



HAL
open science

Structure des peuplements forestiers

J. Bouchon

► **To cite this version:**

J. Bouchon. Structure des peuplements forestiers. *Annales des sciences forestières*, 1979, 36 (3), pp.175-209. 10.1051/forest/19790301 . hal-00882190

HAL Id: hal-00882190

<https://hal.science/hal-00882190>

Submitted on 11 May 2020

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Structure des peuplements forestiers.

J. BOUCHON

Station de Sylviculture et de Production,
Centre National de Recherches forestières, I.N.R.A.,
Champenoux, 54280 Seichamps

La morphologie doit encore être légitimée comme science particulière, faisant son principal sujet de ce qui n'est traité dans les autres qu'à l'occasion et en passant, ramassant ce qui est en elles dispersé, établissant un nouveau point de vue qui permette d'examiner facilement et commodément les choses de la nature. Les phénomènes dont elle s'occupe sont hautement significatifs ; les opérations mentales à l'aide desquelles elle compare les phénomènes sont conformes à la nature humaine et lui sont agréables, de telle sorte qu'une tentative, fût-elle avortée, allie pourtant l'utilité à la beauté.

GOETHE.

Résumé

Les distributions spatiales des variables forestières font l'objet d'une analyse bibliographique ; souvent les problèmes sont nés à l'occasion d'inventaires par échantillonnage ; la complexité des structures observées nécessite qu'on en rende compte par un nombre limité de paramètres ; mais ces simplifications sont parfois abusives et une méthode, la méthode des variables régionalisées, permet de conserver aux résultats une grande partie de l'information contenue dans les données. Pour l'avenir l'utilisation privilégiée de ces recherches concernerait les interactions entre génétique et sylviculture.

Introduction

La gestion et la culture des forêts reposent :

- sur des outils méthodologiques tels que les tarifs de cubage, les tables de production et les techniques d'inventaire ;
- et sur des connaissances accumulées parfois depuis de longues années, telles que les règles d'éclaircies.

La recherche dans ce domaine a consisté le plus souvent à constater qu'il existait des liaisons statistiques entre les différentes grandeurs mesurées sur les arbres ou dans les peuplements et à reproduire de manière contrôlée dans des dispositifs expérimentaux parfois très évolués des observations que les forestiers de terrain auraient pu faire eux-mêmes, si la gestion de leur forêt leur en avait laissé le loisir.

La poursuite du progrès dans ces domaines se heurte maintenant à un certain nombre de difficultés :

- en ce qui concerne les interventions sylvicoles par exemple, on connaît très

mal les mécanismes de la compétition en forêt ; dans cette optique, se développe peu à peu tout un ensemble de travaux visant à décrire les relations de voisinage entre arbre, cette description fine semblant nécessaire pour comprendre les phénomènes de compétition ;

— parallèlement, dans le domaine des inventaires forestiers, on sait mal estimer les précisions des diverses méthodes utilisées (Matern, 1960), cela rendant impossible la détermination de plans d'échantillonnage optimaux ; il se trouve que là aussi, c'est la méconnaissance des distributions spatiales inter- et intra-peuplements qui rend ces problèmes insolubles.

A partir de questions semble-t-il assez éloignées, on voit donc converger un besoin en recherches dans le domaine des *structures de peuplements*.

Définitions.

« Le mot de morphologie signifie l'étude des formes. En botanique, la morphologie comprend l'étude des parties constitutives d'une plante, de leur rapport les unes aux autres et à l'ensemble ; autrement dit, l'étude de la structure d'une plante. »

Cette définition de la morphologie, ou de la structure, est extraite d'un livre fort intéressant sur la morphologie des contes (Propp, 1965) ; elle montre la très grande généralité du concept de structure... tout en faisant une certaine confusion que Piaget (1968) dénonce ; pour lui, la structure existe indépendamment de l'observateur, alors que la morphologie n'est que la formalisation, par l'intermédiaire d'un modèle, de la structure existante ; malgré tout ici, les deux notions seront confondues et les mots « structure » et « morphologie » seront employés indifféremment.

Etudier la structure d'une population, consiste donc à prendre en compte simultanément les dimensions des individus et les relations spatiales entre les individus. Cependant, dans le présent document, ce concept sera encore élargi aux structures spatio-temporelles, c'est-à-dire à la dynamique des structures spatiales.

La meilleure description des structures et de leur évolution avec le temps permettraient des progrès en matière d'inventaire et de conduite des peuplements forestiers ; mais, comme toujours, une meilleure description entraîne, ou est déjà, une connaissance plus profonde qui peut donc avoir des utilisations dans bien d'autres domaines. Par exemple :

— La distribution spatiale des taches de régénération est un critère beaucoup plus fin de connaissance que le simple taux de régénération, grandeur le plus souvent insuffisante pour décider s'il est ou non nécessaire de combler les vides par des plantations.

— La distribution spatiale des obstacles que constituent les arbres se répercute sur le pouvoir qu'a la forêt de modifier ou d'atténuer des nuisances comme la pollution atmosphérique, ou le bruit (Bartoli, 1973 ; Decourt, 1975 ; Cook, 1972).

— Le climat et le microclimat (vent, lumière, température, précipitation) sont modifiés par la structure des peuplements forestiers. Inversement, tous les forestiers montagnards savent qu'un peuplement jardiné* résiste mieux au vent qu'une futaie : il y a interaction entre la structure des peuplements et le climat.

* Dans une futaie jardinée, on rencontre en chaque point des arbres représentant toutes les catégories de dimensions.

— Mais un peuplement jardiné est plus difficile à exploiter qu'un peuplement régulier ; et d'une manière générale, l'apparition des « machines à exploiter » rend nécessaire la connaissance de la distribution spatiale des arbres, afin d'optimiser les méthodes d'abattage (Newnham, 1966 ; Payandeh, 1974 ; Daniels, 1978).

— L'étude des dégâts dus à une maladie, leur distribution (Pielou, 1969 ; Hodges C. S. Jr., 1974) et leur évolution dans le temps permet de mieux connaître les mécanismes de développement des épidémies.

— Enfin, de nombreuses études de phytosociologie ne sont possibles que par l'étude de la distribution spatiale des espèces végétales (Dagnelie, 1965 ; Poissonet, 1972 ; Chessel, 1975a, b et 1978).

Les raisons pour lesquelles les dimensions des arbres et les arbres eux-mêmes ne sont pas distribués au hasard sont nombreuses ; Sukwong (1971) pense que la compétition a pour effet d'uniformiser les structures ; un antagonisme important aurait le même effet ; ainsi, pour Sukwong, sur des stations très favorables où les couronnes et les racines sont rapidement en contact, comme sur des stations très sèches où la compétition pour l'eau est importante, on aurait tendance à rencontrer des structures régulières ; pour Bouchon (1974), les éclaircies ont tendance à uniformiser le volume des peuplements, car à âge donné, les éclaircies sont plus fortes dans les peuplements ayant la plus forte croissance, que l'origine des disparités soit génétique ou microstationnelle ; par contre, pour la densité des arbres, les structures agrégatives issues des régénérations sont peu à peu transformées en des structures au hasard par élimination de tiges dans les îlots trop denses.

Daniels (1978), observe quarante parcelles de *pinus taeda* ; il déclare qu'il n'y a pas de relation entre les structures et l'âge, la densité de la station, la dimension moyenne des arbres et la méthode de régénération (régénération naturelle ou par voie aérienne, semis à la volée) ; il faut remarquer cependant que chez Daniels, les âges varient de 5 à 12 ans et qu'il n'y a donc probablement pas eu de traitements sylvicoles dans ces parcelles ; trente-six des quarante parcelles de Daniels présentent une distribution en agrégats, quel que soit le mode de régénération ; il est donc probable que la microstation (sol, végétation, climat), son influence sur les possibilités germinatives des graines et les capacités de reprise des plants jouent un rôle important dans les structures des jeunes peuplements forestiers.

Dans une première partie, seront étudiées les diverses méthodes mises au point pour analyser les structures spatiales et leur dynamique ; dans une deuxième partie, après une critique des procédés imparfaits utilisés jusque-là, seront présentés quelques applications et résultats déjà acquis. Enfin, en conclusion, seront abordées les perspectives d'avenir pour l'utilisation de ces méthodes en foresterie et les pistes de recherche qu'il serait nécessaire d'approfondir.

1. — Méthodes d'analyse des structures spatio-temporelles

En langage forestier classique, la structure d'un peuplement, c'est simplement l'histogramme du nombre de tiges par catégories de diamètres (Ministère de l'Agriculture, 1970 ; Dagnelie, 1971 ; Zöhrer, 1969 ; Bailey, 1974 ; Decourt, 1969 ; Suzuki, 1973). Cet histogramme permet de déterminer :

— si on est en présence d'un peuplement équienne, jardiné, ou à deux étages ;

- si on est proche de l'exploitabilité et si le peuplement est vieilli ;
- si on est en présence d'une station riche ou pauvre ;
- si on est en présence d'un peuplement où la concurrence est active ou non (Delvaux, 1966).

Une deuxième manière de décrire simplement les données forestières est d'en calculer la moyenne et l'écart type ; c'est précisément l'étude du coefficient de variation calculé lors d'inventaires par échantillonnage qui a conduit à remettre en cause l'utilisation des algorithmes classiquement utilisés pour les calculs d'erreurs. En théorie, la population étudiée étant supposée de structure poissonnienne*, la précision ne dépend que du taux d'échantillonnage. En particulier, toutes choses égales par ailleurs, l'erreur commise devrait être reliée à la superficie des placettes S par la

$$\text{relation : } e = \frac{k}{\sqrt{S}}.$$

En réalité, on s'aperçoit que pour S très petit (de l'ordre de 1 m^2) e décroît plus vite que $1/\sqrt{S}$. Par contre, à partir d'une certaine dimension (quelques dizaines d'ares), l'erreur e décroît moins vite que $1/\sqrt{S}$ et a même tendance à devenir constante (Fries J., 1967 ; Singh, 1974 ; Poissonnet, 1970). Ces constatations permettent d'affirmer que la variable étudiée n'est pas distribuée au hasard et de déterminer la superficie optimale des placettes d'échantillonnage.

Enfin, de nombreux indices synthétiques ont été mis au point pour estimer la densité des peuplements et l'intensité des éclaircies ; le plus connu est le facteur d'espacement de Hart-Becking (Bouchon, 1966), rapport entre la distance moyenne des arbres et la hauteur dominante du peuplement.

Les paramètres précédents présentent tous la même insuffisance : ils ignorent la disposition des arbres les uns par rapport aux autres et les mêmes indices peuvent correspondre à des structures très différentes.

1.1. — *Typologie des processus spatiaux*

Besag (1974) propose une classification des distributions spatiales à l'aide des critères suivants :

- a) les observations sont disposées de manière régulière (a 1) ou irrégulière (a 2) sur le plan ;
- b) la variable est définie ponctuellement (b 1) ou seulement sur une surface (b 2) ;
- c) la variable est discrète (c 1) ou continue (c 2).

On peut donc rencontrer 8 cas ; voici des exemples forestiers correspondant à chacun de ces 8 cas :

- a 1, b 1, c 1 : la mortalité dans une plantation régulière ;
- a 1, b 1, c 2 : la hauteur des arbres dans une plantation régulière ;
- a 1, b 2, c 1 : le nombre de figes par hectare dans un échantillonnage systématique ;
- a 1, b 2, c 2 : la production dans un inventaire systématique ;

* Voir paragraphe 1.2. On dira que le volume moyen d'un peuplement a une distribution poissonnienne, ou au hasard, si son espérance mathématique est constante dans l'espace (cette notion est liée à l'échelle à laquelle on se place : 1 cm, 1 m, 10 m, etc... et à la dimension des placettes d'échantillonnage servant à mesurer ce volume moyen).

- a 2, b 1, c 1 : la présence ou l'absence d'une maladie sur les arbres d'une régénération naturelle ;
- a 2, b 1, c 2 : les mesures sur les arbres ;
- a 2, b 2, c 1 : le nombre de forêts domaniales dans un département ;
- a 2, b 2, c 2 : la plupart des statistiques forestières fournies par circonscriptions administratives.

Il faut noter qu'il n'y a pas toujours liaison entre la nature du phénomène observé (critère b) et la méthode utilisée pour l'étudier ; ainsi, lorsqu'on a affaire à une variable continue (critère c 2), on se ramène à l'étude de variables définies ponctuellement (critère b 1) : une variable comme la profondeur du plan d'eau, partout définie, n'est le plus souvent étudiée que par l'intermédiaire du réseau d'échantillons ponctuels où les mesures ont été faites ; de la même manière, les mesures ponctuelles faites sur les arbres, après une transformation préliminaire en variables définies sur des surfaces par le calcul de moyennes de placettes, sont à nouveau transformées en variables ponctuelles par affectation aux centres des placettes des moyennes calculées. Par conséquent, on ne présentera pas de méthodes sur le cas (c 2, b 2).

Les méthodes analysées ici peuvent alors être classées de la manière suivante :

- cas a 1, b 1, c 1 : paragraphe 1.2 : La méthode des quadrats.
- cas (a 1, a 2), b 1, c 1 : paragraphe 1.3 : Les mesures de distances.
paragraphe 1.4 : Les pavages.
- cas (a 1, a 2), b 1, c 2 : paragraphe 1.5 : La méthode des variables régionalisées.
paragraphe 1.6 : Les structures spatio-temporelles.
- cas (a 1, a 2), b 2, c 1 : paragraphe 1.7 : Les objets fractals.
paragraphe 1.8 : La morphologie mathématique.

1.2. — La méthode des quadrats

Un des modèles les plus simples (Pielou, 1969 ; Sukwong, 1971) de distribution spatiale est la distribution de Poisson : si on suppose l'espace divisé en un certain nombre de cases, on dit qu'on a une distribution au hasard, ou de Poisson, si quelle que soit la case considérée, la probabilité pour qu'on y rencontre r individus est :

$$P_r = \lambda^r \frac{e^{-\lambda}}{r!}$$

Cette distribution a pour moyenne λ et pour variance également λ ; la variance $\lambda(S)$ est inversement proportionnelle à la surface S de la case, et il y a indépendance entre les positions des individus. Mais, cette distribution est le plus souvent beaucoup trop pauvre pour rendre compte des arrangements spatiaux réellement rencontrés.

Pielou (1969) distingue alors des distributions généralisées où les individus sont groupés dans des agrégats présentant eux-mêmes une certaine distribution spatiale. Dans la distribution de Neyman type A (ou distribution de Poisson-Poisson), les individus sont au hasard dans les agrégats avec une moyenne λ_2 et les agrégats au hasard dans l'espace avec une moyenne λ_1 . La probabilité de trouver r individus dans une case est alors :

$$P_r = \lambda_2^r \frac{e^{-\lambda_2}}{r!} \sum_{j=0}^{\infty} (\lambda_1 e^{-\lambda_1})^j \frac{j^r}{j!}$$

La moyenne est égale à $\lambda_1 \lambda_2$; la variance est égale à $\lambda_1 \lambda_2 (1 + \lambda_2)$ et est donc plus grande que la moyenne.

Dans la distribution binomiale négative (ou distribution de Poisson logarithmique), les groupes sont toujours au hasard avec une moyenne λ , mais les individus

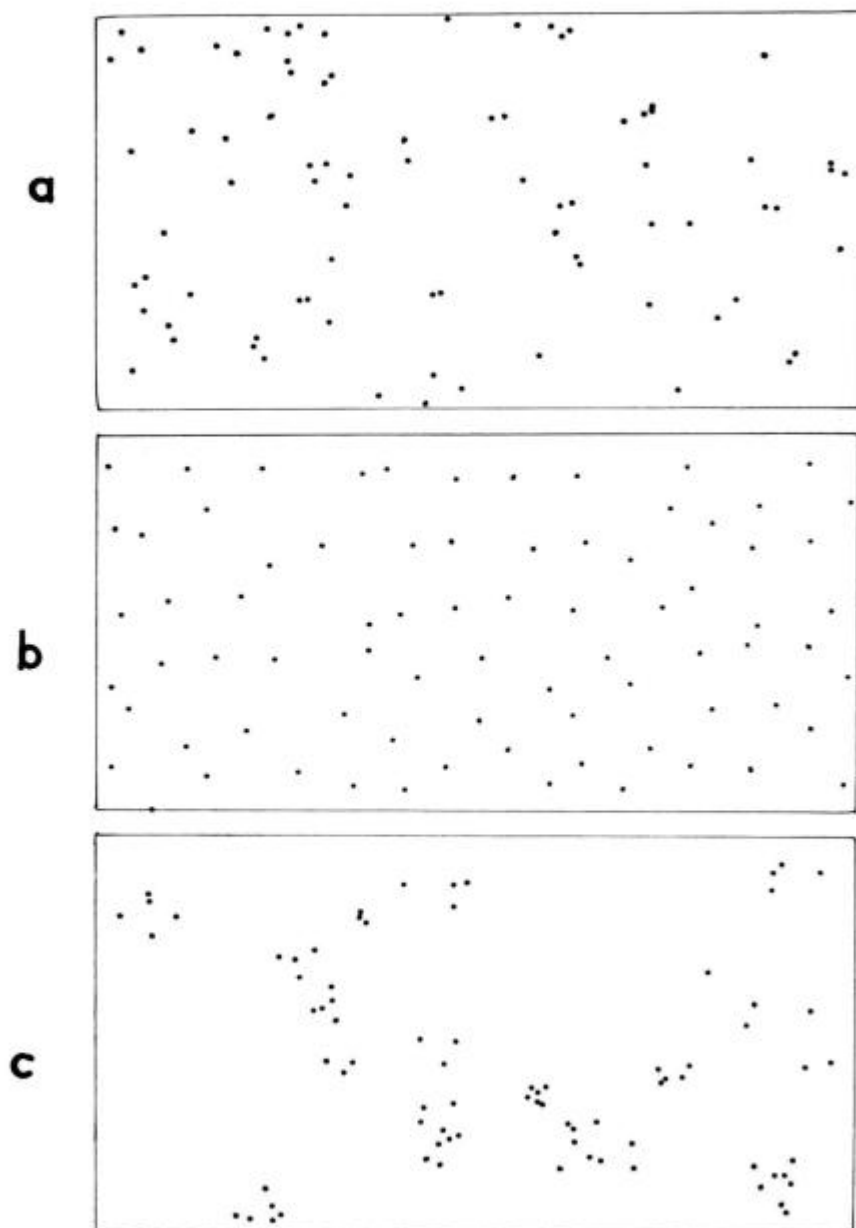


FIG. 1. — a) *Distribution de Poisson.* — b) *Distribution régulière.* — c) *Distribution en agrégats.*
 a) *Poisson probability distribution.* — b) *Regular distribution.* — c) *Aggregative distribution.*

répondent à une distribution logarithmique dans les groupes, c'est-à-dire que la probabilité qu'un groupe contienne r individus est donnée par :

$$P_r = \frac{-\alpha^r}{r \text{ Log } (1 - \alpha)}$$

de moyenne

$$\frac{-\alpha}{(1 - \alpha) \text{ Log } (1 - \alpha)}$$

et de variance

$$\frac{-\alpha}{[(1 - \alpha) \text{ Log } (1 - \alpha)]^2} [\alpha + \text{Log } (1 - \alpha).]$$

D'autres distributions sont importantes en foresterie : ce sont les distributions dérivées des distributions uniformes ; une distribution uniforme, matérialisée par exemple par une plantation régulière a pour moyenne λ et pour variance 0. La probabilité de trouver r individus dans une case est égale à 1 si $\lambda = r$ et 0 dans les autres cas.

Les modèles théoriques, construits parfois par simulation (Sukwong, 1971), fournissent les valeurs qu'on doit trouver dans un échantillon de « quadrats » pour le nombre moyen d'individus (la densité) et la variance de ce nombre ; la comparaison de ces valeurs théoriques avec les valeurs réelles fournies par l'échantillon permet de choisir le modèle de distribution spatiale le plus adéquat. (Pielou, 1964 ; Gounod, 1969, p. 69 et s. ; Chesel, 1975a et b) ; en forêt, on peut trouver des études de structure spatiales par ces méthodes de quadrat, chez Anne Bary-Lenger, Chacko (1965), Prodan (1968-1973), Payandeh (1970b) ou Bartlett (1960).

Parmi les distributions régulières, l'une intéresse particulièrement le forestier ; il s'agit de la répartition des points aux sommets d'un maillage constitué de triangles équilatéraux, car il simule l'« empilement » de cimes d'arbres le plus régulier qu'on puisse rencontrer ; Matern (1965 et 1971) et Persson (1965) ont étudié cette disposition spatiale et comment tester si les distributions observées en sont plus ou moins éloignées.

L'utilisation pratique de la méthode des quadrats est relativement aisée ; l'un des procédés qui en découle consiste à effectuer les mesures le long d'un transect linéaire (Persson, 1973 ; Rislund, 1973) ; il permet par l'observation de la succession des placettes le long du cheminement de traiter une information plus riche. Ces méthodes aboutissent souvent à des indices non paramétriques dans le calcul desquels l'algèbre combinatoire tient parfois une grande place (Chesell 1975a et b ; Chesell, 1978 ; Bachacou, 1976a et 1977a ; Godron, 1968).

L'un des indices le plus souvent cité est le degré d'indétermination (Yaglom, 1959 ; Godron, 1968) ; il se calcule de la manière suivante : on étudie un certain facteur qui peut prendre les états $A_1, A_2, A_3, \dots, A_i, \dots, A_n$, avec les probabilités $P(A_1), P(A_2), P(A_3), \dots, P(A_i), \dots, P(A_n)$. Le degré d'indétermination * est égal à :

$$\sum_{i=1}^n P(A_i) \log_2 P(A_i).$$

* Ou encore « entropie » par une analogie formelle avec la thermodynamique, ou encore « le manque d'information » par analogie avec la théorie de l'information.

Il n'est pas certain que cet indice, sous une apparence élaborée, soit d'une grande efficacité, sauf peut-être lorsqu'il s'agit d'étudier l'information mutuelle entre la présence d'une espèce et sa localisation sur telle ou telle station (Fernandez, 1978).

1.3. — Les mesures de distances

Depuis une vingtaine d'années, des méthodes nouvelles d'installation des placettes d'échantillonnage sont apparues (Stoffels, 1955 ; Schöpfer, 1969 ; Erhlsenspiel, 1971) ; dans ces méthodes, la surface de la placette est celle qui contient les n arbres les plus près d'un centre choisi au hasard : ce centre peut être un point (distance point-individu) ou un arbre (distance individu-individu). Si $x(n, P)$ et $y(n, Q)$ sont les surfaces de placettes contenant n arbres et centrées respectivement sur des points P ou sur des arbres Q choisis au hasard, et si $x(n)$ et $y(n)$ sont les moyennes de ces surfaces lorsque P et Q varient, alors $X(n) = n/x(n)$ et $Y(n) = n/y(n)$ sont des estimateurs de la densité ; on démontre (Persson, 1969, Diggle, 1975) que $X(n)$ et $Y(n)$ ne sont pas biaisés si la distribution est au hasard ; par contre, si la distribution est agrégative, $X(n)$ sous-estime les densités et $Y(n)$ les surestime ; c'est l'inverse qui se produit lorsque les distributions sont plus régulières que le hasard ; on montre également que pour une distribution donnée, les biais diminuent lorsque n augmente.

De nombreuses études théoriques ont été faites pour trouver des estimateurs non biaisés basés sur les méthodes de distances lorsque $n = 1$ (Diggle, 1975 et 1976 ; Holgate, 1965a et b ; Ripley, 1977 ; Persson, 1964 et 1965 ; Chessel, 1975a et b ; Cox, 1970, 1976a et 1976b). Holgate (1965b) remarque que les biais sont de signes contraires pour les deux méthodes classiques :

- distance entre un point au hasard et son plus proche voisin,
- distance entre un individu au hasard et son plus proche voisin. Il met au point un test de distribution spatiale combinant ces 2 méthodes. Mais, il est difficile de choisir des arbres au hasard dans une forêt, et le test de Holgate suppose la mesure simultanée de deux échantillons indépendants ; aussi Diggle (1976), à la suite d'autres auteurs, propose la méthode suivante (voir fig. 2) :

- à partir d'un point P au hasard, on cherche l'individu Q le plus près (la distance PQ est le rayon du cercle de surface $x(1, P)$ défini ci-dessus) ;
- la perpendiculaire en Q à PQ coupe le plan en deux demi-plans ;
- on cherche l'individu T le plus près de Q dans le demi-plan ne contenant pas P .

La distance QT est le rayon d'un cercle dont la surface peut être utilisée en combinaison avec la surface $x(1, P)$ pour estimer la densité ; Diggle montre par simulation que cette méthode, dite du carré — T , est supérieure aux méthodes classiques de distances ; elle reste légèrement inférieure à la méthode de Holgate, mais elle est beaucoup plus facile à utiliser, principalement dans les grandes populations puisqu'il n'est plus nécessaire d'installer indépendamment un échantillon de points et un échantillon d'individus au hasard.

D'autres auteurs (Cox, 1970 ; Persson, 1969 ; Mawson, 1968) poursuivant une autre voie estiment que c'est l'utilisation des moyennes arithmétiques qui conduit à des biais dans les méthodes de distances ; ils montrent que la moyenne harmonique des

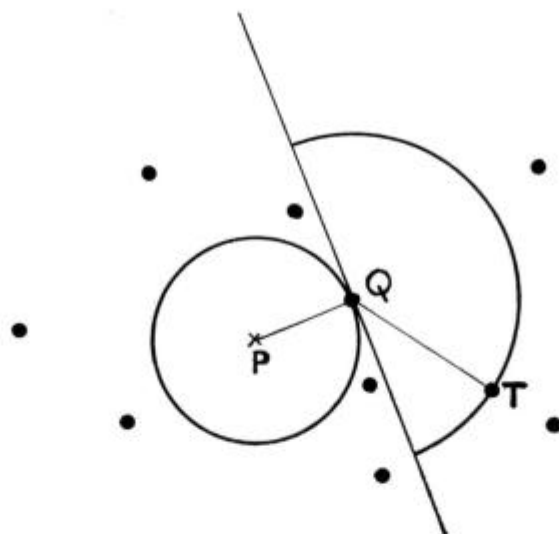


FIG. 2. — Détermination du voisin par la méthode du carré — T (Diggle, 1976). P : point au hasard ; Q : arbre le plus proche du point P ; T : voisin le plus proche de Q par la méthode du carré — T. T-Square method. P : randomly selected point ; Q : nearest tree to P ; T : T-square nearest neighbour.

distances entre un point et les arbres qui l'entourent conduit à une estimation correcte de la densité autour de ce point, quelle que soit la structure de la population.

Persson (1970), Chessel (1975a et b), Batcheler (1975) et Laycock (1975) utilisent toutes ces mesures de distances pour tester les distributions spatiales rencontrées en forêt ou dans les analyses de végétation.

Perrotte (1976a) présente une critique théorique très approfondie des méthodes d'échantillonnage à nombre d'arbres constants (distance au n -ième arbre) analysant notamment l'affirmation de certains auteurs selon laquelle il faudrait compter $(n - 1/2)$ ou $(n + 1/2)$ arbres dans les placettes, suivant qu'elles sont centrées sur un point ou un arbre.

Une dernière difficulté surgit lorsque les n arbres contenus dans les placettes ainsi définies sont utilisées comme échantillon. Le paragraphe suivant traitera de ce problème.

1.4. — Les pavages

Les dispositifs expérimentaux en forêt sont coûteux ; les expériences durent en effet souvent plusieurs années et pour mettre en évidence les effets positifs des traitements, il faut parfois de nombreuses répétitions (Carbonnier, 1969). Pour avoir des dispositifs demandant moins de places, de nombreux auteurs ont imaginé qu'on pourrait réduire chaque répétition à un arbre unique plutôt qu'à une placette de quelques ares (Viro, 1967 ; Le Tacon, 1969 ; Ehrlenspiel, 1971). Cela nécessite évidemment l'étude préliminaire des relations de voisinages entre arbres ; cette structure locale est décrite par certains indices, qui, il faut le dire, ne rendent compte que bien imparfaitement de la réalité ; le plus simple consiste à remplacer, de manière purement géométrique et biunivoque, les N arbres d'un peuplement par le réseau de droites

constituées par les $3(N - 2)$ médiatrices des segments joignant les arbres voisins (Ore, 1970) ; ce réseau définit un pavage et le pavé entourant chaque arbre est appelé domaine de Dirichlet de cet arbre ; il peut être pris comme indice de la concurrence locale existant au voisinage de l'arbre (Brown, 1965 ; Jack, 1967 ; Fraser, 1970 et 1977).

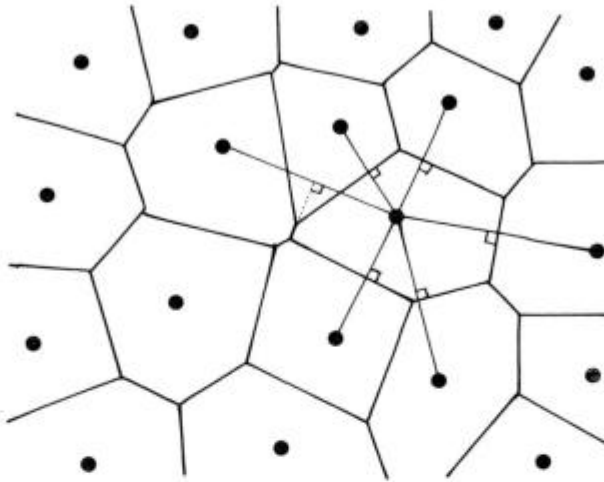


FIG. 3. — Pavage du plan par les domaines de Dirichlet associés à un ensemble de points.
Pavement of the plan by Dirichlet domains associated to a point-pattern.

Lorsque N est assez grand, $3(N - 2)$ est voisin de $3N$: alors chaque arbre est entouré d'un pavé limité en moyenne par six segments de médiatrices, Bouchon (1969) montre comment la détermination de ces pavés peut se résoudre facilement par un programme de calculs sur ordinateur lorsque le nombre d'arbres est important ; puis Bouchon généralise en considérant le réseau non plus constitué par les médiatrices, mais par les droites passant par les points partageant les segments joignant deux arbres voisins dans un rapport de pondération fixé à l'avance ; on peut également considérer les cercles qui partagent les segments dans les mêmes rapports de pondération : ces cercles déterminent, comme les médiatrices, des pavages sans vides ni recouvrement. Enfin, Fraser (1977), définit un nouveau type de pavage où deux arbres sont considérés comme voisins si le segment qui les joint est plus court que tous les segments qui joignent les autres arbres pris 2 à 2.

Honda (1978) donne un moyen de tester la proximité entre un ensemble observé de cellules planes et un ensemble de Dirichlet ; il applique sa méthode à des problèmes très divers :

- diffusion de gouttes de ferrocyanide de potassium sur de la gélatine,
- face d'un cristal de zinc en microscopie électronique,
- poumon d'un rat,
- élytre d'un coléoptère.

Or, les zones de contact entre les cimes dans un peuplement forestier sont facilement assimilables à des plans verticaux et l'on peut donc définir le pavage plan cor-

respondant ; cette démarche qui consiste à partir de la réalité que constituent ces assemblages et à les décrire, semble beaucoup plus prometteuse que celle qui associe à des points leurs domaines de Dirichlet, car ceux-ci n'ont que peu de signification ; des études faites à la station de sylviculture du Centre National de Recherches Forestières ont en effet montré qu'il y avait une relation statistique assez faible entre les dimensions des arbres et leur domaine de Dirichlet.

Il faut cependant noter que, quelle que soit la faiblesse de cette relation, elle conduit, comme annoncé en fin du paragraphe précédent, à une difficulté théorique lorsque l'on utilise les méthodes de distances pour choisir les arbres échantillons ; en effet, et par définition, le domaine de Dirichlet d'un arbre est le lieu des points plus près de cet arbre que de tous les autres arbres du peuplement ; s'il y a une relation statistique positive entre les dimensions des arbres et leur domaine de Dirichlet, un point choisi au hasard ayant une probabilité plus grande de tomber dans un grand domaine que dans un petit, *dans l'échantillon, les gros arbres seront sur-représentés.*

1.5. — La méthode des variables régionalisées

(voir Matheron, 1965, 1969b et 1970 ; Serra, 1969 ; Bouchon, 1974 ; Perrotte, 1976b ; Matern, 1960 et 1962 ; Chiles, 1977)

La plupart des grandeurs que le forestier a à estimer (hauteur, volume, surface terrière, âge, nombre de tiges...) sont régionalisées, c'est-à-dire que leur valeur dépend des coordonnées (x, y) du point d'observation. Mais, le plus souvent, on peut décomposer cette variable régionalisée en deux parties :

- une partie continue dont la variation spatiale peut s'expliquer par des variations stationnelles ou sylvicoles ;
- une partie aléatoire dont la fluctuation échappe le plus souvent à toute explication.

Remarque : il ne faut pas confondre cette partie aléatoire avec les discontinuités venant de ce que les grandeurs ne sont définies que ponctuellement ; ainsi, la surface terrière par hectare prend les valeurs 1 ou 0 suivant qu'on est à l'intérieur ou à l'extérieur d'un arbre ; mais, la méthode des variables régionalisées ne s'applique pas directement au cas des variables ponctuelles de ce type ; on commence le plus souvent par transformer les données par des moyennes mobiles ; on obtient ainsi dans l'exemple cité de la surface terrière par hectare une variable régularisée, en ce sens qu'elle n'est plus définie que sur des régions (des placettes de quelques ares par exemple) et que sa fluctuation est beaucoup moins importante que celle de la variable ponctuelle sous-jacente.

A partir des données recueillies, 2 questions se posent :

- caractérisation de la structure spatiale de la variable étudiée ;
- influence de cette structure sur les estimations et leur précision.

Soient $x (x_1, x_2, \dots, x_n)$ et $h (h_1, h_2, \dots, h_n)$ un point et un vecteur de l'espace, et $Y(x)$ une fonction aléatoire, c'est-à-dire une fonction dont la valeur en x est une variable aléatoire ; on dira que $Y(x)$ est une *fonction aléatoire stationnaire* si sa loi est invariante par translation ; alors :

— cette fonction a une espérance indépendante de x :

$$E[Y(x)] = m ;$$

— la covariance $K(h)$ entre deux points distants de h (si elle existe) ne dépend pas de x :

$$E[Y(x) Y(x + h)] = K(h) ;$$

— en particulier, la variance $K(0)$, si elle existe, ne dépend pas du point x .

On dira que la *fonction aléatoire est stationnaire d'ordre 2* si $K(h)$ existe. Cette hypothèse entraîne que la variance $K(0)$ doit être finie, mais n'entraîne pas la stationnarité au sens strict défini ci-dessus. Pour les applications forestières, ces hypothèses sont parfois trop fortes, et on se contente de l'*hypothèse intrinsèque* : une *fonction aléatoire sera dite intrinsèque* si les accroissements $Y(x + h) - Y(x)$ ont une variance finie. Alors :

$$E[Y(x + h) - Y(x)] = m(h).$$

La « dérive » $m(h)$ est linéaire et égale au produit scalaire de h par un vecteur constant.

$$\frac{1}{2} D^2[(Y(x + h) - Y(x))^2] = \gamma(h).$$

$\gamma(h)$ est appelé le *demi-variogramme*, ou *fonction intrinsèque* ; c'est l'outil de base de la théorie des variables régionalisées ; il permet de répondre au moins aux deux questions qui se posent sur la structure spatiale du phénomène observé et sur les estimations et les calculs d'erreurs. Son existence requiert des hypothèses moins fortes que celles qui sont nécessaires pour le *corrélogramme* : celui-ci nécessite en effet la stationnarité d'ordre 2 (Matern, 1960 ; Ripley, 1977).

1.51. Propriétés élémentaires du demi-variogramme.

— Symétrie : $\gamma(h) = \gamma(-h)$.

— Comportement à l'infini : $\gamma(h)$ croît moins vite que $|h|^2$.

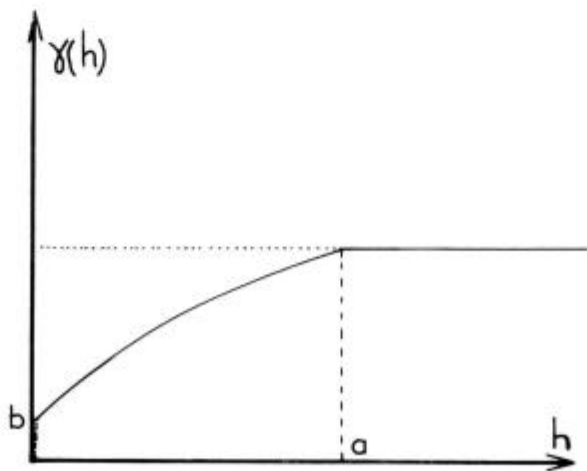


FIG. 4. — Variogramme. a est la portée du phénomène ; b est l'effet de pépité (discontinuité à l'origine).
Variogram. a is the range of the phenomenon ; b is the nugget effect (discontinuity for $h = 0$).

— La fonction $\gamma(h)$ est de type positif conditionnel, c'est-à-dire que pour tout système de coefficients $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_N$, tels que $\sum \lambda_i = 0$, on a :

$$-\sum_{i,j} \lambda_i \lambda_j \gamma(x_i - x_j) \geq 0.$$

1.52. Renseignements sur la structure.

— La connaissance du demi-variogramme permet d'étudier d'éventuelles anisotropies dans la structure spatiale. Si le phénomène est isotrope, alors $\gamma(h) = \gamma(r)$ ne dépend que de la longueur r de h et non de sa direction.

— Si on est dans le cas stationnaire d'ordre 2, alors $\gamma(h)$ admet un palier horizontal pour h grand. La valeur a , pour laquelle ce palier est atteint, est appelée la portée du phénomène. La présence de paliers successifs manifeste l'existence de structures gigognes.

— Le comportement à l'origine du demi-variogramme est un bon indicateur de la régularité de la fonction aléatoire $Y(x)$. C'est la connaissance de ce comportement à l'origine qui permet de calculer les précisions sur les estimations des variables régionalisées étudiées. Deux cas particuliers sont intéressants :

a) *L'effet de pépîte* : on a toujours $\gamma(0) = 0$; mais on observe fréquemment une discontinuité à l'origine qu'on appelle effet de pépîte ; cette discontinuité est simplement la manifestation d'une microstructure de portée a très petite par rapport à l'échelle choisie pour construire le variogramme.

b) *Comportement « plat » du variogramme* : lorsque le variogramme est une droite horizontale, la structure étudiée a le même variogramme que la distribution poissonnienne présentée au paragraphe 1.2.

On voit donc que la connaissance du variogramme donne de nombreux renseignements sur la structure du phénomène. Mais, il reste le problème de la construction du variogramme.

Dans la pratique, on n'a jamais la connaissance complète de la fonction aléatoire ; en matière d'inventaire forestier, on n'en connaît par exemple qu'une réalisation, constituée des observations faites par exemple dans des placettes de 5 ares distantes de 100 m. A partir de telles observations, on construit un variogramme expérimental en cherchant les $n(h)$ couples d'observations distantes d'un vecteur h et en calculant :

$$\gamma(h) = \frac{1}{2 n(h)} \sum_{k=1}^{n(h)} (y(x_k + h) - y(x_k))^2.$$

On voit ici l'un des intérêts du maillage systématique qui permet de déterminer facilement l'ensemble des observations distantes de h .

La construction de tels variogrammes dans plusieurs directions permet de répondre aux questions qu'on se pose sur l'anisotropie et la portée du phénomène. Le comportement à l'origine permet les calculs d'erreurs (Bouchon, 1974).

La méthode des variables régionalisées, de portée très générale, peut avoir de nombreuses applications dans le domaine forestier. Elle permet de résoudre le problème théorique des échantillonnages systématiques, plus même, elle préconise ce type d'échantillonnages qui se trouve être le plus facile à mettre en œuvre. Cette méthode requiert des hypothèses moins fortes que celles auxquelles on fait appel d'habitude ; par exemple, Matern (1960) et Giudicelli (1972) ont besoin de l'hypothèse

stationnaire ou stationnaire d'ordre 2, alors que la théorie des variables régionalisées ne demande que l'hypothèse intrinsèque.

1.6. — Les structures spatio-temporelles

A priori, on pourrait penser que l'introduction de la nouvelle coordonnée qu'est le temps dans les analyses structurales ne modifie pas fondamentalement le problème. En réalité, cette coordonnée, par son caractère orienté irréversible joue un rôle à part, comme le considère la plupart des auteurs qui traitent de ces problèmes*.

On distingue habituellement 2 types de processus spatio-temporels : la *dispersion* et la *diffusion* (Ripley, 1977 ; Mollison, 1977). Le terme de *dispersion* s'applique lorsque la distribution spatiale des individus se modifie avec le temps ; on trouve dans cette catégorie, les phénomènes de dynamique de population, de naissance, de mortalité. En forêt, on classerait ici les études de l'évolution des structures de peuplement avec l'âge.

Le terme de *diffusion* s'applique lorsqu'un phénomène se déplace à l'intérieur d'une population considérée comme fixe ; on étudie ici les individus qui sont atteints par le phénomène à un instant donné par rapport à ceux qui étaient atteints auparavant ; en forêt, cela s'applique évidemment à l'étude des épidémies.

Dans les deux cas, on définit le plus souvent des *foyers* et des *vitesse*s de dispersion/diffusion.

Cliff *et al.* (1975a *et b*) proposent un certain nombre de techniques pour étudier les structures spatio-temporelles ; ces techniques privilégient le temps ou l'espace suivant le cas. Les plus simples consistent soit à observer les structures spatiales à un instant donné et étudier leurs variations avec le temps, soit à observer des séries chronologiques et à étudier leur variation dans l'espace. Dans la mesure où les données vérifient certaines hypothèses de stationnarité, on peut également étudier les autocorrélations ; ici aussi, deux voies sont possibles : soit l'étude des corrélogrammes spatiaux et de leur évolution avec le temps, soit l'étude des corrélogrammes temporels et de leur évolution dans l'espace ; la première voie pourrait être utilisée en forêt pour l'étude des régénérations naturelles par exemple, en observant l'évolution des taches de régénération ; la deuxième voie semble plus appropriée aux études de diffusion d'épidémie : en deux points donnés, on observe la corrélation entre les niveaux d'infestation observés à des instants successifs (corrélogramme temporel) et on étudie comment varie ce corrélogramme dans l'espace.

Ces méthodes peuvent être utilisées à la fois lorsqu'il est nécessaire de faire des *prévisions* mais également pour analyser les *mécanismes* de dispersion/diffusion.

1.7. — Les objets fractals : Benoît Mandelbrot (1975)

Dans ce document, l'auteur utilisant une méthode de réflexion aussi générale qu'élégante, propose des solutions à des problèmes de morphométrie et de structures spatiales ou temporelles, aussi variés que :

- la mesure de la longueur d'une côte :

* On peut noter cependant l'identité de certains problèmes. Par exemple, si les usagers de transports en commun se basent sur leur temps d'attente pour évaluer la fréquence moyenne des passages et si les véhicules passent par groupes aux arrêts, le biais sera identique à celui qu'on trouve dans les évaluations de densité par mesures de distances dans les distributions agrégatives (Laycock, 1975 ; Schreuder, 1975).

- la répartition des erreurs de transmission téléphonique
- les cratères de la lune ;
- la géométrie de la turbulence ;
- les arrangements des composants d'ordinateur ;
- la loi de fréquence des mots ;
- la distribution des revenus salariaux.

B. Mandelbrot part de notions assez « intuitives » telles que les structures gigognes et l'homothétie interne.

1.71. Les structures gigognes.

A l'intérieur d'un peuplement forestier et à l'échelle de 10 m environ, apparaît une première structure dans les régénérations naturelles ; cette structure a son origine dans la répartition des semenciers qui présentaient des différences génétiques ; à l'échelle de quelques dizaines de mètres, on observe une deuxième structure due à des différences microstationnelles ; à une échelle de quelques centaines de mètres, en France du moins et dans les forêts aménagées, on observe une troisième structure liée au parcellaire ; cette structure, très facile à observer sur des variogrammes par exemple, signifie simplement qu'en moyenne les parcelles installées par le gestionnaire français ont de 10 à 20 ha ; à l'échelle du kilomètre, apparaît la quatrième structure qui correspond à la dimension moyenne des massifs forestiers ; enfin, si l'on poursuit dans le cas de forêts disséminées, on rencontre une dernière structure probablement d'origine géologique ; les quatre derniers niveaux ont pu être mis en évidence lors d'une étude entreprise au Centre de Recherches Forestières sur la forêt de Darney (Vosges) : cette forêt, d'une superficie d'environ 8 000 ha, mais dispersée sur un territoire d'environ 25 km \times 30 km avait été inventoriée en utilisant un mailage systématique contenant une placette tous les 4 ha.

On observe ainsi autant de populations dont les structures sont emboîtées. En citant F. Jacob (1970), on se trouve devant une structure « ... à tiroirs. Il n'y a pas une organisation du vivant, mais une série d'organisations emboîtées les unes dans les autres comme des poupées russes. Derrière chacune, s'en cache une autre. Au-delà de chaque structure accessible à l'analyse finit par se révéler une nouvelle structure, d'ordre supérieur, qui intègre la première et lui confère ses propriétés ». B. Mandelbrot parle de ... « feu d'artifice à étages, chaque étage engendrant des détails plus petits que l'étage précédent ».

Chez les arbres, les ramifications successives à partir de la tige principale et le système racinaire constituent deux exemples de structures emboîtées. Mais suivant l'échelle à laquelle on se place, ou le niveau de ramification, les structures spatiales ne sont pas obligatoirement comparables ; les objets fractals sont précisément ceux pour lesquels la structure rencontrée ne dépend pas du niveau où l'on se place :

1.72. L'homothétie interne.

B. Mandelbrot attribue la propriété d'homothétie interne à des ensembles si la structure est indépendante du niveau auquel on fait l'observation. La distribution de Neyman type A, présentée au paragraphe 1.2 en est un bon exemple*.

* Dans un article récent (*Pour la Science*, 1978 (8), p. 118 à 126), Martin Gardner, citant B. Mandelbrot, prétend que les objets ou les œuvres d'art (peinture, sculpture, musique) à homothétie interne sont considérés comme plus esthétiques que ceux qui ne possèdent pas cette propriété.

A partir de ces deux notions, l'auteur résout de nombreux problèmes apparemment indépendants les uns des autres. On voit facilement les transpositions qu'on peut faire dans le domaine forestier.

On peut citer un exemple : on appelle ordre 0 de ramification d'un arbre la tige principale ; l'ordre 1 est constitué des branches issues de la tige principale, l'ordre 2 des branches issues de l'ordre 1, etc... Il semble, du moins en première approximation, qu'on observe, comme en potamologie *, une certaine constance, quel que soit n , dans la manière dont les embranchements d'ordre $n + 1$ se font par rapport aux branches d'ordre n . A partir de cette observation on peut construire des modèles de houppier pour étudier l'interception de la pluie par exemple (Barker, 1973).

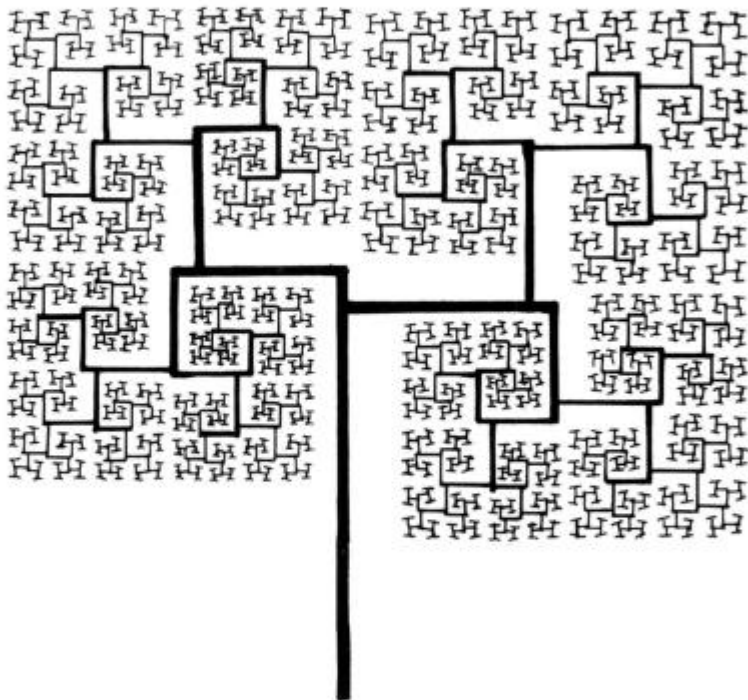


FIG. 5. — Modèle d'arbre construit par B. Mandelbrot (les objets fractals).
Model of tree built by B. Mandelbrot (fractal objects).

D'autres analogies, telles que celle qu'on trouve entre la structure de la matière presque partout vide et la surface terrière/ha nulle en dehors des arbres et égale à 1 à l'intérieur, introduisent une réflexion en profondeur sur la nature même de la structure des peuplements forestiers et expliquent la nécessité dans laquelle on se trouve avec la méthode des variables régionalisées, d'introduire les notions de « régularisation » et « d'effet de pépite ».

* La potamologie est l'étude des cours d'eau.

1.8. — *La morphologie mathématique* (Serra, 1969)

Cette méthode, dérivée de la méthode des variables régionalisées et de la géométrie différentielle, s'intéresse aux formes ; elle étudie une fonction aléatoire bien particulière : celle qui prend des valeurs égales à 1 à l'intérieur de l'image et à 0 à l'extérieur ; le plus souvent, les mesures sont effectuées le long de transects linéaires et sont constituées par les longueurs des segments intérieurs et extérieurs à l'image.

Cette méthode fournit des critères de formes en calculant divers indices ; une application directe de cette théorie permet de mesurer des superficies (Bouchon, 1975) ; les méthodes de Serra ont également conduit à la mise au point d'un appareillage complet, l'analyseur de texture, dont la conception originale permet la mesure automatique des divers indices issus de la théorie (Serra, 1967) ; plusieurs applications ont déjà été faites sur des exemples forestiers :

- les distributions par catégories de grosseurs de cimes d'arbres (Bouchon, 1977) ;
- les formes et la distribution spatiale de taches de régénération (Marbeau, 1973 ; Bachacou, 1977b et 1978) ;
- les cellules des tissus du bois (Mariaux, 1977).

Les grandeurs calculées sont les diamètres, périmètres et surfaces moyens des taches ; moyennant certaines conditions, d'isotropie notamment, les transects peuvent également fournir des estimations de granulométrie, c'est-à-dire de la fréquence des taches dans chaque catégorie de grosseurs (Bouchon, 1977).

2. — Applications au cas de la forêt

Les inventaires forestiers sont pour beaucoup à l'origine des études sur les structures de peuplements ; il n'est donc pas étonnant que les résultats dans ce domaine soient les plus importants : ils seront présentés (§ 2.2) après une analyse critique des méthodes d'inventaires utilisées jusqu'ici (§ 2.1). Le paragraphe 2.3 sera consacré aux méthodes de cartographie et le paragraphe 2.4 aux autres applications en forêt.

2.1. — *Principales méthodes d'inventaires forestiers*

2.1.1. *Méthodes d'échantillonnage classiques.*

Les plus simples consistent à installer un maillage systématique ou aléatoire de points et autour de ces points à mesurer tous les arbres contenus à l'intérieur de placettes de surfaces fixées à l'avance. Très rapidement, on s'est aperçu que les calculs classiques de variance surestimaient les erreurs. L'un des procédés utilisés pour affiner les estimations est la stratification, *a priori* ou *a posteriori*, qui consiste à regrouper les placettes par grandes catégories de volume par exemple et à faire les calculs séparément pour chaque strate (Pardé, 1960 ; Singh, 1974 ; Schumacher, 1966 ; Cochran, 1963 ; Loetsch, 1964 ; Arvanitis, 1970 ; Golder, 1973).

Mais, même ainsi, la précision des inventaires à maillage systématique restait plus forte que celle des inventaires à maillage aléatoire ; de nombreux auteurs se penchaient alors sur le calcul de la précision des inventaires systématiques, car du

fait de leur commodité, ils ont un énorme avantage sur les échantillonnages à maillage aléatoire.

2.12. Inventaires à maillages systématiques.

La difficulté pour le calcul d'erreur vient de ce que l'on fait l'hypothèse que la structure du phénomène correspond à la distribution au hasard définie ci-dessus (§ 1.2 : structure poissonnienne). De plus, les risques de maillage systématique de période identique à celle du phénomène biologique étudié (Finney, 1950) ont même conduit de nombreux auteurs à déconseiller ces méthodes. Mais, ce risque une fois éliminé, il reste le calcul théorique de la variance obtenue par un tel échantillonnage. La plupart des auteurs, devant la difficulté, étudient par simulation directe sur des données les précisions obtenues et comparent à des maillages aléatoires (Finney, 1953 ; Shive, 1960 ; Matern, 1962 ; Zinger, 1964 ; Grayet, 1977 ; Payandeh, 1970a ; Nyyssönen, 1967 ; Bouchon, 1974 ; Le Goff, 1977) ; ils concluent à la supériorité des maillages systématiques, au moins lorsque la population n'est pas distribuée au hasard. Puis, ils cherchent de manière pragmatique, la combinaison optimale entre maillage, dimension des placettes et forme des placettes (Bouchon, 1974 ; Johnson, 1952 ; Hasenkamp, 1954 ; Nersten, 1967). Nous verrons ultérieurement comment les problèmes liés aux échantillonnages systématiques peuvent être résolus par une théorie adaptée (voir § 2.2).

2.13. Inventaires forestiers continus (C.F.I.)*.

Ces méthodes, pour diminuer les erreurs dues à la grande variabilité en forêt, utilisent, pour mesurer la production, des placettes fixes lors des inventaires successifs (Schmid, 1970). Du fait que les placettes sont installées sur des stations dont la moyenne ne correspond pas exactement à la moyenne des stations de la forêt, si on conserve sur de longues périodes les mêmes emplacements pour évaluer les possibilités, on aura un biais lié à cet écart inconnu entre les placettes et la forêt qu'elles sont sensées représenter. Pour résoudre ce problème, Cunia (1965) met au point une méthode où certaines placettes sont fixes et d'autres au hasard ; une régression calculée sur les placettes fixes permet d'atteindre une bonne précision, les placettes variables servant à éliminer le biais. Il est remarquable de rencontrer une analogie formelle entre cette démarche qui vise à prendre en compte une variation dans le temps et la méthode des variables régionalisées qui prend en compte une variation spatiale ; on aboutit en particulier à des calculs d'optimisation tout à fait analogues, l'une permettant de déterminer le rapport entre placettes fixes et placettes variables, l'autre la meilleure combinaison entre maillage et dimensions des placettes (Poissonnet, 1970 ; O'Regan, 1973)

2.14. Méthodes P.P.P.-P.P.S.** (Hansen, 1953 ; Matern, 1959 ; Grosenbaugh, 1965).

L'échantillonnage P.P.S., où les arbres à mesurer sont choisis proportionnellement à leurs dimensions, fait l'hypothèse d'une répartition aléatoire des arbres. Les procédés les plus courants de sélection des arbres sont :

* Continuous forest inventory.

** P.P.P. : probability proportional to prediction.
P.P.S. : probability proportional to size.

— *Les méthodes d'échantillonnage en ligne* : la ligne est souvent « matérialisée » par un appareil optique ; tous les arbres interceptés par la ligne de visée sont mesurés ; la probabilité qu'un arbre soit retenu est proportionnelle à son diamètre ; pour éviter de longs parcours en forêt, on remplace souvent les cheminements rectilignes parallèles par des pseudo-placettes : en chaque point de station, on fait un certain nombre de visées décalées d'un angle constant, et de longueurs fixes ; par exemple : Wenk (1962, 1965), avec quarante visées de 50 m décalées de 10 grades, déclare avoir une méthode d'échantillonnage trois à quatre fois plus rapide que la méthode traditionnelle à placettes de surfaces fixes (Pardé, 1957, 1960).

— *Les méthodes d'échantillonnages sous angle constant* : les arbres retenus dans l'échantillonnage sont ceux dont le diamètre apparent à partir d'un point de rayonnement est supérieur à un certain angle fixe ; la probabilité qu'un arbre soit retenu est alors proportionnelle à sa surface terrière (Wenk, 1965 ; Bitterlich, 1967 ; Stöhr).

— *Une méthode mixte* retient les arbres avec une probabilité proportionnelle à leur diamètre ; elle consiste à sélectionner les arbres observés le long d'un cheminement rectiligne qui ont un diamètre apparent supérieur à un angle fixe.

— D'autres méthodes plus simples consistent, à partir du procédé classique à placette fixe, soit à installer des placettes dont le rayon dépend de la strate d'âge ou de dimension dans laquelle on se trouve, soit à installer en chaque point des placettes emboîtées dont les rayons dépendent de la catégorie d'arbres mesurés (Pardé, 1957 ; Ministère de l'Agriculture, 1965).

— Grosenbaugh (1965) améliore la méthode, grâce à l'échantillonnage P.P.P. où les arbres sont sélectionnés proportionnellement à une certaine probabilité fixée à l'avance ; par exemple, il est nécessaire de connaître avec une bonne précision la valeur des arbres vendus lors d'une exploitation ; or, les caractéristiques technologiques des arbres peuvent être très variables, ceci entraînant les disparités importantes entre individus ; au moment du martelage précédent l'exploitation, on attribue par conséquent à chaque arbre, et suivant ses caractéristiques technologiques, une probabilité de faire partie de l'échantillon comprise par exemple entre 0 et 99 centièmes ; avant l'inventaire, et pour chaque arbre, on fait un tirage au hasard d'un nombre de 0 à 99 ; si la probabilité affectée à l'arbre est supérieure au nombre tiré, cet arbre sera mesuré ; dans le cas contraire, il ne le sera pas. Grosenbaugh affirme ainsi atteindre des précisions bien meilleures sur la valeur des peuplements que ce qu'aurait donné un inventaire par échantillonnage classique.

Mais, ces méthodes conduisent à des calculs d'erreurs compliqués et basés le plus souvent sur l'hypothèse d'une distribution des arbres au hasard.

2.15. *Echantillonnage séquentiel.*

On utilise fréquemment ce mode d'échantillonnage lorsqu'une décision est à prendre. Le plus souvent, on applique la règle pratique suivante :

- a) on mesure un certain nombre d'échantillons a ;
- b) si au moins un pourcentage H_1 de ces échantillons possède une certaine caractéristique, on choisit l'hypothèse 1 ; mais, si au plus un pourcentage $H_0 < H_1$ de ces échantillons possède la caractéristique, on choisit alors l'hypothèse 0. Enfin, si le

pourcentage est compris entre H_0 et H_1 , on refait un sondage en revenant à a) ci-dessus.

Ces procédés ont la particularité de conduire à des taux d'échantillonnage d'autant plus forts que la moyenne vraie est proche de l'intervalle ($H_0 - H_1$) : il y a interaction entre l'objectif et la méthode. Ils ont cependant un inconvénient fréquent venant de ce qu'il est parfois bien difficile de choisir les échantillons a_1, a_2, a_3, \dots successifs indépendamment les uns des autres, en particulier si on se trouve devant un phénomène structuré (dans l'espace ou le temps).

2.2. — Précision des inventaires par échantillonnage

Dans les paragraphes 211 à 215, apparaissent les difficultés provenant de la structure des phénomènes forestiers :

- impossibilité de calculer l'erreur, la plupart des méthodes obligeant à faire l'hypothèse simplificatrice que les peuplements sont au hasard ;
- biais dus à certaines méthodes d'échantillonnage ;
- supériorité des échantillons systématiques sur les échantillons au hasard, sans qu'on sache pour autant quantifier cette supériorité ;
- dépendance des échantillons les uns par rapport aux autres interdisant l'usage des statistiques classiques.

2.21. Intérêt du maillage systématique pour l'échantillonnage de populations structurées.

Cet intérêt sera démontré sur un exemple.

Sur le segment de droite $(0, b)$, définissons la variable régionalisée $y(x) = x$. Les valeurs $y(x)$ peuvent être les mesures d'une certaine grandeur, la hauteur des arbres par exemple. Bien qu'il ne s'agisse pas à proprement parler d'un phénomène structuré, mais plutôt d'une dérive, cet exemple va permettre d'expliquer l'apport du maillage systématique par rapport au maillage au hasard.

Soit un n -échantillon dans cette population ; si cet échantillon est au hasard, l'écart-type de la moyenne calculé par une statistique classique est égal à :

$$\frac{b}{2\sqrt{3n}}$$

c'est-à-dire que 95 p. 100 de n -échantillons semblables auront leurs moyennes comprises entre

$$\frac{b}{2} - \frac{b}{\sqrt{3n}} \text{ et } \frac{b}{2} + \frac{b}{\sqrt{3n}} .$$

La simple observation des mesures et de la manière dont elles sont reliées à l'emplacement où elles ont été obtenues aurait permis d'obtenir la loi $y(x) = x$ par simple régression et d'obtenir la moyenne avec une bien meilleure précision.

Soit maintenant un n -échantillon systématique, c'est-à-dire dont les points de mesures sont distants de $\frac{b}{n}$. La différence entre la moyenne estimée et la moyenne

réelle $\frac{b}{2}$ sera toujours comprise entre $-\frac{b}{2n}$ et $\frac{b}{2n}$; c'est-à-dire que tous les n -échantillons systématiques semblables auront leurs moyennes comprises entre

$$\frac{b}{2} - \frac{b}{2n} \text{ et } \frac{b}{2} + \frac{b}{2n}$$

On voit l'apport considérable de l'échantillon systématique par rapport à l'échantillon au hasard.

La méthode des variables régionalisées permet :

- de décrire la structure observée ;
- de prendre en compte la structure de la population pour le calcul d'erreurs ;
- de montrer que, sauf en présence de structure poissonnienne, les échantillonnages systématiques sont plus efficaces que les échantillonnages aléatoires ;
- de calculer l'erreur lors d'échantillonnages systématiques, problème jusqu'à imparfaitement résolu (Matern, 1960 ; Giudicelli, 1972).

Dans la réalité forestière, les structures observées sont beaucoup moins régulières que l'exemple cité ci-dessus ; on se trouve le plus souvent devant la superposition :

- d'un phénomène structuré quelquefois assez faiblement, dû par exemple à des variations microclimatiques ou microstationnelles, à la concurrence, etc... ;
- et d'un phénomène pouvant fluctuer de manière très importante ; par exemple la surface terrière (exemple déjà cité), ou le nombre de tiges par unité de surface.

L'hypothèse intrinsèque présentée au paragraphe 1.5 ci-dessus suffit le plus souvent pour résoudre les problèmes.

2.22. Premiers résultats.

Les documents traitant des relations entre la structure et la précision des inventaires forestiers sont de plusieurs natures. Certains s'arrêtent à la mise en évidence de la structure (Singh, 1974 ; Daugy, 1966) ; d'autres vont jusqu'à la mise au point d'un outil méthodologique nécessitant cependant des hypothèses assez fortes telles que la stationnarité (Giudicelli, 1972 ; Matern, 1960). Enfin les derniers analysent complètement un problème :

— Poissonnet (1970), à partir d'un échantillonnage à maillage dense permettant de construire le demi-variogramme et donc d'analyser la structure, résout le problème de l'optimisation des plans d'échantillonnage : dimensions de la maille, taux de sondage, superficie des placettes.

— Bouchon (1974), calcule la précision d'un inventaire systématique et montre que pour l'exemple traité la forme des placettes est sans effet sur l'erreur.

— Guibal (1973) et Marbeau (1976a et b), étudiant des forêts tropicales, montrent comment la connaissance de la distribution des arbres exploitables, permet de déterminer les portions de forêt économiquement intéressantes, et les meilleurs réseaux routiers nécessaires pour la mise en valeur de ces peuplements.

Ces études ainsi que d'autres non publiées permettent de fournir les premiers résultats suivants :

- a) Il ne semble pas y avoir de phénomènes marqués d'anisotropie.

b) Les portées mises en évidence en forêt tempérée correspondent à des structures emboîtées : elles sont de quelques dizaines de mètres (structure génétique s'atténuant avec l'âge) de quelques centaines de mètres (parcellaires d'aménagement), et enfin de quelques kilomètres (géologie).

c) Le gain de précision obtenu par l'utilisation de la méthode des variables régionalisées est de l'ordre de 10 à 30 p. 100, soit un gain sur le coût de l'inventaire de 20 à 50 p. 100.

d) Les maillages systématiques sont plus efficaces (meilleure précision) et moins coûteux que les maillages au hasard.

e) On a toujours intérêt à installer des maillages rectangulaires, et même d'autant plus aplatis qu'on a de bonnes raisons de penser qu'on a isotropie ; on renforce ainsi le temps efficace de l'inventaire (mesure dans les placettes) par rapport au temps perdu (cheminement entre placettes). D'autre part, cela permet de préciser la structure aux petites distances. Dans les cas manifestes d'anisotropie (versant avec strates forestières différentes par exemple), il faut installer un maillage carré.

f) La forme des placettes n'a aucune influence : ce facteur reste donc extérieur à toute optimisation, et les formes de placettes les plus faciles à matérialiser seront les meilleures.

g) Les études d'optimisation sur la taille des placettes, leur nombre et la forme du maillage semblent conduire, compte tenu par exemple d'une somme allouée pour la réalisation de l'inventaire, à des placettes relativement petites (50 m² à 1 are), mais en nombre deux fois plus important que ce qu'on fait habituellement. Il faut remarquer cependant que les faibles structurations observées fournissent des fonctions à extremums relativement plats et en réalité toute une gamme de densités d'échantillonnage sont à peu près équivalentes.

h) Enfin ces études ont nécessité souvent la mise au point de méthodologie spéciale (Marbeau, 1975a et b ; Chiles, 1975a et b ; Marbeau, 1976a et b ; Bouchon, 1974) qui peuvent être réutilisées lors de recherches ultérieures sur les mêmes sujets.

2.3. — Estimations locales. Cartographie

Les mesures fournies par un échantillonnage permettent de donner des estimations globales ; ce sont par exemple le volume moyen par unité de surface, la densité moyenne en nombre de tiges, ... pour un inventaire forestier. Mais à l'aide du même échantillonnage on peut chercher à estimer la valeur probable d'une variable en un point donné quelconque ; c'est alors un problème d'estimation locale ; c'est ce type de problème qui se pose lors des cartographies quand on cherche où passent les lignes de niveau d'une variable connue seulement en certains points ; c'est aussi à ce type de problème que se rattache la détermination d'indices climatiques à l'emplacement de dispositifs expérimentaux à partir des postes météorologiques les plus proches.

On distingue principalement trois phases :

2.31. La capture des données.

Derrière cette simple locution se dressent grand nombre de problèmes qui à eux seuls peuvent faire pour la télédétection l'objet d'une bibliographie (Hildebrandt, 1969 ; Krumpel, 1972 ; C.N.R.S.) ou pour les mesures en forêt l'objet de manuel de base (voir par exemple Pardé, 1961 pour la dendrométrie).

Le sujet de la présente bibliographie traite principalement des deux phases suivantes.

2.32. *Le traitement des données ; théorie.*

Ces diverses théories se distinguent par la nature des hypothèses mathématiques sur lesquelles elles sont assises (Mallet, 1974a ; Boissard, 1973 ; Nance, 1975) ; souvent, ces hypothèses sont implicites ; l'une des théories, le *krigeage*, est particulièrement intéressante, car elle est basée sur la méthode des variables régionalisées et présente donc une bonne assise mathématique (Matheron, 1965, 1969c ; Chiles, 1975a et b ; Delhomme, 1973) ; ces méthodes permettent, à partir d'une analyse structurale du phénomène faite sur des sondages (placettes d'échantillonnage ou points échantillons), d'estimer en un point quelconque du champ la valeur probable de la variable régionalisée, ainsi que la précision de cette estimation.

Si la réalisation des calculs présente quelques difficultés, particulièrement quand les sondages sont distribués au hasard, la théorie est relativement simple : on fait l'hypothèse que l'estimation en chaque point est une combinaison linéaire des sondages « voisins » de ce point ; on calcule les coefficients de cette combinaison linéaire en imposant que la variance de cette estimation soit minimale.

Mais la méthode du *krigeage* présente l'inconvénient de « lisser » les structures, c'est-à-dire que les estimations locales ainsi calculées ne sont pas égales aux valeurs mesurées aux points d'échantillonnage. Pour certains problèmes de gestion forestière, cela peut être un inconvénient grave ; aussi, une méthode plus élaborée a-t-elle été mise au point : la *théorie des simulations conditionnées* (Chiles, 1977) ; il suffit d'ajouter au *krigeage* une simulation de l'erreur pour que les nouvelles estimations locales soient maintenant égales aux mesures à l'emplacement des sondages.

On voit l'intérêt considérable de ces procédés, en matière de cartographie évidemment, mais également lorsqu'on veut savoir si un domaine est exploitable économiquement ou lorsqu'on doit décider si des travaux sont à entreprendre.

2.33. *Le traitement des données ; techniques.*

Ces différentes théories conduisent à des calculs qu'on ne peut envisager de réaliser sans l'aide d'un ordinateur. Partant de là ont été mises au point des bibliothèques de programmes dont la plus remarquable quant à la qualité des sorties est celle de Mallet (1974b, 1976) ; celle qui est issue de la théorie des variables régionalisées (Delfiner) est moins brillante sur ce point.

La nécessité du traitement par ordinateur a conduit également à une réflexion sur la saisie des données et la constitution des bases de données ; il est important et urgent de se pencher sur ces problèmes en foresterie compte tenu du coût du recueil de l'information dans ce domaine (Informatique et Biosphère, 1977, 1978 ; Aldrich, 1976 ; Salminen, 1973 ; Nickey, 1975). Enfin, ces méthodes permettent en retour d'optimiser les plans d'échantillonnage nécessaires aux cartographies ; la carte a en effet la particularité d'offrir une présentation synthétique des phénomènes et, pour une échelle donnée, deux intensités d'échantillonnage différentes peuvent conduire à des cartes sensiblement identiques ; c'est ce résultat qu'a trouvé Chiles (1976) : en consultant la carte des pollutions de la forêt de Roumare, il a montré qu'un taux d'échan-

tillonnage quatre fois plus faible aurait conduit à une représentation sensiblement identique (voir fig. 6). On voit réapparaître la forte relation entre :

- connaissance de la structure spatiale,
- plan d'échantillonnage.

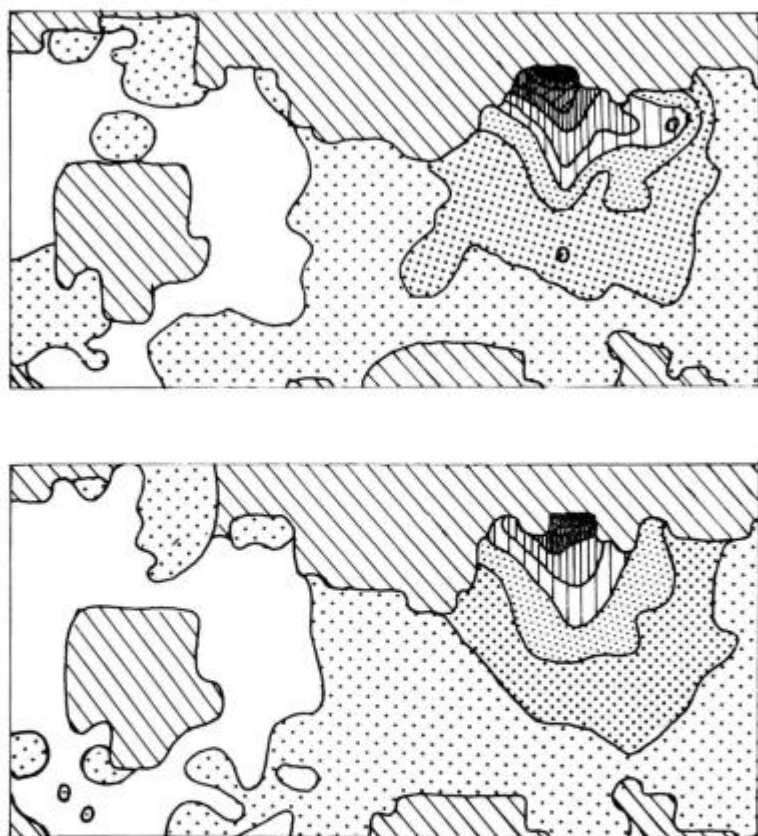


FIG. 6. — Exemples de deux cartes obtenues à l'aide d'échantillons différents ; la seconde a nécessité un maillage quatre fois moins dense.

These two maps have been constructed on two different samples ; the second map needed only a quarter of the sampling points necessary for the first one.

2.4. — Autres applications en forêt

2.41. Dispositifs expérimentaux.

L'expérimentateur tente d'installer ses plantations suivant les distributions spatiales qui lui semblent les plus réalistes ; l'idée la plus simple est la plantation régulière ; une idée plus originale consiste à planter les arbres selon une densité variant de manière continue, tout en imposant une homothétie entre les formes de pavés entourant chaque plant (Nelder, 1962 ; Illy, 1970 ; Bocquet, 1952). Enfin, pour pouvoir

permettre les éclaircies sans changer la structure du peuplement, certains auteurs essayent des plantations où la densité varie également de manière clinale mais seulement en moyenne, la distribution locale des arbres étant au hasard ; ces derniers dispositifs, compliqués à installer, ont cependant l'avantage de représenter des structures proches de celles des peuplements naturels (Decourt, 1970). Ils ont également l'avantage de résoudre élégamment le problème des arbres manquants, si leur distribution spatiale est elle-même proche du hasard.

Ces dispositifs concernent la structure au voisinage des arbres ; compte tenu de la dimension des végétaux étudiés, il existe peu de travaux analogues au niveau des peuplements ; ainsi, lorsqu'on veut expérimenter sur des peuplements entiers, on ne sait guère la dimension optimale des placettes à adopter ; de tels travaux existent en agronomie (Duby, 1975 et 1977 ; Guyon, 1975 ; Monestiez, 1976 ; Bachacou, 1976a et 1977a, ...) et il serait nécessaire d'en entreprendre en foresterie.

2.42. Etude de la compétition.

Dans une plantation régulière, on peut utiliser une méthode dérivée de celle des quadrats pour étudier la concurrence ; si chaque arbre est rangé dans une catégorie de grosseur i et si on observe les arbres qui l'entourent, il est facile de calculer sur l'ensemble d'une parcelle la moyenne des fréquences $f(i, j)$ suivant lesquelles les arbres de la catégorie i sont voisins d'arbres de la catégorie j . Si cette fréquence est grande lorsque i et j sont très différents (i correspond par exemple à des gros arbres et j à des petits) et si $f(i, i)$ est petit, on peut penser qu'il y a un effet de concurrence important. Par contre, si $f(i, i)$ est grand et $f(i, j)$ petit lorsque i et j sont très différents, on peut penser que c'est l'effet stationnel qui est prépondérant, les gros arbres étant regroupés, ainsi que les petits.

Bachacou (1976c), utilise les variogrammes pour mettre en évidence un effet de concurrence dans une plantation expérimentale de douglas (*Pseudotsuga menziesii* Mirb). Comme leur définition le montre (§ 1.5), la valeur que prend le variogramme pour une distance b donnée est petite si les écarts entre les valeurs de la fonction aléatoire sont faibles et grande dans le cas contraire. Si donc, on a un effet de compétition très prononcé, c'est-à-dire que des gros arbres sont entourés par des petits, le premier point des variogrammes sera plus élevé que le second (voir la fig. 7a). Par contre, lorsque l'effet du milieu est prépondérant, il y aura de faibles différences entre arbres voisins et le variogramme croîtra régulièrement jusqu'à une distance qui indiquera la taille moyenne des microstations (fig. 7b).

Perspectives d'avenir. Conclusion

De nombreux phénomènes physiques ou biologiques sont structurés : (Leymarie, 1976 ; Chau, 1977 ; Bouchon, 1974 ; Serra, 1978 ; Bartlett, 1957, 1960) : les épidémies, la pollution, les dimensions des individus, les paramètres moyens des populations, la disposition des tissus dans le bois et des cristaux dans une roche, les failles géologiques, la profondeur du plan d'eau, la vitesse du vent, l'histogramme du nombre de références citées dans la présente bibliographie en fonction de leur année de parution (fig. 8), etc... Il ne s'agit pas ici de savoir si la description qualitative et la mesure quantitative des choses peuvent être identifiées à leur connaissance ou ne sont que

des moyens de connaissances. Mais il apparaît manifestement qu'il y a, ou qu'il devrait y avoir, une relation étroite entre ces structures et les moyens de les appréhender : relations réciproques entre la répartition spatiale et les méthodes d'échantillonnage (Sukwong, 1971 ; Bouchon, 1974), entre la structure et les dispositifs expérimentaux (Monestiez, 1976), entre la distribution des individus les uns par rapport aux autres, la dynamique des populations et les méthodes d'analyse des systèmes (A.F.C.E.T., 1977 ; Ottorini, 1977) entre deux structures spatiales (Bachacou, 1977b).

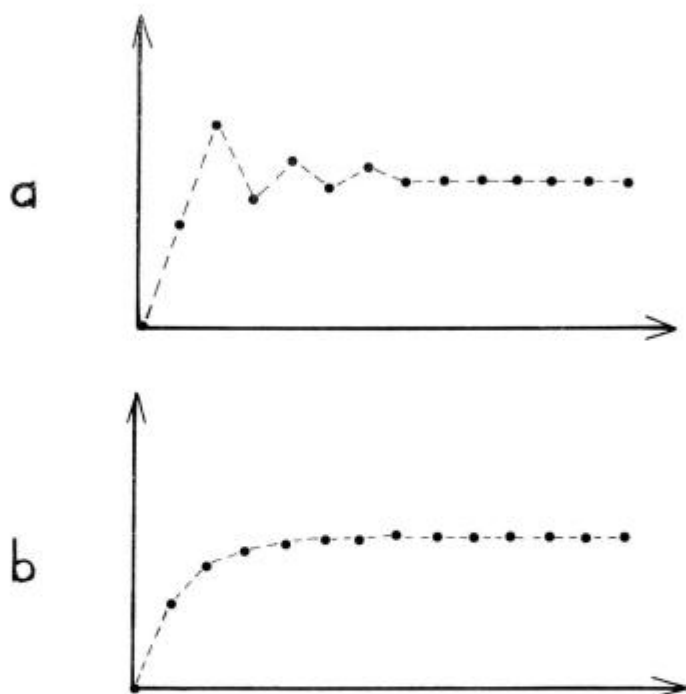


FIG. 7. — Exemples de variogrammes. a) effet de compétition ; b) effet prépondérant du milieu.
Examples of variograms. a) competition effect ; b) station effect.

Quelles sont les directions de recherches qui s'offrent maintenant ?

a) Description des structures spatiales des peuplements

Il est nécessaire d'étudier si les structures spatiales des peuplements sont différentes suivant qu'il s'agit de *régénérations naturelles ou artificielles*, afin de faire la part des influences stationnelles ; Strauss (1975) montre par exemple dans une parcelle de séquoia comment une discontinuité pédologique permet de mettre en évidence deux structures de régénération naturelle très différentes, l'une presque au hasard, l'autre en agglomérats ; il est également nécessaire d'étudier *comment varient les structures avec l'âge*, afin de caractériser l'influence qu'exerce le sylviculteur par l'intermédiaire des éclaircies ; les méthodes exposées aux paragraphes 1.2, 1.3 et 1.4 semblent prometteuses dans ce domaine.

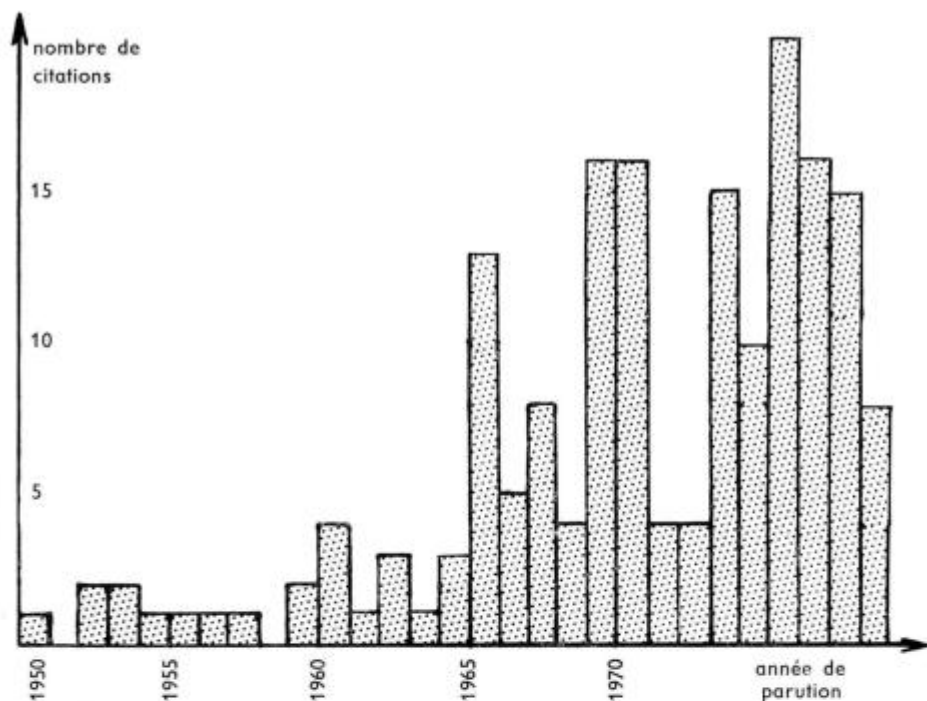


FIG. 8. — Exemple de structure : histogramme du nombre de références bibliographiques citées dans le présent article en fonction de leur année de parution. (Une macrostructure est évidente : on observe une faible préoccupation avant 1964 et un brusque intérêt à partir de 1965. Mais, on peut voir également une microstructure après 1965 ; en 1968, on a peu de publications, puis comme une frénésie en 1969-70 qui précède à nouveau un creux en 1971-72. Le lecteur est libre d'interpréter ces structures et de tenter de les expliquer !).

Example of structure : Histogram of the number of bibliographic references by date of publication.

b) Modélisation et dynamique des peuplements forestiers

La meilleure connaissance des lois qui régissent les structures des peuplements, conjuguée à des études parallèles qui devraient également être entreprises sur la morphogénèse des arbres, devrait permettre de modéliser les peuplements forestiers. Cette modélisation sera de plus en plus nécessaire au fur et à mesure que se développeront les techniques d'échantillonnage, les machines à récolter les arbres, les besoins en recherches sur les interactions maladie/peuplement, les demandes de cartographies automatiques. Les applications à l'optimisation des plans d'échantillonnage dans l'espace et le temps sont importantes (Matheron, 1965 ; Cunia, 1965). Un problème urgent est soulevé par l'utilisation de plus en plus fréquente des échantillonnages par mesures de distance, la validité de ces méthodes étant loin d'être prouvée.

c) Explication de la compétition

Plusieurs exemples ont été donnés dans cet article montrant comment on peut mettre en évidence la compétition ; l'effet de la compétition est difficile à isoler ; Kim-

ball (1969) tente de résoudre des problèmes de ce type en estimant la probabilité que la mortalité soit due à telle ou telle cause lorsque plusieurs facteurs agissent simultanément. Les travaux entrepris sur l'influence de la sylviculture et de la compétition sur les structures de peuplement (Millier, 1970 ; Bachacou, 1976c) n'ont pas abordé jusqu'ici le problème, qui reste fondamental, de l'interaction génétique/sylviculture.

Valdeyron * donne la définition suivante « nous appellerons conventionnellement *structure* de la population pour le couple (d'allèles) A, a la proportion d'hétérozygote Aa ... qu'elle comporte ». Pour Arbez (1970) la structure génétique se rapporte à l'ensemble des caractères observés et est perceptible par la mesure de grandeurs telles que les variabilités inter- et intra- famille ou les corrélations génétiques. La structure génétique d'une population naturelle d'arbres forestiers est bien évidemment liée au fait que les individus composant cette population sont immobiles ; si le pollen peut se déplacer à d'assez grandes distances, les graines par contre tombent dans le voisinage de l'arbre qui les a produites, la distance à l'arbre mère étant liée au poids et au mode de dispersion des graines. Les généticiens ont ainsi introduit la notion de cercles de consanguinité pour rendre compte de cette situation. Dans la mesure où on arriverait à les mettre en évidence, ces cercles de consanguinité seraient de bons descripteurs de la structure des peuplements forestiers. L'influence des interventions sylvicoles sur ces structures peut être mise en évidence de manière purement descriptive comme au paragraphe a) ci-dessus ; mais comme cela a été indiqué dans l'introduction, les causes possibles de la structuration des peuplements forestiers sont nombreuses (station, épidémies ...) ; parmi celles-ci, l'origine génétique paraît importante et les interactions entre les causes génétiques et la compétition posent des problèmes aussi bien au généticien qu'au sylviculteur :

- différence génotype-phénotype,
- validité des tests précoces,
- aptitude à la croissance et à la compétition,
- avenir des arbres laissés lors des éclaircies,
- relations de compétition.

La recherche est arrivée à un moment où de telles études conjointes paraissent possibles ; le généticien peut fournir des mesures (Bonnet-Masimbert, 1974) permettant de caractériser individuellement l'origine génétique des arbres ; le morphologiste peut fournir des méthodes permettant de faire l'analyse des structures spatiales : le rapprochement est inévitable.

De nombreux auteurs confirment cette tendance (Pielou, 1969 ; Jacob, 1970) ; on peut extraire de Matheron (1969a) le passage suivant :

« ... il est clair que compléter la notion de structure par celle de genèse va nous faire franchir un degré de plus dans l'échelle des valeurs épistémologiques. Ici le mathématicien peut et doit, tout d'abord, se laisser guider par le naturaliste. Pour ce dernier, en effet, toute structure est l'aboutissement d'une histoire, le résultat d'un mécanisme génétique. Le mathématicien devra donc ... chercher à donner (du mécanisme génétique) une représentation probabiliste précise... Le schéma lui-même va prendre une valeur explicative, et non plus seulement descriptive... Et, en retour, le schéma génétique initial du naturaliste

* Cours de génétique, Institut National Agronomique, Paris.

se trouvera considérablement enrichi... Sous cette nouvelle forme, il permettra des prévisions quantitatives qui n'étaient pas accessibles auparavant ».

Reçu pour publication en novembre 1978.

Summary

Forest-stand structure : a review of the literature

This paper is a bibliographic analysis on spatial distribution of forest variables ; problems arose with the difficulties met in the determination of sampling error in forest inventories ; forest spatial structures are complicated and it is necessary to describe them by simple parameters ; but these parameters often ignore real spatial distribution : the method of regionalized variables preserve a great part of the original structure of the data. In the future the most important developments of these technics will probably concern interactions between competition and genetics.

Références bibliographiques

- A.F.C.E.T., 1977. Modélisation et maîtrise des systèmes techniques économiques et sociaux. Actes du Congrès de l'A.F.C.E.T., 21-24 nov. 1977, Ed. Hommes et Techniques, 2 volumes (598 et 680 p.).
- AFOCEL, 1973. La méthode des nuées dynamiques, AFOCEL, Division informatique, 27, quai des Chartrons, Bordeaux, 1973, 41 p.
- ALDRICH R. C. (Coordinator) *et al.*, 1976. Evaluation of skylab (EREP) data for forest and rangeland surveys. USDA. Research paper, PSW-113, 1976, 74 p.
- ARBEZ M., MILLIER C., 1970. Comparaison de deux générations successives de sapin (*Abies alba* Mill.) : structure génétique de population, hypothèses sur l'action de la sélection naturelle. *Ann. Sci. forest.*, 1970, 27 (3), 287-301.
- ARVANITIS L. G., O'REGAN W. G., 1970. Cluster or satellite sampling in forestry : a Monte Carlo computer simulation study, Jouy-en-Josas, 3rd conference of the advisory group of For. Stat. IUFRO, 7/11 sept. 1970, 23 p.
- BACHACOU J., 1976a. Données spatiales organisées en réseau régulier. INRA Biométrie, Nancy, Doc. 76/9, 11 p.
- BACHACOU J., 1976b. Analyse de la dispersion spatiale d'individus le long d'un transect par des méthodes non paramétriques. INRA Biométrie, Nancy, Doc. 76/12, 11 p.
- BACHACOU J., DECOURT N., 1976c. Etude de la compétition dans des plantations régulières à l'aide de variogrammes. *Ann. Sci. For.*, 1976, 33 (4), 177-198.
- BACHACOU J., 1977a. Etude structurale d'une ligne de fêveroles colonisées par *Aphis fabae*. INRA Biométrie, Nancy, Document 77/1, 30 p.
- BACHACOU J., BOUCHON J., TOMIMURA S., 1977b. Etudes structurales en forêt par les techniques de morphologie mathématique. Séminaire DGRST : Analyse structurale quantitative des forêts, 19-21 oct. 1977, Strasbourg, 18 p.
- BACHACOU J., BOUCHON J., MARBEAU J. P., 1978. Etude structurale d'une régénération naturelle en forêt. In : *Biométrie et Ecologie*, Legay-Tomassone, Société française de biométrie, n° 1, 1978, pp. 1-16.
- BAILEY R. L., 1974. Weibull model for pinus radiata diameter distributions. In *Statistics in forestry research* ; 4^e congrès des stat. for. IUFRO 56. 02, 1974, 51-59.
- BARKER S. B., CUMMING G., HORSFIELD K., 1973. Quantitative morphometry of the branching structure of trees. *J. theor. Biol.*, 1973 (40), 33-43.
- BARTLETT M. S., 1957. On theoretical models for competitive and predatory biological systems. *Biometrika*, 1977 (44), 27-42.
- BARTLETT M. S., 1960. Stochastic Population models in ecology and epidemiology. Methuen, Londres.
- BARTOLI M., 1973. Forêt SO₂, étude bibliographique. Champenoux, INRA. Document Station de Sylviculture et de Production, 31 p.
- BARY-LENGER Anne. Etude statistique de la dispersion spatiale des arbres en forêt. Comparaison de quelques tests de non-conformité au modèle de POISSON. Bureau de biométrie I.R.S.I.A., 36 p.
- BATCHELER C. L., HODDER R. A., 1975. Tests of a distance technique for inventory of pine plantations. *New Zealand J. of For. Science*, 1975, 5 (1), 3-17.

- BESAG J., 1974. Spatial Interaction and the Statistical Analysis of Lattice Systems. *J. Roy. Stat. Soc. B*, 1974, **36** (2), 192-236.
- BITTERLICH W., 1967. Application and further development of the angle-count sampling technique. *Transl. Dep. For. Can.*, n° 174, 1967, p. 20. *Transl. from Allg. Forstzig.*, 1967, **78** (1), 11-3.
- BOCQUET M., 1952. Note sur l'expérience de densité Marchal appliquée à l'hévéaculture. *Bull. Tech. de l'I.R.C.I.*, 1952 (1), 4-14.
- BOISSARD P., 1973. Recherche d'une aide automatique à l'interprétation des images aériennes. Application à l'étude de la végétation. Thèse. Fac. des sciences, Orléans, 1973, 100 p.
- BONNET-MASIMBERT M., 1974. Les méthodes biochimiques applicables en génétique forestière. *IUFRO Working Party S. 04-5 Göttingen*, 15-28/07/1973. CNRF-INRA, Doc. Amélioration 74/4, mars 1974, 47 p.
- BOUCHON J., 1966. Pour la détermination rapide du facteur d'espacement de Hart-Becking. *Rev. For. Franç.*, 1966 (11), 731-733.
- BOUCHON J., 1969. Sur l'espace vital des arbres forestiers. *Doc. Sta. Sylv. Prod.*, n° 69-09, 1969, 9 p.
- BOUCHON J., 1974. Utilisation des variables régionalisées dans les inventaires forestiers. *IUFRO et SAF meeting. Syracuse USA*, juin 1974, 18 p.
- BOUCHON J., 1975. Précisions des mesures de superficies par comptage de points. *Ann. Sci. Forest.*, 1975, **32** (2), 131-134.
- BOUCHON J., TOMIMURA S., 1977. Granulométrie des couronnes dans un peuplement de sapin (*abies alba* Mill.). INRA Sylviculture Nancy, Doc. 77/02. 1977, 8 p. (Français-Japonais).
- BRISSE H., GRANDJOUAN G., 1974. Classification climatique des plantes. *Oecol. Plant.*, 1974, **9** (1), 51-80.
- BROWN G. S., 1965. Point density in stems per acre. *N. Z. For. Res. Note*, n° 38, 1965, 11 p.
- CARBONNIER C., HOLMEN H., TAMM C. O., 1969. (Planning and laying on forest fertilizer experiments) *K. Skogs o. Lantbr. Akad. Tidskr. Stockh.*, 1969, **108** (5), 209-215.
- CHACKO V. J., NEGI G. S., 1965. A statistical study of the spatial distribution of dead trees in a casuarina plantation. *Adv. group of for. stat. IUFRO, Colloque Stockholm*, 1965, 22 p.
- CHAU N. et al., 1977. A new fast mathematical technique for resolution Enhancement applied to simulated scans of the Thyroid phantom. *Eur. J. Nucl. Med.*, 1977, **2**, 147-151.
- CHESEL D., 1975a. Mesures de dispersion spatiale et méthode d'échantillonnage. Labo Biométrie. Université Lyon I, janv. 1975, Note n° 3, 35 p.
- CHESEL D., 1975b. Introduction à l'étude de la structure horizontale en milieu steppique. I. — Echantillonnage systématique par distance et indice de régularité. *Oecol. Plant.*, 1975, **10** (1), 25-42.
- CHESEL D., 1978. Description non paramétrique de la dispersion spatiale des individus d'une espèce. In : *Biométrie et écologie*, Legay, Tomassone. Société française de biométrie, n° 1, 1978, pp. 45-136.
- CHILES J. P., CHAUVET P., 1973. « Le Krigeage » : méthode de cartographie des fonds marins. *Revue hydrographique internationale*, 1975, **52** (1), 29-45.
- CHILES J. P., 1975a. Programme gamma, Notice d'utilisation. Centre de Morphologie mathématique. E.N.S.M.P. Fontainebleau, avr. 1975, n° 408, 15 p.
- CHILES J. P., 1975b. Programme de Krigeage. Centre de Morpho. Math. E.N.S.M.P. Fontainebleau, mai 1975, n° 414, 24 p.
- CHILES J. P., 1976. Etude de la pollution de la forêt de Roumare en soufre et en fluor. Centre de géostatistique. E.N.S.M.P. Fontainebleau, nov. 1976, n° 489, 20 p.
- CHILES J. P., 1977. Géostatistique des phénomènes non stationnaires (dans le plan). Thèse Nancy I, 1977, 108 p.
- CLIFF A. D. et al., 1975a. Elements of Spatial Structure. A quantitative Approach. Cambridge University Press, London, 1975, 258 p.
- CLIFF A. D., ORD J. K., 1975b. Model building and the analysis of spatial pattern in human geography. *J. Roy. Stat. Soc. B*, 1975, **37** (3), 297-348.
- C.N.R.S. Information bibliographique. Photographie aérienne. 4 fascicules :
 — Généralités : 38 p.
 — Forêts : 74 p.
 — Cartographie : 58 p.
 — Aménagement : 39 p.
- COCHRAN W. G., 1963. Sampling techniques. John Wiley et Sons. New York, Second edition, 413 p.
- COOK D. I., 1972. Trees and shrubs can curb noise, but with quite a few loud « ifs ». *Yearbook of agriculture*, 28-30.
- COX F., 1970. Are there any consistent parameters for distance methods if the spatial distribution deviates remarkably from a bidimensional — Poisson process ? *3^e Colloque des statisticiens forestiers, IUFRO Jouy-en-Josas*, 1970, 20 p.
- COX T. F., LEWIS T., 1976a. A conditioned distance ratio method for analysis spatial patterns. *Bio-metrika*, 1976, **63** (3), 483-491.

- COX T. F., 1976b. The robust estimation of the density of a forest stand using a new conditioned distance method. *Biometrika*, 1976, **63** (3), 493-499.
- CUNIA T., 1965. Continuous forest inventory, partial replacement of samples and multiple regression. *For. Sci.* 1965, **11** (4), 480-502.
- DAGNELIE P., 1965. Quelques méthodes statistiques d'étude de l'homogénéité et de caractéristiques de la végétation. Communication. *Premier Colloque Int. sur les Ecosystèmes, Copenhague*, 30.07.1965, 7 p.
- DAGNELIE P., RONDEUX J., 1971. La répartition des arbres en catégories de grosseur : déciles de Jedlinski et distributions Log-normales. *Ann. Sci. For.*, 1971, **21** (3), 289-296.
- DANIELS R. F., 1978. Spatial patterns and distance distributions in young seeded loblolly Pine stands. *Forest Sci.*, 1975, **24** (2), 260-266.
- DAUGY L., 1966. Study of sampling designs in relation to forest stand distributions. Interim Rapport : Partial study of cluster sampling, 1966. State University, College of Forestry, Syracuse, New York, 22 p.
- DECOURT N., 1969. Quelques aspects des structures démographiques des peuplements forestiers. *IV^e Congrès d'Ecologie*. Paris, avr. 1969, 15 p.
- DECOURT N., 1970. Utilisation des dispositifs clinaux pour l'étude de la compétition dans les peuplements forestiers. *V^e Colloque d'écologie*. E.N.S. Paris, 12-14 mars 1970, 17 p.
- DECOURT N., 1975. L'atténuation du bruit par la végétation. *Rev. For. Franç.*, 1975, **27** (6), 419-429.
- DELFINER P., DELHOMME J. P., CHILES J. P. Bluepack, E.N.S.M.P. Fontainebleau, 199 p.
- DELHOMME J. P., DELFINER P., 1973. Application du krigeage à l'optimisation d'une campagne pluviométrique en zone aride. *Colloque UNESCO, AIHS-OMM, Madrid*, juin 1973, 23 p.
- DELVAUX J., 1966. Contribution à l'étude de l'éducation des peuplements. II : A propos de distribution de fréquence de diamètres et de hauteurs. *Travaux Stat. de Rech. Groenendaal (série B)*, n° 32, 1966.
- DIGGLE P. J., 1975. Robust density estimation using distance methods. *Biometrika*, 1975, **62** (1), 39-48.
- DIGGLE P. J., BESAG J., GLEAVES J. T., 1976. Statistical analysis of spatial point patterns by means of distance methods. *Biometrics*, 1976, **32**, 659-667.
- DUBY Camille, GUYON X., PRUM B., 1975. Qu'est-ce qu'un processus dans le plan ? Liens avec l'expérimentation en champ. Université Paris XI, Orsay, 1975, 14 p.
- DUBY Camille, GUYON X., PRUM B., 1977. The precision of different experimental designs for a random field. *Biometrika*, 1977, **64** (1), 59-66.
- EHRENSPIEL G., 1971. Möglichkeiten der Ermittlung der Standfläche von Einzelbäumen und deren Bedeutung bei der Auswertung von Versuchsflächen. Thèse Fribourg, 1971, 124 p.
- FERNANDEZ R., 1978. Les peuplements de chêne pubescent des hautes garrigues du Montpelliérais. Etude dendrométrique et écologique. E.N.I.T.E.F. Les Barres, 1978, 1. mémoire, 41 p., 2. annexes, 34 p.
- FINNEY D. J., 1950. An example of periodic variation in forest sampling. *Forestry*, 1950 (24), 96-111.
- FINNEY D. J., 1953. The estimation of error in the systematic sampling in forests. *J. Indian Soc. Agr. Stats.*, 1953, **5**, 6-16.
- FRASER A. R. and Van den DRIESSCHE Pauline, 1970. Triangles, density, and Pattern in point populations. *3^e Colloque des stat. for. IUFRO, Jouy-en-Josas*, sept. 1970.
- FRASER A. R., 1977. Triangle based probability polygons for forest sampling. *Forest Science*, **23** (1), 1977 : 111-121.
- FRIES J., 1967. Variation in Forest stands as a basis for the planning of experiments. *14^e Congrès IUFRO, Munich 1967, Section 25*, pp. 37-54.
- GIUDICELLI X., LANLY J. P., OUKAM J. B., PIETRI M., 1972. Application de la théorie des processus aléatoires à l'estimation de la précision d'un inventaire forestier par échantillonnage systématique. *Ann. Sci. For.*, **29** (2), 1972, 267-293.
- GODRON M., 1968. Quelques applications de la notion de fréquence en écologie végétale. *Oecol. Plant.* 1968, III, 185-212.
- GODRON M., 1970. Application de la théorie de l'information à l'étude de l'homogénéité et de la structure de la végétation. In : *Gesellschaftsmorphologie (Strukturforschung)*. Verlag Jung Den Haag. 1970, pp. 31 à 38.
- GOLDER P. A., YEOMANS K. A., 1973. The use of cluster analysis for stratification. *Applied Statistics* 1973, **22** (2), 213-219.
- GOUNOT M., 1969. Méthodes d'étude quantitative de la végétation. Masson et Cie Paris, 1969, 314 p.
- GRANDCLAUDE P., MARCHAL M., de la ROCHE H., 1976. Les fichiers géochimiques du CRPG : leur contenu et les modalités de leur utilisation comme banque de données. Centre de Rech. Pétro et Géochimique, Nancy, oct. 1976, 7 p.
- GRAYET J. P., 1977. Contribution à l'étude de l'échantillonnage en futaie feuillue. *Ann. Sci. For.*, 1977, **34** (1), 59-76.
- GROSENBAUGH L. R., 1965. Three-pee sampling theory and program « THRP » for computer generation of selection criteria. Berkeley, Calif., Pacific SW. For. Range Exper. Sta., 53 p. *US For. Service Res. Paper*, PSW-21.

- GUIBAL D., 1973. L'estimation des okoumés du Gabon. Problèmes méthodologiques. Note interne, Centre de Morphologie Mathématique, n° 333, mai 1973, 73 p.
- GUYON X., PRUM B., 1975. Sur l'estimation quadratique de la covariance d'un processus dans le plan. Université Paris XI Orsay, 1975, 29 p.
- HANSEN M. H., HURWITZ W. N., MADOW W. G., 1953. Sample survey methods and theory, 2 vol. John Wiley and sons, New York et Londres, 638 et 332 p.
- HASENKAMP, 1954. Die Genauigkeit des systematischer Stichprobennahme bei forstlichen Vorratsinventuren. *Mittl. Bundes B. Forst u. Holzw. Reinbek.*, 1954 (35), 150 p.
- HILDEBRANDT G., 1969. Bibliographie des Schrifttums auf dem Gebiet des forstlichen Luftbildauswertung, 1887-1968. Freiburg im Br., 1969, 316 p.
- HODGES C. S. Jr., 1974. Symptomatology and Spread of Fomes annosus in Southern Pine Plantations. *U.S.D.A. For. Ser. Res. Paper SE.*, 114, 1974, 10 p.
- HOLGATE P., 1965a. The distance from a random point to the nearest point of a closely packed lattice. *Biometrika*, 1965, 52 (1-2), 261-263.
- HOLGATE P., 1965b. Tests of randomness based on distance methods. *Biometrika*, 1965, 52 (3-4), 345-353.
- HONDA H., 1978. Description of Cellular Patterns by Dirichlet Domains : the two Dimensional Case. *J. theor. Biol.*, 1978, 72, 523-543.
- ILLY G., LEMOINE B., 1970. Densité de peuplement, concurrence et coopération chez le pin maritime. I. — Premiers résultats d'une plantation à espacement variable. *Ann. Sci. For.*, 1970, 27 (2), 127-155.
- INFORMATIQUE ET BIOSPHERE. Actes des 5^e et 6^e Colloques de l'association.
10.06.77 : Cartographie assistée par ordinateur, Paris, 166 p.
16.03.78 : Saisie et validation des données scientifiques et techniques, Paris, 59 p.
- JACK W. H., 1967. Single tree sampling in even-aged plantations for survey and experimentation. *XIV IUFRO Congress München*, vol. VI, Section 25, 379-403.
- JACOB F., 1970. La logique du vivant. Une histoire de l'hérédité. Ed. Gallimard, Paris, 1970, 354 p.
- JOHNSON F. A., HIXON H. J., 1952. The most efficient size and shape of plot to use for cruising in old-growth douglas-fir timber. *J. of Forestry*, 1952 (1), 17-20.
- KIMBALL A. W., 1969. Models for the estimation of competing risks from grouped data. *Biometrics*, 1969, 25, 329-337.
- KRUMPE P. F., 1972. Remote sensing of terrestrial vegetation : a comprehensive bibliography. Knoxville, Tennessee, 37916, 69 p.
- LAYCOCK W. A., BATCHELER C. L., 1975. Comparison of distance — Measurement techniques for sampling tussock grassland species in New-Zealand. *J. of Range Management*, 1975, 28 (3), 235-239.
- LE GOFF N., 1977. Etude comparée de l'échantillonnage aléatoire et de l'échantillonnage systématique pour l'estimation de la surface terrière. Ministère des terres et forêts, Canada, Rapport interne, n° 173, 1977, 21 p.
- LE TACON F., OSWALD H., TOMASSONE R., 1969. Etude d'un dispositif « mono-arbre » sur épicéa adulte. 3^e Colloque Inter. sur l'étude des productions forestières. Prague, 1969, pp. 197-214.
- LEYMARIE P., ISNARD P., ROYER J. J., 1976. L'analyse structurale des variations de concentration géochimique. *Quatrième réunion annuelle des Sciences de la Terre*, Paris 13-16/04/1976.
- LOETSCH, HALLER, ZÖHRER, 1964. Forest Inventory. B.L.V. Munich. Traduction BRUNIG et PANZER, 2 vol., 1964, 436 p., 1973, 469 p.
- MALLET J. L., 1974a. Etude d'une méthode d'estimation et d'une méthode de filtrage. Application à la cartographie automatique. Thèse, Nancy I, 1974, N° CNRS : A. O. 10.118, 202 p.
- MALLET J. L., 1974b. Présentation d'un ensemble de méthodes et techniques de la cartographie automatique numérique. *Science de la Terre. Informatique géologique*, CNRS Nancy, n° 4, oct. 1974, 213 p.
- MALLET J. L., BEAUCOURT F. de, SAVARY R., 1976. Programmes de cartographie automatique : présentation de la bibliothèque CARTOLAB. *Sci. de la Terre. Info. Géol.*, CNRS Nancy n° 7, févr. 1976, 184 p.
- MANDELBROT B., 1975. Les objets fractals, forme, hasard et dimension. Ed. Flammarion, Paris, 1975, 194 p.
- MARBEAU J. P., 1973. Une application de la morphologie mathématique : étude structurale d'un peuplement en régénération. INRA Biométrie, Nancy, Doc. 73/3, 46 p.
- MARBEAU J. P., 1975a. Programme d'estimation globale en sylviculture. Centre de Morphologie Mathématique. E.N.S.M.P., avr. 1975, n° 407, 11 p.
- MARBEAU J. P., 1975b. Programme de Krigeage. Centre de Morphologie Mathématique. E.N.S.M.P., mai 1975, n. 414, 24 p.
- MARBEAU J. P., 1976a. Etude structurale du bloc 11 de la zone forestière de Mamfé Sud, Cameroun, Centre de Morphologie Mathématique. E.N.S.M.P., févr. 1976, n. 460, 32 p.
- MARBEAU J. P., 1976b. Géostatistique forestière. Etat actuel et développements nouveaux pour l'aménagement en forêts tropicales. Thèse. E.N.S.M.P., 29 sept. 1976, n° A.O 12 921, 180 p.

- MARIAUX A., GUENEAU P., SERRA J., 1977. Essai d'anatomie quantitative de quelques bois à l'analyseur de texture. *Revue bois et forêts des Tropiques*, 1977 (171).
- MATERN B., 1959. (Some applications of the theory of geometric probabilities.) *Statens Skogsforskningsinstitut Uppsater*, Nr 72, 453-458.
- MATERN B., 1960. Spatial Variation. Stochastic models and their application to some problems in forest surveys and other sampling investigations. *Medd. Fran. Stat. Skogsforskningsinstitut* 1960, 49 (5), 144 p.
- MATERN B., 1962. Estimating the standard error in stratified sampling with systematic sampling inside strata. *Stockholm. Roy. Coll. of For.* 1962-1963, 10 p.
- MATERN B., PERSSON O., 1965. On the extremum properties of the equilateral triangular lattice and the regular hexagonal network. *Dep. of For. Biometry, Royal Coll. of For. Stockholm Research*, note n° 7, 1965, 15 p.
- MATERN B., 1969. (Stochastic models of planar variation.) *The third nordic conf. on math. Stat. Umea.*, juin 1969, 27 p.
- MATERN B., 1971. Doubly Stochastic Poisson Processes in the plane. *Statistical Ecology* (Ed. PATIL, PIELOU, WATERS), Vol. 1, 195-213, Perm. State Univ. Press, Univ. Park and London.
- MATHERON G., 1965. Les variables régionalisées et leur estimation. Ed. Masson, Paris, 1965, 306 p.
- MATHERON G., 1969a. Structures aléatoires et géologie mathématique. *Congrès ISI-RSS-1969*. Communication demandée, 14 p.
- MATHERON G., 1969b. Cours de géostatistique. Cahiers du Centre de Morpho. Math. Fontainebleau, 1969, fascicule 2, 82 p.
- MATHERON G., 1969c. Le Krigeage universel. Les cahiers du centre de Morphologie mathématique. Fontainebleau, 1969, Fascicule 1.
- MATHERON G., 1970. La théorie des variables régionalisées, et ses applications. Cahiers du C. de Morpho. Math. de Fontainebleau, 1970, Fascicule 5, 212 p.
- MAWSON J. C., 1968. A monte Carlo study of distance measures in sampling for spatial distribution in forest stands. *For. Sci.*, 1968 (14), 127-139.
- MILLIER C., POISSONNET M., SERRA J., 1970. Morphologie mathématique et sylviculture. 3^e Colloque des statisticiens forestiers IUFRO. 7-11 sept. 1970, Jouy-en-Josas. Pub. INRA, 1972, pp. 287 à 307.
- MINISTERE DE L'AGRICULTURE-INVENTAIRE FORESTIER NATIONAL, 1965. Département des Landes. I. — But et méthodes de l'I.F.N., 1965, Imprimerie Allain, Elbeuf, pp. 1 à 28.
- MINISTERE DE L'AGRICULTURE-OFFICE NATIONAL DES FORETS, 1970. Manuel d'aménagement, 2^e édition, 202 p.
- MOLLISON D., 1977. Spatial Contact models for ecological and epidemic spread. *J. Roy. Stat. Soc. B*, 1977, 39 (3), 283-330.
- MONESTIEZ P., 1976. Etude de la structure d'un champ d'orge du service expérimental de la Minière. INRA, Biométrie, Nancy, Doc. 76/5, 1976, 44 p.
- NANCE W. L., PALMER B. H., KEITH G. C., 1975. MDPLOT : a program for plotting multi-dimensional data. Programming details. Deux fascicules de l'U.S.D.A., SO-7-1975, Deux fois 26 pages.
- NELDER J. A., 1962. New kind of systematic designs for spacing experiments. *Biometrics*, 1962, 18 (3), 263-307.
- NERSTEN S., 1967. (Some calculations on optimal sampling schemes for systematic plot surveys.) *Medd. Norske Skogfor.*, 1967, 22 (84), 367-429.
- NEWHAM R. M., 1966. A simulation model for studying the effect of stand structure on harvesting pattern. *The Forestry Chronicle*, 1966, 42 (1), 39-44.
- NICKEY B. B., 1975. « RAMP » : A computer system for mapping regional areas. *U.S.D.A. General tech. rep. PSW*, 12, 1975, 9 p.
- NIYSSÖNEN A., KILKKI P., MIKKOLA E., 1967. On the precision of some methods of forest inventory. *Acta forestalia fennica*, 1967, 81, 60 p.
- ORE O., 1970. Les graphes et leurs applications. Dunod, Paris, 1970, 144 p.
- O'REGAN W. G., SEEGRIST D. W., HUBBARD R. L., 1973. Computer simulation and vegetation sampling. *J. Wildl. Manage.*, 37 (2), 1973 : 217-222.
- OTTORINI J. M., 1977. Etude quantitative du développement et de la croissance des peuplements forestiers équiennes purs (bibliographie). CNRF. INRA Sylviculture Nancy, Doc. 77/01, 1977, 58 p.
- PARDE J., 1957. Recherches sur l'application aux taillis sous futaie des méthodes mathématiques statistiques d'inventaire. *Annales de l'E.N.E.F.*, 1957, 15 (2), 457-556.
- PARDE J., 1960. Recherches sur l'application aux futaies régulières des inventaires par la méthode statistique. *Annales de l'E.N.E.F.*, 1960, 17 (2), 167-206.
- PARDE J., 1961. Dendrométrie. ENGREF Nancy Gap, 1961, 350 p.
- PAYANDEH B., 1970a. Relative efficiency of two-Dimensional systematic sampling. *Forest Sci.* 1970, 16 (3), 271-276.
- PAYANDEH B., 1970b. Comparison of methods for assessing spatial distribution of trees. *Forest Science* 1970, 16 (3), 312-317.

- PAYANDEH B., 1974. Spatial pattern of trees in the major forest types of northern Ontario. *Can. J. For. Res.* 1974, **4**, 8-14.
- PERROTTE G., 1976a. Etude théorique sur les placettes d'échantillonnage à nombre d'arbres constant. Sect. technique de l'O.N.F. Doc. 76-1, 38 p.
- PERROTTE G., 1976b. Point de vue forestier sur la théorie des variables régionalisées. Section tech. de l'O.N.F., 1976, Document 76-3, 22 p.
- PERSSON O., 1964. Distance methods. The use of distance measurements in the estimation of seedling density and open space frequency. *Stud. For. Suecica*, 1964, Nr 15, 68 p.
- PERSSON O., 1965. Distance methods. II. — Distribution of distances from a randomly located sample point to plants in an equilateral triangular lattice. *Dep. of For. Biometry*, 1965, Nr 6, 24 p.
- PERSSON O., 1969. The robustness of estimating density by distance measurements. *Dep. of For. Biom., Roy. Coll. of For., Stockholm*.
- PERSSON O., 1970. The border effect on the distance between sample point and closest individual in a square. 3^e colloque des stat. for. IUFRO, Jouy-en-Josas, 1970, 9 p.
- PERSSON O., 1973. On forest regeneration surveys IUFRO. 4^e Colloque des stat. For. Vancouver, août 1973, 22 p.
- PIAGET J., 1968. Le Structuralisme. Collection Que sais-je ? Ed. P.U.F., Paris, 1968, 128 p.
- PIELOU E. C., 1964. The spatial pattern of two-phase patchworks of vegetation. *Biometrics*, mars 1964 (20), 156-167.
- PIELOU E. C., 1969. An introduction to mathematical ecology. Wiley, New York, 1969, 286 p.
- POISSONNET P., 1972. Relations de voisinage entre végétaux d'une formation herbacée dense : dispositif expérimental et paramètre de la production. *Oecol. Plant.*, 1972, **7** (1), 23-43.
- POISSONNET M., 1970. Etude de variables régionalisées. INRA. Dép. de biométrie. Nancy, Doc. 70/2, 29 p.
- PRODAN M., 1968. Zur Gesetzmässigkeit der Flächenverteilung von Bäumen. *Allg. Forst. u. Jagdztg.*, 1968 (139), 214-217.
- PRODAN M., 1973. Spatiale Variation und Punktstichproben. *Allg. Forst. u. Jagdztg.*, 1973 (144), 229-236.
- PROPP V., 1965. Morphologie du conte. (Traduit du Russe par Marguerite DERRIDA, T. TO-DOROV et C. KAHN.) Ed. Seuil, Paris, 2^e édition 1970, 256 p.
- RIPLEY B. D., 1977. Modelling spatial patterns. *J. Roy. Stat. Soc. B*, 1977, **39** (2), 172-212.
- RISLUND E., 1973. (Determination of the size distribution of clear-cut areas by use of line transects or survey tracts.) En Suédois. *Dep. of For. Biometry. Res., Notes n° 13*, 1973, 22 p.
- SALMINEN S., 1973. (Reliability of the results from the fifth national forest inventory and a presentation of an output, mapping technique.) (Finlandais). *Com. Inst. For. Fenniae*, 78.6 Helsinki, 1973, 64 p.
- SCHMID P. et WERNER J., 1970. Instruction pour l'inventaire par échantillons contrôlés. Traduction : BADOUX E. et PONT M. N., Inst. fédér. de rech. for. Birmensdorf ZH. mars 1970, 27 p.
- SCHÖPFER W., 1969. Die 6 - Baum - Stichprobe in der Forsteinrichtung. *Allgemeine Forstzeitschrift*, 1969 (26 ; 29), 533-536/588-591.
- SCHREUDER H. T., 1967. Unequal probability and double sampling in forestry. *Abstr. of thesis*, in *Dissert. Abstr.*, 1967, **27 B** (11), 3739.
- SCHREUDER H. T., RYRE G. L., JAMES G. A., 1975. Instant-and Interval-count sampling : two new techniques for estimating recreation use. *Forest Sci.*, 1975, **21**, 40-44.
- SCHUMACHER F. X., CHAPMAN, 1966. L'échantillonnage statistique dans la recherche forestière, la gestion des forêts, l'aménagement pastoral. Traduit par HUGUET et BRENAC, Pub. C.T.F.T. Nogent sur Marne, 1966, 224 p.
- SERRA J., 1967. Buts et réalisation de l'analyseur de textures. *Revue de l'industrie minérale*, sept. 1967, pp. 651-662.
- SERRA J., 1969. Introduction à la morphologie mathématique. Cahiers du c. de Morpho. Math. Fontainebleau 1969, Fascicule 3, 160 p.
- SERRA J., 1978. L'analyse quantitative des images. *La Recherche*, 1978, **9** (87), 247-256.
- SHIUE G. J., 1960. Systematic sampling with multiple random starts. *Forest Sci.*, 1960, 42-51.
- SINGH K. D., 1974. Inventaires forestiers : quelques types de variation spatiale. *Unasylva*, 1974 (26), n° 106, 18-23.
- STOFFELS A., 1955. (L'exactitude de l'estimation du nombre d'arbres par ha par la mesure d'intervalles entre troncs.) *Forstw. Cbl.*, 74, 1955 (7/8), 193-256.
- STÖHR F. K. Erweiterungsmöglichkeiten der Winkelzählprobe. Thèse présentée à Fribourg en Brisgau, 83 p.
- STRAUSS D. J., 1975. A model for clustering. *Biometrika*, 1975, **62** (2), 467-475.
- SUKWONG S., FRAYER W. E., MOGREN E. W., 1971. Generalized comparisons of the precision of fixed-radius and variable-radius plots for basal-area estimates. *Forest Science*, 1971, **17** (2), 263-271.
- SUZUKI T., UMEMURA T., 1973. Forest transition as a stochastic process. II. — *Colloque IUFRO Nancy*, juin 1973, 16 p.

- VIRO P. J., 1967. One-tree plots in manuring mature stands. *XIV IUFRO Congres Munich 1967 Section 23*, 597-607.
- WENK G., 1962. Die Ermittlung des Holzvorrates durch optische Linientaxation. *Wiss. Zeits. der Tech. Univ. Dresden*, 1962, **11** (5), 1145-1158.
- WENK G., 1965. Theoretische Grundlagen der Winkelmessmethode. *Archiv. f. Forstw.* 1965, **14** (11/12), 1235-1270.
- YAGLOM A. M., YAGLOM I. M., 1959. *Probabilité et information*. Monographie Dunod, Paris, 1959, 175 p.
- ZINGER A., 1964. Systematic sampling in forestry. *Biometrics*, 1964, **20** (3), 553-565.
- ZÖHRER F., 1969. Ausgleich von Häufigkeitsverteilungen mit Hilfe der Beta-Funktion. *Forstarchiv* 1969, **40** (4), 37-42.
-