ECHANTILLONNAGE D'UN PHENOMENE BIDIMENSIONNEL PAR SIMULATION
D'UNE FONCTION ALEATOIRE.

J. MUNOZ-PARDO¹, J.F. BOULIER² et M. VAUCLIN²

1) Departamento de Ingenieria Hidraulica
Pontifica, Universidad Catolica de Chile
Casilla 6177

Santiago - Chili

2) Institut de Mécanique de Grenoble
BP 53 X

38041 Grenoble Cédex - France

RESUME. On présente une analyse critique de cinq plans (réguliers carré et triangulaire, quasi-régulier, aléatoires pur et stratifié) d'échantillonnage classiquement utilisés en physique du sol et en agronomie, mais rarement justifiés au plan théorique. Cette étude est effectuée par simulation d'une Fonction Aléatoire Stationnaire au 2ème ordre et isotrope dans R^2 , par la méthode des Bandes Tournantes (Matheron, 1973), le générateur monodimensionnel étant de type spectral. L'approche utilisée s'avère plus précise pour restituer les variances et les fonctions de structure (de type exponentiel et sphérique) et plus économique que les autres méthodes actuellement disponibles. Les résultats mettent en évidence l'intérêt des maillages réguliers et notamment carrés pour une bonne estimation simultanée de la valeur moyenne, de la variance et du variogramme d'un phénomène stationnaire isotrope.

1. INTRODUCTION

Dans le domaine de la Science du sol, prise au sens large, cette dernière décennie a vu se développer de nombreuses expérimentations "in-situ" à différentes échelles d'espace (de quelques m^2 , à plusieurs centaines d'hectares). Les résultats mettent clairement en évidence une possible autocorrélation entre les observations. Cela conduit à invalider l'approche statistique classiquement utilisée depuis fort longtemps qui pré-suppose l'absence de corrélation et donc à mettre en oeuvre d'autres méthodes d'analyse. On constate également une grande diversité des schémas d'échantillonnage, généralement conçus pour estimer simultanément la valeur moyenne, la variance et la fonction de structure du phénomène réel, mais rarement justifiés au plan théorique.

La théorie des variables régionalisées (Matheron, 1965) permet d'étudier la variabilité spatiale des phénomènes naturels, en tenant

compte de la dépendance spatiale des observations. Elle se révèle également bien adaptée à l'étude des plans d'échantillonnage du milieu géophysique.

On présente ici une analyse comparative de 5 schémas classiquement utilisés en Science du Sol et en Agronomie, par la technique de simulation d'une F.A. stationnaire au 2ème ordre, isotrope dans R^2 , fondée sur la méthode des Bandes Tournantes, le générateur monodimensionnel sur chaque ligne étant de type spectral. L'objectif visé de chaque schéma est la meilleure estimation simultanée des 3 paramètres définissant la F.A.

2. MATERIEL ET METHODES D'ETUDE

2.1. Les Plans d'Echantillonnage Retenus

Comme il a été précédemment indiqué, 5 schémas d'échantillonnage ont été étudiés (Fig. 1) :

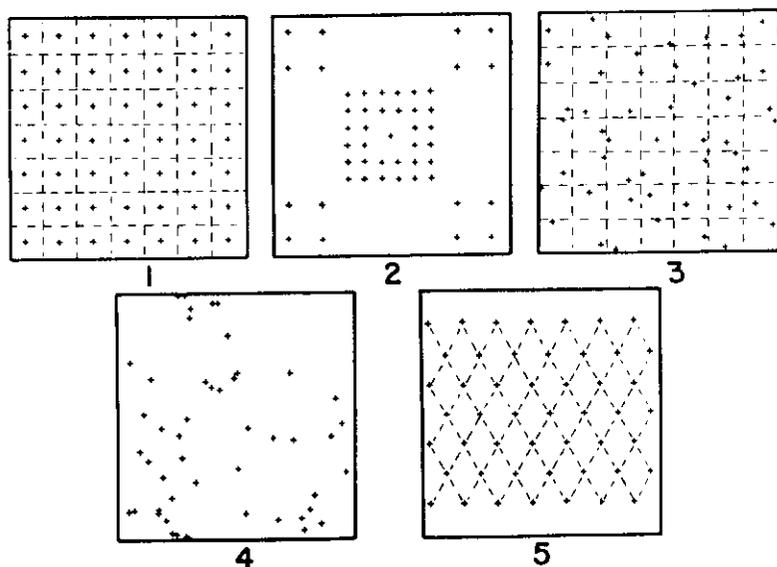


Figure 1. Schémas d'échantillonnage étudiés, constitués de $NP=49$ observations sur une surface carrée.

a) - Le maillage régulier carré (n° 1), très couramment utilisé (e.g. Burgess et al, 1981 ; Journel et Huijbregts, 1978 ; Vauclin et al, 1983 ; Gonzalès, 1985 ; Ruelle et al, 1986 ; Volz, 1986) notamment pour l'analyse des données par les techniques spectrales (Gutjahr, 1985).

b) - Le maillage quasi-régulier (n° 2) consiste à placer les points avec une densité différente par exemple, une plus forte concentration dans la zone centrale de la surface (Vieira et al, 1983).

c) - Le maillage stratifié (n° 3), souvent rencontré dans la littérature minière (Matheron, 1970 ; Journel et Huijbregts, 1978 ; Ripley, 1981).

d) - Le maillage aléatoire pur (n° 4), fréquemment utilisé en Sciences du Sol (e.g., Russo et Bresler, 1980 ; Bresler et al, 1981 ; Yates et Warrick, 1987) et en hydrologie (e.g., Creutin, 1987).

e) - Le maillage régulier triangulaire (n° 5) assez souvent rencontré en pratique (e.g., Burgess et al, 1981 ; Passerat de Silans, 1986).

2.2. La Méthodologie

L'analyse et la comparaison de ces différents plans ont été effectuées par simulation d'une F.A. stationnaire au 2ème ordre et isotrope dans R^2 . La méthode consiste à générer NS réalisations $z(\vec{x})$, $\{\vec{x} \in R^2\}$ d'une variable assimilée à une F.A. $Z(\vec{x})$ présentant certaines caractéristiques (valeur moyenne, variance et fonction de structure) imposées et vérifiant les conditions suivantes :

$$E\{Z(\vec{x})\} = m \quad /1a/$$

$$E\{[Z(\vec{x} + \vec{h}) - m][Z(\vec{x}) - m]\} = C(r) \quad /1b/$$

où m est la valeur moyenne, $C(r)$ est la fonction de covariance qui ne dépend que de la distance $r=|\vec{h}|$ entre les points \vec{x} .

Ainsi, partant de la connaissance quasi-parfaite du phénomène sur une surface bornée S obtenue par la génération de N valeurs régionales, sur une maille extrêmement dense, on extrait une information fragmentaire (constituée de NP valeurs assimilées à des observations) selon les différents plans d'échantillonnage retenus.

La simulation fournit donc NS réalisations des erreurs de fluctuation R_F , d'estimation R_E et totale R_T des paramètres de la F.A. définies (Matheron, 1970) respectivement par :

$$R_F = a - a_R \quad /2a/ ; \quad R_E = a - a^* \quad /2b/ ; \quad R_T = a - a^* \quad /2c/$$

où a est la valeur théorique des paramètres de la F.A. (moyenne, variance, fonction de structure) ; a_R est l'estimateur régional de a sur S ; a^* est l'estimateur expérimental de a_R sur S .

Pour les différents plans d'échantillonnage, il est donc possible de calculer ces différentes erreurs R et les variances associées qui doivent vérifier les conditions suivantes :

$$E\{R\} = 0 \quad /3a/ ; \quad \text{Var.}\{R\} \text{ est minimum} \quad /3b/$$

et de comparer les résultats entre eux afin d'apprécier l'influence du dispositif sur la qualité des estimateurs des paramètres de la F.A.

2.3. La Technique de Simulation Utilisée

Elle est fondée sur la méthode des Bandes Tournantes initialement développée par Matheron (1973), couplée à un générateur monodimensionnel spectral du type de celui proposé par Mantoglou et Wilson (1982).

Alors que la méthode des Bandes Tournantes est assez couramment utilisée en génie minier pour simuler des champs aléatoires dans R^3 , elle apparaît moins répandue pour des applications dans R^2 en raison essentiellement des difficultés de relier les covariances mono et bidimensionnelles. Antérieurement à Mantoglou et Wilson (1982) on peut néanmoins citer Chiles (1977) et Delhomme (1979) qui proposent des solutions approchées pour certains types de fonction de covariance.

2.3.1. Principe. A chaque point \vec{x}_p de la surface S est assignée la valeur simulée $z_s(x_p)$ donnée par :

$$z_s(x_p) = \frac{1}{\sqrt{L}} \sum_{l=1}^L z_l(\zeta) \quad /4/$$

où ζ est l'abscisse du point x_p sur la ligne l et L est le nombre total de lignes tournant autour d'une origine arbitrairement choisie dans R^2 . Par analogie aux phénomènes temporels, le générateur sur chaque ligne est pris de la forme :

$$z_l(\zeta) = \sum_{k=1}^M \alpha(\omega_k) \cos(\omega_k \zeta + \phi_k) \quad /5/$$

où : ω_k est la fréquence angulaire (rad/m) correspondant au $k^{\text{ième}}$ harmonique, M étant le nombre total d'harmoniques ; $\cos(\omega_k \zeta + \phi_k)$ est un modèle dit "de phase" dans lequel ϕ_k sont des angles aléatoires uniformément distribués sur $[0, 2\pi]$ et $\omega_k = \omega_0 + \delta\omega$, $\delta\omega$ étant une fréquence aléatoire (petite) introduite pour éviter les éventuelles périodicités.

Dans l'équation /5/, $\alpha(\omega_k)$ est un coefficient pondérateur permettant de restituer la fonction de densité spectrale, donc la variance. Il est possible de montrer (Munoz-Pardo, 1987) qu'il s'exprime de façon exacte par :

$$\alpha(\omega_k) = 2 \left\{ \int_{\omega_{k-1/2}}^{\omega_{k+1/2}} S_1(\omega) d\omega \right\}^{1/2} \quad /6/$$

où $S_1(\omega)$ est la transformée de Fourier de la covariance monodimensionnelle $C_1(\zeta)$ reliée à la covariance bidimensionnelle imposée $C(r)$ par l'équation (Mantoglou et Wilson, 1982) :

$$C(r) = \frac{2}{\pi} \int_0^r \frac{C_1(\zeta)}{(r^2 - \zeta^2)^{1/2}} d\zeta \quad /7/$$

La densité spectrale $S_1(\omega)$ prend alors l'expression :

$$S_1(\omega) = \frac{\omega}{2} \int_0^\infty C(r) J_0(\omega r) r dr \quad /8/$$

qui reportée dans l'équation /6/ conduit à :

$$\alpha(\omega_k) = \left\{ 2 \int_{\omega_{k-1/2}}^{\omega_{k+1/2}} \omega \left[\int_0^\infty C(r) J_0(\omega r) r dr \right] d\omega \right\}^{1/2} \quad /9/$$

où J_0 est la fonction de Bessel, de 1ère espèce, d'ordre 0.

Les expressions de $\alpha(\omega_k)$ correspondant aux covariances bidimensionnelles les plus couramment utilisées en Sciences du Sol (exponentielle et sphérique) sont les suivantes :

- modèle exponentiel (longueur d'autocorrélation a_e) :

$$\alpha(\omega_k) = \left\{ \frac{2\sigma^2}{a_e^2} \left[\omega_{k-1/2}^2 + 1/a_e^2 \right]^{-1/2} - \left[\omega_{k+1/2}^2 + 1/a_e^2 \right]^{-1/2} \right\}^{1/2} \quad /10/$$

- modèle sphérique (portée a) :

* pour $T_k = \omega_k a < \pi$

$$\alpha(\omega_k) = \left\{ 2\sigma^2 \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(-1)^n}{n!(n+1)!} \frac{(\omega_{k+1/2} a/2)^{2n+2} - (\omega_{k-1/2} a/2)^{2n+2}}{n!(n+1)!} A(n) \right\}^{1/2} \quad /11a/$$

* pour $T_k \geq \pi$

$$\alpha(\omega_k) = \left\{ 2\sigma^2 [F(\omega_{k+1/2}) - F(\omega_{k-1/2})] \right\}^{1/2} \quad /11b/$$

avec : $F(\omega_k) = 1 + A J_0(T_k) + B \left(1 - \int_{T_k}^{\infty} J_0(u) du \right) + C J_1(T_k)$

où : $A = 3/2 T_k^2$; $B = A + 3/2 T_k^3$; $C = 3/2 T_k$

Le détail des calculs est fourni dans Munoz-Pardo (1987). Contrairement à Mantoglou et Wilson (1982) qui estiment $\alpha(\omega_k)$ (Eq./6/) par l'approximation :

$$\alpha(\omega_k) = 2(S_1(\omega_k) \Delta\omega)^{1/2} \quad /12/$$

ce qui revient à discrétiser l'espace de Fourier à pas $\Delta\omega$ constants ; le coefficient pondérateur est ici déterminé par la résolution itérative des équations /10/ ou /11/ selon la covariance utilisée. Cette méthode revient à calculer de façon plus exacte, l'aire sous la courbe $S_1(\omega)$.

2.3.2. Précision du générateur utilisé. Pour apprécier la qualité du générateur proposé (Eq./9/) deux expériences identiques à celles de Mantoglou et Wilson (1982) ont été effectuées, tant pour la statistique d'ensemble d'un nombre fini de réalisations (NS=400) que la statistique spatiale d'une réalisation (moyenne nulle, variance unité) en 1600

points situés aux noeuds d'une grille 40x40m superposée à une surface S carrée ($L_S = 160$ m). Deux fonctions de covariance ont été successivement utilisées : i) le modèle exponentiel de longueur d'autocorrélation, $a = 1$ m. ii) le modèle sphérique de portée a choisie de façon à ce que l'échelle intégrale des deux modèles soit équivalente, soit $a = 3,16$ a.

L'ensemble des résultats présenté dans Munoz-Pardo (1987) peut se résumer de la façon suivante :

i) les moyennes d'ensemble et spatiale préservent la statistique théorique, confirmant ainsi, par voie "expérimentale" le caractère ergodique de la méthode des Bandes Tournantes.

ii) par comparaison au générateur de Mantoglou-Wilson (MW), la méthode proposée (MP) pour calculer le coefficient de pondération $\alpha(\omega_k)$ conduit globalement à de meilleures restitutions des paramètres (moyenne, variance et fonction de structure) de la F.A. et ce, aussi bien pour la statistique d'ensemble que spatiale. Cela apparaît encore plus nettement dans le cas du modèle sphérique, non traité dans l'article de Mantoglou et Wilson (1982).

iii) l'examen détaillé des fonctions de structure montre qu'elles sont très sensiblement mieux restituées au voisinage de l'origine, avec le générateur MP.

iv) l'utilisation de ce dernier engendre un gain de temps calcul très appréciable, dès lors qu'il s'agit de simuler un grand nombre de réalisations (85 % environ pour NS = 400). On perçoit son intérêt pratique dans les cas d'utilisation de champs aléatoires simulés dans des modèles déterministes.

3. RESULTATS DE L'ANALYSE DES SCHEMAS D'ECHANTILLONNAGE

L'analyse est fondée sur 50 réalisations d'une F.A. sur une surface carrée S ($L_S = 140$ m). Les caractéristiques adoptées sont les suivantes :

i) la F.A. est de moyenne nulle, de variance unité et de fonction de structure définie par un modèle sphérique de portée $a = 63,2$ m, et d'effet de pépite nul.

ii) dans chaque réalisation, la donnée régionale est constituée de 1600 valeurs générées par la méthode MP exposée précédemment, en des points situés aux noeuds d'une grille 3,5x3,5 m.

iii) la donnée expérimentale est constituée de 49 valeurs réparties sur S, selon les schémas visualisés fig. 1. On notera que cela constitue bien souvent le maximum d'observations techniquement et économiquement réalisables.

iv) les paramètres du générateur sont : $L = 16$; $M = 39$; $\Delta z = 0,875$ m.

3.1. Estimations de la Valeur Moyenne et de la Variance

Pour les 5 plans d'échantillonnage, les résultats relatifs aux estimations de la valeur moyenne krigée, et de la variance sont présentés tableaux 1 et 2 respectivement. Ils sont exprimés à

l'aide des concepts d'erreurs de fluctuation (pour la donnée régionale), d'estimation et totale (pour la donnée expérimentale) et de variances associées (Eqs./2/ et /3/). Elles sont calculées par la moyenne arithmétique des 50 réalisations.

Tableau 1. Estimation de la moyenne théorique ($m=0$) par la moyenne krigée, pour le 5 plans d'échantillonnage.

$E\{R_P\} = 0,046$; $\text{Var.}\{R_P\} = 0,0961$					
N° plan (Fig.1)	1	2	3	4	5
$E\{R_E\}$	0,0026	0,0148	0,0066	0,0059	0,0161
$\text{Var.}\{R_E\}$	0,0054	0,0233	0,0030	0,0126	0,0024
$E\{R_T\}$	0,0441	0,0615	0,0533	0,0408	0,0628
$\text{Var.}\{R_T\}$	0,1143	0,1503	0,1069	0,1197	0,1074

Tableau 2. Estimation de la variance théorique ($\sigma^2=1$)

$E\{R_P\} = 0,064$; $\text{Var.}\{R_P\} = 0,0561$					
N° plan (Fig.1)	1	2	3	4	5
$E\{R_E\}$	0,0019	0,0930	0,0046	0,0318	0,0128
$\text{Var.}\{R_E\}$	0,0077	0,0274	0,0198	0,0764	0,0119
$E\{R_T\}$	0,0660	0,1570	0,0690	0,0960	0,0770
$\text{Var.}\{R_T\}$	0,0604	0,1219	0,0663	0,0979	0,0811

Il apparaît que le plan n° 1 (régulier carré) fournit la meilleure estimation de la valeur moyenne régionale ($E\{R_E\}$ est minimum), les variances d'estimation et totales étant toutefois comparables et faibles pour les trois plans réguliers (n° 1,3 et 5). Les meilleures

estimations de la variance régionale et théorique sont obtenues avec le schéma n° 1 (tableau n° 2) ; les autres plans réguliers 3 et 5 donnant des résultats assez corrects également.

3.2. Estimation de la Fonction de Structure

La figure 2 présente, en fonction de la distance entre points, les erreurs d'estimation $E\{R_E\}$, de fluctuation $E\{R_F\}$ et totale $E\{R_T\}$ des demi-variogrammes calculés selon les 5 plans d'échantillonnage. La figure 3 donne les variances correspondantes, normalisées par le carré des demi-variances théoriques $\gamma^2(r)$.

Alors que les erreurs apparaissent comparables pour les 5 plans (Fig. 2), le plan régulier carré (n° 1) permet, sur l'ensemble des distances de calcul la plus faible incertitude sur l'estimation du demi-variogramme régional (Fig. 3), suivi du plan régulier triangulaire (n° 5). On notera que seuls ces deux plans conduisent à $\text{Var.}\{R_T\}/\gamma^2(r) \rightarrow 0$ au voisinage de l'origine.

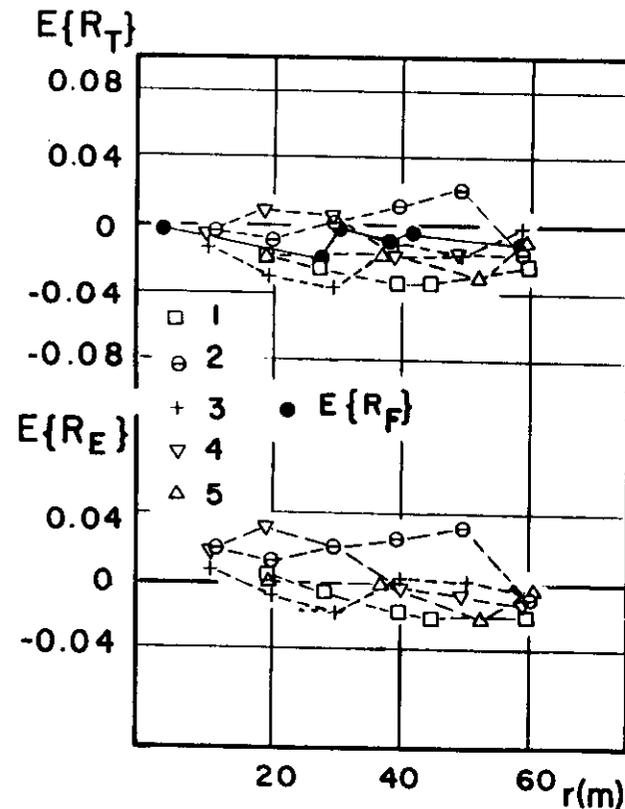


Figure 2. Espérance des erreurs d'estimation R_E , de fluctuation R_F et totale R_T du variogramme. NS = 50 réalisations ; NP = 49 observations.

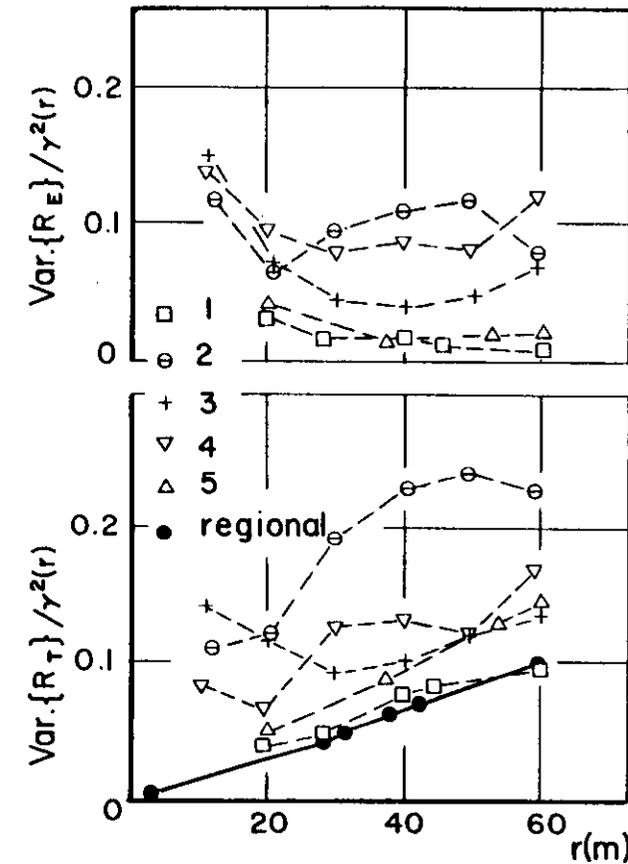


Figure 3. Variance des erreurs d'estimation R_E , de fluctuation R_F (régional) et totale R_T du demi-variogramme. NS = 50 réalisations ; NP = 49 observations.

Le tableau 3 donne les résultats de l'analyse statistique de 50 réalisations des paramètres d'ajustement du modèle théorique sphérique aux valeurs brutes des demi-variogrammes résultant des 5 schémas d'échantillonnage. Les valeurs moyennes des écarts quadratiques moyens entre demi-variogrammes théorique et régional (EQM_1), théorique et expérimental (EQM_2), régional et expérimental (EQM_3) sont également données.

Les commentaires suivants peuvent être faits :

i) Les paramètres C_0 , C_2 et a ont des valeurs assez proches des valeurs théoriques et sans différences très significatives entre les différents plans.

ii) Les variances importantes de ces paramètres traduisent une forte variation d'une réalisation à une autre. Cela provient de la fluctuation propre du demi-variogramme, dont on sait qu'elle dépend du rapport L_S/a (Munoz-Pardo, 1987). De ce point de vue, et pour le cas considéré ici, l'échantillonnage aléatoire pur (n° 4) semble engendrer des variances plus faibles, notamment pour l'effet de pépite et la portée.

iii) L'analyse des EQM montre globalement que l'échantillonnage régulier carré (n° 1) est le plus favorable pour estimer les demi-variogrammes théorique (EQM₂) et régional (EQM₃), suivi dans l'ordre des autres plans réguliers 5 et 3.

Tableau 3. Statistique sur les paramètres d'un modèle sphérique (pépite C_0 , palier C_2 , portée a) ajusté à des valeurs brutes. NS = 50 réalisations.

Paramètres	Schémas d'échantillonnage					Régional
	1	2	3	4	5	
$E\{C_0\}$	0,0635	0,0430	0,0528	0,0358	0,0635	0,0185
$Var.\{C_0\}$	0,0087	0,0046	0,0051	0,0039	0,0075	0,0008
$E\{C_2\}$	1,1201	1,0410	1,0658	1,0830	1,1020	1,0296
$Var.\{C_2\}$	0,1899	0,3272	0,1113	0,1584	0,2016	0,1076
$E\{a\}$	72,73	71,94	69,00	70,13	70,71	64,59
$Var.\{a\}$	875,09	1105,58	543,05	497,27	860,35	162,85
\overline{EQM}_1	-	-	-	-	-	0,1593
\overline{EQM}_2	0,1954	0,3263	0,2448	0,2584	0,2378	-
\overline{EQM}_3	0,1351	0,2584	0,1888	0,2357	0,1596	-

Au vu de ces quelques résultats, il apparaît que ce sont les schémas d'échantillonnage réguliers, et plus particulièrement le plan carré, qui donnent simultanément les meilleurs estimateurs régionaux et théoriques des paramètres : valeur moyenne, variance et demi-variogramme d'une F.A. bidimensionnelle, isotrope. Cela peut s'expliquer de la manière suivante :

i) Une répartition régulière de points d'observations sur toute la surface d'étude décrit plus complètement le phénomène puisque ces points ont tous le même degré d'interdépendance.

ii) Le variogramme brut calculé avec des couples de points formés par les mêmes interdistances présente une moindre irrégularité, conduisant à un ajustement sans doute moins subjectif.

4. CONCLUSIONS

Cinq schémas d'échantillonnage classiquement utilisés dans la pratique de la Science du Sol ont été évalués par simulation d'une F.A. stationnaire au 2° ordre et isotrope dans R^2 . L'objectif supposé de l'échantillonnage est la meilleure estimation simultanée des paramètres (valeur moyenne, variance et fonction de structure) de la F.A.

Le simulateur utilisé, qui est fondé sur la méthode des Bandes Tournantes associée à un générateur de type spectral sur chaque ligne a été montré très sensiblement plus précis et plus économique que d'autres méthodes actuellement disponibles et ce, pour des fonctions de structure de type exponentiel et sphérique.

Les résultats de simulation montrent que les plans réguliers (carré, aléatoire stratifié, triangulaire) et notamment carrés, conduisent aux meilleures estimations simultanées des valeurs régionales et théoriques de la moyenne, de la variance et de la fonction de structure.

L'échantillonnage régulier carré, quant à lui conduit à des variances d'estimation régionale des paramètres (portée et effet de pépite notamment) de la fonction de structure sphérique les plus faibles. Il apparaît donc mieux adapté si l'objectif est uniquement la détermination de la fonction de structure à partir d'une seule réalisation.

Il est bien évident que ces résultats partiels doivent être intégrés dans une analyse plus complète et délicate du problème de l'échantillonnage. A ce propos, deux aspects complémentaires méritent d'être mentionnés.

a) **Influence de la donnée expérimentale.** Constituée ici de NP=49 valeurs, elle représente bien souvent un maximum maximum dans les expérimentations de Science du Sol et d'Agronomie. Une étude récente (Russo et Jury, 1987) montre que la précision sur l'estimation de la fonction de structure augmente avec NP et avec la portée exprimée relativement aux dimensions de la surface. Elle dépend en particulier de la distribution des paires d'observations séparées par des distances inférieures à la portée du phénomène a priori inconnue !

b) **Influence des dimensions de la surface échantillonnée.** Nous reprenons ici les principales conclusions de l'étude effectuée par Munoz-Pardo (1987). Deux cas de figure sont à considérer.

i) La surface S est grande par rapport à la portée ($L_S/a \gg 1$): L'information contenue dans S est bien représentative de l'ensemble du phénomène à étudier. L'inférence statistique des paramètres de la F.A. est possible à partir d'une seule réalisation. Le demi-variogramme brut est un bon estimateur du variogramme théorique pour des distances de calcul $< L_S/2$.

ii) La surface S est petite par rapport à la portée. L'information disponible dans S n'est pas représentative de l'ensemble du phénomène.

On montre notamment (Munoz-Pardo, 1987) que le demi-variogramme théorique est mal estimé (sauf au voisinage de l'origine) à l'inverse du demi-variogramme régional qui peut être calculé pour des distances $> 1_s/2$. Satisfaire un degré de précision souhaitée sur la moyenne nécessite d'augmenter le nombre d'observations, mais aussi les dimensions de la surface S. En revanche, le phénomène apparaissant régulier, peu d'observations suffisent à une estimation correcte de la moyenne régionale.

Ces quelques conclusions suffisent à montrer que le problème d'échantillonnage s'inscrit en quelque sorte dans un "cercle vicieux" : supposant connue la portée d'un phénomène, il est possible de bâtir une stratégie optimum en fonction des objectifs poursuivis (cas traité ici). Connaître cette portée nécessite la réalisation de l'échantillonnage !

Pour sortir de ce cercle, un effort doit être fait vers une meilleure connaissance et compréhension des mécanismes conduisant aux variations spatiales de telle ou telle propriété, et à leur organisation dans l'espace. La recherche de liaisons causales entre les paramètres (notamment la portée) définissant une fonction de structure et des caractères plus qualitatifs (type de sol, état de surface, etc...) généralement disponibles, pourrait constituer un premier pas vers une estimation a priori d'un ordre de grandeur de la portée du phénomène d'intérêt.

REMERCIEMENTS

Cette étude a été réalisée dans le cadre du projet n° 8682 N 611 "Transferts dans les sols naturels non homogènes" s'inscrivant dans l'Action Thématique Programmée "Influence des Couvertures Pédologiques et Végétales sur les Bilans Hydriques et Minéraux du Sol" soutenue financièrement par le PIREN, Paris.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Bresler E., S. Dasberg, D. Russo et G. Dagan, 1981. 'Spatial variability of crop yields as a stochastic soil process'. Soil Sci. Soc. Am. J. 45 : 600-605.

Burgess T.M., R. Webster et A.B. Mc. Bratney, 1981. 'Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. IV : Sampling strategy'. J. of Soil Sci. 32 : 643-659.

Chiles J.P., 1977. 'Géostatistique des Phénomènes non stationnaires'. Thèse de Docteur Ingénieur, Univ. de Nancy, France.

Creutin J.D., 1987. 'Validation et étalonnage d'images de télédétection à l'aide de mesures ponctuelles selon une approche géostatistique'. Thèse de Docteur ès-Sciences Physiques, Université Joseph Fourier et Institut National Polytechnique de Grenoble, France.

Delhomme J.P., 1979. 'Spatial variability and uncertainty in groundwater flow parameters : a geostatistical approach'. Water Resour. Res. 15 : 269-280.

Gonzalès A., 1985. 'Variabilité spatiale de la conductivité hydraulique saturée horizontale mesurée au champ'. Thèse de Docteur-Ingénieur, Univ. de Rennes, France.

Gutjahr A., 1985. 'Spatial variability : geostatistical methods'. Colloque ISSS et SSSA 'Soil spatial variability' Las Vegas, USA. Comptes-rendus : 9-34. Ed. Nielsen D.R. et J. Bouma, Pudoc, Wageningen.

Journel A.G. et Ch. J. Huijbregts, 1978. Mining geostatistics, Academic Press, London.

Mantoglou A. et J.L. Wilson, 1982. 'The turning band method for simulation of random fields using line generation by a spectral method'. Water Resour. Res. 18 : 1379-1394.

Matheron G., 1965. Les variables régionalisées et leur estimation., Ed. Masson, Paris.

Matheron G., 1970. 'La théorie des variables régionalisées et ses applications'. Centre de Morphologie Mathématique de Fontainebleau, France. Fasc. 3.

Matheron G., 1973. 'The intrinsic random functions and their applications'. Adv. Appl. Prob. 5 : 439-468.

Munoz-Pardo J., 1987. 'Approche géostatistique de la variabilité spatiale des milieux géophysiques. Application à l'échantillonnage de phénomènes bidimensionnels par simulation d'une fonction aléatoire'. Thèse de Docteur-Ingénieur, Université Joseph Fourier et Institut National Polytechnique de Grenoble, France.

Passerat de Silans A., 1986. 'Transferts de masse et de chaleur dans un sol stratifié soumis à une excitation atmosphérique naturelle. Comparaison modèles-expérience'. Thèse de Doctorat de l'Institut National Polytechnique de Grenoble, France.

Ripley D., 1981. Spatial statistics. Ed. Wiley, Intersciences, New-York, USA.

Ruelle P., Dh. Ben Salah et M. Vauclin, 1986. 'Methodologie d'analyse de la variabilité spatiale d'une parcelle agronomique. Application à l'échantillonnage'. Agron. 6 : 529-539.

Russo D. et E. Bresler, 1980. 'Field determinations of soil hydraulic properties for statistical analyses'. Soil Sci. Soc. Am. J. 44 : 697-702.

Russo D. et W.A. Jury, 1987. 'A theoretical study of the estimation of the correlation scale in spatially variable fields. 1 : Stationary fields'. Water Resour. Res. 23 : 1257-1268.

Vauclin M., S.R. Vieira, G. Vachaud et D.R. Nielsen, 1983. 'The use of cokriging with limited field soil observations'. Soil Sci. Soc. Am. J. 47 : 175-184.

Vieira S.R., J.L. Hatfield, D.R. Nielsen et J.W. Biggar, 1983. 'Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties'. Hilgardia 51.

Volz M., 1986. 'Variabilité spatiale des propriétés physiques du sol en milieu alluvial'. Thèse de Docteur-Ingénieur, ENSAM, Montpellier, France.

Yates S.R. et A.W. Warrick, 1987. 'Estimating soil water content using cokriging'. Soil Sci. Soc. Am. J. 51 : 23-30.

