

Photo Laurent.

*Au Gabon, un massif forestier vu d'avion.*

# APPLICATION DE LA MÉTHODE DES VARIABLES RÉGIONALISÉES A DEUX FORÊTS DU GABON

par Ph. NARBONI

*Division de Biométrie  
du Centre Technique Forestier Tropical*

## SUMMARY

### THE APPLICATION OF THE METHOD OF REGIONALIZED VARIABLES TO TWO FORESTS IN GABON

*The method of regionalized variables was used for the structural analysis and local estimation of forest data, for an inventory of paper-making resources and for a comprehensive enumeration of timber in Gabon.*

*The results obtained, in the case of Okoumé in particular, reveal the existence of spatial correlations. Taking this structure into account gives an appreciable gain in accuracy and quality of estimation by comparison with a conventional method. It makes possible a true mapping of forest resources.*

## APLICACION DEL METODO DE LAS VARIABLES REGIONALIZADAS A DOS BOSQUES DEL GABON

*El método de las variables regionalizadas ha sido utilizado para el estudio estructural y la evaluación local de magnitudes forestales, en primer lugar para un inventario de especies destinadas a la producción de papel y, en segundo lugar, para la computación de conjunto de la madera de construcción en Gabón.*

*Los resultados obtenidos al tratarse, básicamente, del Okumé, revelan la presencia de correlaciones espaciales. El hecho de tener en cuenta esta estructura permite una ganancia apreciable en cuanto a la calidad de la evaluación y de la precisión en comparación con un método convencional. Ello permite obtener una verdadera cartografía de las riquezas forestales.*

## INTRODUCTION

Les inventaires forestiers par sondage ont pour but d'estimer, avec la meilleure précision possible et au moindre coût, une ou plusieurs grandeurs caractéristiques du peuplement (densité de tiges/ha, volumes, etc...) pour une essence ou un groupe d'essences données. L'unité de sondage est dans la plupart des cas un élément de surface : la parcelle de comptage.

L'analyse des échantillonnages en forêt se fait traditionnellement en appliquant la théorie classique des sondages. Les différentes techniques de sondage sont détaillées dans des ouvrages de référence tels que ceux de COCHRAN (1), HANSEN *et al.* (2) et DESABIE (3). Il convient de distinguer deux types de tirages d'une grande importance du point de vue pratique :

- le tirage de chacune des parcelles au hasard (sondage aléatoire),
- le tirage systématique où seule la première unité est tirée au hasard (inventaires par layons, par exemple).

Les dispositifs systématiques sont très généralement préférés en forêt tropicale parce que plus faciles à mettre en œuvre et permettant une répartition régulière sur l'ensemble de la zone étudiée. Ils présentent cependant un inconvénient : l'estimation rigoureuse de la variance des quantités estimées (qui caractérise la précision) est impossible dans le cadre de la théorie des sondages ; les méthodes d'approximation proposées par les statisticiens sont plus ou moins adaptées au type de distribution des paramètres étudiés.

Une autre lacune de la théorie classique des sondages est liée à l'effet de taille des parcelles : les

résultats et leur interprétation ne sont pas indépendants de la surface de l'unité de sondage.

Pour remédier à cet état de chose, il faut faire appel aux méthodes d'analyse qui prennent en compte la répartition spatiale. J. BOUCHON (15) a fait récemment une analyse bibliographique très complète des méthodes structurales appliquées aux peuplements forestiers. B. MATERN (4) a formalisé le premier (1960) la théorie des *processus aléatoires* dans le domaine qui nous intéresse. Les variables forestières sont caractérisées d'une part par une grande variabilité locale et d'autre part par l'existence de structures spatiales à grande échelle. Une hypothèse qui s'est avérée très fructueuse consiste à considérer ces variables comme des réalisations de fonctions aléatoires qui prendraient compte de ce double aspect erratique et structuré.

L'étape suivante consiste à définir un modèle probabiliste à l'aide d'hypothèses restrictives. On se trouve alors face à deux catégories de méthodes de conception assez opposées.

a) **La modélisation a priori** : on se fixe *a priori* un modèle mathématique de processus — par exemple un processus de Poisson simple ou double (5) — puis on compare ses prévisions à la réalité. On teste implicitement des hypothèses génétiques (croissance, compétition). W. G. WARREN (6) a fait le point sur le sujet en se limitant aux auteurs anglo-saxons. La principale critique adressée à ce type de méthodes est que les modèles théoriques utilisés sont généralement peu réalistes et invérifiables par sondage.

b) **La modélisation a posteriori** : le but visé ici est plus de résoudre un problème (l'estimation

par exemple) que de construire un modèle explicatif. La démarche consiste à effectuer, d'abord une analyse critique des données puis à choisir un modèle de fonction aléatoire adapté au problème.

— Un premier groupe de méthodes repose sur l'analyse des *corrélogrammes* mis en évidence par MATERN (1) dans les populations forestières. Cette approche a été utilisée par J. P. LANLY *et al.* (7) pour estimer la précision dans un inventaire systématique par sondage. Elle repose sur les hypothèses suivantes :

Le processus est *stationnaire et isotrope* : «... dans le cas d'une forêt : l'hypothèse de stationnarité peut se justifier par une certaine stabilité dans toute la forêt des conditions d'apparition et de développement des arbres ... l'hypothèse d'isotropie ... n'est satisfaite dans une forêt que s'il n'apparaît pas une ou plusieurs directions privilégiées de la répartition de l'essence étudiée ».

Ces hypothèses sont trop fortes et rarement réalisées en forêt.

— Par contre, la *méthode des variables régionalisées*, très proche de la précédente, repose sur des hypothèses moins contraignantes. Elle permet une estimation rigoureuse et précise de la grandeur étudiée à partir d'un échantillonnage systématique, sans qu'il soit nécessaire d'explicitier la forme analytique de la fonction aléatoire. Elle exige simplement la connaissance d'une fonction qui peut toujours être obtenue expérimentalement : le *variogramme*.

C'est cette méthode que nous avons appliquée à deux forêts du Gabon : l'une a été inventoriée par sondage dans la région de Kango, l'autre comptée en plein dans la région de N'Golo.

L'objet de cet article est de décrire l'utilisation de la méthode et ses principaux résultats en la comparant à une approche « classique » dans chacun des deux exemples, et à la réalité dans le cas de l'inventaire en plein.

Le lecteur intéressé par les aspects théoriques et informatiques de cette étude pourra se reporter à la note statistique n° 18 du C. T. F. T. (14).

## LA MÉTHODE DES VARIABLES RÉGIONALISÉES

### PRÉSENTATION

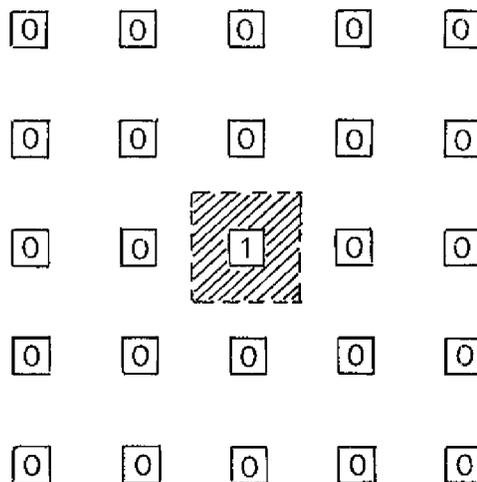
Rappelons qu'une variable est « régionalisée » lorsque les valeurs qu'elle prend dépendent de sa position dans l'espace. Bien que l'ensemble des méthodes de l'analyse spatiale évoquées ci-dessus traite ce type de variable, on entend généralement par « *méthode des variables régionalisées* » — ou *géostatistique* — la théorie développée par G. MATHERON (8) et son équipe au Centre de Morphologie Mathématique (CMM) de l'École des Mines de Paris pour résoudre les problèmes d'estimation posés par l'industrie minière (9).

L'utilisation de la méthode s'est par la suite élargie à la Recherche Forestière. La première application sylvicole a été effectuée vers 1970 en milieu tempéré (10). Cependant, la forêt tropicale paraît être un champ d'application beaucoup plus favorable car les structures naturelles y sont peu altérées par l'intervention humaine. D. GUIBAL (11) a étudié le premier les problèmes méthodologiques dans ce domaine. Ultérieurement, J. P. MARBEAU (12) a appliqué la méthode à une forêt du Cameroun, mettant au point à cette occasion des programmes informatiques dont certains ont été repris pour la présente étude. Tous ces travaux indiquaient l'existence d'une *structure*, c'est-à-dire de corrélations entre les valeurs que prend la variable forestière en des points différents.

Schématiquement, la Géostatistique tient compte du contenu et de la *position géographique* des

parcelles sondées (alors que la théorie classique des sondages ignore cette dernière information). Elle permet d'estimer le contenu d'une région (que l'on désignera sous le terme de « panneau » pour rester conforme au vocabulaire des mineurs) grâce aux informations intérieures et extérieures, donc avec une plus grande précision que si on utilise les seules informations intérieures. Dans l'exemple schématisé fig. 1 le panneau hachuré ne contient

Fig. 1.



qu'une parcelle sondée. Cette parcelle est riche alors que les parcelles environnantes sont pauvres. L'estimation géostatistique du panneau sera plus faible que si les parcelles extérieures étaient riches.

L'application de la méthode comprend deux volets :

a) *Etude de la structure spatiale* de la variable régionalisée ; il s'agit de voir si la composition de la forêt est régie ou non par le hasard, c'est-à-dire de répondre aux questions suivantes : connaissant la

valeur de la variable en un endroit, peut-on dire quelque chose sur la valeur qu'elle risque de prendre à une certaine distance de cet endroit ? L'outil utilisé est le variogramme.

b) *Estimation locale* (c'est-à-dire au niveau d'un panneau) de la variable régionalisée et précision de cette estimation.

On conçoit aisément que la disposition des parcelles extérieures dépend des résultats de l'étude structurale.

## CONSTRUCTION DU VARIOGRAMME

Soit  $z(x_i)$  la valeur observée d'une variable régionalisée en un point  $x_i$  d'un espace à deux dimensions, et  $z(x_i + h)$  l'observation de cette variable à une distance  $h$  du point  $x_i$ .

Si nous avons  $N_h$  couples de parcelles en  $(x_i, x_i + h)$ , disposés dans un réseau de sondage à maille régulière, le demi-variogramme est estimé par la formule suivante :

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N_h} \sum_i (z(x_i + h) - z(x_i))^2$$

La propriété essentielle de cette fonction est qu'elle ne dépend pas du point d'appui des observations mais seulement de la distance  $h$  qui les sépare.

*A priori*, le variogramme n'est pas isotrope, il faut l'étudier dans plusieurs directions de l'espace. D'autre part, l'information n'est pas ponctuelle,

mais sur un support (la parcelle), on dit qu'elle est *régularisée*.

### Réalisation pratique.

La parcelle doit être de dimensions assez petites et de forme proche du carré pour permettre une étude fine de la structure.

Dans un dispositif par layons, le pas élémentaire est défini dans la direction du layon par la distance interparcelle  $d$ . Dans son étude méthodologique, D. GUTBAL (11) recommande l'implantation de parcelles contiguës sur le layon : on minimise ainsi le coût du sondage sur le terrain. Ceci permet par ailleurs de mieux étudier le comportement à l'origine du variogramme.

On va donc balayer le long des layons tous les couples de parcelles distants de  $d$ , puis  $2d, 3d, \dots$  etc. On procède de même dans la direction orthogonale où le pas élémentaire est défini par la distance inter-layon  $L$ .

*En pratique*, il faut respecter la règle suivante : on n'accordera confiance à  $\gamma(h)$  que pour les distances  $h$  inférieures à la moitié de la longueur du champ et à condition que le nombre de couples ne soit pas trop petit ( $N_h > 50$ ). Dans le cas d'un inventaire forestier le nombre de couples est élevé, et les calculs doivent être automatisés. A cet effet, un programme de calcul sur ordinateur a été réalisé. Il permet de calculer et de tracer les variogrammes expérimentaux pour chaque variable régionalisée et pour différents taux de sondages.

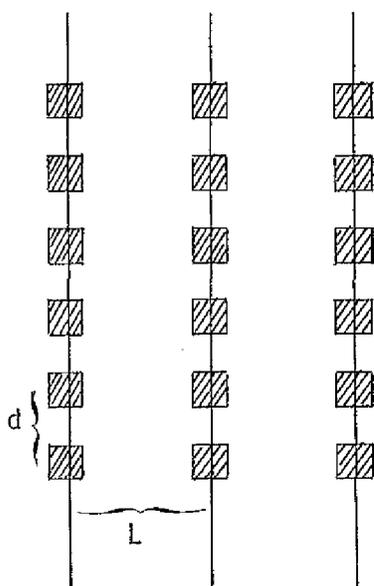
### Paramètres du variogramme et modélisation.

La fonction  $\gamma(h)$  caractérise dans son comportement mathématique certains traits structuraux de la variable forestière (cf. fig. 3). En particulier :

— Son comportement pour  $h$  petit caractérise le degré de régularité de la variable étudiée.

— La distance  $h = a$ , au-delà de laquelle la fonction atteint son palier  $C_1$ , est appelée *portée* du phénomène. Pour les distances supérieures à la portée, les corrélations spatiales disparaissent.

FIG. 2.



— La discontinuité à l'origine  $C_0$  (baptisée *effet de pépîte* par les mineurs) est la manifestation d'une micro-structure invisible à l'échelle de l'observation choisie pour construire le variogramme.

En vue de l'estimation, il est nécessaire de définir un modèle de variogramme qui rende compte au mieux des caractéristiques structurales observées. Nous avons utilisé le modèle sphérique qui est assez universel dans notre domaine.

$$\begin{aligned} \gamma(h) &= C_0 + C_1 \left( \frac{3}{2} \frac{h}{a} - \frac{1}{2} \frac{h^3}{a^3} \right) && \text{pour } h \leq a \\ &= C_0 + C_1 && \text{pour } h \geq a. \end{aligned}$$

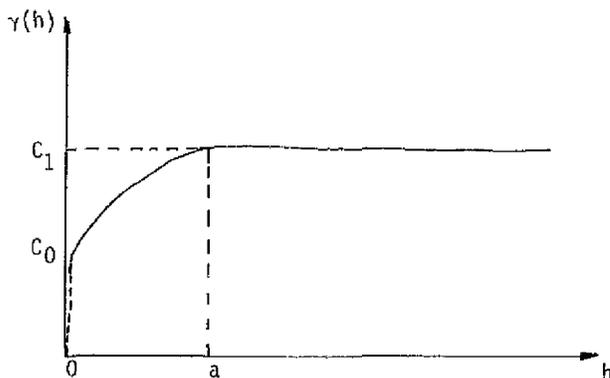


FIG. 3.

### Structures imbriquées.

On observe souvent dans la nature une superposition de structures d'échelles différentes, on parle alors d'*effet gigogne*. On peut voir figure 4 un tel effet constaté dans la forêt de N'Golo.

La première échelle n'est autre que l'effet de pépîte  $C_0$ . On constate d'autre part, l'existence de deux structures à plus grande échelle caractérisée par leurs portées  $a_1$  et  $a_2$ , valant respectivement 250 m et 1.200 m dans le cas de N'Golo.

Le variogramme résultant s'écrit alors :

$$\gamma(h) = C_0 + \gamma_1(h) + \gamma_2(h).$$

Comment expliquer ce phénomène ? J. P. MARBEAU (12), qui l'a constaté aussi sur d'autres forêts, émet les hypothèses suivantes :

- la structure hectométrique aurait une origine génétique, les arbres d'une même essence se regroupant par paquets,
- la macro-structure correspondrait à des facteurs écologiques (sols, reliefs, etc...) qui affectent l'ensemble des essences.

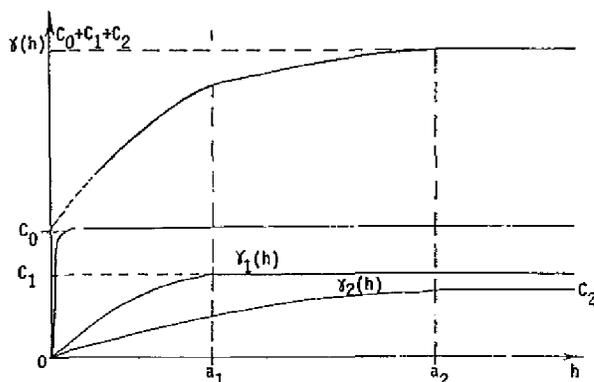


FIG. 4.

Après avoir examiné les principales caractéristiques du variogramme abordons maintenant le problème de l'estimation.

## MÉTHODES D'ESTIMATION

### Approches du problème.

Disposant de  $n$  parcelles de sondage dans lesquelles la grandeur forestière est mesurée, on désire :

- obtenir une estimation  $Z^*$  pour l'ensemble du domaine de la grandeur moyenne vraie  $Z_v$ ,
- calculer les fourchettes de précision à un seuil de confiance fixé. L'erreur commise  $Z_v - Z^*$  est une variable aléatoire dont on peut calculer la variance (variance d'estimation).

L'approche traditionnelle la plus simple consiste à estimer la grandeur moyenne par la moyenne arithmétique des parcelles sondées dans le panneau en ignorant les informations à l'extérieur. Pour la variance on fera l'hypothèse que le sondage est aléatoire simple. Dans la suite du texte nous ferons référence à ces hypothèses en parlant d'*estimation classique*.

Notons qu'il existe des méthodes usuelles de pondération (13), notamment par inverse des dis-

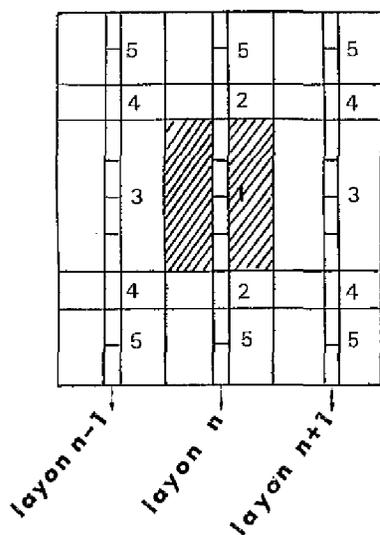
tances ou par inverse du carré des distances qui visent à tenir compte des valeurs sondées extérieures au panneau. Mais un tel choix est arbitraire car il ignore la variabilité spatiale sous-jacente, contrairement à la géostatistique.

Dans cette dernière approche, les facteurs qui influent sur la variance (donc sur la précision) sont :

- la géométrie du champ estimé et des parcelles de sondage ainsi que leurs positions respectives,
- la structure de la variable traduite par le variogramme.

D'un point de vue pratique, il est important de noter que la variance ne dépend pas *directement* des données du sondage (elles n'interviennent que pour la construction du variogramme). On peut donc établir la précision du sondage *a priori*, si le variogramme est connu.

FIG. 5.



### Estimation locale par krigeage.

L'objectif principal est de différencier zones riches et zones pauvres. Ce problème est résolu par le krigeage (1) qui désigne la recherche de la meilleure estimation de la variable régionalisée étudiée dans un panneau. On cherche un estimateur qui soit une combinaison linéaire pondérée :

$$Z^* = \sum_{\beta} \lambda_{\beta} Z_{\beta}$$

$Z_{\beta}$  désigne la donnée de la parcelle  $\beta$  sondée,  $\lambda_{\beta}$  est le pondérateur associé à la parcelle  $\beta$ .

La meilleure estimation doit vérifier les conditions suivantes :

- $Z^*$  est *sans biais* (en moyenne, l'erreur commise en estimant  $Z_v$  par  $Z^*$  est nulle),
- la variance d'estimation de  $Z_v$  par  $Z^*$  est *minimale* (on la citera par la suite sous les termes de variance de krigeage).

Le problème se ramène à la détermination des pondérateurs  $\lambda_{\beta}$  associés à chacun des  $N$  points informants intérieurs ou extérieurs au panneau. On montre que la solution est obtenue par la résolution d'un système de  $N + 1$  équations à  $N + 1$  inconnues.

En réalité, le système optimal ci-dessus est numériquement insoluble car  $N$  représente souvent plusieurs centaines de parcelles dans un sondage forestier. Il faut revenir, à l'aide d'approximations, à un système raisonnablement soluble par ordinateur. Dans ce but, J. P. MARBEAU (12) regroupe les données en auréoles. Les points appartenant à une même auréole ont alors des pondérateurs identiques. Il trouve dans ces conditions qu'avec un système à 5 auréoles (cf. fig. 5), la perte de précision sur la variance est d'environ 1 %. Nous avons utilisé le programme FOREST qu'il a réalisé (12), après avoir adapté les modules d'entrée et de sorties au problème étudié.

## APPLICATION A L'ÉTUDE STRUCTURALE DE DEUX FORÊTS INVENTORIÉES

### PRÉSENTATION DES INVENTAIRES

Nous avons tenté d'appliquer la méthode des variables régionalisées à deux études forestières menées indépendamment au Gabon. Voyons d'abord les caractéristiques principales de chacune d'elles :

**Inventaire Sogacel** : réalisé dans la région de Kango pour le compte de la Société Gabonaise de Cellulose, il s'agit d'un inventaire de pré-exploitation papetière, effectué par sondage sur deux chantiers de 550 ha et 750 ha. Cette forêt est caractérisée par

une grande hétérogénéité sur le plan de la composition des essences et des dimensions des arbres.

On y distingue principalement trois types de végétation : forêt dense sur sol ferme, forêt dense sur marécage et forêt dégradée.

Les essences à usage papetier ont toutes été

(1) D'après le nom de son inventeur, le sud-africain KRIGER.

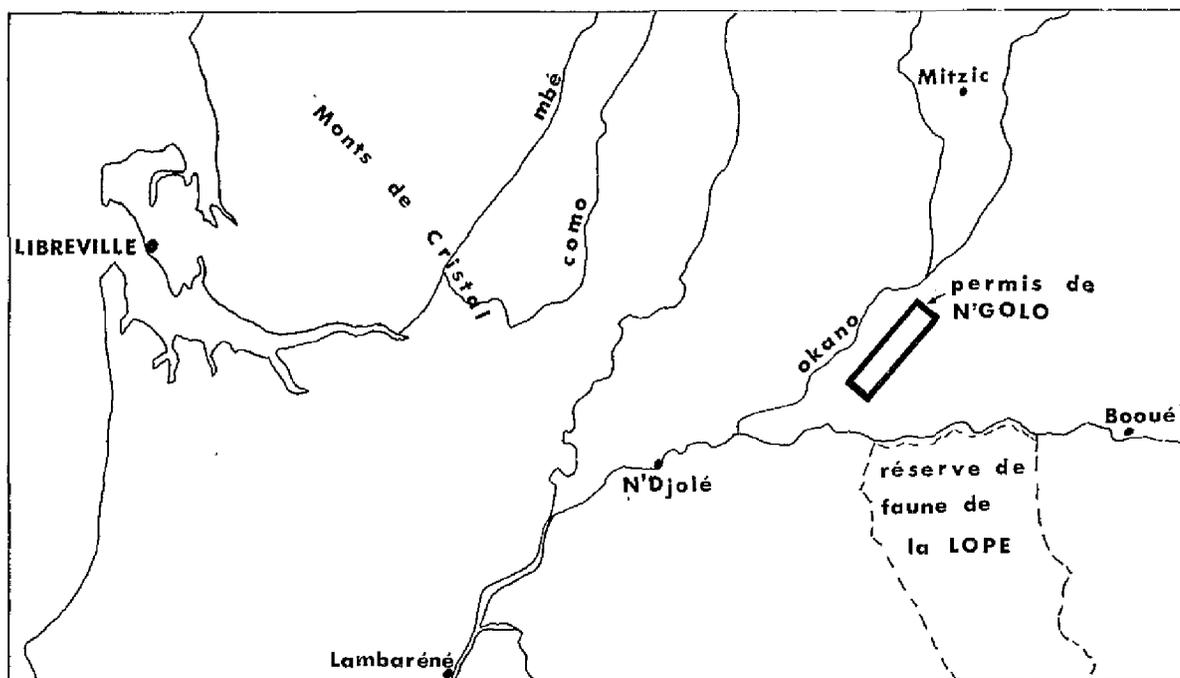


FIG. 6

groupées au moment du comptage sous une seule dénomination. Par contre, 39 essences présentant un intérêt comme bois d'œuvre ont été comptées séparément. Les effectifs relevés étaient répartis en 15 classes de diamètre.

Le plan de sondage suivant a été mis en œuvre : chaque chantier était découpé en carreaux de 100 ha à l'intérieur desquels il a été procédé à un sondage sur 10 % de la surface. Les unités de relevé mesurent 25 m × 25 m, sont contiguës sur 4 layons parallèles et équidistants de 250 m.

Parallèlement aux tableaux de résultats (issus de la théorie classique des sondages) que le C. T. F. T. fournit traditionnellement, nous avons appliqué la méthode des variables régionalisées en nous limitant aux volumes à l'hectare pour les diamètres  $D > 10$  cm et  $D > 20$  cm, toutes essences (papetières et bois d'œuvre) confondues. Le volume d'un arbre de diamètre  $D$  est obtenu en appliquant le tarif du cubage « fût » suivant à toutes les essences :

$$V = -0,11678 + 8,3482 D^2 + 3,16266 D^4$$

où  $V$  est exprimé en  $m^3$  et  $D$  en mètres.

**Inventaire dans la région de N'Golo :** il s'agit d'une zone de 20.000 ha environ, prospectée en plein et ne comportant que des essences de bois d'œuvre où l'Okoumé domine largement. La figure 6 situe la position du permis sur la carte.

Nous disposons pour mener à bien notre étude

d'une carte au 1/10.000, fournie aimablement par la Société des Bois Déroulés du Gabon. Cette carte comporte l'indication de la position de chaque pied de plus de 60 cm de diamètre (sans préciser son diamètre exact) ainsi que le nom de l'essence qui lui est associé.

Le relief est dans l'ensemble peu prononcé avec quelques hauteurs par endroits. L'examen de la carte ne révèle pas la présence d'axe préférentiel de répartition des arbres, cependant la zone Sud-Ouest apparaît plus dense en Okoumés que le reste du champ prospecté.

Nous avons regroupé d'une part, sous l'appellation « Bois Blancs » (BB) les essences Ilomba, Ozigo, Aiélé, représentées sur la carte et, d'autre part sous l'appellation « Bois Rouges » (BR) les essences Tiama, Sapelli, Sipo, Moabi, Acajou, Agba, Douka, Kosipo, Doussié et Tchitola. Les densités moyennées sur l'ensemble du champ sont les suivantes : 1,42 Okoumé/ha, 0,26 BB/ha et 0,05 BR/ha.

Nous avons plaqué sur la carte une trame à maille carrée de 5 mm de côté. Chaque carré élémentaire représente alors une unité de relevé (ou parcelle) de 50 m × 50 m à l'intérieur de laquelle les pieds sont comptés et répartis par essence (ou groupe d'essences).

Pour couvrir l'ensemble du champ, les unités de relevé sont alignées sur des pseudo-layons eux-mêmes contigus et distants de 50 m.

Ce travail de saisie sur carte et de transcription sur bordereaux s'est révélé particulièrement long.

Il a nécessité environ deux mois de technicien à temps plein. Il était cependant justifié par son intérêt : permettre de comparer les prévisions de la méthode des variables régionalisées (obtenues par simulation de sondage) à une estimation tradition-

nelle et surtout à la réalité. Il constitue donc un excellent banc d'essai pour la méthode.

Les trois variables retenues *a priori* sont donc les densités (effectifs/ha) des Okoumés, BB, et BR pour des arbres de diamètre supérieur à 60 cm.

### RÉSULTATS RELATIFS AUX VARIOGRAMMES DE L'INVENTAIRE SOGACEL

Les demi-variogrammes étudiés par chantier sont relatifs à la variable « volume/ha. Toutes essences confondues ». La direction est celle du layon et le pas unitaire est de 25 m (égal à la distance entre deux unités de relevé). On n'a pas distingué les différents types de forêt qui sont trop mélangés pour permettre une étude séparée. Par ailleurs, la distinction entre les diamètres  $D > 10$  cm et  $D > 20$  cm ne se traduit par aucune différence appréciable au niveau des variogrammes.

On constate que le variogramme observé est la résultante de plusieurs structures superposées. Les paramètres obtenus sont rassemblés dans le tableau suivant où  $C_0$  désigne la constante de pépité obtenue par extrapolation à l'origine,  $C_1$  et  $C_2$  les constantes de palier et  $a_1$ ,  $a_2$  les portées des deux structures gigognes.

On remarquera la prépondérance de l'effet de pépité par rapport aux constantes de palier surtout dans le chantier I où  $C_0$  est 6 fois plus élevé que  $C_1$ .

Par ailleurs, on observe dans les deux cas une portée commune de 150 m. On peut distinguer sur

	$C_0$	$C_1$	$C_2$	$a_1$ (m)	$a_2$ (m)
Chantier I..	12.200	1.300	—	150	—
Chantier II.	10.000	360	2.240	150	400

le variogramme du chantier II une portée plus grande de 400 m. Ce dernier variogramme est relativement plus précis et structuré car on y dispose de plus de données et le type de végétation est plus homogène : la forêt dégradée est peu représentée.

Le variogramme dans la direction orthogonale est moins intéressant car l'intervalle entre deux unités de relevé est cette fois 250 m (distance inter-layon) ce qui est supérieur à la portée  $a_1 = 150$  m mesurée et d'autre part le nombre de points significatifs de  $\gamma(h)$  est faible. Nous avons cependant pu vérifier que les hauteurs des paliers étaient très proches, ce qui indique l'absence d'anisotropie pour la variable étudiée.

### RÉSULTATS RELATIFS AUX VARIOGRAMMES DE N'GOLO

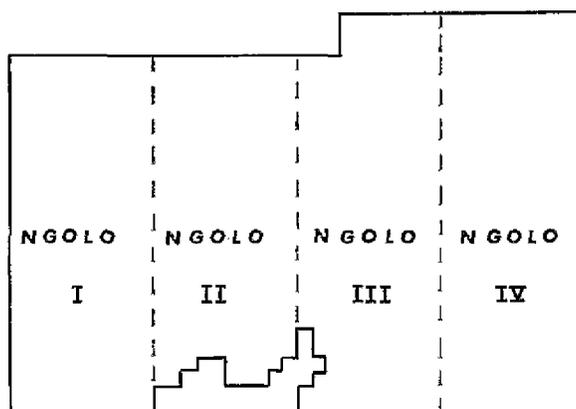
Nous avons obtenu les variogrammes expérimentaux, d'une part à partir du comptage en plein et, d'autre part, en simulant trois sondages, chacun étant affecté de l'un des taux suivants : 1 %, 5 %, et 10 % du total. A l'intérieur de chaque layon échantillonné, les unités de relevé sont comptées en continu, ce qui fixe le pas unitaire du variogramme à 50 m.

*A priori*, il était prévu d'étudier les variables relatives aux densités d'Okoumé/ha, de BB/ha et de BR/ha. Toutefois les variogrammes expérimentaux des deux dernières variables sont apparus résolument plats révélant une absence totale de structure : cette répartition aléatoire s'explique probablement par le fait qu'on a regroupé des espèces très différentes du point de vue de leur comportement écologique, ces espèces étant d'ailleurs très peu représentées. La méthode des variables régionalisées ne pouvant rien apporter pour BB et BR, l'étude s'est focalisée sur les Okoumés où

la présence d'une structure spatiale était mise en évidence.

Pour pallier les entorses à l'hypothèse de sta-

FIG. 7. — Découpage du permis en 4 zones.



DIRECTION HORIZONTALE

Okoumé Effectifs/Ha

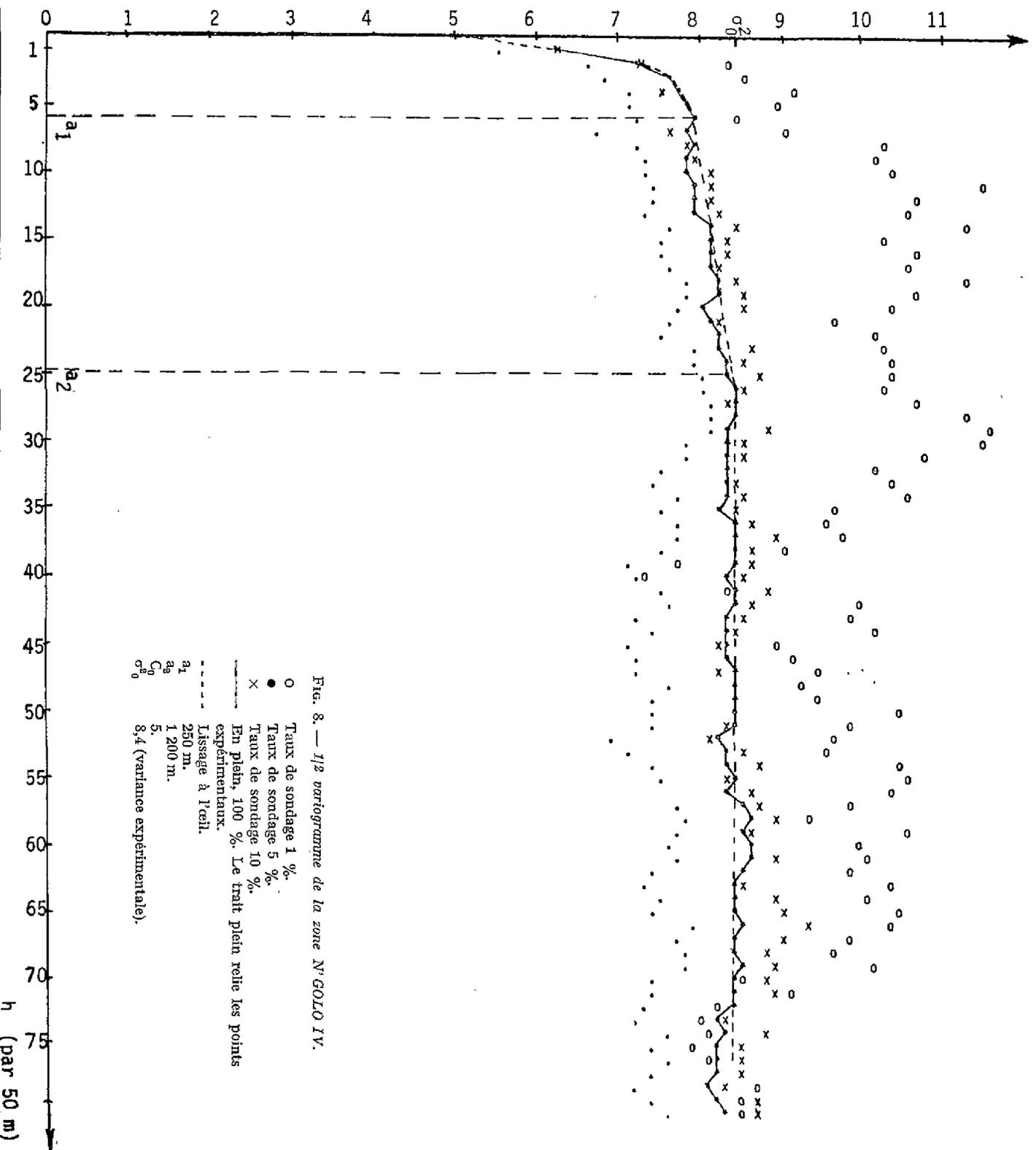


Fig. 8. — 1/2 variogramme de la zone N° GOLA IV.

- Taux de sondage 1 %.
- Taux de sondage 5 %.
- × Taux de sondage 10 %.
- En plein, 100 %. Le trait plein relie les points expérimentaux.
- - - Lissage à l'œil.
- $a_1$  250 m.
- $a_2$  1 200 m.
- $C_0$  5.
- $\sigma_0^2$  8,4 (variance expérimentale).

tionnarité (une partie du champ est nettement plus riche que l'autre) nous avons découpé le champ en 4 zones d'égale importance (5.000 ha environ) : N'Golo I, II, III et IV en allant de gauche à droite sur la carte. Sur chacune de ces zones, nous avons étudié un variogramme spécifique dont les paramètres ont été repris pour l'estimation locale.

Il faut noter que la précision de chaque point du variogramme (à  $h$  fixé) est excellente : pour les variogrammes de la zone présentée figure 8 :

— les points près de l'origine sont obtenus avec plus de 20.000 couples dans le cas du comptage en plein,

— aux taux de sondage le plus faible (1 %) et à l'intervalle  $h$  maximum, le nombre de couples reste supérieur à 100.

Il ressort des résultats expérimentaux sur l'Okoumé les aspects suivants :

a) la constante de pépite  $C_0$  est prépondérante (environ 2,5 fois plus grande que la somme des constantes de palier  $C_1 + C_2$ ).

Il existe des différences structurales d'une zone à l'autre portant sur les paramètres  $C_0$ ,  $C_1$  et  $C_2$ . Si l'effet de pépite  $C_0$  est toujours prépondérant, on constate cependant que sa contribution relative est près de deux fois plus importante dans les zones les plus pauvres du champ.

Par contre, les variations sur les portées (d'ailleurs difficiles à apprécier) sont faibles :  $a_1 = 200$  à 250 m (mini-structure) et  $a_2 = 1.000$  à 1.200 m (macro-structure). Notons que l'effet gigogne se traduit sur le variogramme expérimental par un épaulement caractéristique de la courbe.

b) Les paramètres des variogrammes obtenus dans deux directions orthogonales ne diffèrent pas significativement : les écarts sont de quelques pour-cent.

c) La comparaison des taux de sondage montre que :

- le sondage simulé à 10 % (un layon tous les

500 m) donne des résultats très voisins du variogramme « en plein ». Tous les paramètres peuvent être déduits correctement ;

- les sondages à 5 % donnent des variogrammes déjà moins satisfaisants. L'amplitude des paliers présente des écarts non négligeables par rapport à la vérité et sont plus fluctuants. On apprécie cependant assez bien la portée ;

- les sondages à 1 % fournissent des variogrammes franchement mauvais (toujours par rapport à la vérité). Les fluctuations sont très fortes, il est donc difficile et hasardeux d'apprécier les paramètres du variogramme (palier et portée).

On retiendra de cette comparaison qu'un taux de sondage supérieur à 5 % est nécessaire dans le cas de N'Golo pour avoir un variogramme fiable.

d) Comparaison de plusieurs échantillonnages de même taux de sondage :

- au taux de 10 %, on peut obtenir 10 échantillonnages possibles en prenant des points de départ de layons différents. Si on confronte les variogrammes, on constate que la hauteur du palier d'un variogramme varie d'un sondage à l'autre. Les écarts maximum sont de  $\pm 20$  % par rapport à la hauteur médiane ;

- pour un taux de sondage de 1 %, les écarts de hauteurs varient du simple au double.

Nous avons vérifié que les écarts entre variogrammes locaux (cités en a) et d)) évoluaient *grosso modo* comme le carré de la moyenne locale. On a affaire à un effet **proportionnel** direct bien connu en mines. Ces fluctuations n'auront aucun effet sur l'estimation locale proprement dite ; par contre la variance d'estimation variera dans les mêmes proportions.

Ayant dégagé les grandes lignes de la structure des variables régionalisées, nous sommes maintenant en mesure d'aborder le problème de l'application de la méthode des variables régionalisées pour l'estimation locale.

## ESTIMATION LOCALE PAR KRIGEAGE APPLIQUÉE AUX DEUX FORÊTS ÉTUDIÉES AU GABON

### RÉSULTATS D'ESTIMATION POUR LES CHANTIERS SOGACEL

Il s'agissait de « kriger » des petits panneaux carrés de 6,25 ha centrés sur des layons eux-mêmes distants de 250 m. Ces panneaux mis côte à côte sont regroupés par carreaux de 100 ha et recouvrent l'ensemble du chantier. Chaque panneau

contient 10 unités de relevé de 25 m  $\times$  25 m. Le taux de sondage est de 10 %.

Les résultats d'estimation pour le chantier I sont présentés figure 9 à titre indicatif. La variable régionalisée est le volume fût/ha, toutes essences

Fig. 9



**SOGACEL CHANTIER I (550 ha)**

VOLUME FUT TOUTES ESSENCES D > 10 cm

12 n° de carreau

13 n° de layon

				147,2 ± 50 (134)				144,9 ± 46 (147)				169,8 ± 46 (160)				162,4 ± 50 (145)																			
				166,4 ± 45 (168)				161,4 ± 42 (158)				158,5 ± 42 (143)				159,0 ± 45 (156)																			
				207,2 ± 45 (219)				182,9 ± 42 (161)				161,1 ± 42 (161)				152,0 ± 45 (124)																			
				231,6 ± 44 (262)				199,3 ± 42 (204)				164,8 ± 42 (172)				160,8 ± 45 (179)																			
				170,2 ± 50 (163)				223,1 ± 44 (229)				215,3 ± 43 (205)				190,9 ± 42 (202)				179,5 ± 42 (159)				171,9 ± 45 (160)											
				168,3 ± 45 (138)				216,1 ± 42 (277)				182,3 ± 42 (116)				202,6 ± 42 (205)				208,3 ± 42 (205)				201,8 ± 45 (216)											
				190,3 ± 45 (229)				178,3 ± 42 (125)				194,3 ± 42 (170)				212,3 ± 42 (218)				235,8 ± 42 (232)				231,8 ± 45 (215)											
				185,1 ± 44 (194)				185,0 ± 42 (186)				196,3 ± 42 (202)				241,2 ± 42 (248)				237,9 ± 42 (190)				268,4 ± 45 (278)											
				215,2 ± 50 (187)				206,4 ± 44 (172)				219,2 ± 43 (197)				192,7 ± 42 (139)				201,1 ± 42 (177)				262,9 ± 42 (245)				314,1 ± 42 (383)				298,4 ± 45 (285)			
				252,3 ± 45 (290)				239,9 ± 42 (263)				232,5 ± 42 (278)				221,8 ± 42 (271)				227,9 ± 42 (247)				289,9 ± 42 (297)				324,3 ± 42 (365)				324,4 ± 45 (367)			
				267,2 ± 45 (288)				241,2 ± 42 (257)				202,5 ± 42 (162)				216,2 ± 42 (233)				233,3 ± 42 (227)				258,1 ± 42 (235)				280,2 ± 42 (296)				284,5 ± 45 (294)			
				262,8 ± 45 (241)				236,2 ± 42 (217)				192,1 ± 42 (154)				196,6 ± 45 (153)				226,8 ± 44 (234)				234,0 ± 46 (227)				218,5 ± 46 (162)				245,8 ± 50 (249)			
				295,2 ± 45 (298)				276,3 ± 42 (295)				254,0 ± 42 (294)				239,1 ± 44 (215)																			
				311,5 ± 45 (345)				306,8 ± 42 (371)				264,3 ± 42 (264)				286,8 ± 45 (342)																			
				284,3 ± 45 (234)				276,2 ± 42 (273)				251,7 ± 42 (219)				264,3 ± 45 (231)																			
				265,9 ± 50 (248)				261,4 ± 46 (301)				263,3 ± 46 (313)				248,6 ± 50 (227)																			

confondues (Bois d'Œuvre compris), pour les arbres de diamètre supérieur à 10 cm. Il s'agit en fait d'une véritable cartographie de la richesse de la forêt. Le mode de lecture pour chaque panneau est le suivant :

a) sur la ligne supérieure  $Z^* \pm 2 \sigma_K$  (intervalle de confiance au niveau 95 %) avec  $Z^*$  estimation par krigeage d'un panneau, en m<sup>3</sup>/ha,  $\sigma_K$  écart-type (racine carrée de la variance de krigeage) ;

b) à titre de comparaison, on fournit sur la ligne du dessous, entre parenthèses, l'estimation classique, obtenue par un sondage aléatoire simple. Les hypothèses retenues sont définies au chapitre « Méthodes d'estimation ».

On peut constater que les écarts entre les deux méthodes varient, selon la localisation, de 0 à 20 %. Il faut surtout remarquer l'effet de lissage du krigeage, autrement dit, les estimations obtenues par rapport à la méthode classique sont systématiquement relevées pour les valeurs faibles et atténuées pour les valeurs fortes.

Par ailleurs, le calcul de la variance dans l'hypothèse classique a été effectué sur quelques panneaux. Il en ressort que le krigeage donne des résultats environ deux fois plus précis qu'en estimation classique. Nous avons trouvé un gain en précision du même ordre pour la forêt de N'Golo dont les résultats sont détaillés plus loin.

Les résultats présentés sur cartes sont issus de variogrammes moyens obtenus sans distinguer les types de forêt. On applique donc le même variogramme à l'ensemble du chantier étudié. Nous avons vérifié que l'utilisation de variogrammes spécifiques à un type de forêt (forêt dense ou forêt dégradée) :

- ne changeait quasiment rien aux estimations,
- ne modifiait quelque peu les variances qu'en forêt dégradée.

L'importance de l'environnement extérieur au

panneau est fournie par les pondérateurs  $\lambda_2$  à  $\lambda_5$ , alors que  $\lambda_1$  traduit l'influence des informations recueillies dans le panneau lui-même. On trouve les contributions suivantes par aurole et par chantier :

$\lambda_p$	Chantier	
	I	II
1	34 %	50 %
2	6 %	10 %
3	22 %	18 %
4	9 %	5 %
5	29 %	17 %

On observera que l'information extérieure au panneau estimé contribue à 66 % (chantier I) et 50 % (chantier II) à l'estimation. La différence constatée entre les deux chantiers est liée à la structure plus aléatoire du chantier I où  $C_0$  est relativement plus important.

Dans le tableau ci-dessous, on trouvera :

- la moyenne des estimations sur tous les panneaux appartenant au même type de forêt :

$$\bar{Z}^* = \frac{1}{N} \sum_{p=1}^N Z_p^*$$

où  $Z_p^*$  désigne l'estimation par krigeage du panneau  $p$  et  $N$  le nombre total des panneaux.

- la précision relative de l'estimation par panneau

$$\pm 2 \sigma_K / \bar{Z}^*$$

Naturellement, on peut constater des écarts individuels importants par rapport à ces moyennes.

On voit que dans le chantier II, les panneaux en F. d. sont nettement plus pauvres que ceux du chantier I dans le même type de forêt. Ils sont cependant peu nombreux (13 sur 120 au total).

Chantier	Type de forêt	Nbre de panneaux $N$	Vol/ha $D > 10$ cm (m <sup>3</sup> /ha)	Vol/ha $D > 20$ cm (m <sup>3</sup> /ha)
N° I	F. D. (1).....	68	235 ± 18,75 %	216,5 ± 20,3 %
	F. d. (1).....	20	191 ± 23,00 %	174,5 ± 25,2 %
	Total .....	88	225 ± 19,60 %	207,0 ± 21,3 %
N° II	F. D.....	107	238,2 ± 19,00 %	221,6 ± 20,3 %
	F. d.....	13	157,8 ± 28,80 %	137,2 ± 25,0 %
	Total .....	120	229,5 ± 19,80 %	212,5 ± 21,4 %

(1) } F. D. = forêt dense ou marécageuse.  
F. d. = forêt dégradée.

## RÉSULTATS D'ESTIMATIONS ET CARTOGRAPHIE DE LA FORÊT DE N'GOLO

Soulignons que l'intérêt principal de l'étude N'Golo repose sur le fait que la moyenne « vraie »  $Z_0$ , généralement inaccessible, est ici connue. On

pourra donc comparer systématiquement estimation classique, géostatistique et vérité.

Les résultats présentés ici sont relatifs à une

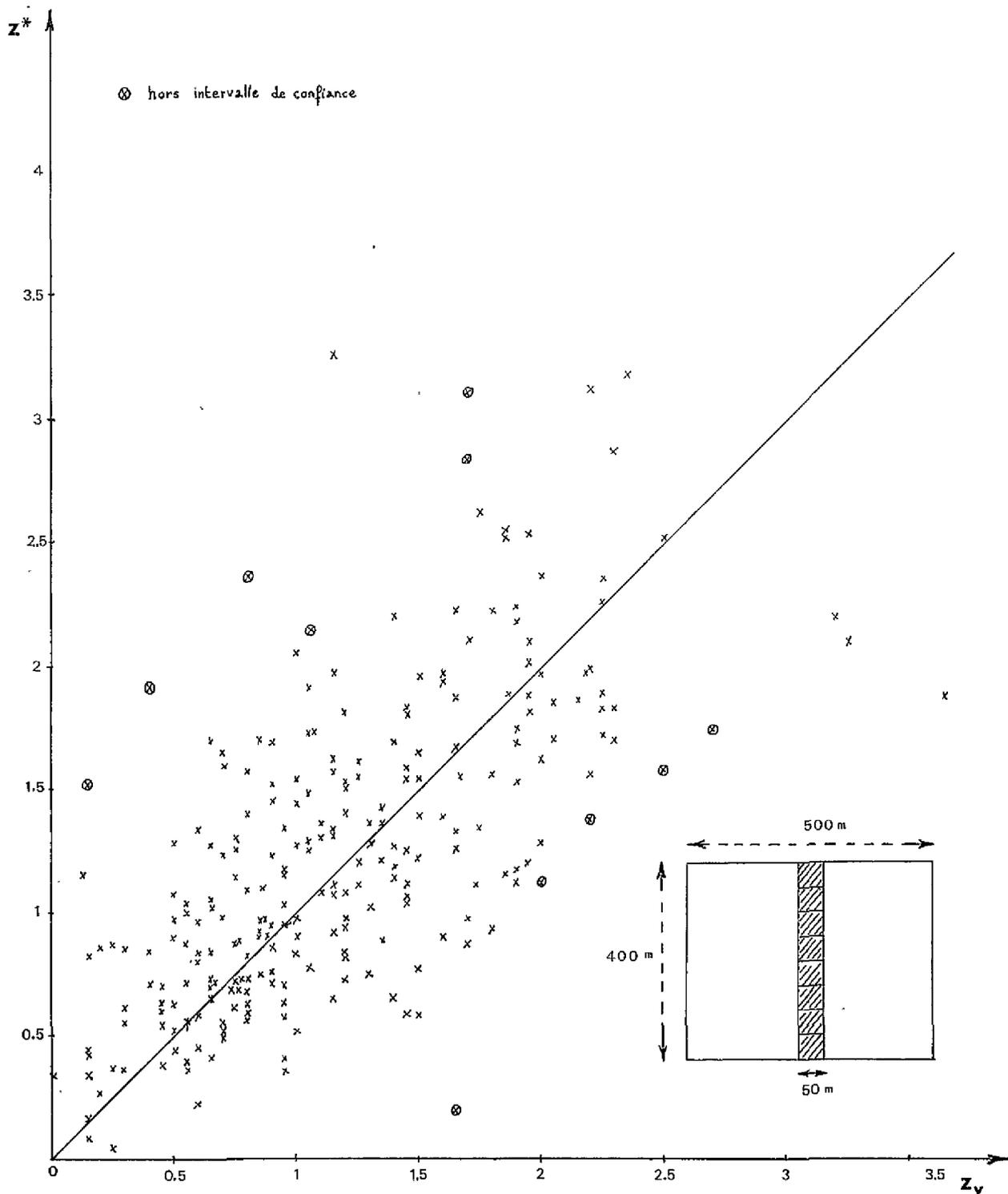


FIG. 10. — Comparaison krigeages/valeurs vraies. Chaque point désigne un panneau de 20 ha. Simulation d'un sondage à 10 % sur NGOLO1.

simulation de sondage à 10 % (un layon sur dix retenu). Le champ est découpé en panneaux de 20 ha (500 m × 400 m). Nous avons choisi une forme géométrique se rapprochant du carré, commode pour une juxtaposition ultérieure en domaines de formes quelconques.

Des simulations à des taux plus faibles ont bien été effectuées avec la même règle de comptage en continu sur le layon, mais les estimations obtenues sont moins satisfaisantes : pour un sondage à 5 % par exemple, un panneau de 20 ha aura une forme très allongée (1.000 m × 200 m). Les parcelles estimantes sur les layons immédiatement voisins sont à 1.000 m de la surface estimée, à une distance supérieure ou égale aux portées  $a_1$  et  $a_2$ . Elles n'auront donc pas un poids privilégié par rapport à l'environnement lointain, ce qui diminue l'intérêt du krigeage pour cette géométrie. On ne parlera plus par la suite que de sondage à 10 %.

### Précision et dispersion des estimations.

La précision des résultats d'estimation est définie, comme dans l'étude Sogacel, par la fourchette (au niveau de confiance 95 %) :

$$Z^* \pm 2 \sigma_k \text{ (densité d'Okoumé/ha).}$$

Nous avons vérifié expérimentalement que :

- la moyenne des valeurs vraies  $Z_v$  était égale à la moyenne des estimations  $Z^*$  (non biais),
- le pourcentage de panneaux ayant une densité  $Z_v$  « hors fourchette » d'estimation ne dépassait pas effectivement 5 %.

Soit :

$$\bar{Z}^* = \frac{1}{N} \sum Z^*$$

L'estimation du krigeage moyennée sur l'ensemble des  $N$  panneaux de 20 ha couvrant une zone de 5.000 ha.  $\bar{Z}_1^*$  et  $\bar{Z}_v$  sont les moyennes des estimations « classiques » et des densités vraies sur le même ensemble.

Le tableau suivant fournit les résultats principaux du krigeage : pondérateurs, variances, précision relative. Les moyennes d'estimation sont données à titre indicatif.

On observe que l'information disponible extérieure au panneau pèse plus lourd dans l'estimation de la densité que l'information interne ( $\lambda_1$  est nettement inférieur à 0,50).

Si on se contente de confronter les moyennes des estimations par krigeage et par estimation classique (respectivement  $\bar{Z}^*$  et  $\bar{Z}_1^*$ ) on trouvera des résultats très proches, à l'exception de la tranche III où le krigeage fournit une meilleure estimation.

Cependant, cette comparaison, si elle s'arrêtait là serait trompeuse, car la moyenne  $\bar{Z}_1^*$  masque en fait localement une grande disparité des estimations. Par contre, le nuage des points krigés est bien centré sur l'axe  $Z^* = Z_v$ , avec une certaine dispersion (cf. fig. 10).

La précision relative du krigeage, d'environ 75 %, peut paraître élevée. A titre de comparaison, nous avons calculé les variances « classiques », en supposant qu'elles étaient toutes égales d'un panneau à l'autre à la variance moyenne

$$\bar{\sigma}^2 = \frac{1}{N} \sum \sigma^2$$

où  $\sigma^2$  est calculé dans l'hypothèse d'un sondage aléatoire simple.

On trouve alors une précision relative  $2 \bar{\sigma} / Z_1^* = 141$  %.

On voit que le krigeage est environ deux fois plus précis en moyenne que la méthode traditionnelle. Notons que le gain en précision trouvé est du même ordre aussi bien pour l'étude N'Golo que sur les chantiers Sogacel.

Examinons par ailleurs les histogrammes de la figure 11. L'histogramme des estimations par krigeage (b) est très semblable à celui du comptage en plein (c). Par contre, l'histogramme des estimations classiques diffère nettement des deux autres ; on y trouve deux fois trop de panneaux de densité très faible et de densité très forte (classes hachurées sur la figure).

Comparons visuellement les dispersions des histogrammes (b) et (c) : elles sont très voisines. Or, il existe une relation (dite « relation de lissage ») qui dit, qu'en première approximation la variance de dispersion des panneaux comptés en plein est

Zones N'Golo	$\bar{Z}_v$	$\bar{Z}_1^*$	Pondérateurs					$\bar{Z}^*$	$\sigma_k^2$	$2 \sigma_k / \bar{Z}^*$
			$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\lambda_3$	$\lambda_4$	$\lambda_5$			
I .....	1,18	1,25	0,38	0,10	0,18	0,08	0,26	1,25	0,20	72 %
II .....	1,26	1,29	0,38	0,08	0,18	0,08	0,28	1,28	0,23	75 %
III .....	1,53	1,58	0,44	0,10	0,16	0,06	0,24	1,53	0,34	76 %
IV .....	1,69	1,61	0,41	0,10	0,17	0,07	0,25	1,62	0,36	74 %

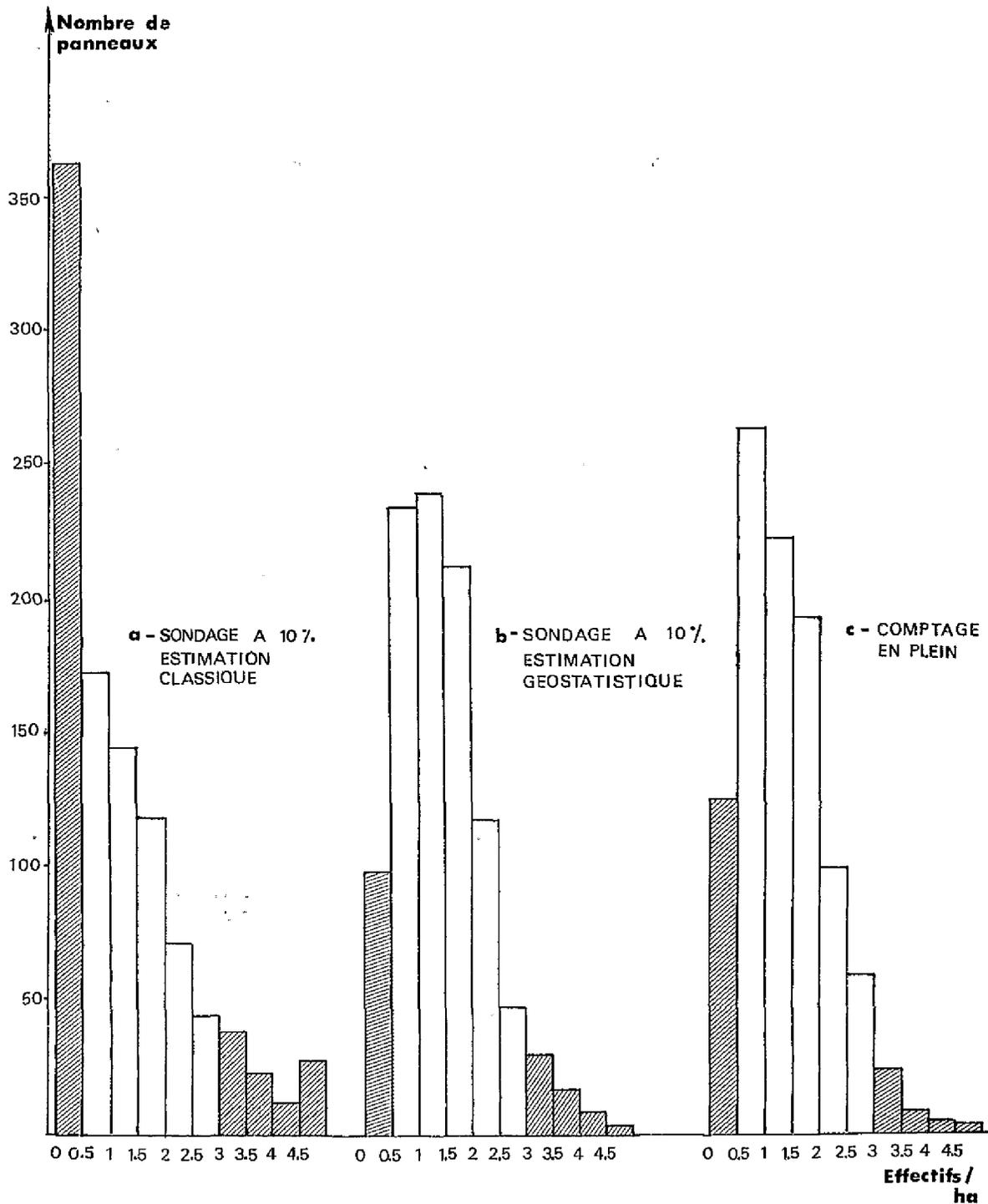


FIG. 11

égale à la variance de krigeage plus la variance de dispersion des panneaux krigés.

On peut donc en déduire que la variance de krigeage est petite par rapport à la variance de dispersion.

Stabilité des résultats par rapport au tirage d'un échantillon.

On peut se demander dans quelle mesure les résultats d'estimation obtenus par krigeage (ou

par estimation classique) seraient affectés par le choix d'un autre échantillonnage de layons au même taux de 10 % ?

Rappelons qu'on peut obtenir 10 tirages d'échantillons différents à ce taux, en prenant des layons géographiquement distincts. Nous avons déjà constaté que cela avait une incidence sur les paliers des variogrammes, se traduisant par des différences de  $\pm 20\%$  sur les paramètres. Ces écarts n'ont aucun effet sur l'estimation, par contre les variances sont à multiplier par un coefficient compris entre 0,8 et 1,2.

Intéressons-nous maintenant à l'incidence sur le krigeage proprement dit, le variogramme étant supposé inchangé d'un tirage sur l'autre. Pour ce faire, nous avons simulé 5 sondages différents, tous à 10 %.

Soit :

$Z_s^*$  l'estimation d'un panneau à partir d'un sondage  $s$  avec  $1 \leq s \leq 5$ , et  $e_{s,p} = |Z_s^* - Z_p|$  l'écart à la vérité correspondant.

Nous avons calculé pour chaque panneau  $p$  les indices suivants, par les deux approches du krigeage et de l'estimation « classique » :

$\bar{e}_p = \frac{1}{5} \sum_s e_{s,p}$  → mesure la *qualité moyenne* de l'estimation pour différents sondages,

écart-type  $\sigma_p(e_{s,p})$  → mesure la *dispersion* des estimations donc la stabilité au sondage.

Les indices issus de chaque méthode sont ensuite comparés panneau par panneau. Le critère de classement est le suivant :

si  $\begin{cases} \bar{e}_p \text{ (méthode 1)} < \bar{e}_p \text{ (méthode 2)} \\ \text{et } \sigma_p \text{ (méthode 1)} < \sigma_p \text{ (méthode 2)} \end{cases}$

alors, la méthode d'estimation 1 est meilleure pour le panneau  $p$ . Si seulement l'une des deux conditions est vérifiée, on ne tranche pas. En procédant ainsi sur l'ensemble des panneaux de la zone IV nous avons obtenu le classement suivant :

75 % de cas favorables au krigeage,  
8 % à l'estimation classique,  
17 % de cas douteux.

Cette stabilité plus grande des estimations géostatistiques n'a rien de surprenant : le krigeage prend en compte beaucoup plus d'informations que l'estimation classique.

### Cartographie de la richesse en Okoumé.

Les résultats que nous avons présentés ne nous permettent pas encore une comparaison locale entre méthodes d'estimation et réalité. Pour compléter cette étude, nous avons dressé des cartes de richesse à partir de l'estimation classique, du krigeage et du comptage en plein (fig. 12A, 12B, 12C). Pour ce faire, nous avons réparti les densités de

panneaux en 7 classes de valeurs correspondant chacune à une trame. L'ensemble du champ est donc couvert de panneaux jointifs.

La confrontation des trois cartes est particulièrement significative. Alors que la carte obtenue par estimation classique constitue un véritable « patchwork » que l'œil ne parvient pas à intégrer, le krigeage en lissant les données brutes, souligne les grandes tendances de richesse et traduit assez fidèlement la réalité. Ce résultat est *concrètement le plus intéressant de cette étude* : l'exploitant et l'aménagiste forestier disposent d'un outil permettant une micro-cartographie fiable de la forêt, et ceci à un coût réduit puisqu'un dixième seulement de la superficie est inventorié.

On peut se poser à nouveau la question : l'examen de cartes obtenues à partir d'estimations issues d'échantillonnages différents aboutirait-il aux mêmes conclusions ? Pour essayer d'y répondre, calculons un nouvel indice, relatif à un sondage  $s$  donné et moyennant les écarts  $e_{s,p}$  sur l'ensemble des  $N$  panneaux de la zone, soit :

$$\bar{e}_s = \frac{1}{N} \sum_p e_{s,p}$$

On a procédé comme précédemment à la simulation de cinq sondages.

La comparaison des valeurs obtenues sur  $\bar{e}_s$  par la méthode du krigeage montre que le résultat est quasiment constant autour de 0,51. Ceci semble indiquer que les différentes cartes de richesse fournies par le krigeage seraient dans l'ensemble très proches, quel que soit l'échantillonnage effectué.

Par contre en estimation classique,  $\bar{e}_s$  varie entre 0,72 et 0,85. On peut donc s'attendre à avoir des cartes plus ou moins différentes selon le sondage retenu.

Nous disposons donc grâce au krigeage d'une cartographie économique et fiable. L'étape suivante consiste à superposer cette carte de richesse et la carte du relief et des cours d'eau, en vue de planifier un réseau routier. L'exploitant pourra alors dessiner les contours de domaines plus grands et surtout de formes quelconques imposées par des contraintes naturelles. Il nous reste à fournir à nouveau estimation et variance mais cette fois au niveau de surfaces quelconques supérieures à la centaine d'hectares.

### Méthode d'estimation de grands domaines.

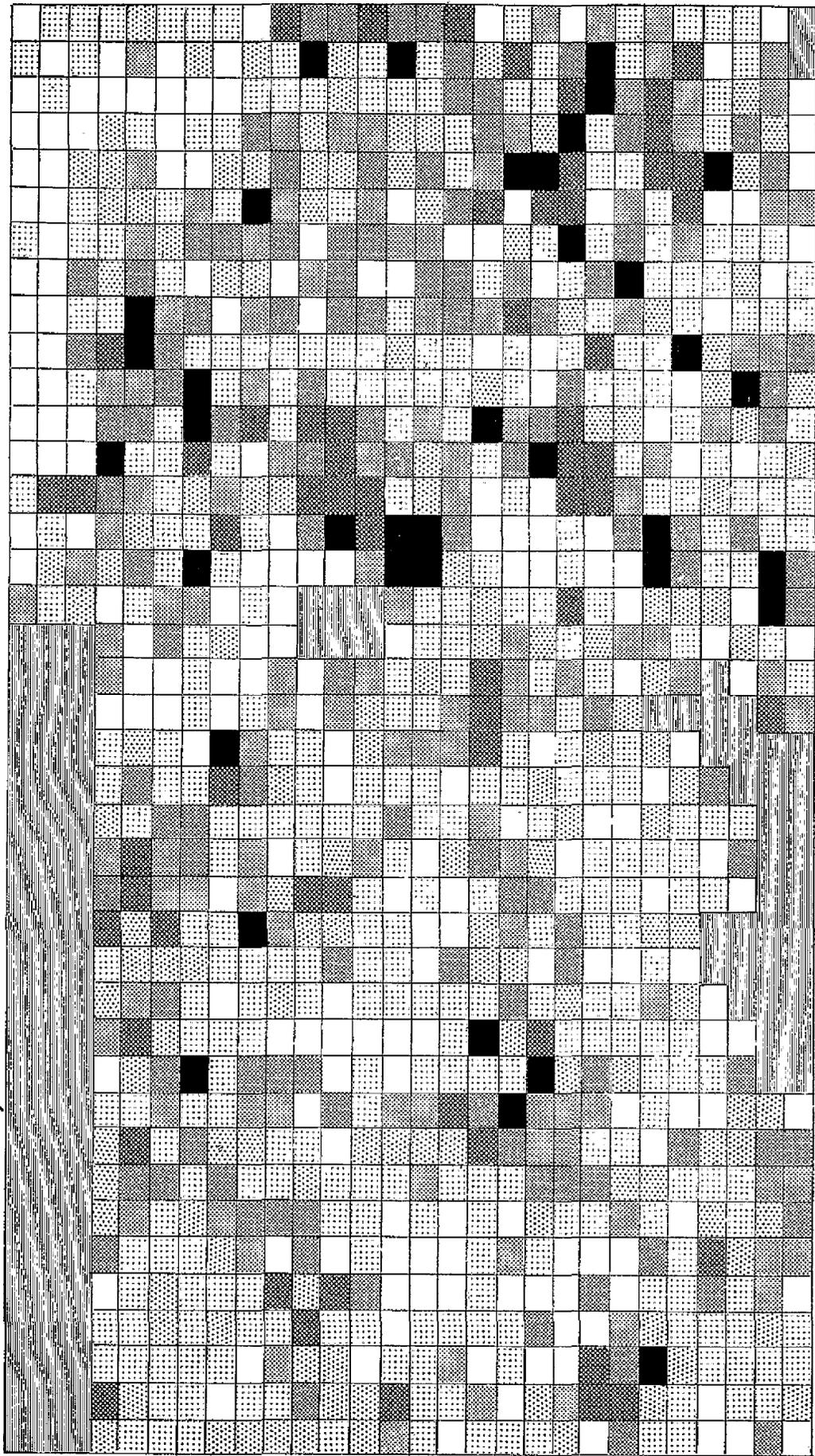
Soit un domaine  $S$  quelconque à estimer (fig. 13a). Il peut être approché en regroupant  $m$  panneaux carrés (ou sub-carrés)  $s_i$ , préalablement krigés.

D. GUIBAL (11) a développé une méthode rigoureuse de composition des panneaux. Mais en pratique cette dernière est très lourde à mettre en œuvre. Nous avons donc adopté la méthode d'approximation proposée par J. P. CHILLES du Centre de Morphologie Mathématique de Fontainebleau.

Fig. 12 a.

Carte du champ NGOLO - Estimations classiques

Nord



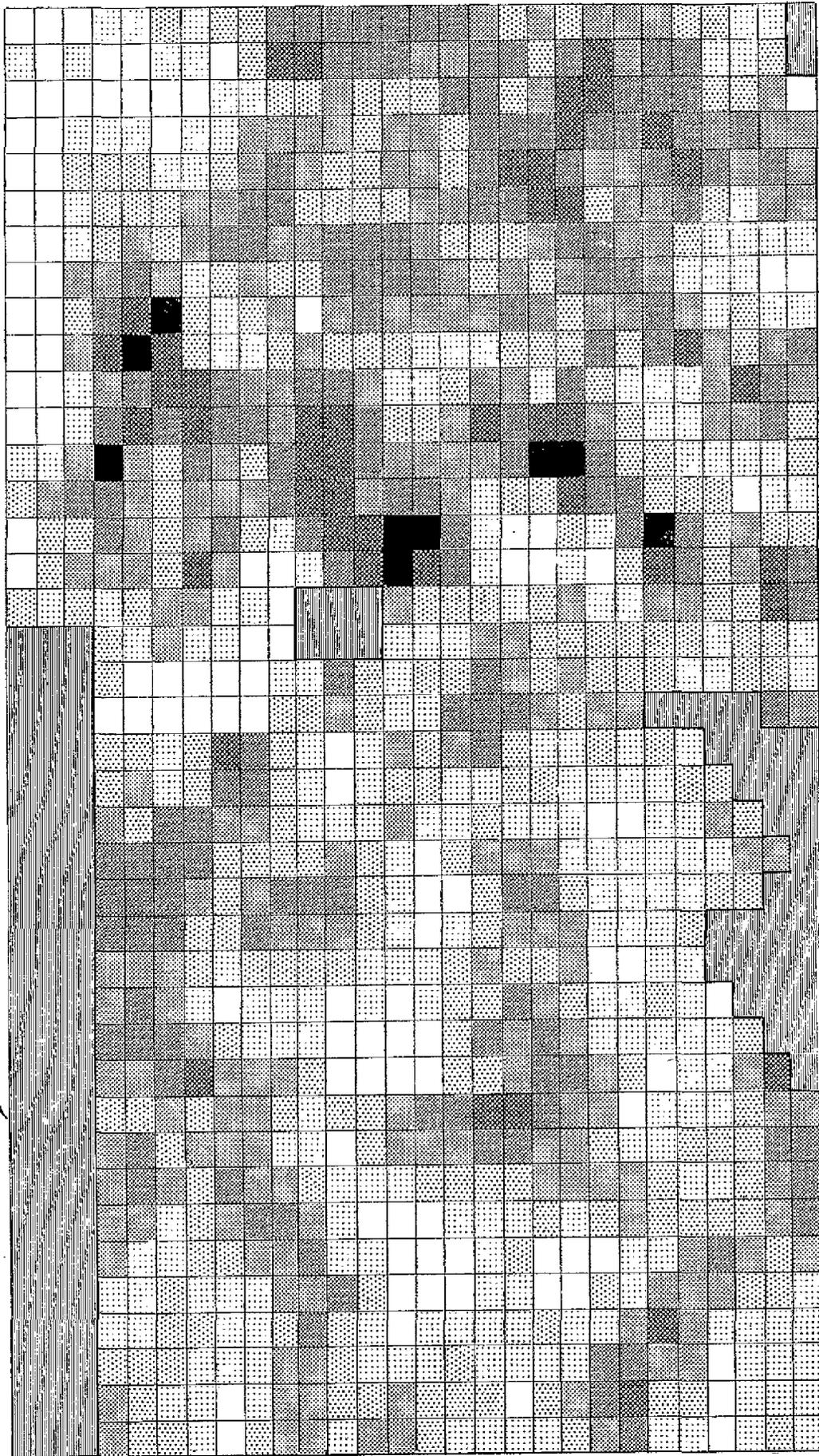
Densité Okdumé / ha



FIG. 12 b.

Carte du champ NGOLO - Krigage

Nord



Densité Okdumé/ha

hors comptage

> 4

3,01 à 4

2,01 à 3

1,51 à 2

1,01 à 1,50

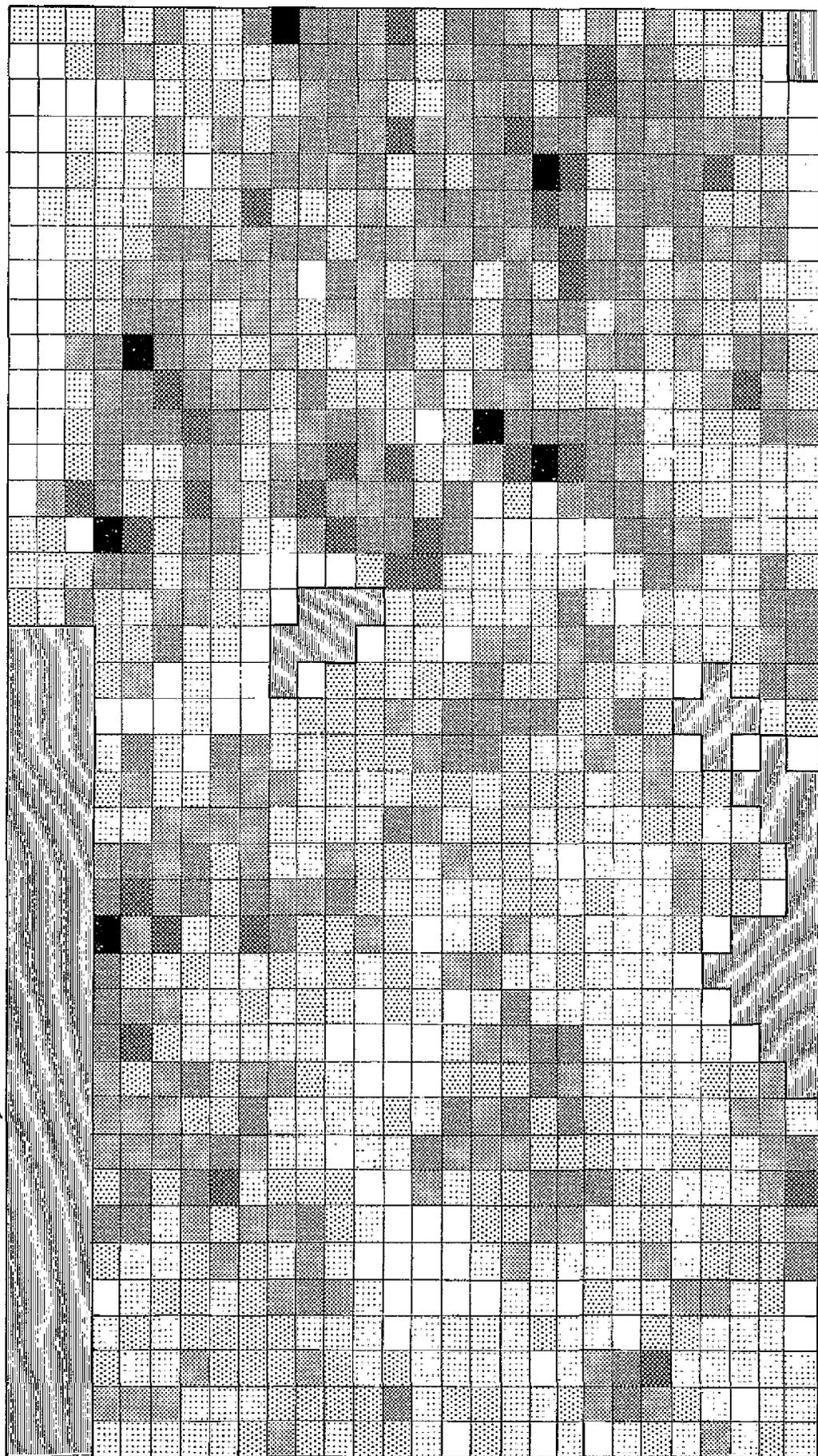
0,5 à 1

< 0,5

FIG. 12 a.

Carte du champ NGOLO - Comptage en plein

Nord



Densité Okoumé / ha



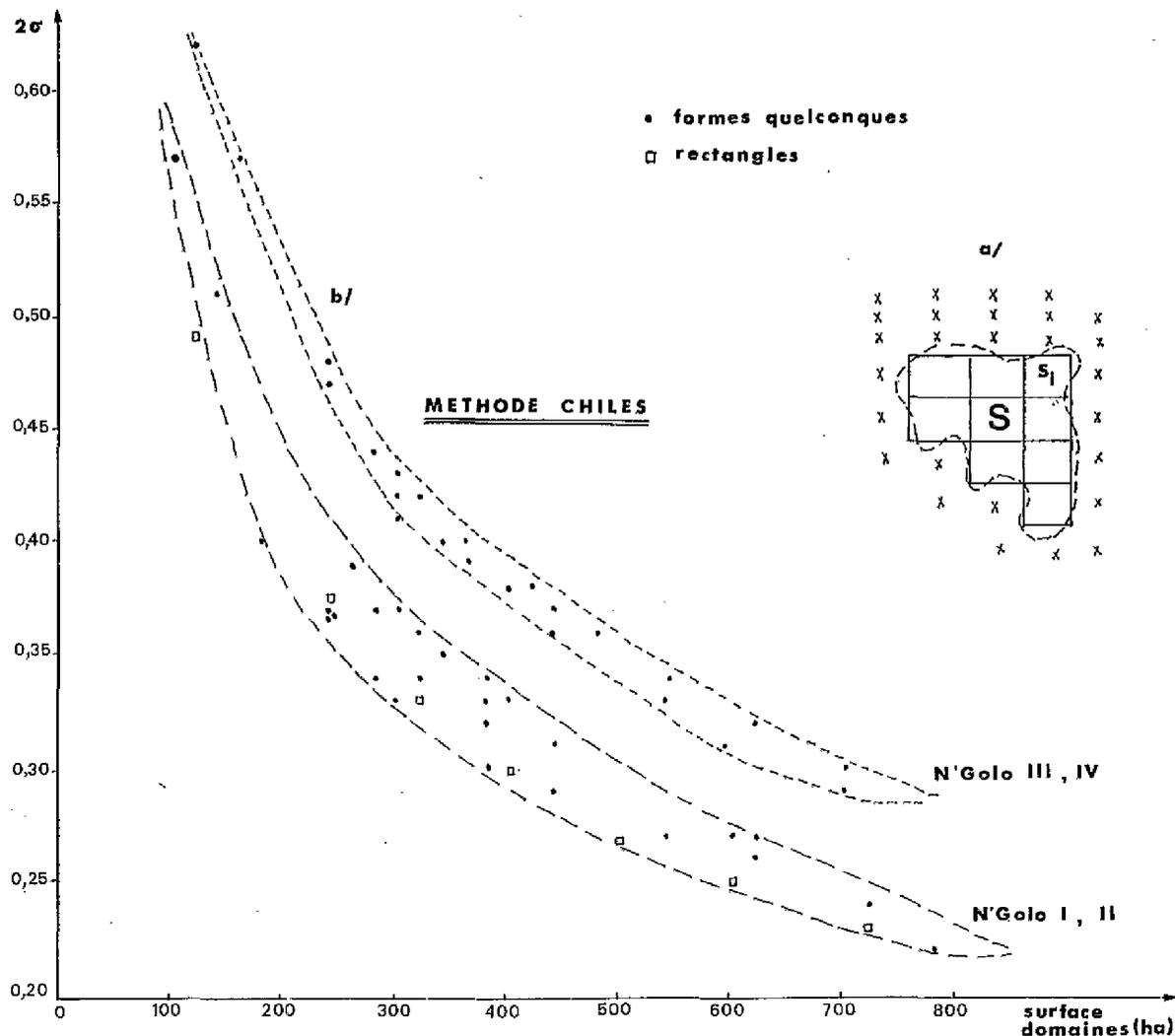


FIG. 13. — Variation de la précision en fonction de la surface des domaines.  
L'écart entre les deux ensembles de points est dû aux différences de paramètres structuraux.

#### ESTIMATION DU DOMAINE $S$ .

C'est la moyenne arithmétique des estimateurs de krigeage des panneaux  $i$  :

$$Z^*(S) = \frac{1}{m} \sum_i Z^*(s_i)$$

Elle peut donc être calculée très facilement à partir des estimations du krigeage.

#### CALCUL DE LA VARIANCE.

La contribution du terme pépitique qui domine est calculée rigoureusement. La contribution de la composante sphérique est approchée (formule de composition des termes de lignes et de tranches). Pour plus de détails, on se reportera à la référence (14).

#### Résultats obtenus par la méthode Chiles.

L'ensemble du champ N'Golo a été découpé en 51 domaines de surfaces comprises entre 100 et 800 ha.

On a porté (fig. 13b) l'incertitude  $2\sigma$  en fonction des surfaces  $S$ , on constate qu'elle varie comme  $1/\sqrt{S}$ .

Ceci permet donc d'obtenir par simple interpolation les précisions pour des surfaces intermédiaires. En outre, il semble que les différences de forme des domaines jouent peu sur la précision.

En parallèle, nous avons effectué un calcul « classique » des estimations et variances ainsi que des valeurs vraies des domaines.

Le classement des domaines donne les résultats suivants en faveur de la géostatistique :

— l'estimation est légèrement meilleure dans 60 % des cas. Cependant, quand la surface augmente les différences s'estompent ;

— dans 87 % des cas, on constate un gain en précision. La fourchette est rétrécie en moyenne de 25 %. Les quelques cas défavorables correspondent à des domaines beaucoup plus pauvres que la

moyenne, et qui représentent donc des accrocs à la stationnarité ;

— signalons enfin que la méthode Chiles est rapide à mettre en œuvre sur le plan informatique : elle ne fait pas appel aux données pour le calcul de la variance.

## CONCLUSION

L'application de la géostatistique forestière aux chantiers Sogacel et surtout au permis de N'Golo a montré qu'elle apportait, par rapport aux estimations usuelles, un gain en précision appréciable. La méthode de krigeage s'applique directement sur des panneaux rectangulaires de quelques dizaines d'hectares. Au-delà, et pour des domaines à estimer de formes quelconques, on fait appel à des méthodes de composition de krigeages. Une méthode d'approximation nouvelle a été développée à l'occasion de la présente étude : à titre indicatif, la précision relative obtenue pour des surfaces de 300 ha est voisine de 20 %.

Outre le gain en précision, la géostatistique fournit une estimation locale fiable et une bonne stabilité par rapport aux fluctuations de sondages. Ceci en fait un outil opérationnel pour l'exploitation et l'aménagement forestier qui disposent ainsi d'une cartographie des richesses au moindre coût.

Par rapport à un inventaire forestier traditionnel, le choix et l'implantation du dispositif de sondage devront respecter quelques règles à peine plus contraignantes : une maille régulière, un comptage continu sur les layons, des parcelles de comptage pas trop allongées (par exemple 50 m × 50 m ou 100 m × 50 m), des essences ou groupes d'essences distincts du point de vue génétique et écologique, un taux de sondage supérieur à 5 %. Ces conditions sont d'ailleurs fréquemment réunies, à l'exception peut-être de la dernière.

Une voie nouvelle qui mérite d'être explorée est la possibilité à partir d'un sondage préliminaire léger de calculer *a priori* la variance donc la précision d'un inventaire à un taux de sondage fixé ou inversement de déterminer le taux de sondage nécessaire pour une précision imposée.

Les calculs de variogramme et de krigeage nécessitent l'emploi d'un ordinateur. Les programmes sont actuellement disponibles au C. T. F. T. Il faut toutefois remarquer que le calcul de l'estimation d'un panneau rectangulaire ou d'un domaine de forme quelconque peut être effectué manuellement, si les pondérateurs de krigeage sont fournis au préalable automatiquement.

Cependant, des limites pratiques apparaissent : il est hors de question de traiter comme dans un inventaire traditionnel des centaines d'essences réparties sur une douzaine de classes de diamètre.

Le coût en matière grise et en calculs serait prohibitif. En outre, les essences doivent être assez bien représentées, sinon le variogramme ne reflète que l'hétérogénéité d'un phénomène rare.

Cette étude nous a permis, bien que non spécialistes, de nous familiariser avec la méthode des variables régionalisées et l'outil pratique informatique. Certains aspects n'ont cependant pas été abordés ici, tels que :

— l'estimation d'une variable à partir des données de sondage de plusieurs variables en corrélation,

— la prise en compte par le programme de calcul d'une forte anisotropie.

Sur un plan plus théorique, l'étude des phénomènes non stationnaires pour lesquels on ne dispose pas encore d'outils opérationnels, reste à faire dans le domaine forestier.

Du point de vue de la connaissance de la forêt tropicale, nous pensons qu'il serait intéressant d'appliquer la méthode à d'autres types de peuplement et sur des reliefs différents. Il est permis d'espérer qu'en multipliant les expériences, des recoupements voire des règles pratiques se dégageront.

On peut d'ores et déjà observer un certain nombre de convergences : en particulier, il semble établi que la prise en compte de la structure spatiale améliore l'estimation. Les résultats obtenus par les premières études de géostatistique forestière rejoignent d'ailleurs ceux fournis par J. P. LANLY *et al* (7). Ces auteurs ont appliqué la théorie des processus aléatoires (qui présente de nombreuses similitudes avec la méthode utilisée ici) au cas d'un inventaire forestier au Cameroun. Ils trouvent que les estimations obtenues sont nettement meilleures que les estimations classiques quand les paramètres sont fortement corrélés spatialement. On observe le même accord entre auteurs (voir réf. (7) et (11)) pour préconiser un dispositif où les parcelles sont concentrées le long d'un petit nombre de layons.

Notons enfin que certains traits structuraux (fort effet de pepite, structures gigognes) déjà signalés par D. GUIBAL (11) et J. P. MARBEAU (12) semblent se retrouver très fréquemment dans l'étude des variables forestières.

## REMERCIEMENTS

Nous tenons à remercier les chercheurs du Centre de Morphologie Mathématique de l'École des Mines de Paris, particulièrement MM. J. P. CHILES et J. P. MARBEAU pour les explications qu'ils nous ont fournies et les programmes mis à notre disposition ainsi que M. F. CAILLIEZ, Chef de la Division Biométrie du C. T. F. T. qui nous a guidé de ses conseils tout au long de cette étude.

## RÉFÉRENCES

1. COCHRAN (W. G.). — Sampling Techniques. Wiley (1963), New York.
2. HANSEN et al. (H. H.). — Sample Survey Methods and Theory. Wiley (1953), New York.
3. DESABIE (J.). — Théorie et pratique des sondages. Dunod (1966), Paris.
4. MATERN (B.). — Doubly stochastic Poisson processes in the plane *Statistical Ecology*, Vol. 1, de PATIL, PIELOU et WATERS, Penn. State University Press (1972), p. 195-214.
6. WARREN (W. G.). — Point processes in Forestry contribution à *Stochastic point processes* de LEWIS. Wiley (1972), New York.
7. GIUDICELLI (X.), LANLY (J. P.), OUAKAM (J. B.) et PIERI (M.). — Application de la théorie des processus aléatoires à l'estimation de la précision d'un inventaire forestier par échantillonnage systématique. *Annales des Sciences Forestières*, **30**, (2), 1972, p. 267.
8. MATHERON (G.). — La théorie des variables régionalisées et ses applications. *Cahiers du Centre de Morphologie Mathématique*, Fascicule 5, Ecole des Mines de Paris.
9. JOURNAL (A. G.). — Géostatistique minière (Tomes I et II) CMM Fontainebleau (1977).
10. MILLIER (C.), POISSONNET (M.) et SERRA (J.). — Morphologie mathématique et sylviculture. I. U. F. R. O. 3<sup>e</sup> conférence Groupe Consultatif des Statisticiens Forestiers, Juy-en-Josas, septembre 1970, I. N. R. A., Publ. 1972.
11. GUIBAL (D.). — Note sur l'estimation des Okoumés du Gabon. Problèmes méthodologiques, CMM Fontainebleau, mai 1973.
12. MARBEAU (J. P.). — Thèse de doctorat *Géostatistique forestière*, Ecole des Mines, 1976.
13. PAPADAKIS (J.). — Méthode statistique pour des expériences sur champ. *Bull. Sci. Inst. Amél. Plantes, Salonique*, **23**, 1937.
14. NARBONI (Ph.). — Note statistique n° 18, C. T. F. T., Division Biométrie.
15. BOUCHON (J.). — Structure des peuplements forestiers. *Annales des Sciences Forestières*, **36** (3), 1979, p. 175-209.

## DE NOUVEAUX CAHIERS SCIENTIFIQUES

Dans la série de compléments à la revue : « Les Cahiers Scientifiques » vient de paraître, sous le numéro 5, une importante étude de MM. C. MALVOS et C. BAILLY, intitulée : « Expérimentations réalisées à Madagascar sur la fertilisation des boisements de pins après plantation ».

Les Cahiers Scientifiques déjà publiés concernent :

- N° 1. — « **Bioclimatologie et dynamique de l'eau dans une plantation d'Eucalyptus** », par MM. Y. BIROT et J. GALABERT.
- N° 2. — « **Analyse en composantes principales des propriétés technologiques des bois malgaches** », par MM. F. CAILLIEZ et P. GUENEAU.
- N° 3. — « **Contraintes de croissance** », par M. P. GUENEAU.
- N° 4. — « **Étude de l'influence du couvert naturel et de ses modifications à Madagascar — Expérimentations en bassins versants élémentaires** », par MM. C. BAILLY, G. BENOIT DE COGNAC, C. MALVOS, J.-M. NINGRE et J.-M. SARRAILH.

On peut se les procurer en en faisant la demande à :

**BOIS ET FORÊTS DES TROPIQUES**  
45 bis, avenue de la Belle-Gabrielle  
94130 NOGENT-SUR-MARNE — France.

Le prix de chaque numéro est de **25 F.**