



*Campement en forêt.*

Photo Lepitre.

# PRÉCISION D'UN INVENTAIRE FORESTIER EN FONCTION DE CERTAINES DE SES CARACTÉRISTIQUES

par J. P. LANLY et B. VANNIÈRE.  
*Ingénieurs de Recherches  
au Centre Technique Forestier Tropical.*

## SUMMARY

### THE ACCURACY OF A FOREST INVENTORY IN THE LIGHT OF CERTAIN OF ITS CHARACTERISTICS

*A total inventory of 1, 500 ha of dense, homogenous forest by contiguous 25-are plots served to reconstitute 404 simple one-degree inventories in order to study the relation, at a constant level of sampling, between the accuracy of the inventory and the nature of the sampling (random or systematic), the area and shape of the units of sampling ; and the evolution of this relation with the level of sampling.*

*The main conclusions were as follows :*

*The accuracy of a simple one-degree inventory depends more on the total area of the sample than on the relative area equal to the level of sampling.*

*For a given inventory, the estimations of different figures do not have the same accuracy ; the latter will be better, for example, for a single species than for a group of species, and better for an evenly distributed species than for an irregularly distributed species.*

*For a constant area sampled, the accuracy depends on the area of the plots, and to a lesser extent on their shape. In usual cases, small elongated plots are preferable.*

*Systematic dispositions are on the whole more accurate than random dispositions.*

## RESUMEN

### PRECISION DE UN INVENTARIO FORESTAL EN FUNCION DE ALGUNAS DE SUS CARACTERISTICAS

Un inventario total de 1.500 ha de bosques densos de carácter homogéneo, por compartimientos contiguos de 25 áreas, ha servido para reconstituir 404 inventarios simples de un grado, con objeto de estudiar la relación existente, con proporción constante de muestreo, entre la precisión, en primer lugar y el género de sondeo (aleatorio o sistemático), la superficie y la forma de las unidades de muestreo, en segundo lugar, así como la evolución de esta relación con el contenido o índice de muestreo.

Las principales conclusiones son las siguientes :

— la precisión de un inventario simple, de un grado, queda condicionada más aún por la superficie total de la muestra que por su superficie relativa equivalente al índice de muestreo,

— para un inventario determinado, las estimaciones de las distintas magnitudes no presentan la misma precisión y la misma será mejor, por ejemplo, para una especie que para un grupo de especies, para una especie repartida regularmente que para una especie irregularmente repartida,

— con superficie muestreada constante, la precisión depende de la superficie de las parcelas y, en una proporción menor, de su forma. En los casos corrientes, las parcelas pequeñas y de forma alargada son siempre preferibles,

— los dispositivos sistemáticos son, en su conjunto, más precisos que los dispositivos estrictamente considerados casualmente.

La technique des inventaires de peuplements de forêt dense tropicale a énormément progressé depuis près de vingt ans. De nombreuses raisons expliquent ce développement, parmi lesquelles on peut citer l'extension du marché des bois tropicaux, l'accroissement de l'aide technique aux pays en voie de développement, les progrès réalisés dans le domaine de la photographie aérienne et les applications nouvelles de la théorie des sondages.

Les méthodes adoptées sont très variables en fonction des caractéristiques recherchées des peuplements inventoriés, de leur hétérogénéité, de leur accessibilité et des moyens disponibles. On peut noter en particulier la part plus ou moins importante qui revient aux techniques de photo-interprétation et de photogrammétrie et, dans la réalisation de l'inventaire au sol, le nombre différent des « degrés » de l'échantillonnage. Ce dernier élément qui est à la base du dispositif de sondage peut se résumer de la manière suivante :

a) Dans un sondage à un degré, le massif forestier est divisé en un certain nombre d'unités dont certaines sont tirées d'une manière objective (1) pour constituer l'échantillon final et sont comptées complètement.

b) Dans un sondage à deux degrés, chacune des unités tirées est elle-même constituée d'un nombre donné d'unités plus petites dont quelques-unes seulement sont effectivement comptées : ces dernières unités sont appelées unités secondaires et les unités plus grandes sont les unités primaires. Ce type de sondage est particulièrement bien adapté aux opérations d'inventaire forestier portant sur de grandes surfaces (de l'ordre d'un million ou de plusieurs millions d'ha) et pour lesquelles on dispose de peu de temps et de moyens (2).

Les indications contenues dans cet article ne

(1) C'est-à-dire qu'elles ont été tirées au sort ou réparties d'une façon systématique.

(2) On peut concevoir des sondages à plus de deux degrés où les unités secondaires ne sont pas les unités ultimes : les inventaires forestiers ne sont pas en général à plus de 3 degrés.

concernent que le cas des sondages au sol à un degré.

Les sondages forestiers à un degré sont les plus couramment utilisés dans le cas d'inventaires sur des surfaces inférieures à un million d'hectares et intéressent par suite, non seulement les services forestiers gestionnaires et les aménagistes, mais également les sociétés d'exploitation forestière qui déposent des permis forestiers dans des régions peu ou pas connues. L'utilité d'un guide pour le choix des caractéristiques principales d'un sondage forestier à un degré n'est donc pas à démontrer. Celles-ci sont définies en fonction de la précision recherchée et du coût de l'opération. Dans cet article, on se bornera à étudier la relation existant, à taux d'échantillonnage constant, entre d'une part la précision et d'autre part la nature du sondage (aléatoire ou systématique), la surface unitaire des parcelles ou unités d'échantillonnage et leur forme.

Cette étude de la relation à taux d'échantillonnage égal entre la précision et les principales caractéristiques d'un sondage à un degré a pu être menée à bien grâce à la réalisation d'un inventaire total par petites placettes contiguës, sur une surface de près de 1.500 ha de forêt dense, dans la partie orientale du Cameroun.

Cet inventaire a permis de connaître les valeurs vraies des différentes caractéristiques du peuplement inventorié (nombre de tiges et volumes moyens, par essence ou groupe d'essences, variances, écarts-types et coefficients de variation). D'autre part, on a pu construire à partir de la totalité des placettes contiguës un certain nombre d'échantillons différents par leur grandeur, la disposition, la forme et la dimension de leurs parcelles et déterminer ainsi, pour chacun de ces inventaires, l'erreur réelle effectivement commise.

Les résultats de l'expérimentation et les premières conclusions qui ont été tirées sont exposés dans cet article dont le plan est le suivant :

- Principes généraux des sondages à un degré,
- Etude réalisée,
- Résultats de l'étude,
- Conclusions.

# I. — PRINCIPES GÉNÉRAUX DES SONDAGES SIMPLES A UN DEGRÉ

## A. — CAS GÉNÉRAL

Etant donné une population constituée par un nombre  $N$  d'unités (ou individus), de taille et de nature équivalente (1), un sondage simple à un degré consiste à tirer un échantillon d'un certain nombre  $n < N$  d'unités, à mesurer sur chacune de celles-ci la (ou les) quantité ou *variable*  $x$  qui est recherchée (nombre de tiges d'une essence par exemple) et à estimer à partir de ces  $n$  valeurs de la variable  $x$  le total  $X_0$  de celle-ci pour l'ensemble des  $N$  individus constituant la population (ou encore la moyenne  $\bar{x}_0$  de cette variable par individu de la population :  $\bar{x}_0 = \frac{X_0}{N}$ ).

Par définition, le **taux de sondage** correspondant à cet échantillon est :

$$f = \frac{n}{N}$$

Il s'exprime en général en % (ou en ‰) et, par définition, est inférieur (ou égal dans le cas d'un **inventaire complet**) à 100 %.

Du fait qu'une partie seulement de la population est sondée, on ne peut pas espérer obtenir de cette manière la valeur vraie du total  $X_0$  et de la moyenne  $\bar{x}_0$  mais seulement des estimations  $X$  et  $\bar{x}$  de ces valeurs qui seront dans la quasi-totalité des cas différentes des valeurs vraies correspondantes.

Si  $x_1, x_2, \dots, x_i, \dots, x_n$  représentent les  $n$  valeurs de la variable cherchée dans les unités 1, 2, ...,  $i$ , ...,  $n$ , les estimations  $X$  (total) et  $\bar{x}$  (moyenne) seront égales à :

$$\begin{aligned} X &= \frac{N}{n} (x_1 + x_2 + \dots + x_i + \dots + x_n) \\ &= \frac{N}{n} \sum_{i=1}^n x_i \\ \bar{x} &= \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_i + \dots + x_n}{n} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} = \frac{X}{N}. \end{aligned} \quad (1)$$

(1) On entend par là qu'elles correspondent à la même définition et qu'en particulier certaines des unités ne sont pas des groupements d'éléments équivalents à d'autres unités de la population.

L'utilisateur de l'inventaire a évidemment besoin de connaître quelle confiance il peut accorder à l'estimation ainsi fournie, c'est-à-dire quel est l'ordre de grandeur de la différence entre cette estimation et la valeur vraie recherchée. Le statisticien répond en termes de probabilité et donne à l'utilisateur une formule lui permettant de calculer un **intervalle de confiance au seuil  $p$**  :  $(\Delta X_p)_0$ , tel que l'on ait  $p$  chances sur 100 pour que l'intervalle

$$[X - (\Delta X_p)_0, X + (\Delta X_p)_0]$$

comprenne la vraie valeur  $X_0$ . Habituellement — et particulièrement lorsqu'il n'est pas précisé — le seuil  $p$  de probabilité choisi est pris égal à 0,95 (95 chances sur 100). La signification pratique de ce seuil peut s'expliciter de la façon suivante : si l'on constitue par des tirages au hasard dans une population donnée un très grand nombre d'échantillons, ayant le même taux de sondage, un même nombre de parcelles de même forme et de mêmes dimensions,

$$[X - (\Delta X_{95})_0, X + (\Delta X_{95})_0]$$

la valeur vraie  $X_0$  sera comprise dans l'intervalle pour 95 % des inventaires réalisés (cas de la fig. 1)

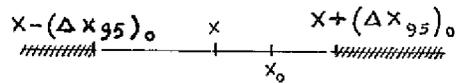


Fig. 1  $|x - x_0| < (\Delta x_{95})_0$  : l'inventaire ayant donné l'estimation  $x$  fait partie des 95% d'inventaires donnant une erreur réelle inférieure à l'intervalle de confiance au seuil 0,95.

et sera extérieure à cet intervalle pour les 5 % restants.

En fait, comme pour la détermination de  $X_0$ , ce n'est pas la valeur vraie  $(\Delta X_{95})_0$  de l'erreur-type que l'on obtient mais seulement une estimation  $\Delta X_{95}$  de celle-ci.

Pour un inventaire simple à un degré (avec un nombre  $n$  de parcelles suffisamment grand) on a :

$$\Delta X_{95} = 1,96 N \sqrt{1 - \frac{n}{N}} \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2}{n(n-1)}}$$

et

$$\Delta \bar{x}_{95} = 1,96 \sqrt{1 - \frac{n}{N}} \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2}{n(n-1)}} \quad (2)$$

La quantité

$$V = \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2}{n-1}$$

est une estimation de la variance

$$\sigma_0^2 = \frac{\sum_{i=1}^N x_i^2 - N\bar{x}_0^2}{N}$$

de la population relativement à la variable  $x$ . La racine carrée  $\sqrt{V}$  est une estimation de l'écart-type  $\sigma_0$  de la population relativement à la variable  $x$ , lui-même égal à la racine carrée de la variance  $\sigma_0^2$ .

Si la population est « infinie » (c'est-à-dire en fait si  $N$  est très grand) ou si  $f$  est petit (inférieur ou égal à 5 % par exemple) le facteur

$$\sqrt{1 - \frac{n}{N}} = \sqrt{1 - f} \quad (4)$$

est très voisin de 1 et peut être négligé.

Par ailleurs, on prend souvent 2 à la place de 1,96, lorsque  $n > 30$ . Si  $n < 30$ , le coefficient devra être remplacé par la valeur  $t$  donnée par la table de Fisher Student du tableau 1 (reproduisant les valeurs de  $t$  au seuil 0,95 pour  $n$  variant de 2 à 30).

TABLEAU 1

Valeurs de  $t$  au seuil 0,95 en fonction de  $n$

$n$	$t$	$n$	$t$	$n$	$t$
2	12,71	12	2,20	22	2,08
3	4,30	13	2,18	23	2,07
4	3,18	14	2,16	24	2,07
5	2,78	15	2,15	25	2,06
6	2,57	16	2,13	26	2,06
7	2,45	17	2,12	27	2,05
8	2,37	18	2,11	28	2,05
9	2,31	19	2,10	29	2,05
10	2,26	20	2,09	30	2,05
11	2,23	21	2,09	$n > 31$	$1,96 < t < 2,04$

Les formules précédentes se simplifient donc en général et deviennent :

$$\Delta X_{95} = 2 \frac{N}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2}{n-1}} = 2 \frac{N}{\sqrt{n}} \sqrt{V} \quad (3)$$

$$\Delta \bar{x}_{95} = \frac{2}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2}{n-1}} = \frac{2}{\sqrt{n}} \sqrt{V}$$

A partir des valeurs  $x_i$  données par le sondage, on peut déterminer les estimations  $X, \bar{x}, \Delta X_{95}$  et  $\Delta \bar{x}_{95}$  par les formules (1) et (3) et affirmer que :

— le total  $X_0$  de la variable sur l'ensemble de la population est égal à  $X$ , à  $\pm \Delta X_{95}$  près, au seuil de probabilité 0,95.

— la moyenne  $\bar{x}_0$  de la variable par unité sur l'ensemble de la population est égale à  $\bar{x}$ , à  $\pm \Delta \bar{x}_{95}$  près, au seuil de probabilité 0,95.

Les erreurs (3) sur le total et sur la moyenne sont fréquemment données en % du total ou de la moyenne correspondante. L'erreur en % au seuil 0,95 — qui est la même pour le total et pour la moyenne correspondante — est égale à :

$$e(\%) = \frac{200}{\bar{x} \sqrt{n}} \sqrt{1 - f} \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2}{n-1}} \approx \frac{200}{\bar{x} \sqrt{n}} \sqrt{V} \quad (4)$$

On dira que l'inventaire permet la connaissance de  $\bar{x}$  ou  $X$  à 20 % près si la valeur de  $e$  donnée par la formule (4) est égale à 20 : on pourra alors affirmer, avec un risque de se tromper seulement de 5 chances sur 100, que le résultat vrai  $\bar{x}_0$  (ou  $X_0$ ) est compris entre  $0,80 \bar{x}$  (ou  $0,80 X$ ) et  $1,20 \bar{x}$  (ou  $1,20 X$ ).

Il est important de souligner que pour pouvoir utiliser les valeurs de  $t$  données au tableau 1 (en particulier  $t \neq 2$  pour  $n > 30$ ) et utiliser les formules (3) et (4), les conditions suivantes doivent être réalisées :

— Le tirage des unités est fait strictement au hasard = c'est une condition nécessaire pour que les formules (2), (3) et (4) soient applicables.

— La loi de distribution de la moyenne  $\bar{x}$  ou du total  $X$  est une loi « normale » (ou « gaussienne ») ou est suffisamment voisine d'une loi « normale » : cette affirmation est vérifiée même si la loi de distribution de la variable elle-même n'est pas normale pourvu que la moyenne  $\bar{x}$  (ou le total  $X$ ) soit calculée à partir d'un échantillon d'effectif  $n$  suffisamment grand. Aussi, lorsque des inventaires sont réalisés à partir d'un échantillon d'effectif faible, est-il important de s'assurer que la loi de distribution des moyennes calculées à partir de ces sondages est voisine de la loi normale si l'on veut pouvoir appliquer les formules (2) et (3) (on remplacera dans ces formules la valeur 1,96 ou 2 par la valeur de  $t$  donnée par le tableau 1 pour l'effectif  $n$  de l'échantillon).

## B. — APPLICATION AUX INVENTAIRES DES MASSIFS DE FORÊT DENSE TROPICALE.

Les sondages dans les massifs de forêt dense sont en général des sondages aréolaires c'est-à-dire que les massifs sont considérés non pas comme des

(1) Appelé « correction de population finie ».

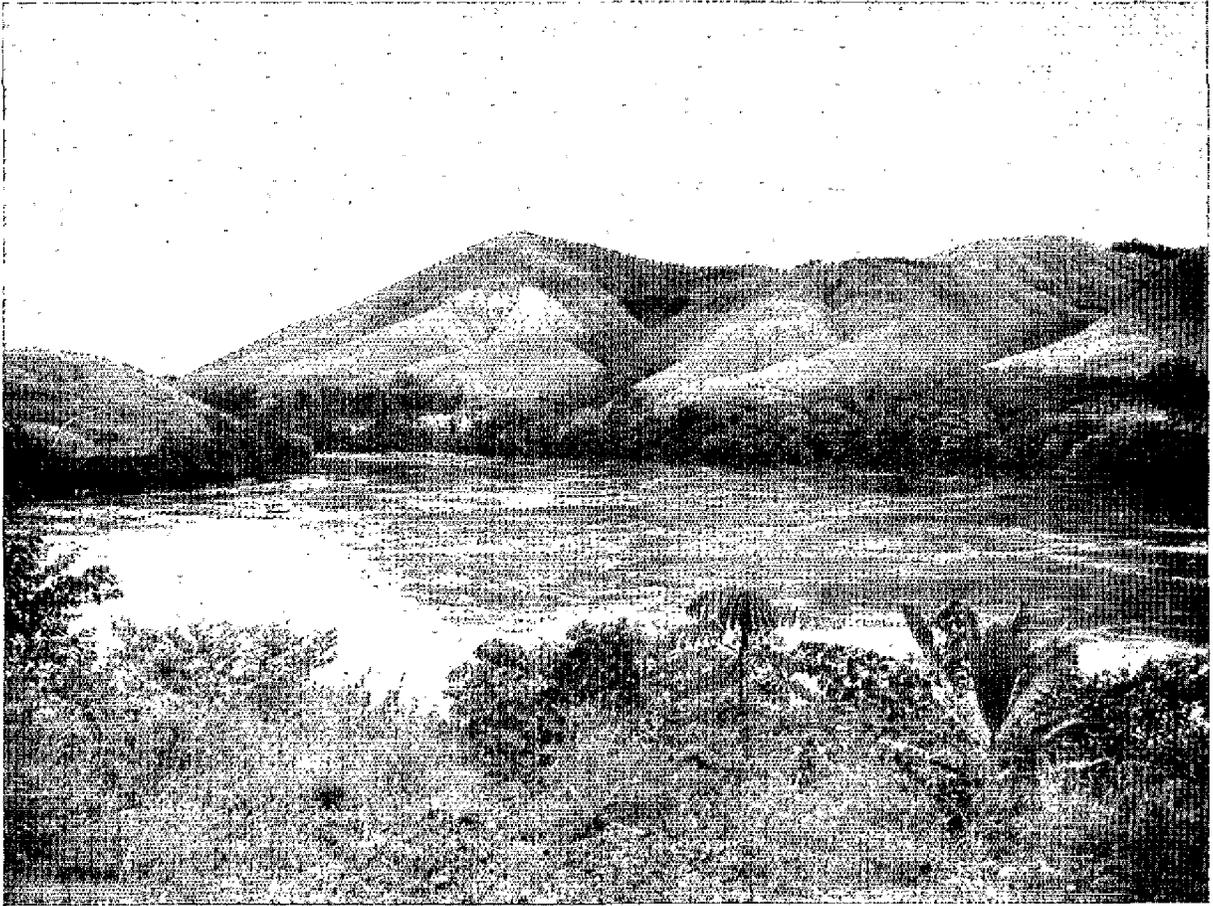


Photo Lepitre.

*L'Ogoouté à proximité des portes de l'Okanda.*

populations d'arbres mais comme des populations de parcelles d'égale surface (en projection horizontale et non suivant le terrain). Le taux d'échantillonnage est alors égal à  $f = \frac{ns}{S}$  où :

$n$  est le nombre de parcelles sondées,

$s$  est la surface unitaire de chaque parcelle et  $S$  est la surface totale du massif à inventorier.

Les variables recherchées dans les inventaires de bois d'œuvre sont les nombres de tiges et les volumes (par catégorie de diamètre éventuellement) soit totaux, soit moyens (par unité d'échantillonnage ou par unité de surface). Chaque variable dans une unité est calculée à partir des arbres correspondants à sa définition : ainsi par exemple le volume « Sapelli de plus de 60 cm de diamètre » dans la parcelle «  $i$  » est la somme des volumes des Sapelli de diamètre supérieur à 60 cm situés à l'intérieur de la parcelle.

Comment doit procéder l'exploitant forestier ou l'aménagiste ou le gestionnaire chargé de l'inventaire d'une forêt ou d'un ensemble de forêts cou-

vrant une superficie de plusieurs milliers à plusieurs centaines de milliers d'hectares ?

Avant toute décision, il est primordial qu'il définisse en premier lieu d'une part, celles des caractéristiques du peuplement qu'il veut connaître (par exemple nombre moyen à l'hectare des tiges de Samba de plus de 80 cm de diamètre ou nombre moyen à l'hectare des arbres d'un ensemble de 10 essences commerciales de diamètre compris entre 40 et 60 cm ou encore volume utile moyen à l'hectare des Sapelli de plus de 60 cm de diamètre, etc...) et d'autre part, l'erreur relative maximum qu'il accepte sur chacune de ces quantités.

Ceci étant bien posé, il s'agit de déterminer quels sont les principaux éléments du dispositif de sondage sur le terrain qui lui permettront d'avoir la précision voulue sur chacune des variables recherchées. Si l'on excepte tous les problèmes posés par la mesure des quantités à l'intérieur de chaque unité d'échantillonnage (parcelle), les principales caractéristiques qui définissent par ordre d'importance décroissant un sondage simple à un degré sont les suivantes :

- taux d'échantillonnage,
- disposition des parcelles sur le terrain,
- surface unitaire des parcelles,
- forme des parcelles.

### Taux d'échantillonnage.

On conçoit aisément que les autres caractéristiques de l'inventaire étant égales, l'erreur statistique sur la moyenne ou sur le total soit d'autant plus faible que la proportion de surface sondée est plus grande.

Ceci se vérifie facilement par le calcul : dans les formules (2) donnant les valeurs de  $\Delta X_{0.95}$  et  $\Delta \bar{x}_{0.95}$  on peut mettre en évidence le facteur :

$$\frac{1}{\sqrt{n}} \sqrt{1 - \frac{n}{N}} = K \sqrt{\frac{1}{f} - 1} \quad \left( K = \frac{1}{\sqrt{N}} = C^{te} \right)$$

La quantité  $1,96 \sqrt{V}$ , par laquelle on multiplie le facteur précédent pour obtenir  $\Delta \bar{x}_{0.95}$  est une quantité proportionnelle à l'estimation  $\sqrt{V}$  de l'écart-type vrai  $\sigma_0$  de la population (considérée comme ensemble d'un nombre  $N$  d'unités de surface  $s$ ) et donc sensiblement constante. Par

suite,  $\Delta \bar{x}_{0.95}$  varie comme  $\sqrt{\frac{1}{f} - 1}$  et diminue quand  $f$  augmente de 0 à 1. Pour  $f$  très voisin de 0,  $\Delta \bar{x}_{0.95}$  sera très grand et lorsque  $f$  tend vers 1 — c'est-à-dire lorsque le sondage devient inventaire total —  $\Delta \bar{x}_{0.95}$  tend bien sûr vers 0.

### Disposition des parcelles sur le terrain.

La disposition des parcelles sur le terrain — toutes choses égales par ailleurs : taux d'échantillonnage, surface et forme des parcelles — peut avoir une influence importante sur la précision du sondage. Certes l'erreur théorique donnée par les formules (2) ou (3) valables dans le cas où le tirage des unités est fait au hasard, n'est pas modifiée puisqu'aucun paramètre dans ces formules ne caractérise la disposition des unités sur le terrain. Ces formules signifient que dans 95 % environ des inventaires de la population considérée, utilisant le même nombre  $n$  de parcelles de même forme et de même surface unitaire  $s$  tirées au hasard, l'erreur réelle sur le total  $X - X_0$  sera inférieure en valeur absolue à  $\Delta X_{0.95}$ .

On conçoit aisément néanmoins que l'implantation de  $n$  parcelles au hasard soit particulièrement laborieuse et coûteuse à réaliser en forêt dense tropicale. Aussi utilise-t-on dans les inventaires à un degré, des dispositifs de sondage systématiques où les parcelles sont alignées à distance égale sur un nombre relativement restreint de layons parallèles et équidistants. Il apparaît que pour la majorité des inventaires de ce type, la valeur absolue de l'erreur réelle est dans plus de 95 % des cas inférieure à  $\Delta X_{0.95}$  ; autrement dit, les formules (2) et (3) donnent des surestimations de l'erreur à craindre au seuil 0,95 pour la majorité des inventaires systématiques. Malheureusement des estimations meilleures de l'erreur au seuil 0,95 pour ce type d'inventaires sont difficiles à calculer.

On voit donc l'intérêt de connaître pour certains types de forêt et certaines variables étudiées, l'influence de la disposition des parcelles sur l'erreur réelle effectivement commise et de comparer, toutes choses égales par ailleurs, ces erreurs réelles d'une part avec l'erreur théorique donnée par les formules (2) et (3) et d'autre part entre elles. On peut ainsi déterminer, les autres caractéristiques d'un inventaire étant constantes (taille et forme des parcelles, taux d'échantillonnage), quelle doit être la maille du réseau systématique des parcelles qui permette la connaissance la plus précise du massif forestier inventorié.

### Surface unitaire des parcelles.

A taux d'échantillonnage donné  $f = \frac{ns}{S}$ , on a :  
 $ns = fS = C^{ste}$  ( $S$  étant la surface du massif à inventorier).

D'autre part, la formule (4) peut s'écrire :

$$e (\%) = \frac{200}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\bar{x}}\right)^2 - n}{n-1}} = 2 \frac{C_v}{\sqrt{n}}$$

avec  $C_v = 100 \frac{\sqrt{V}}{\bar{x}}$ .

La quantité en %  $C_v$  est une estimation du coefficient de variation  $C_v = 100 \frac{\sigma_0}{\bar{x}_0}$  de la population de parcelles de taille  $s$  relativement à la quantité  $x$  considérée. Elle est égale à la valeur relative de l'écart-type de la quantité  $x$  par rapport à la valeur moyenne  $\bar{x}_0$  de cette quantité dans la population. Elle mesure donc en quelque sorte la variabilité de la population relativement à la quantité cherchée, d'où son nom.

A taux d'échantillonnage égal,  $n$  et  $C_v$  varient avec  $s$ . Il est important de déterminer ce que devient, à différents taux d'échantillonnage, la quantité  $e (\%) = \frac{2 C_v}{\sqrt{n}}$  quand on fait varier la surface de l'unité, c'est-à-dire lorsqu'on considère successivement la population forestière inventoriée formée d'unités de surface chaque fois différente.

### Forme des parcelles.

Il est très possible que le coefficient de variation varie pour une même taille de parcelle suivant la forme de celle-ci et que, par exemple, le coefficient de variation trouvé pour les parcelles carrées de 1 ha (100 m sur 100 m) soit plus grand ou plus petit que celui trouvé pour les parcelles rectangulaires de 1 ha (50 m sur 200 m). Il est donc intéressant de déterminer l'influence du facteur « forme de la parcelle » et de trouver pour chaque surface de parcelle la forme la plus efficace, c'est-à-dire celle qui donne le coefficient de variation  $C_v$  le plus faible.



## II. — ÉTUDE RÉALISÉE

### A. — PRÉSENTATION

Comment déterminer l'influence des différentes caractéristiques d'un inventaire simple à un degré sur la marge d'incertitude avec laquelle on connaît les totaux et les moyennes des quantités recensées ? Pour cela il faut, d'une part, connaître les valeurs vraies des paramètres caractérisant ces quantités dans le peuplement inventorié (moyenne, variance, écart-type), suivant les partitions différentes de la population par la taille des parcelles et d'autre part, déterminer, pour un certain nombre de sondages de caractéristiques différentes réalisés dans ce peuplement, les erreurs réelles effectivement commises.

On peut connaître les valeurs vraies des paramètres caractérisant les quantités cherchées dans un peuplement en y réalisant un inventaire complet ( $f = 100\%$ ). Pour étudier la variation des erreurs réelles suivant les différents inventaires, il faut tirer à partir de la population étudiée (constituée d'unités de 25 a ou de 50 a ou de 1 ha, etc...) un certain nombre d'échantillons dont les caractéristiques soient différentes (taux d'échantillonnage, surface et forme des parcelles, disposition des parcelles).

On a donc réalisé dans un massif de forêt dense, un inventaire complet par unités élémentaires de petite surface, relativement à quelques quantités du type de celles habituellement recherchées dans les inventaires tropicaux de bois d'œuvre. Ces pla-

cettes élémentaires ont été regroupées en unités de taille et de forme variables. Les populations de parcelles caractérisées chacune par une surface et une forme de parcelle, constituent les différentes représentations du massif forestier inventorié. Pour chacune de ces populations on a :

- déterminé les valeurs vraies des moyennes et des variances relativement aux quantités cherchées,
- tiré un certain nombre d'échantillons différents par leur taux d'échantillonnage et la disposition des unités.

Pour chacun des échantillons, on a obtenu les estimations des paramètres relatifs aux quantités cherchées et également l'erreur réelle sur les moyennes trouvées, c'est-à-dire la différence entre l'estimation fournie par l'inventaire et la valeur vraie.

L'étude statistique des résultats obtenus à partir de ces différents inventaires — inventaires complets des populations ou inventaires par échantillonnage de celles-ci — permet de connaître l'influence des différentes caractéristiques des inventaires simples à un degré sur les erreurs (théoriques ou réelles) avec lesquelles on peut déterminer la valeur moyenne des différentes quantités utiles (nombre de tiges ou volumes de quelques essences commerciales).

### B. — EXÉCUTION DE L'INVENTAIRE TOTAL

Une surface rectangulaire de 1.440 ha, de 6 km de long sur 2,4 km de large, a été délimitée dans une zone de forêt apparemment homogène, dans la forêt semi-décidue limitrophe de la savane dans l'est du Cameroun, au nord de Bertoua.

Cette surface avait été couverte auparavant par un inventaire simple à 1 %, lequel s'étendait sur un ensemble forestier de 300.000 ha environ. Ce premier inventaire a permis de juger de la relative homogénéité des 1.440 ha de forêt ainsi délimités. Cette précaution était nécessaire pour la raison suivante : lorsqu'un massif forestier peut être *a priori* (par photo-interprétation par exemple) séparé en deux ou plusieurs parties différentes au point de vue des quantités cherchées, il est toujours préférable de « stratifier » ce massif en ces différentes parties et de réaliser dans chacune d'elles un sondage simple à un degré. Or l'étude présente se propose de déterminer quelles sont les meilleures caractéristiques à adopter pour un inventaire simple à un degré et non pour un inventaire stratifié : il était donc nécessaire d'implanter un dispositif expérimental dans une zone qui ne soit pas « stratifiable » et à laquelle s'applique les dispositifs de sondage simple à un degré.

La surface délimitée est également sans relief et seulement traversée par quelques petites vallées aux versants en pente douce. L'absence de relief à son importance car elle permet d'affirmer avec une très bonne précision que les parcelles de surface égale délimitées sur le terrain sont des parcelles égales de même surface en projection horizontale (les surfaces en projection horizontale étant les seules surfaces de référence).

L'ensemble de ce rectangle a été découpé en 5.760 parcelles carrées de 50 m de côté, soit de 25 a de surface. Cette surface élémentaire a été retenue parce que la distance de 50 m est habituellement utilisée pour le jalonnement des layons et le découpage des parcelles en éléments plus petits pour le relevé des données et, aussi, parce qu'elle semblait au moment de l'expérimentation, la surface la plus petite qui puisse valablement être utilisée pour les quantités habituellement recherchées (nombres de tiges et volumes de certaines essences commercialisables). Le projet initial comportant l'inventaire total d'un carré de 6 km sur 6 km aurait été plus satisfaisant sur le plan de l'isotropie, mais devant le coût de cet inventaire on a dû se limiter à une largeur de 2,4 km. Ces deux dimensions, 60 et 24 hm

ont été retenues pour leurs nombreux diviseurs (2, 3, 4 et leurs multiples).

Sur le terrain, le découpage des layons s'est fait de la façon suivante :

a) des layons de base transversaux Ouest-Est magnétique ont été ouverts à la boussole Topochaix tous les 500 m et jalonnés à partir d'une même perpendiculaire Nord-Sud magnétique ;

b) tous les 50 m des layons longitudinaux Nord-Sud magnétique ouverts à la boussole, ont été implantés et éventuellement rectifiés tous les 500 m en fonction du réseau des layons transversaux jalonnés ;

c) tous les 50 m sur ces layons, des traces — dégagements rectilignes du sous-bois ouverts à la « criée » de 50 m de long — ont complété le quadrillage du massif forestier.

Le quadrillage réalisé est indiqué sur la figure 2. La densité des layons transversaux (tous les 500 m) a permis de réduire à 5 m la distance entre le point exact d'aboutissement d'un layon longitudinal sur un transversal et le point d'intersection réelle des deux layons. En supposant que les deux layons longitudinaux délimitant une ligne Nord-Sud de parcelles s'écartent au maximum et dans un sens opposé des tracés théoriques, la figure 2 montre que la surface de la parcelle la plus fautive, qui jouxte le layon transversal, est supérieure de 19 % à celle de la parcelle théorique (25 a). Ce cas est extrême et ne se reproduit que de très rares fois.

Les dépenses supplémentaires entraînées par un carroyage fait avec une meilleure précision auraient été trop importantes et on a préféré se contenter de cette précision sur la superficie unitaire des placettes élémentaires plutôt que de diminuer la surface inventoriée.

Dans chacune des 5.760 placettes de 25 a, on a relevé les arbres des 10 essences commercialisables importantes présentes dans cette région, à savoir :

- Ayous (Samba) : *Triplachiton scleroxylon* (Sterc.).
- Limba : *Terminalia superba* (Comb.).
- Sapelli : *Entandrophragma cylindricum* (Mél.).
- Sipo : *Entandrophragma utile* (Mél.).
- Tiama : *Entandrophragma angolense* (Mél.).
- Kosipo : *Entandrophragma candollei* (Mél.).
- Dibetou : *Lovoa trichilioïdes* (Mél.).
- Acajou : *Khaya spp.* (Mél.).
- Doussié : *Azelia spp.* (Caes.).
- Toïa : *Gossweilerodendron balsamiferum* (Caes.).

Tous les arbres de ces essences, de diamètre supérieur à 36 cm, sont appelés par classe de surface terrière à la base de 0,2 m<sup>2</sup> en 0,2 m<sup>2</sup> (1).

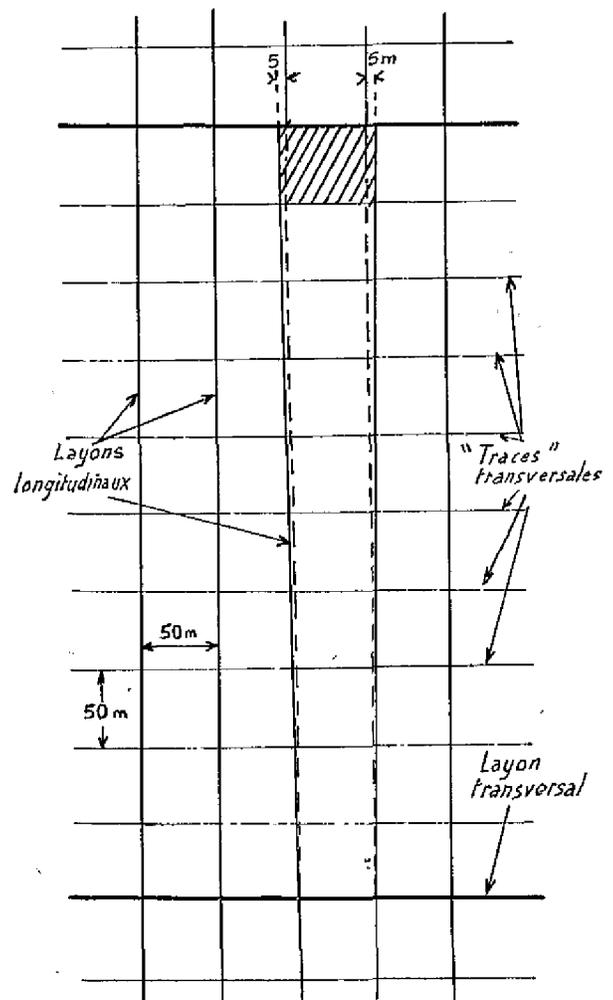
(1) La surface terrière à la base est la surface de la section droite de l'arbre à 1,30 m au-dessus du sol si l'arbre n'a pas de contreforts, juste au-dessus des contreforts si l'arbre en possède.

TABLEAU 2

Classes de surface terrière

Classes	Surfaces terrières (m <sup>2</sup> )	Diamètres équivalents (cm)
1	0,1	36
	0,2	50,5
2	0,3	62
	0,4	70,5
3	0,5	80
	0,6	87,5
4	0,7	94,5
	0,8	101
5	0,9	107
	1,0	113
6	1,1	118,5
	1,2	124
7	1,3	129
	1,4	133,5
8	1,5	138
	1,6	143
9 et plus	1,7	147
	> 1,7	> 147

Fig. 2. --- Quadrillage réalisé et exemple de distortion maximum.



## C. — DÉPOUILLEMENT DE L'INVENTAIRE TOTAL

On a regroupé les tiges en deux catégories de grosseur :

Classes 1 à 9 : tous les arbres de diamètre supérieur ou égal à 36 cm ( $D \geq 36$  cm) (correspondant aux classes de diamètre 40 et au-dessus).

Classes 2 à 9 : tous les arbres de diamètre supérieur ou égal à 62 cm ( $D \geq 62$  cm), dimension qui correspond sensiblement à un diamètre d'exploitabilité assez couramment employé en Afrique francophone pour les essences commercialisables.

On a aussi transformé les nombres de tiges en volumes « fût » pour les 4 essences les plus importantes (Ayous, Limba, Sapelli et Sipo) par l'application de tarifs de cubage. Ceux-ci donnent le volume « fût total » depuis le haut des contreforts ou des empattements jusqu'à la première grosse branche en fonction de leur surface terrière à la base. Les volumes unitaires correspondants sont donnés dans le tableau 3.

TABLEAU 3

*Volumes unitaires des quatre essences principales (m<sup>3</sup>)*

Classes Essences	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Ayous .....	3,5	6,2	8,9	11,5	14,2	16,9	19,5	22,1	24,8
Limba.....	2,9	5,4	8,0	10,5	13,0	15,6	18,1	20,6	23,1
Sapelli .....	3,1	6,1	9,1	12,1	15,1	18,1	21,1	24,1	27,1
Sipo .....	3,1	5,7	8,4	11,0	13,6	16,3	18,9	21,5	24,2

Les 6 autres essences n'ont pas été étudiées isolément, soit parce qu'elles sont réparties d'une manière assez semblable à l'une des 4 essences (cas du Dibetou que l'on peut rapprocher du Sapelli) soit parce que leur densité est très faible (cas du Tiama et de l'Acajou) soit encore parce qu'elles sont d'une valeur commerciale moindre. C'est pourquoi on s'est contenté de connaître les nombres de tiges par catégorie de grosseur de ces 6 essences groupées avec l'ensemble des 4 essences principales. Finalement les 22 quantités (ou variables) suivantes ont été étudiées :

Nombre de tiges $D > 36$ cm Nombre de tiges $D > 62$ cm Volume des tiges $D > 36$ cm Volume des tiges $D > 62$ cm	}	pour les 5 essences ou groupements d'essences suivants : Ayous, Limba, Ayous + Limba, Sapelli, Sipo.
--	---	--

et

Nombre de tiges $D > 36$ cm Nombre de tiges $D > 62$ cm	}	pour le groupe des 10 essences recensées
--	---	---

Afin de pouvoir comparer les quantités obtenues avec différents inventaires correspondant à des surfaces de parcelles différentes, les 22 quantités ont été ramenées à l'unité de surface c'est-à-dire à l'hectare et non pas à l'unité de sondage

(parcelle). Les formules (1) à (4) s'appliquent en considérant que les valeurs  $x_i$  dans les parcelles et par suite la moyenne  $\bar{x}$ , sont les quantités ramenées à 1 ha c'est-à-dire qu'elles sont égales à ce qui est trouvé dans les parcelles multiplié par l'inverse de la surface des parcelles en hectares.

Chaque feuille de comptage correspondant à une parcelle de 25 a a été reproduite en une carte mécanographique à 80 colonnes reproduisant le numéro de la parcelle (repérée par le numéro de 001 à 120 de la ligne et le numéro de 01 à 48 de la colonne), son numéro d'ordre, un numéro de tirage au sort et les nombres de tiges par classe de surface terrière de l'Ayous, du Limba, du Sapelli, du Sipo et du total des 10 essences.

Ces cartes ont été transformées en de nouvelles cartes « entrées » après obtention en machine pour chaque parcelle de 25 a des 22 variables définitives par l'application des tarifs de cubage, le regroupement en deux catégories de grosseur et la sommation des variables correspondantes de l'Ayous et du Limba. Ce sont ces cartes qui comprennent également les trois numéros de repérage des placettes, qui ont été utilisées pour tous les autres calculs.

Dans un premier temps, l'ensemble des données ainsi retranscrites a été utilisé pour déterminer les caractéristiques correspondant à chacune de ces 22 quantités pour les différentes populations constituées (c'est-à-dire le massif forestier considéré comme un ensemble de parcelles carrées ou rectangulaires de surface variant entre 25 a et 30 ha).

Les caractéristiques calculées pour chacune des 22 variables sont les suivantes :

— moyenne vraie pour l'ensemble des unités constituant la population  $\bar{x}_0$ ,

— variance vraie :

$$\sigma_0^2 = \frac{\sum_{i=1}^N x_i^2 - N\bar{x}_0^2}{N},$$

— coefficient de variation :

$$C_v = 100 \frac{\sigma_0}{\bar{x}_0},$$

—  $C_v \sqrt{s}$  quantité proportionnelle, à taux d'échantillonnage égal, à l'erreur sur la moyenne pour un inventaire donné (cf. § 3C),  $N$  étant le nombre total de parcelles de chaque population.

Les différentes combinaisons surface-forme des parcelles qui ont été considérées sont au nombre de 20 et sont indiquées dans le tableau 4.

Au total, les valeurs vraies des quatre paramètres (moyenne, variance, coefficient de variation et

TABLEAU 4

Différentes catégories de parcelles

N° d'ordre	Surface de la parcelle (ha)	Rapport des côtés de la parcelle $\frac{l}{L} = \frac{l}{L}$	Constitution de la parcelle	Nbre total de parcelles dans la population N	Largeur de la parcelle (hm) l	Longueur de la parcelle (hm) L
1	0,25	1/1 = 1,00	1 placette	5.760	0,50	0,50
2	0,50	1/2 = 0,50	2 placettes alignées N. S.	2.880	0,50	1,00
3	0,75	1/3 = 0,33	3 placettes alignées N. S.	1.920	0,50	1,50
4	1,00	1/4 = 0,25	4 placettes alignées N. S.	1.440	0,50	2,00
5	1,00	2/2 = 1,00	2 ens. accolés de 2 placettes	1.440	1,00	1,00
6	1,25	1/5 = 0,20	5 placettes alignées N. S.	1.152	0,50	2,50
7	1,50	1/6 = 0,17	6 placettes alignées N. S.	960	0,50	3,00
8	1,50	2/3 = 0,67	2 ens. accolés de 3 placettes	960	1,00	1,50
9	2,00	1/8 = 0,125	8 placettes alignées N. S.	720	0,50	4,00
10	2,00	2/4 = 0,50	2 ensem. accolés de 4 placettes	720	1,00	2,00
11	3,00	1/12 = 0,085	12 placettes alignées N. S.	480	0,50	6,00
12	3,00	2/6 = 0,33	2 ensem. accolés de 6 placettes	480	1,00	3,00
13	3,00	3/4 = 0,75	3 ensem. accolés de 4 placettes	480	1,50	2,00
14	5,00	1/20 = 0,05	20 placettes alignées N. S.	288	0,50	10,00
15	5,00	2/10 = 0,20	2 ensem. accolés de 10 placettes	288	1,00	5,00
16	5,00	4/5 = 0,80	4 ensem. accolés de 5 placettes	288	2,00	2,50
17	10,00	1/40 = 0,025	40 placettes alignées N. S.	144	0,50	20,00
18	10,00	2/20 = 0,10	2 ensem. accolés de 20 placettes	144	1,00	10,00
19	10,00	4/10 = 0,40	4 ensem. accolés de 10 placettes	144	2,00	5,00
20	30,00	1/120 = 0,008	120 placettes alignées N. S.	48	0,50	60,00

$C_v, \sqrt{s}$ ) ont été déterminées dans les 20 populations pour chacune des 22 quantités (celles-ci étant systématiquement ramenées à l'unité de surface, les 20 moyennes trouvées pour chacune d'entre elles sont égales).

Ces résultats ont surtout permis de connaître :

a) d'une part, la valeur vraie des moyennes des

22 quantités cherchées, laquelle est utile pour déterminer, pour chacun des inventaires constitués par la suite, l'erreur réellement faite ;

b) d'autre part, la variation de la variance et du coefficient de variation en fonction de la surface des parcelles et de leur forme : deux des points de l'étude projetée sont ainsi réalisés.

#### D. — CONSTITUTION ET DÉPOUILLEMENT DES INVENTAIRES PAR SONDAGES

Pour étudier, à surface et forme de parcelles identiques, l'influence du taux d'échantillonnage sur l'erreur-type et sur l'erreur réelle, et celle de la disposition des parcelles sur l'erreur réelle, il convient de constituer un certain nombre d'inventaires différents par l'intensité d'échantillonnage et par le mode de tirage de l'échantillon et ceci pour chacun des 20 types de parcelles retenus.

Les modes de tirage de l'échantillon des parcelles qui conditionne leur répartition sur le terrain sont les suivants :

a) Tirage aléatoire (ou au hasard).

Chaque parcelle est constituée par une ou plusieurs placettes de 25 a et est définie par la

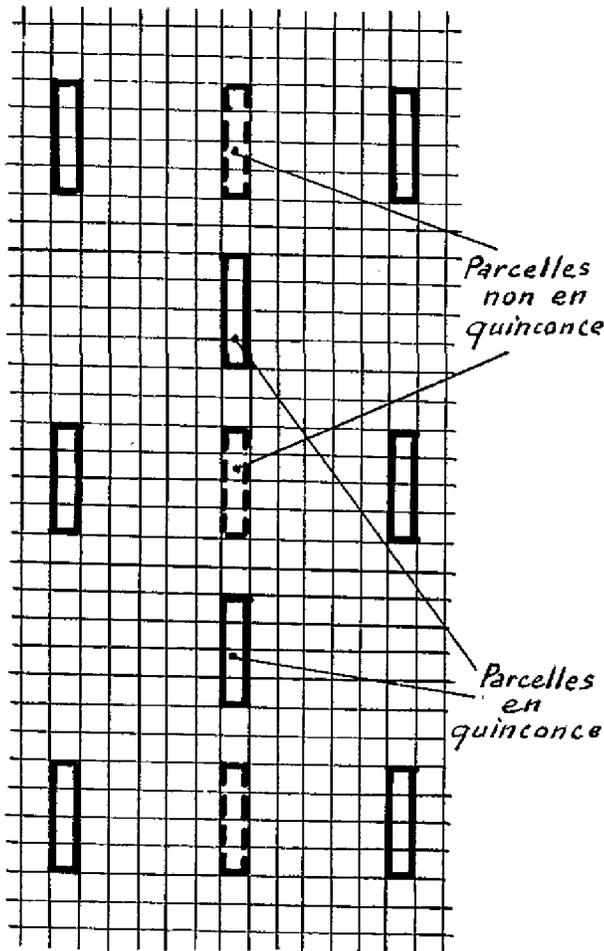


FIG. 3. — Parcelles en quinconce et non en quinconce.

placette de 25 a située au Nord-Ouest ; comme à chacune des placettes est attaché un numéro d'ordre au hasard, si 30 parcelles de 75 a sont à tirer pour constituer un échantillon de parcelles de 75 a, on prendra les 30 parcelles de 75 a auxquelles sont associés les 30 premiers numéros d'ordre au hasard. Le tirage sera fait sans remise, c'est-à-dire qu'une parcelle ne peut faire partie deux fois de l'échantillon.

Les parcelles sont ainsi dispersées sans ordre sur l'étendue du massif forestier. Ce type de répartition est peu utilisé en forêt dense tropicale du fait du coût trop important de l'accès aux différentes unités.

#### b) Tirage systématique.

Les parcelles sont réparties sur un réseau régulier à maille constante définie par l'équidistance des lignes sur lesquelles sont situées les parcelles et l'équidistance des parcelles entre elles sur les lignes. Lorsqu'une parcelle du réseau est tirée, toutes les autres parcelles s'en déduisent automatiquement

une fois connues les dimensions de la maille du réseau ; c'est un mode de tirage très fréquemment employé, notamment en forêt dense tropicale, car il est simple, pratique et peu coûteux à mettre en œuvre.

On a distingué 2 cas :

- le tirage systématique non en quinconce où les parcelles sont, d'une ligne à l'autre, situées sur une même perpendiculaire aux lignes de parcelles ;
- le tirage systématique en quinconce où les parcelles sont décalées d'une ligne à l'autre.

On peut penser *a priori* que les erreurs réelles commises sont plus faibles, toutes choses égales d'ailleurs, dans le deuxième tirage que dans le premier, car le dispositif de sondage « couvrir » géographiquement mieux le massif forestier.

Ces deux types de tirage sont indiqués sur la figure 3 où les parcelles (de 1 ha) non en quinconce sont indiquées en pointillé.

Les différents taux d'échantillonnage retenus sont compris entre 0,3 % et 10 %. Le taux de sondage de 0,3 % correspond à 18 unités d'échantillonnage de 0,25 ha, c'est-à-dire un des plus petits échantillons qui puissent être constitués, compte tenu qu'il faut disposer d'un nombre  $n$  de parcelles suffisant pour pouvoir appliquer les formules (3) (4) et (5) (qui supposent que la moyenne calculée à partir des valeurs de la quantité cherchée dans ces  $n$  parcelles suive une loi normale). Le taux de 10 % correspond à une limite supérieure des taux de sondage habituellement utilisés dans les inventaires de forêt dense.

Au total, 404 échantillons ont été tirés qui correspondent :

- à des taux d'échantillonnage compris entre 0,3 % et 10 % ;
- à des surfaces de parcelles comprises entre 0,25 ha et 30 ha ;
- à des formes de parcelles rectangulaires dont les rapports du petit côté au grand côté sont compris entre 0,008 et 1 ;
- à des répartitions des parcelles strictement au hasard (A), systématiques non en quinconce (S<sub>nq</sub>) et systématiques en quinconce (S<sub>q</sub>).

Le tableau 5 donne les effectifs, c'est-à-dire le nombre d'inventaires, de chacune des catégories d'inventaires rangées suivant le taux de sondage, la surface des parcelles, leur forme et leur disposition.

Le tableau des effectifs n'est pas carré mais diagonal du fait des petites dimensions du massif inventorié qui ne permet pas d'avoir un nombre suffisant de parcelles de grande surface pour des taux d'échantillonnage faibles.

Dans chacune des 78 combinaisons taux de sondage-surface-forme des parcelles représentées, on a :

- 1 inventaire aléatoire,
- 0 ou 1 ou plusieurs (jusqu'à 6) inventaires systématiques non en quinconce,
- 0 ou 1 ou plusieurs (jusqu'à 6) inventaires systématiques en quinconce.



Au total, il y a 81 sondages aléatoires, 196 sondages systématiques non en quinconce, 127 sondages systématiques en quinconce. Ces derniers sont moins nombreux que les sondages non en quinconce du fait que certains de ceux-ci n'ont que deux lignes de parcelles ou sont constitués de bandes continues (une seule ou plusieurs parcelles accolées),

deux cas où l'on ne peut parler de disposition en quinconce. Les inventaires à taux d'échantillonnage supérieur à 1 % représentent environ 94 % du nombre total des inventaires constitués ; 206 parmi ceux-ci, soit 55 %, ont des échantillons de parcelles de surface unitaire inférieure ou égale à 1 hectare.

### III. — RÉSULTATS DE L'ÉTUDE

#### A. — DÉTERMINATION DES VALEURS VRAIES DES MOYENNES ET DES VARIANCES.

Les 20 populations correspondant aux 20 combinaisons surface-forme des parcelles du tableau 4 étant constituées, on a déterminé, pour les 22 variables ramenées à l'hectare, les quatre paramètres  $\bar{x}_0$  (moyenne vraie),  $\sigma_0^2$  (variance vraie),

$C_{v_0}$  (coefficient de variation vrai :  $C_{v_0} = 100 \frac{\sigma_0}{\bar{x}_0}$ ) et  $C_{v_0} \sqrt{s}$ .

Le tableau 6 montre les résultats obtenus pour l'Ayous. Pour un type de parcelles donné, on voit que les coefficients de variation sont sensiblement

TABLEAU 6

Moyennes, variances, coefficients de variation (%) et quantités  $C_{v_0} \sqrt{s}$  pour les variables relatives à l'Ayous

No	Surface de parcelles s	Rapport des côtés k	Effectif N	Nombre de tiges D > 62 cm				Nombre de tiges D > 36 cm				Volume D > 62 cm				Volume D > 36 cm			
				$\bar{x}_0$	$\sigma_0^2$	$C_{v_0}$ (%)	$C_{v_0} \sqrt{s}$	$\bar{x}_0$	$\sigma_0^2$	$C_{v_0}$ (%)	$C_{v_0} \sqrt{s}$	$\bar{x}_0$	$\sigma_0^2$	$C_{v_0}$ (%)	$C_{v_0} \sqrt{s}$	$\bar{x}_0$	$\sigma_0^2$	$C_{v_0}$ (%)	$C_{v_0} \sqrt{s}$
1	0,25	1/1	5.760	0,63	4,79	347	173	0,92	8,89	324	162	6,18	4,70	351	175	7,18	5,64	331	165
2	0,50	1/2	2.880	0,63	3,12	280	198	0,92	6,38	275	194	6,18	2,97	279	197	7,18	3,76	270	191
3	0,75	1/3	1.920	0,63	2,57	254	220	0,92	5,21	248	215	6,18	2,46	250	217	7,18	3,11	246	213
4	1,00	1/4	1.440	0,63	2,19	235	235	0,92	4,45	230	230	6,18	2,06	232	232	7,18	2,64	226	226
5	1,00	2/2	1.440	0,63	2,37	244	244	0,92	4,95	242	242	6,18	2,22	241	241	7,18	2,90	237	237
6	1,25	1/5	1.152	0,63	2,03	226	253	0,92	4,17	222	248	6,18	1,89	222	248	7,18	2,44	218	244
7	1,50	1/6	960	0,63	1,75	210	257	0,92	3,67	208	255	6,18	1,62	206	252	7,18	2,11	202	247
8	1,50	2/3	960	0,63	1,93	221	271	0,92	4,19	222	272	6,18	1,82	218	267	7,18	2,41	216	265
9	2,00	1/8	720	0,63	1,49	194	274	0,92	3,04	190	269	6,18	1,37	190	269	7,18	1,78	186	263
10	2,00	2/4	720	0,63	1,78	212	300	0,92	3,68	209	296	6,18	1,65	208	294	7,18	2,16	205	290
11	3,00	1/12	480	0,63	1,21	175	303	0,92	2,44	170	294	6,18	1,11	171	296	7,18	1,44	167	289
12	3,00	2/6	480	0,63	1,50	194	336	0,92	3,16	193	334	6,18	1,37	190	329	7,18	1,82	188	326
13	3,00	3/4	480	0,63	1,55	198	343	0,92	3,28	197	341	6,18	1,45	195	338	7,18	1,92	193	334
14	5,00	1/20	288	0,63	1,01	160	358	0,92	2,00	154	344	6,18	0,91	154	344	7,18	1,18	151	338
15	5,00	2/10	288	0,63	1,09	166	371	0,92	2,48	162	362	6,18	1,02	163	364	7,18	1,34	161	360
16	5,00	4/5	288	0,63	1,41	188	420	0,92	3,01	189	423	6,18	1,32	186	416	7,18	1,77	185	414
17	10,00	1/40	144	0,63	1,24	177	560	0,92	2,50	172	544	6,18	1,16	175	553	7,18	1,52	172	544
18	10,00	2/20	144	0,63	0,92	152	481	0,92	1,81	146	485	6,18	0,84	148	468	7,18	1,09	145	458
19	10,00	4/10	144	0,63	0,47	109	345	0,92	0,92	104	329	6,18	0,42	105	332	7,18	0,54	102	323
20	30,00	1/120	48	0,63	0,19	69	378	0,92	0,37	66	362	6,18	0,16	66	362	7,18	0,21	64	351

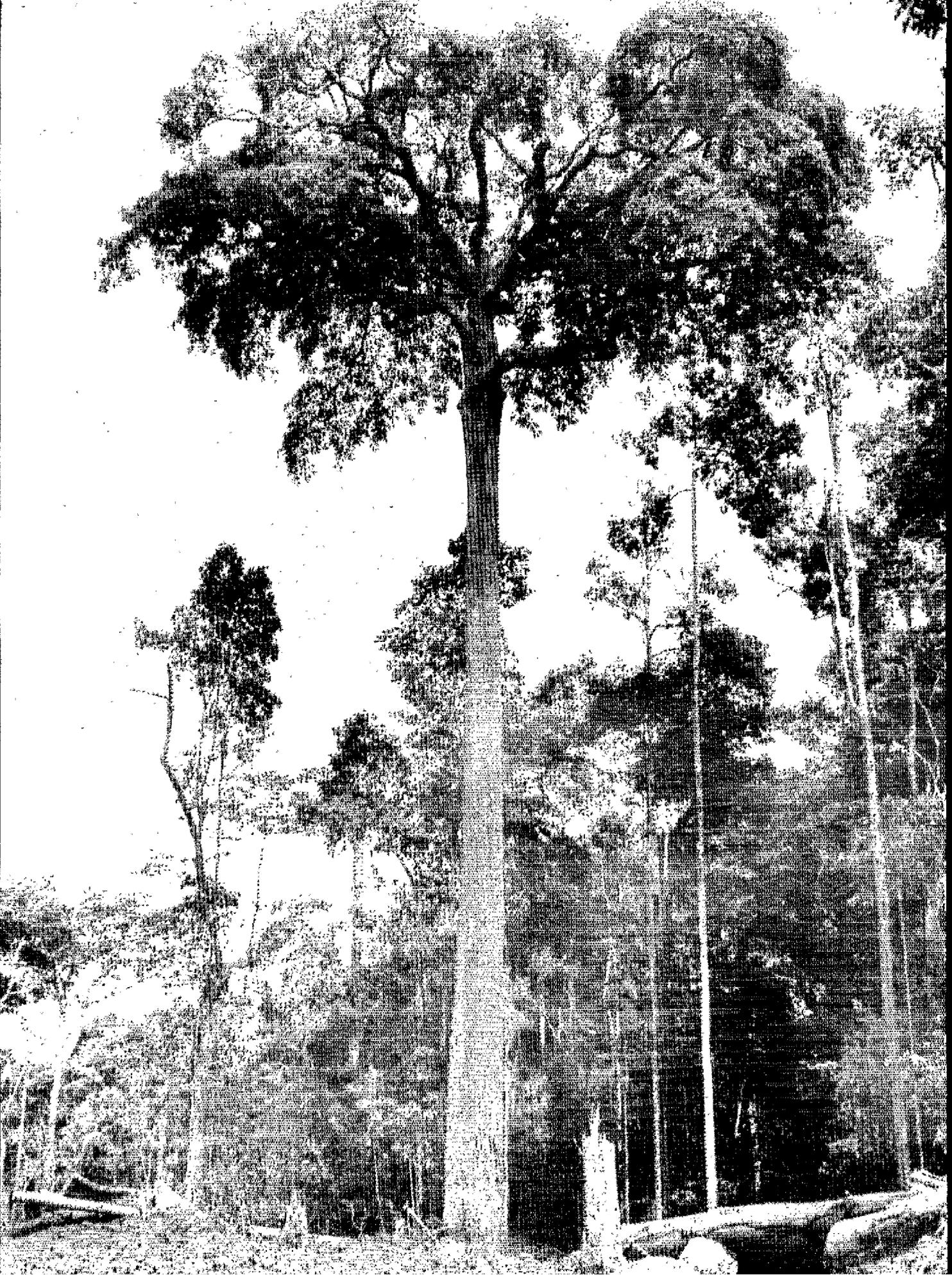


TABLEAU 7

Moyennes, Variances, Coefficients de variation (%) et quantiles  $C_{vo} \sqrt{s}$  pour les nombres de tiges ( $D > 36$  cm) des six essences et groupements d'essences

N°	Type de parcelles	Essences			Aoyus			Limba			Aoyus + Limba			Sapelli			Sipo			10 Essences				
		s	Raport des côtés	Effectif N	$\bar{x}_0$	$\sigma_0^2$	$C_{vo}(\%)$																	
					$\frac{C_{vo}}{\sqrt{s}}$																			
1	0,25	1/1	5.760	0,92	8,89	324	162	2,29	17,37	182	91	85	0,88	4,07	229	115	0,13	53,76	564	282	5,60	37,42	109	55
2	0,50	1/2	2.880	0,92	6,38	275	194	2,29	12,07	152	107	102	0,88	2,24	170	120	0,13	26,81	398	282	5,60	24,32	88	62
3	0,75	1/3	1.920	0,92	5,21	248	215	2,29	9,82	137	119	115	0,88	1,66	146	126	0,13	18,94	335	290	5,60	19,12	78	68
4	1,00	1/4	1.440	0,92	4,46	230	230	2,29	8,43	127	127	123	0,88	1,30	130	130	0,13	14,44	292	292	5,60	15,62	71	71
5	1,00	2/2	1.440	0,92	4,95	242	242	2,29	9,13	132	132	129	0,88	1,30	130	130	0,13	14,03	288	288	5,60	17,39	74	74
6	1,25	1/5	1.152	0,92	4,17	222	248	2,29	8,03	124	139	134	0,88	1,11	120	134	0,13	11,42	260	291	5,60	14,47	68	76
7	1,50	1/6	960	0,92	3,67	208	255	2,29	7,32	118	145	141	0,88	0,94	110	135	0,13	9,40	236	289	5,60	12,80	64	79
8	1,50	2/3	960	0,92	4,19	222	272	2,29	7,78	122	150	148	0,88	0,91	108	132	0,13	9,86	242	296	5,60	14,35	68	83
9	2,00	1/8	720	0,92	3,04	190	269	2,29	6,31	110	156	148	0,88	0,77	100	142	0,13	7,36	209	296	5,60	10,27	57	80
10	2,00	2/4	720	0,92	3,68	209	296	2,29	7,01	116	164	161	0,88	0,80	102	144	0,13	7,50	211	298	5,60	12,14	62	88
11	3,00	1/12	480	0,92	2,44	170	294	2,29	5,38	101	175	168	0,88	0,51	81	140	0,13	5,23	177	307	5,60	8,04	51	88
12	3,00	2/6	480	0,92	3,16	193	334	2,29	6,28	110	191	187	0,88	0,60	88	153	0,13	4,95	171	296	5,60	10,41	58	101
13	3,00	3/4	480	0,92	3,28	197	341	2,29	6,28	109	189	187	0,88	0,59	87	151	0,13	5,19	175	303	5,60	10,53	58	101
14	5,00	1/20	288	0,92	2,00	154	344	2,29	4,16	89	199	192	0,88	0,38	70	156	0,13	3,31	140	313	5,60	6,14	44	98
15	5,00	2/10	288	0,92	2,48	162	362	2,29	4,93	97	217	210	0,88	0,39	71	159	0,13	3,60	148	331	5,60	6,51	46	103
16	5,00	4/5	288	0,92	3,01	189	423	2,29	5,58	103	230	230	0,88	0,43	75	168	0,13	2,92	131	293	5,60	8,91	53	118
17	10,00	1/40	144	0,92	2,50	172	544	2,29	4,99	98	310	301	0,88	0,40	72	228	0,13	1,68	100	316	5,60	7,23	48	152
18	10,00	2/20	144	0,92	1,81	146	462	2,29	3,78	85	269	259	0,88	0,25	57	180	0,13	1,61	98	310	5,60	5,19	41	130
19	10,00	4/10	144	0,92	0,92	104	329	2,29	2,75	72	228	196	0,88	0,19	50	158	0,13	1,63	98	310	5,60	2,44	28	88
20	30,00	1/120	48	0,92	0,37	66	362	2,29	0,49	31	170	175	0,88	0,07	30	164	0,13	0,79	68	372	5,60	0,69	15	82

égaux pour les 4 variables (nombre de tiges de diamètre supérieur à 62 cm et à 36 cm et volumes correspondants).

La même remarque peut être faite relativement aux autres essences ou groupements d'essences, à savoir Limba; Ayous + Limba, Sapelli, Sipo et le groupe des 10 essences recensées.

Compte tenu de ce que :

— d'une part, la variable la plus intéressante dans les inventaires est souvent le volume à l'unité de surface des arbres de plus de 62 cm de diamètre ;

— d'autre part, cette quantité a sensiblement la même variabilité que le nombre d'arbres à l'hectare de diamètre supérieur à 36 centimètres, nombre qui est d'un maniement plus facile dans les calculs, c'est cette dernière quantité que nous conserverons dans la suite de l'étude.

Le tableau 7 donne pour les 5 autres essences ou groupes d'essences la valeur des 4 caractéristiques de la quantité « nombre d'arbres de plus de 36 cm

de diamètre à l'hectare », pour chacun des 20 types de parcelles.

Ce tableau montre que les coefficients de variation  $G_v$ , sont très variables suivant les essences considérées et que pour une essence donnée, ils diminuent régulièrement lorsque la surface des parcelles augmente de 25 a à 30 ha. A surface de parcelle égale, ils sont deux à trois fois plus forts pour l'Ayous et le Sipo que pour le Limba et le Sapelli et deux fois plus forts environ pour ces dernières essences que pour le groupe des 10 essences. Pour toutes ces quantités, lorsque la surface de la parcelle augmente de 25 a à 5 ha, le coefficient de variation devient de 6 à 8 fois plus faible.

Le tableau 7 montre également que la quantité  $G_v \sqrt{s}$  qui est proportionnelle pour n'importe quel sondage à l'erreur en % sur la moyenne, augmente plus ou moins sensiblement lorsque la surface de la parcelle augmente. Ce résultat très important sera repris plus en détail dans le paragraphe C suivant.

*Débarcadère sur l'Ogooué.*

Photo Lepitre.



B. — ÉTUDE DE LA « NORMALITÉ » DES MOYENNES

Si une moyenne  $\bar{x}$  de nombres de tiges à l'hectare (quantité positive) tirée d'un échantillon d'effectif  $n$ , se distribue suivant une loi « normale », la probabilité pour que sa valeur soit inférieure à  $\bar{x}_0 - \frac{3\sigma_0}{\sqrt{n}}$  ( $\frac{\sigma_0}{\sqrt{n}}$  étant l'écart-type de la moyenne) est égale à 0,001, c'est-à-dire pratiquement négligeable. La moyenne calculée étant nécessairement positive, une condition pour qu'elle se répartisse suivant une loi normale est que la valeur 0 soit inférieure ou au plus égale à  $\bar{x}_0 - \frac{3\sigma_0}{\sqrt{n}}$ . Précisons que cette condition est nécessaire, mais non pas suffisante.

On doit donc avoir :

$$0 \leq \bar{x}_0 - 3 \frac{\sigma_0}{\sqrt{n}}$$

soit :

$$n \geq 9 \frac{\sigma_0^2}{\bar{x}_0^2} = 0,0009 C_{v_0}^2 \quad (C_{v_0} \text{ en } \%)$$

Pour une variable à coefficient de variation  $C_{v_0}$  on ne devra considérer que les inventaires dont les échantillons sont de taille  $n \geq n_0 = 0,0009 C_{v_0}^2$ . Le tableau 8 donne les intervalles du coefficient de variation correspondant à des valeurs entières de  $n_0$ .

Sauf dans les cas de quantités à très forte variabilité ayant un coefficient de variation supérieur à 200 % (cas d'essences à répartition très irrégulière ou à densité très faible sur de petites parcelles), un dispositif ayant 30 unités d'échantillonnage paraît à première vue suffisamment sûr.

TABEAU 8

Valeur de l'effectif minimum  $n_0$  pour la normalité de la moyenne en fonction du coefficient de variation

$n_0$	$C_{v_0}$ (%)	$n_0$	$C_{v_0}$ (%)	$n_0$	$C_{v_0}$ (%)
10	103-107	17	135-138	24	162-164
11	108-112	18	139-142	25	165-167
12	113-117	19	143-146	26	168-171
13	118-121	20	147-150	27	172-174
14	122-126	21	151-154	28	175-177
15	127-130	22	155-157	29	178-180
16	131-134	23	158-161	30	> 180

Si l'on se reporte au tableau 7 donnant les coefficients de variation des nombres de tiges de diamètre supérieur à 36 cm des 6 essences ou groupes d'essences, on peut faire les constatations suivantes :

— Pour le Limba et le Sapelli et les groupements d'essences, on peut descendre au-dessous d'un effectif de 30 en pouvant espérer une normalité des moyennes quelle que soit la surface de la parcelle (exception faite du Sapelli et du Limba pour les parcelles de 25 a); en particulier, pour le groupement des 10 essences, on peut utiliser des échantillons d'effectif plus faible,

— Par contre, un effectif supérieur à 30 est nécessaire pour des parcelles de surface inférieure à 5 ha pour l'Ayous (essence à densité moyenne mais à répartition très irrégulière), et pour les parcelles de surface inférieure à 3 ha pour le Sipo (essence à densité faible plus régulièrement répartie).

C. — VARIATION DE L'ERREUR EN FONCTION DE LA SURFACE ET DE LA FORME DES PARCELLES.

Étant donné un échantillon de  $n$  parcelles de même surface tiré d'une population en contenant  $N$ , la formule (4) donne l'erreur en %, au seuil 0,95 sur la moyenne trouvée  $\bar{x}$  :

$$e(\%) = \frac{200}{\bar{x}} \sqrt{1-f} \sqrt{\frac{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}{n(n-1)}} \\ = \frac{2}{\sqrt{S}} \sqrt{\frac{1}{f} - 1} C_v \sqrt{s} \quad (5)$$

$S$  étant la surface totale du massif,  $s$  la surface unitaire des parcelles,  $f$  le taux d'échantillonnage

( $f = \frac{n}{N}$ ),  $C_v$  une estimation du coefficient de variation en % de la population relativement à la quantité cherchée et  $x_i$  la valeur de celle-ci dans la  $i$ ème parcelle.

Pour le massif inventorié, le dépouillement des inventaires totaux (inventaire des  $N$  parcelles du massif) a fourni les valeurs vraies  $\sigma_0^2$ ,  $\sigma_0$  et  $C_{v_0}$  respectivement des variances, des écarts-types et des coefficients de variation (pour les différentes surfaces et formes de parcelles).

La connaissance de la variation de  $C_{v_0} \sqrt{s}$  en fonction de la surface et de la forme des parcelles dans le massif inventorié permettra d'en déduire grâce à la formule (5) la variation de l'erreur  $e$  sur

des quantités identiques en fonction de ces mêmes paramètres pour des inventaires de taux de sondage  $f$  dans des massifs forestiers analogues.

Le tableau 7 montre que la quantité  $C_{v_0} \sqrt{s}$  augmente régulièrement pour une quantité donnée lorsque la surface augmente de 25 à 5 ha de même qu'elle augmente régulièrement — à surface de parcelle égale ou inférieure à 5 ha — lorsque le rapport des côtés de la parcelle augmente.

On a cherché à exprimer la variation de  $C_{v_0} \sqrt{s}$  — et par suite de l'erreur type en % pour un échantillon quelconque d'un massif analogue — en fonction de la surface des parcelles  $s$  et du rapport de leurs côtés  $k$ . Si l'on porte sur un graphique semi-logarithmique en  $s$  les valeurs de  $e$  et de  $s$  pour chaque intervalle de valeur de  $k$ , on obtient des représentations sensiblement linéaires. Il en est de même si l'on porte sur un graphique semi-logarithmique en  $k$  les valeurs de  $e$  et de  $k$  pour chaque intervalle de valeur de  $s$ . C'est pourquoi on a cherché à déterminer la relation linéaire liant l'écart-type de la moyenne aux logarithmes (de base 10) des valeurs de  $s$  et de  $k$ . En utilisant la relation (5) on obtient les équations du tableau 9, dans lequel on a indiqué également :

— les carrés  $R^2$  des coefficients de régression multiple trouvés, lesquels sont d'autant plus

voisins de 1 que la liaison entre l'écart-type de la moyenne et les logarithmes de  $s$  et de  $k$  est plus forte ;

— le rapport des coefficients de  $\log s$ , de  $\log k$  et de la constante à leur écart-type respectif ; la valeur de ces rapports permet d'indiquer si ces trois constantes sont significativement différentes de 0 ; les seuils de probabilité  $P$  auxquels on peut affirmer que ces valeurs sont significativement différentes de 0 sont également indiqués.

Les relations données dans le tableau 9 sont valables en toute rigueur :

— pour un massif de forêt dense du même type et d'une surface de l'ordre de 1.500 ha,

— pour des parcelles carrées ou rectangulaires dont :

- la surface est comprise entre 0,25 et 5 ha,
- le rapport des côtés est compris entre 1/20 et 1 (1/20 correspondant aux parcelles de 5 ha et de 50 m de large),
- la largeur est au minimum égale à 50 m.

Ces conditions étant posées, voici les conclusions que l'on peut tirer des résultats du tableau 9 :

1) Le coefficient de corrélation multiple est très significativement différent de 0 et très voisin de 1

TABLEAU 9

Relation entre l'erreur  $e$  (%) au seuil 0,95, le taux de sondage  $f$ , la surface des parcelles  $s$  et le rapport des côtés  $k$

Essence	Relation $f$ (taux de sondage en %, $s$ en hectares)	$R^2$	Signification du coefficient de $\log s$		Signification du coefficient de $\log k$		Signification de la constante	
			Coefficient Écart-type	P %	Coefficient Écart-type	P %	Coefficient Écart-type	P %
Ayous	$e \% = \sqrt{\frac{100}{f}} - 1 (10,41 \log s + 2,70 \log k + 13,77)$	0,97	19,92	> 99,9	5,43	> 99,9	— 11,93	> 99,9
Limba	$e \% = \sqrt{\frac{100}{f}} - 1 (5,87 \log s + 0,98 \log k + 7,51)$	0,96	17,85	> 99,9	3,14	99,0	— 2,98	99,0
Ayous + Limba	$e \% = \sqrt{\frac{100}{f}} - 1 (1,90 \log s + 0,40 \log k + 2,35)$	0,97	20,03	> 99,9	4,46	99,5	— 11,70	> 99,9
Sapelli	$e \% = \sqrt{\frac{100}{f}} - 1 (2,17 \log s + 0,35 \log k + 7,07)$	0,94	14,23	> 99,9	2,50	97,5	87,23	> 99,9
Sipo	$e \% = \sqrt{\frac{100}{f}} - 1 (1,24 \log s + 0,28 \log k + 15,15)$	0,61	3,65	99,5	— 0,87	60	131,16	> 99,9
10 essences	$e \% = \sqrt{\frac{100}{f}} - 1 (0,81 \log s + 0,22 \log k + 1,33)$	0,97	19,73	> 99,9	5,69	> 99,9	5,18	> 99,9

sauf pour le Sipo, seule essence pour laquelle il est très nettement inférieur. Le tableau 7 montre en effet que pour cette essence, le produit  $C_v \sqrt{s}$  varie peu, de 282 à 331 lorsque la surface de la parcelle varie entre 0,25 ha et 5 ha, le rapport des côtés variant entre 0,05 et 1.

On peut traduire ceci en disant que le Sipo est la seule essence — quelle que soit la surface de la parcelle — dont la distribution obéit au hasard, c'est-à-dire pour laquelle le produit  $s\sigma_0^2 - K \frac{\sigma_0^2}{N}$  est constant quel que soit  $s \geq 0,25$  ha ( $\sigma_0^2$  étant la variance de la variable ramenée à l'unité de surface).

Augmenter ou diminuer la surface de la parcelle ou le rapport de ses côtés ne modifie pas significativement, à taux d'échantillonnage égal, l'erreur-type sur le Sipo, essence à répartition non grégaire et de densité 0,13 tige à l'hectare ( $D > 36$  cm).

2) Sauf pour le Sipo, l'erreur augmente avec la surface de la parcelle et avec le rapport des côtés. Les coefficients de  $\log s$  et les constantes sont tous très significativement différents de 0 ; ceux de  $\log k$  tout en l'étant le sont moins. Dans le tableau 10, on a indiqué la valeur relative des coefficients de  $\log s$  et  $\log k$  et de la constante par rapport à la somme de ces trois valeurs pour les 5 essences autres que le Sipo.

L'incidence de la surface de la parcelle est à peu près du même ordre de grandeur pour ces essences, sauf pour le Sapelli, pour laquelle elle est nettement plus faible.

L'incidence de la forme de la parcelle est la plus forte pour l'Ayous (essence à densité moyenne mais à répartition très irrégulière), et le groupe des 10 essences (densité forte et répartition régulière). Elle est la plus faible pour le Sapelli dont le comportement paraît avoir quelque affinité avec

TABLEAU 10

Importance relative des coefficients de la relation liant  $e$  à  $\log s$  et  $\log k$

Essence	Coefficient de $\log s$	Coefficient de $\log k$	Constante
Ayous . . . . .	0,39	0,10	0,51
Limba . . . . .	0,41	0,07	0,52
Ayous + Limba	0,41	0,08	0,51
Sapelli . . . . .	0,23	0,04	0,73
10 essences . . . . .	0,34	0,10	0,56

celui du Sipo (coefficient de corrélation multiple un peu plus faible, signification et importance relative très forte de la constante) : le produit  $s\sigma_0^2$  varie en effet pour cette essence dans de moins fortes proportions que pour les autres essences excepté le Sipo, ce qui permet d'indiquer que sa distribution est plus proche d'une distribution au hasard.

3) Si  $f < 5$  %, comme c'est le cas le plus souvent, l'erreur est inversement proportionnelle à la racine carrée du taux de sondage puisqu'on peut écrire :

$$\sqrt{\frac{100}{f} - 1} = \frac{10}{\sqrt{f}} \sqrt{1 - \frac{f}{100}} \approx \frac{10}{\sqrt{f}}$$

Le tableau 11 suivant indique pour des taux de 1 % et 2 %, l'erreur à craindre en % au seuil 0,95, sur l'estimation du nombre de tiges de diamètre supérieur à 36 cm des 6 essences et groupements d'essences d'une part avec des parcelles carrées de 25 a ( $s = 0,25$ ,  $k = 1$ ) et d'autre part avec des parcelles rectangulaires de 1 ha ( $s = 1$ ,  $k = 0,25$ ).

Ce tableau montre que, pour une surface de 1.500 ha, les variables relatives à l'Ayous et au Sipo sont connues aux taux de 1 % et 2 %, avec une

TABLEAU 11

Erreurs  $e$  (%) au seuil 0,95 pour  $f = 1$  % et  $f = 2$  % avec des parcelles carrées de 25 ares et des parcelles rectangulaires ( $k = 1/4$ ) de 1 hectare

Essences	$f = 1$ %		$f = 2$ %	
	Parcelles carrées de 25 ares $n \neq 58$	Parcelles $1 \times 4$ de 1 hectare $n \neq 15$	Parcelles carrées de 25 ares $n \neq 115$	Parcelles $1 \times 4$ de 1 hectare $n \neq 29$
Ayous . . . . .	± 74,6 %	± 120,8 %	± 52,5 %	± 85,0 %
Limba . . . . .	± 39,6 %	± 68,9 %	± 27,9 %	± 48,4 %
Ayous + Limba . . . . .	± 12,0 %	± 21 %	± 8,5 %	± 14,8 %
Sapelli . . . . .	± 57,3 %	± 68,3 %	± 40,3 %	± 48,0 %
Sipo . . . . .	± 143,3 %	± 152,4 %	± 100,8 %	± 107,2 %
10 Essences . . . . .	± 8,4 %	± 11,9 %	± 5,9 %	± 8,4 %

très grande marge d'incertitude. Par contre, le Limba, essence à densité forte répartie assez régulièrement, peut être connu avec une marge d'incertitude plus satisfaisante ; quant aux groupements d'essences, la marge d'incertitude est faible et même à 1 % ou 2 % leur densité peut être déterminée avec précision.

#### Extension des résultats de l'étude aux massifs forestiers plus étendus

Le tableau 11 donne des erreurs en fonction du taux de sondage pour un massif de 1.500 ha. En fait, de nombreux inventaires sont réalisés sur des surfaces de plusieurs dizaines de milliers à plusieurs centaines de milliers d'hectares. Les coefficients de variation des quantités cherchées sont peu ou pas modifiés en général lorsqu'on passe, avec des parcelles identiques, d'un massif de 1.500 ha non stratifié à des massifs de superficie beaucoup plus grande. Aussi, au coefficient près de « correction de population finie », les erreurs seront approximativement les mêmes pour un même nombre de parcelles quelle que soit la superficie du massif forestier sur lequel elles sont implantées. Par exemple, si l'on se contente d'une marge d'incertitude de  $\pm 8,5\%$  sur la connaissance de la densité du groupement Ayous + Limba pour une surface de 15.000 ha, il suffira d'implanter 115 parcelles de 25 a, ce qui représente un taux de sondage égal à 0,2 %, 10 fois inférieur à celui (2 %) nécessaire pour le massif de 1.500 ha (en supposant que le groupe de ces deux essences ait sensiblement la même distribution dans la surface de 15.000 ha).

Ainsi, bien que la surface d'expérimentation soit faible, cette dernière remarque permet d'appliquer à des massifs forestiers beaucoup plus étendus la portée des conclusions de cette étude.

#### Choix de la surface unitaire des parcelles

A la lecture de ce tableau, on est tenté de conclure qu'il y a intérêt, quelles que soient les variables cherchées à diminuer la surface des parcelles. En fait, plusieurs éléments interviennent :

a) Les densités les plus intéressantes à connaître peuvent être inférieures à celle du Sipo dans ce massif ; des calculs faits sur d'autres essences plus rares que le Sipo, dans ce même périmètre de 1.500 ha, ont montré que l'erreur restait constante ou augmentait légèrement lorsqu'on diminuait la

surface des parcelles (cas de l'Acajou Blanc de densité 0,07 tige à l'hectare et du Tiama de densité 0,04 tige à l'hectare).

b) La surface des parcelles adoptée doit être telle que le nombre total de parcelles implantées soit supérieur à  $0,0009 C_{v_0}^2$ ,  $C_{v_0}$  étant le coefficient de variation en % correspondant à chacune des variables à connaître pour la surface de parcelle considérée. On démontre qu'à taux d'échantillonnage égal, cette condition est plus facilement réalisée pour des parcelles de surface plus petite.

c) Une connaissance plus complète de la forêt à l'emplacement de chaque parcelle peut être utile. Dans ce cas contraire, il est nécessaire de prendre des parcelles d'un hectare ou plus qui permettront d'avoir une image plus représentative du peuplement à l'emplacement de chaque parcelle que des parcelles de 25 a ou moins.

Le choix de la surface des parcelles et, dans une moindre mesure, de la forme de celle-ci, apparaît finalement comme un compromis entre différentes exigences contradictoires, d'importance variable suivant les inventaires. La surface et la forme optimales des parcelles ne sera pas — toutes choses égales par ailleurs — le même pour un botaniste, un aménagiste ou un exploitant forestier.

#### D. — INFLUENCE DE LA DISPOSITION DES PARCELLES SUR L'ERREUR RÉELLE

Les formules d'erreur (2) ou (3) supposent que le tirage des  $n$  parcelles de l'échantillon est fait



*Gros Sipo abattu.*

Photo Lepitro.

strictement au hasard dans un massif forestier virtuellement découpé en  $N$  unités de taille et de forme identiques. En fait, comme nous l'avons vu, dans la très grande majorité des inventaires forestiers simples à un degré, on ne tire pas les unités au hasard mais on les prend réparties sur un dispositif systématique, caractérisé par un réseau régulier à maille constante. Trois problèmes relatifs à la disposition des parcelles sur le terrain méritent d'être étudiés.

1) Dans quelle mesure les erreurs des inventaires systématiques obéissent-elles aux formules (2) ou (3) ? Autrement dit, est-ce que, pour environ 95 % des inventaires systématiques, on a bien sur la moyenne une erreur réelle  $(\Delta\bar{x})'$  inférieure à l'erreur théorique  $\Delta\bar{x}_{95}$  ? C'est ce que nous appellerons le problème de l'influence de la répartition systématique des parcelles sur l'erreur réelle.

2) La disposition en quinconce des parcelles d'un inventaire systématique apporte-t-elle une diminution significative de l'erreur réelle ? C'est l'étude de l'influence de la disposition systématique en quinconce des parcelles.

3) Enfin, le taux d'échantillonnage étant fixé, le rapport des côtés de la maille du réseau des parcelles a-t-il une influence significative sur la valeur de l'erreur réelle ?

Nous allons étudier successivement ces trois points en nous appuyant sur les résultats obtenus à partir des échantillons systématiques utilisant des parcelles de surface inférieure ou égale à 5 ha qui ont été tirées dans le massif de 1.500 ha (cf. tableau 5).

### 1. — Influence de la répartition systématique des parcelles sur l'erreur réelle.

On a utilisé les 184 inventaires systématiques non en quinconce correspondant à des parcelles

≤ 5 hectares (1). Pour chacun de ceux-ci on a relevé :

— l'erreur réelle  $(\Delta\bar{x})'$  égale à la différence entre la moyenne trouvée et la moyenne vraie,

— les erreurs théoriques  $\Delta\bar{x}_{95}$ , au seuil de probabilité 0,95 (formule (2)), et  $\Delta\bar{x}_{68}$ , au seuil de probabilité 0,68, égale à la moitié de  $\Delta\bar{x}_{95}$ .

Le seuil 0,68 est parfois pris comme seuil de probabilité, mais on doit remarquer qu'il correspond sensiblement à un risque d'une chance sur trois de se tromper, nettement plus fort que celui relatif au seuil 0,95.

Pour chacune des 6 quantités étudiées (nombre d'arbres de diamètre supérieur à 36 cm à l'hectare des essences Ayous, Limba, Sapelli et Sipo et des groupements Ayous + Limba et 10 essences commerciales), on n'a retenu que les inventaires satisfaisant à la condition nécessaire de « normalité » de la moyenne, c'est-à-dire tel que  $n > 0,0009 C_v^2$  (nombre de parcelles supérieur aux neuf dix millièmes du carré du coefficient de variation en % correspondant).

Le tableau 12 donne pour chacune des 6 variables et pour chaque classe de taux d'échantillonnage ( $f \leq 1,5 \%$ ,  $f = 2-3 \%$ ,  $f = 5 \%$ ,  $f = 10 \%$ ) :

— dans la première sous-colonne «  $m$  », le nombre  $m$  d'inventaires systématiques satisfaisant à la condition  $n > 0,0009 C_v^2$  ;

— dans la deuxième sous-colonne « 0,050 », la proportion de ces inventaires tels que  $(\Delta\bar{x})' > \Delta\bar{x}_{95}$  (égal pour des inventaires strictement au hasard à  $1 - 0,95 = 0,05$ ) ;

— dans la troisième sous-colonne « 0,320 », la proportion de ces inventaires tels que  $(\Delta\bar{x})' > \Delta\bar{x}_{68}$

(1) De préférence à l'ensemble des inventaires systématiques, afin de n'avoir que des inventaires indépendants entre eux, ce qui n'est pas le cas des inventaires en quinconce par rapport aux inventaires non en quinconce.

TABLEAU 12

Proportions des nombres d'inventaires systématiques tels que  $(\Delta\bar{x})' > \Delta\bar{x}_{95}$  et  $(\Delta\bar{x})' > \Delta\bar{x}_{68}$

Quantités Taux de sondage	Nombre d'arbres à l'hectare de diamètre supérieur à 36 centimètres																	
	Ayous $\bar{x}_0 = 0,92$			Limba $\bar{x}_0 = 2,29$			Ayous + Limba $\bar{x}_0 = 3,21$			Sapelli $\bar{x}_0 = 0,88$			Sipo $\bar{x}_0 = 0,13$		10 essences $\bar{x}_0 = 5,60$			
	m	0,050	0,320	m	0,050	0,320	m	0,050	0,320	m	0,050	0,320	m	0,050	0,320	m	0,350	0,320
0,3 % ≤ f < 1,5 % ...	0	—	—	32	0,031	0,125	33	0,030	0,121	28	0,036	0,321	0	—	—	38	0	0,079
f = 2 - 3 % .....	20	0,050	0,350	56	0	0,143	56	0	0,086	56	0,023	0,214	0	—	—	56	0	0,143
f = 5 % .....	31	0,032	0,290	43	0	0,349	43	0	0,140	43	0,047	0,209	9	0,222	0,556	43	0,023	0,209
f = 10 % .....	47	0	0,170	47	0	0,277	47	0	0,213	47	0,043	0,256	47	0,170	0,510	47	0	0,319
0,3 % ≤ f ≤ 10 % ....	98	0,020	0,245	178	0,006	0,225	179	0,006	0,123	174	0,017	0,241	56	0,179	0,518	184	0,005	0,190

(égal pour des inventaires strictement au hasard à  $1 - 0,68 = 0,32$ ).

Pour le Sipo, les proportions trouvées pour l'ensemble des inventaires à taux de 5 et 10 %, sont respectivement très supérieures à 0,050 et 0,320. On serait tenté de conclure qu'à ces taux de sondage les inventaires strictement au hasard sont préférables aux inventaires systématiques. Cependant le nombre relativement faible d'inventaires ne confère pas une grande sécurité à cette affirmation ; seulement peut-on supposer que les dispositifs systématiques n'apportent pas pour une quantité analogue à la densité à l'hectare du Sipo un gain aussi important de précision que pour des quantités analogues aux 5 autres variables étudiées.

Pour ces dernières en effet, le gain de précision est appréciable. Pour l'ensemble des taux de sondage, le nombre d'inventaires dans lesquels l'erreur réelle est supérieure à  $\Delta\bar{x}_{0,5}$  est inférieure aux 5 % théoriques et ne dépasse pas en fait 2 %. L'Ayous et le Sapelli sont les deux essences pour lesquelles les proportions sont les plus proches de celles indiquées par la théorie : 2 % au lieu de 5 % des inventaires ont une erreur réelle en valeur absolue supérieure à  $\Delta\bar{x}_{0,5}$ , 25 % au lieu de 32 % ont une erreur supérieure à  $\Delta\bar{x}_{0,3}$ .

Pour le Limba, le Sapelli et les deux groupements, le gain de précision des dispositifs systématiques ne semble pas augmenter quand le taux de sondage augmente, alors que ceci est vérifié pour l'Ayous. Néanmoins les conclusions dans ce domaine doivent être aussi réservées que celles relatives au Sipo compte tenu des nombres assez petits d'échantillons étudiés.

En définitive, la répartition systématique de l'échantillon apporte un gain notable de précision pour la connaissance de quantités analogues aux six quantités étudiées, excepté le Sipo pour lequel il est difficile de conclure. On peut traduire ceci en disant que les erreurs théoriques au seuil de probabilité  $P$  peuvent être acceptées pour un dispositif systématique à un seuil de probabilité  $P' > P$ . Ainsi,

pour le massif inventorié, on aurait sensiblement  $P' = 0,98$  (au lieu de  $P = 0,95$ ) relativement à l'Ayous et au Sapelli, et  $P' = 0,75$  (au lieu de  $P = 0,68$ ) relativement à ces mêmes essences.

Cependant pour que ce gain de précision soit effectif, il est fondamental d'éviter qu'un biais n'altère l'estimation des moyennes des quantités cherchées. Cette éventualité peut survenir en particulier si l'une des dimensions de la maille du réseau des parcelles est sensiblement égale à un multiple de la « longueur d'onde » du terrain (par exemple, si tous les layons sont dans les fonds de vallée ou sur les crêtes d'un relief aux lignes parallèles et sensiblement équidistantes).

## 2. — Influence de la disposition des parcelles en quinconce.

On peut penser *a priori* que la disposition en quinconce des parcelles permet d'obtenir une image plus représentative du massif forestier. En effet dans un dispositif non en quinconce, seules deux directions perpendiculaires sont privilégiées qui sont celles des côtés de la maille du réseau des parcelles. Par contre, dans un dispositif non en quinconce, trois directions sont privilégiées, à savoir la direction des lignes de parcelles et les deux directions de la maille, inclinées par rapport aux layons. L'isotropie est donc mieux respectée dans un dispositif en quinconce.

Deux études faites à partir de 240 inventaires systématiques ont montré qu'il n'en était rien. Ces inventaires ont été répartis en 120 couples chacun constitué de deux inventaires systématiques : le second inventaire de chaque couple se déduit du premier par une translation des parcelles dans un layon sur deux d'une distance égale à la moitié de la distance  $L'$  séparant deux parcelles voisines sur un même layon.

### a) 1<sup>re</sup> étude :

Différence entre les erreurs réelles des deux inventaires de chacun des 120 couples.

Le tableau 13 indique les différences moyennes

TABLEAU 13

Différences moyennes entre les erreurs réelles des inventaires non en quinconce et en quinconce en %  
des erreurs réelles moyennes de l'ensemble de ces inventaires

Taux de sondage	Essences	Ayous	Limba	Ayous + Limba	Sapelli	Sipo	10 essences
	Nbre de couples						
$0,3 \% \leq f \leq 1,5 \%$	18	+ 12,5	- 48,5	- 44,9	+ 24,0	+ 35,3	- 61,1
$f = 2-3 \% \dots\dots\dots$	35	+ 25,2	- 19,7	- 17,5	- 9,4	+ 31,4	- 20,7
$f = 5 \% \dots\dots\dots$	34	+ 2,8	+ 3,8	+ 12,5	+ 17,6	+ 10,7	+ 28,1
$f = 10 \% \dots\dots\dots$	33	- 1,2	+ 1,4	- 1,3	+ 23,2	0	- 0,5
$0,3 \% \leq f \leq 10 \%$	120	+ 12,4	- 15,1	- 13,7	+ 11,2	+ 22,0	- 14,8

algébriques, entre l'erreur réelle de l'inventaire non en quinconce et celle de l'inventaire en quinconce de chacun des couples considérés, en % de la moyenne des erreurs réelles de l'ensemble des inventaires correspondants. On a distingué quatre classes de taux d'échantillonnage

( $0,3 \% \leq f \leq 1,5 \%$ ,  $f = 2-3 \%$ ,  $f = 5 \%$ ,  $f = 10 \%$ ).

Les différences indiquées dans le tableau 13 sont positives ou négatives suivant les cas, mais aucune d'entre elles n'est significativement différente de 0. On conclut de ces deux remarques que le dispositif en quinconce n'apporte aucune amélioration ni désavantage significatif par rapport au dispositif non en quinconce.

On peut cependant noter que :

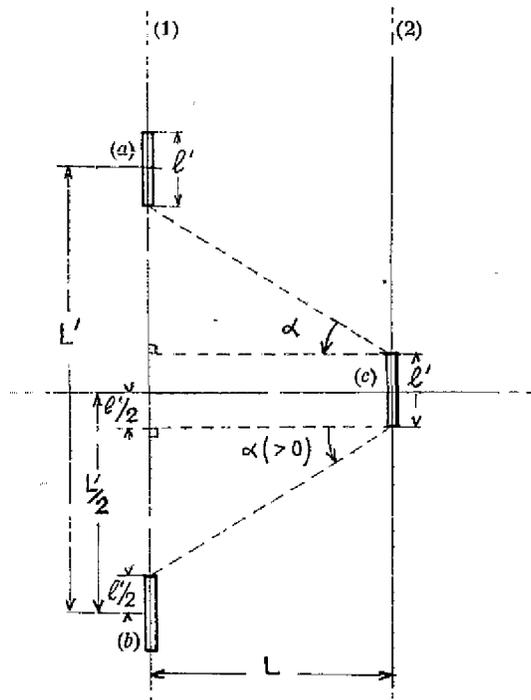
— pour les essences ou groupements abondants, le dispositif en quinconce semblerait plutôt défavorable (sans qu'il y ait d'incidence significative) ;

— pour le Sipo et dans une moindre part pour l'Ayous, deux essences à densité plus faible, le dispositif en quinconce apparaît favorable (mais non significativement).

b) 2<sup>e</sup> étude :

On a cherché à relier par une régression linéaire les différences entre les erreurs réelles des inventaires non en quinconce et des inventaires en quinconce à un paramètre lié aux dimensions des mailles du réseau de parcelles et caractérisant le dispositif en quinconce.

FIG. 4. — Dispositif en quinconce avec  $\alpha > 0$ .



On peut aisément vérifier que l'angle  $\alpha$ , des figures 4 et 5, compris entre  $-90^\circ$  à  $+90^\circ$  est d'autant plus fort que la parcelle (c) s'insère plus au milieu des parcelles (a) et (b) du layon (1). La figure 4 donne un exemple d'angle  $\alpha$  positif, la figure 5 un exemple d'angle  $\alpha$  négatif. On prend

$$\operatorname{tg} \alpha = \frac{L' - 2l'}{2L}$$

comme paramètre caractérisant la disposition en quinconce.

Pour éliminer l'incidence des autres facteurs (taux d'échantillonnage, surface et forme des parcelles) on a pris non pas la différence algébrique des erreurs réelles  $(\Delta \bar{x})'_{nq} - (\Delta \bar{x})'_q$  mais la différence relative

$$d(\%) = 200 \frac{(\Delta \bar{x})'_{nq} - (\Delta \bar{x})'_q}{(\Delta \bar{x})'_{nq} + (\Delta \bar{x})'_q}$$

Le tableau 14 indique pour les 29 couples d'inventaire de surface de parcelle  $s = 25$  ares et chacune des six variables étudiées, les valeurs respectives des quantités  $\operatorname{tg} \alpha$  de l'inventaire en quinconce et  $d(\%)$ . Les six coefficients de corrélation calculés sont très faibles, ce que confirme bien l'observation rapide des chiffres du tableau 14 où l'on a rangé les valeurs de  $\operatorname{tg} \alpha$  par ordre croissant.

Une remarque identique pourrait être faite pour les couples d'inventaires correspondant à d'autres surfaces de parcelles.

Finalement, le résultat des deux études montre que, d'une façon générale, et contrairement à ce que l'on peut penser *a priori*, la disposition des

FIG. 5. — Dispositif en quinconce avec  $\alpha < 0$ .

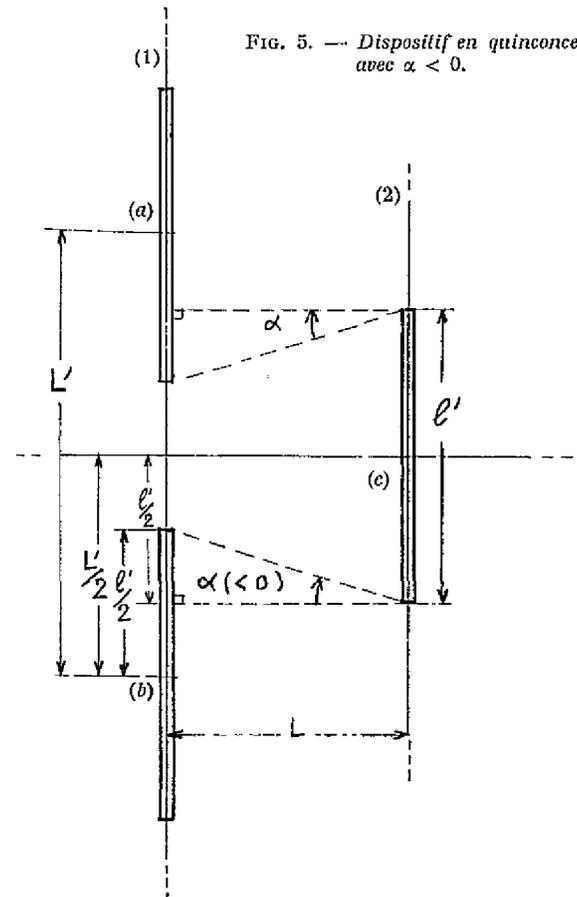


TABLEAU 14

Valeurs de  $tg\alpha$  et  $d$  (%) pour 29 couples d'inventaires ( $s = 25$  ares)

tg $\alpha$	d (%)					
	Ayous	Limba	Ayous + Limba	Sapelli	Sipo	10 essences
0	— 13	— 33	— 80	0	76	— 43
0	— 108	51	— 12	— 100	— 100	94
0	40	61	60	— 91	— 15	67
0	160	100	57	200	40	— 176
0	200	80	28	— 28	— 200	6
0,03	0	21	27	133	86	46
0,05	43	12	128	— 89	40	152
0,06	100	— 51	— 90	80	200	— 103
0,07	39	87	54	59	111	60
0,08	154	— 50	15	200	120	— 4
0,08	— 40	67	96	— 175	— 80	0
0,13	19	107	51	9	150	— 68
0,13	36	— 107	— 37	— 67	100	15
0,14	8	— 10	— 33	— 100	0	— 40
0,15	62	— 180	67	44	— 200	— 23
0,16	— 83	30	52	— 50	— 136	99
0,17	15	9	— 185	40	— 46	— 58
0,17	— 80	— 36	— 50	67	100	— 16
0,20	— 144	— 14	— 92	32	12	— 161
0,20	— 37	100	— 75	105	67	— 100
0,25	154	15	87	82	74	19
0,25	72	82	111	48	0	58
0,26	9	2	129	133	— 9	19
0,31	140	— 191	— 37	37	57	— 116
0,33	60	42	23	42	0	— 117
0,36	57	— 6	— 20	124	0	142
0,38	— 40	96	54	33	— 116	70
0,40	187	— 50	— 117	153	— 200	— 109
0,44	— 20	— 160	— 77	133	42	— 56

parcelles en quinconce n'apporte pour ce type de forêt et pour les six variables étudiées aucune amélioration de la précision.

### 3. — Influence du rapport des côtés de la maille sur la précision.

A partir de l'ensemble des 180 inventaires systématiques non en quinconce, on a cherché à déterminer la relation existant entre :

— d'une part le rapport  $d'$  (%) de la différence algébrique entre les valeurs absolues de l'erreur réelle et de l'erreur théorique au seuil 0,95 à la valeur absolue de l'erreur théorique au seuil 0,95 :

$$d'(\%) = 100 \frac{(\Delta\bar{x})' - \Delta\bar{x}_{0,95}}{\Delta\bar{x}_{0,95}}$$

— et d'autre part un paramètre lié à la forme de la maille du réseau des parcelles, égal à  $\frac{L' - l'}{L}$ , où  $L'$ ,  $l'$  et  $L$  désignent respectivement la distance

séparant les centres de deux parcelles sur un même layon, la longueur d'une parcelle et l'équidistance des lignes de parcelles (cf. Fig. 5).

Les calculs effectués ont montré qu'il n'y avait pas diminution significative de  $d'$  (%) lorsque la quantité  $\frac{L' - l'}{L}$  augmentait de 0 à 1 ou plus, c'est-à-dire lorsque la maille du réseau passe d'une forme rectangulaire très allongée dans le sens perpendiculaire aux layons à une forme carrée ou même allongée dans le sens des layons.

Cependant le petit nombre d'inventaires considérés et le fait que pour un taux de sondage, une surface et une forme de parcelles donnés, il n'y a qu'un seul inventaire correspondant à une même valeur de la quantité  $\frac{L' - l'}{L}$ , ne permettent pas de tirer des conclusions suffisamment sûres. Il serait nécessaire de poursuivre cette étude en formant un nombre bien plus important d'échantillons.

## V. — CONCLUSIONS

En définitive, les principales indications que l'on peut tirer de cette étude sont les suivantes :

a) La précision d'un inventaire simple à un degré dépend en premier lieu de la surface totale de l'échantillon. Nous disons bien surface totale de

l'échantillon et non pas taux d'échantillonnage. En effet on peut estimer très approximativement que l'erreur sur une variable donnée (par exemple densité des tiges de Sapelli de plus de 60 cm de diamètre à l'hectare) obtenue avec un échantillon

de 150 parcelles de 1 ha est la même quelle que soit la surface de référence sur laquelle cet échantillon est implanté (les surfaces ne variant pas dans de trop grandes proportions). Autrement dit, un sondage à 10 % sur 1.500 hectares donnera relativement à une quantité donnée la même erreur sensiblement qu'un sondage à 0,1 % sur 150.000 hectares (à condition que dans les deux cas l'échantillon des parcelles soit réparti « objectivement », c'est-à-dire au hasard ou d'une manière systématique).

b) En deuxième lieu, la précision fournie par un inventaire simple à un degré est fonction de la **variabilité des quantités recherchées** (en général nombre de tiges ou volume d'une essence ou de plusieurs essences à l'hectare). Ainsi, la surface totale de l'échantillon sera dans le cas où l'on veut connaître la densité à l'hectare d'une essence particulière avec une certaine précision supérieure à celle nécessaire pour obtenir la même précision sur la densité d'un groupe de quelques essences. De même, si l'essence la plus importante à connaître a une distribution irrégulière (Ayous), la surface de l'échantillon devra être plus grande, toutes choses égales par ailleurs, que si cette essence est assez régulièrement répartie sur le terrain (Limba). Le coefficient de variation caractérise pour un type donné de parcelles la variabilité de ces différentes quantités. L'erreur sur une quantité donnée est sensiblement proportionnelle au coefficient de variation correspondant, à surface d'échantillonnage égale et pour une superficie unitaire donnée des parcelles. A titre d'exemple, pour des parcelles carrées de 25 a, les coefficients de variation (en %) trouvés dans cette région du Cameroun, ont été les suivants :

- 1 Espèce à faible fréquence (0,10 tige/ha-Sipo) = 564 %.
- 1 Espèce abondante irrégulièrement distribuée (Ayous) = 324 %.
- 1 Espèce abondante régulièrement distribuée (Limba) = 182 %.
- 1 Groupe de 10 essences commerciales (5,6 tiges/ha) = 109 %.

On voit donc que pour une même surface d'échantillon, la précision sera 5 fois meilleure sur la détermination du nombre moyen à l'hectare de tiges d'un groupe de 10 essences que sur celle du nombre moyen de tiges d'une essence à faible fréquence.

c) La précision d'un inventaire simple à un degré sur une quantité donnée dépendra aussi, à surface totale d'échantillonnage constante, de la **surface unitaire des parcelles et dans une moindre mesure de leur forme**. Sauf pour les essences à densité très faible, la précision est d'autant meilleure que la surface des parcelles est plus petite et que

leur forme est plus allongée : ces conclusions s'appliquent à des massifs forestiers de même type que celui de cette étude, à des variables analogues à celles étudiées et à des parcelles dont la surface est comprise entre 25 a et 5 ha. Ceci n'est pas vrai en particulier pour des parcelles de surface supérieure à 5 ha et on ne sait si cela est vérifié pour des parcelles de surface inférieure à 25 a. A titre d'exemple, l'erreur double approximativement lorsque l'on passe — à surface échantillonnée totale égale — de parcelles de 25 a à des parcelles de 5 ha, pour les essences abondantes ou les groupements d'essences. Elle augmente d'un tiers environ ou moins pour les essences à densité plus faible (Sipo et Sapelli dans cette région du Cameroun).

Les considérations qui précèdent supposent que les formules données pour les erreurs sont applicables en toute rigueur. Pour cela il est nécessaire — mais non pas suffisant — que, si  $n$  et  $C_v$  désignent respectivement le nombre d'unités de l'échantillon et le coefficient de variation de la quantité cherchée relativement à ce type d'unités, l'on ait  $n > 9 C_v^2 = 0,0009 (C_v \%)^2$ . Il sera donc parfois nécessaire d'augmenter  $n$ , c'est-à-dire la surface de l'échantillon si l'on veut pouvoir obtenir une estimation correcte de l'erreur.

Pour déterminer la meilleure surface de parcelle, on devra prendre en considération :

- l'amélioration de la précision, à surface échantillonnée égale, avec des parcelles de petites dimensions pour les essences moyennement ou très abondantes et les groupements d'essences (mais non pour les essences à faible fréquence),

- le fait que l'inégalité  $n > 9 C_v^2$  est d'autant mieux satisfaite que les dimensions de la parcelle sont plus petites,

- l'intérêt d'avoir en chaque point sondé (c'est-à-dire à l'intérieur de chaque parcelle) une image suffisamment représentative du peuplement étudié,

- l'étude des coûts qui poussent en général à utiliser des unités d'échantillonnage suffisamment grandes.

Pour tenir compte de tous ces éléments on optera souvent pour une surface de parcelle de l'ordre de 1 ha.

d) Les dispositifs systématiques simples à un degré sont dans l'ensemble plus précis, toutes choses égales par ailleurs, que les dispositifs correspondants strictement au hasard. Les études faites sur ce massif rectangulaire de 1.500 ha ne montrent pas d'amélioration significative de la précision par l'adoption d'un dispositif en quinconce ou par le resserrement de la maille du réseau des parcelles ; sur ce dernier point néanmoins une étude plus poussée reste à faire.

\*  
\*

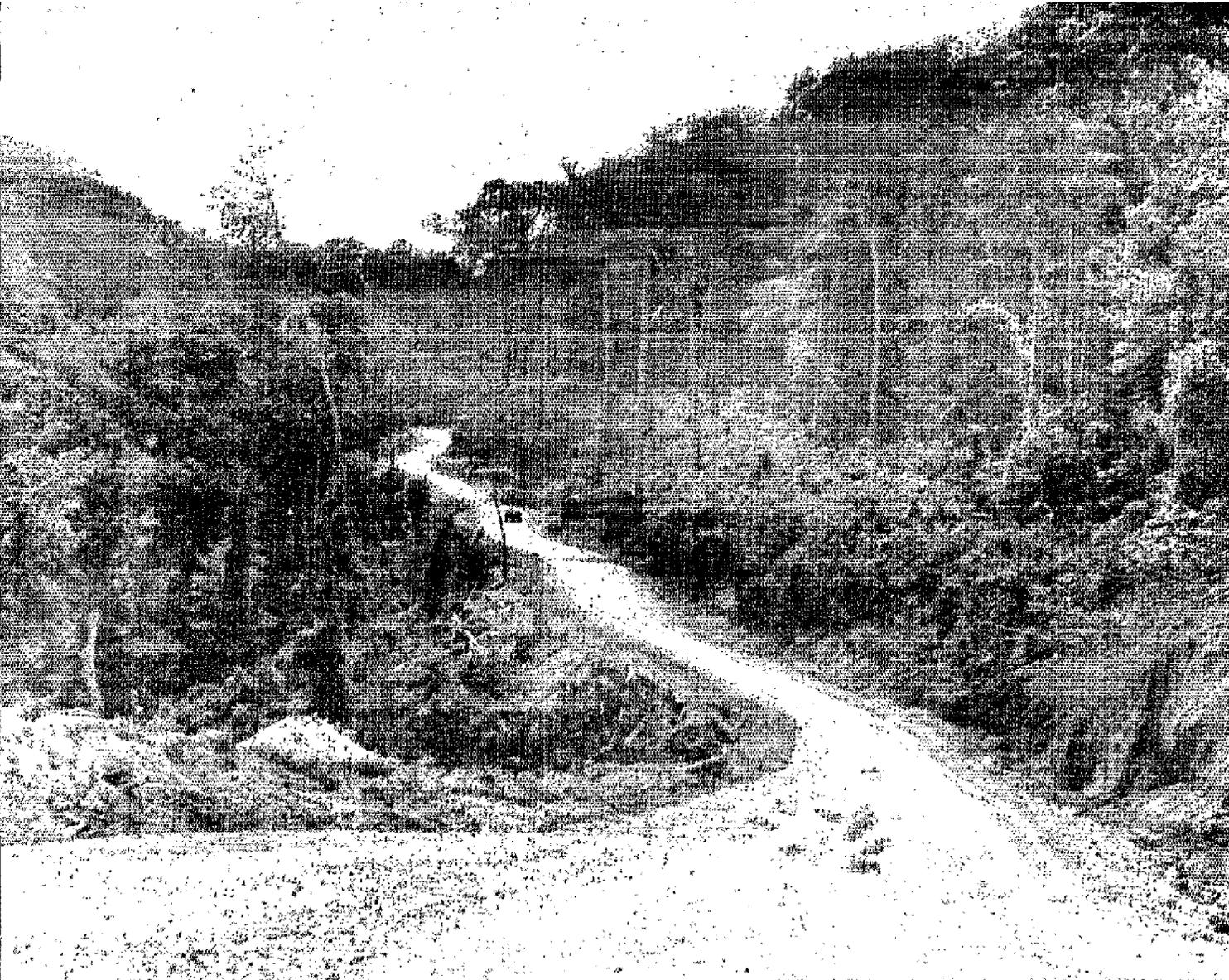


Photo Lepitre.

*Au Gabon, route en région accidentée.*

Il est bien évident que d'autres points restent à connaître. Dans le domaine des inventaires simples à un degré, le problème important de l'indépendance des parcelles qui n'a pas été évoqué ici reste à résoudre : pour chaque quantité cherchée quelle est la distance qui doit séparer (dans la direction des layons et la direction perpendiculaire) deux parcelles voisines pour que les formules d'erreur soient applicables en toute rigueur ? Ce problème est lié à la recherche de la loi de distribution des essences dans les peuplements tropicaux de forêt dense. De même, on n'a pas appliqué des formules utilisées parfois dans les dispositifs systématiques mieux adaptées à ces peuplements que les formules classiques, pour voir leur bonne concordance avec les erreurs réelles.

D'autre part, on s'est volontairement limité dans cet article aux inventaires simples à un degré. On n'a pas considéré en particulier le cas intéressant

des inventaires à 2 degrés dans lesquels les unités primaires sont les layons-lignes de parcelles sur lesquels on retient un certain nombre de parcelles ou unités secondaires. On peut envisager de rattacher les inventaires systématiques à 1 degré à ce dernier type d'inventaire et voir dans quelle mesure les formules d'erreurs des échantillons à 2 degrés donnent une estimation des erreurs effectivement commises meilleure que celle des inventaires au hasard à 1 degré.

Enfin, on n'a pas fait intervenir non plus des éléments de coût qui permettraient de juger de l'efficacité — c'est-à-dire de la précision en rapport avec le coût — des différents dispositifs envisagés.

Toutes ces études complémentaires devraient pouvoir être réalisées plus tard, à partir de ce même inventaire total de 1.500 ha de forêt dense qui constitue une base de travail particulièrement appréciable.