

7
Texte en Français
(du chapitre 3 sur l'ouvrage
Phytophthora diseases of Cocoa
(Gregory))

PROBLEMES DE L'EXPERIMENTATION SUR CACAOYER

par

R. LOTODE
Maître Principal de Recherches
de l'ORSTOM
Chef de la Section de Biométrie
de l'IFCC au Cameroun

et

Raoul A. MULLER
Directeur de Recherches
de l'ORSTOM
Conseiller Scientifique
de l'IFCC au Cameroun

I - NECESSITE ET DIFFICULTES DE L'EXPERIMENTATION
SUR CACAOYER AU CHAMP

1°) Obligation des travaux en plantation

L'expérimentation, pour la mise au point des méthodes susceptibles d'améliorer la production cacaoyère (techniques culturales, méthodes de lutte contre les parasites) doit être faite dans les conditions normales d'application : les résultats des essais doivent être obtenus dans les écologies comparables à celles où ils seront mis en pratique.

Dans la plupart des cas, on ne dispose pas de stations agronomiques en nombre suffisant pour qu'elles soient représentatives des différentes zones écologiques pouvant exister dans un pays producteur. La plupart des travaux expérimentaux et tout particulièrement ceux qui ont trait aux problèmes phytosanitaires doivent être faits dans les plantations.

2°) Caractéristiques des plantations de cacaoyers

Ce qui caractérise ces dernières, d'une façon très générale, est une extrême hétérogénéité : cette hétérogénéité est de plusieurs ordres :

a) Hétérogénéité génétique

Il est exceptionnel que les plantations soient constituées d'un même clone. Le plus généralement, les cacaoyers, issus de semis, sont plus ou moins hybrides. Une certaine diversité en résulte qui est particulièrement grande dans les pays où, comme au Cameroun, on cultive des Trinitario, issus de croisements ent

.../...

14 NOV. 1983

O. R. S. T. O. M. Fonds Documentaire

N° : 3700

Cote : B

B1154

Criollo et Forastero : on constate alors dans une même plantation, la présence d'arbres très différents par leur port, leur comportement végétatif, les caractéristiques de leurs fruits et leur potentiel productif.

b) Hétérogénéité du terrain

La plupart des cacaoyères sont installées dans des pays neufs, sur des défrichements récents, dont le sol n'a jamais été homogénéisé ni dans sa structure physique ni dans sa composition chimique, comme peut l'être le sol de pays soumis de longue date à l'exploitation agricole. D'autre part le cacaoyer est cultivé le plus souvent sous ombrage naturel dont les essences variées ont des exigences diverses et peuvent entrer différemment en concurrence hydrique et minérale avec les cacaoyers.

c) Hétérogénéité microclimatique

Le cacaoyer étant une espèce d'ombre, les plantations sont installées généralement sous des vestiges forestiers résultant d'un éclaircissement plus ou moins poussé de la forêt, le choix des arbres conservés et des arbres abattus étant en partie dicté par des facilités d'abattage, fonction des moyens — généralement faibles — mis en oeuvre pour cette opération. Aussi ces vestiges forestiers forment-ils un couvert très irrégulier, où l'on peut rencontrer, côte à côte, des zones très fermées, très ombragées, peu ventilées, et très humides, et des zones au contraire très ouvertes, ensoleillées et par conséquent plus sèches. Le comportement des arbres, leur végétation, leur fructification sont très diversement influencées par le couvert. L'activité des parasites, insectes (mirides en particulier) et champignons (surtout Phytophthora palmivora) conditionnée par les facteurs de l'environnement, présente elle-même des variations considérables au sein d'une même plantation.

d) Hétérogénéité due à l'âge

Il est aussi remarquable que l'on trouve, mêlés dans les cacaoyères, des arbres d'âges différents, du fait des remplacements échelonnés dans le temps effectués à la suite d'accidents divers survenus à certains arbres. D'autre part, lorsque les plantations sont vieilles, les arbres prennent comme c'est le cas par exemple au Brésil, des formes souvent torturées, très variées, qui très certainement influent sur leur productivité et sur les possibilités d'intervention des parasites.

Cette hétérogénéité multiple de la cacaoyère se traduit par des variations importantes de la production et des attaques parasitaires, entre parcelles contiguës.

A titre indicatif, le tableau I donne quelques chiffres de production, et de pertes dues à la pourriture brune des cabosses, recueillis au Cameroun, dans des parcelles voisines comptant chacune environ 200 arbres et délimitées dans des plantations apparemment homogènes.

TABLEAU I

Variations dans les conditions naturelles :

1° de la production moyenne des cabosses
par arbre

2° des dégâts dus à la pourriture brune
des cabosses

Année d'observation	Plan-tation	Bloc	Par-celle	Production moyenne de cabosses par arbre	Pourcentage des pertes dues à la pourriture brune	
57-58	1	1	1	17,2	18,0	
			2	29,2	31,7	
			3	20,7	12,5	
			4	24,1	46,6	
	2	2	1	25,3	39,7	
			2	13,2	21,2	
			3	29,0	30,3	
			4	36,4	40,6	
	2	1	1	15,1	66,1	
			2	19,2	57,5	
			3	36,1	51,0	
			4	23,1	67,2	
	3	1	1	1	27,5	74,5
				2	46,8	74,9
				3	38,6	73,7
				4	34,4	62,0
2		2	1	46,5	69,3	
			2	27,8	49,5	
			3	25,6	46,2	
			4	22,4	46,0	

Ce tableau montre en particulier qu'entre deux parcelles voisines d'un même bloc :

- la production de cabosses peut varier dans une proportion voisine de 1 à 3 ;
- les dégâts dus à la pourriture brune peuvent varier dans une proportion de 1 à 4 ;
- un gradient régulier de variation peut apparaître au sein d'une même plantation de 2 hectares environ en ce qui concerne les attaques de pourriture des cabosses.

Il nous a été donné de constater au Brésil — et ceci ressort du rapport annuel 1968 et 1969 du laboratoire de Phytopathologie du CEPEC, Itabuna, Bahia — que des variations comparables à celles relatives pour le Cameroun pouvaient se rencontrer, tant en ce qui concerne la production qu'en ce qui concerne les taux d'attaques de pourriture des cabosses des parcelles expérimentales voisines.

3°) Difficultés de l'expérimentation en plantation

Cette hétérogénéité des plantations de cacaoyers et les variations considérables des phénomènes agronomiques ou parasitaires qui en résultent, vont à l'encontre des règles de l'expérimentation agricole qui, pour être menée à bien, doit être réalisée dans un milieu aussi homogène que possible : même modestes, les effets des interventions doivent pouvoir être distingués des variations aléatoires naturelles.

Pour illustrer ce fait nous signalerons par exemple qu'au Cameroun, en 1955-1956, un groupe de 500 arbres d'apparence homogène avait été mis en observation par le laboratoire de Phytopathologie du Centre de Recherches Agronomiques de Nkolbisson et découpé en 5 blocs comprenant chacun 10 parcelles de 10 arbres. Aucun traitement ne fut effectué et les observations furent seulement faites parcelle par parcelle. Une analyse de cet essai à blanc, calqué sur la méthode des blocs de FISHER, aurait dû, bien évidemment, conduire à une identité statistique des diverses récoltes constatées. Il n'en fut rien : les moyennes des récoltes des parcelles de chaque bloc étaient très significativement différentes et, qui plus est, des arrangements de 5 parcelles prises au hasard, une dans chaque bloc, n'avaient pas eux-mêmes des moyennes comparables, une fois éliminée la variabilité due à l'effet des blocs.

On pourrait objecter que, dans cet essai, les parcelles de 10 arbres étaient trop petites, faisant ressortir l'hétérogénéité génétique des arbres, et que 5 répétitions étaient insuffisantes.

Un autre essai réalisé suivant le schéma des blocs de FISHER, avec le souci de mettre en comparaison des parcelles suffisamment grandes (environ 200 arbres) pour éliminer l'effet de l'hétérogénéité génétique des arbres, ne nous apporta pas de conclusions plus satisfaisantes.

Cet essai comptait, en 1958-1959, 5 blocs de 4 parcelles, soit trois traitements contre la pourriture brune des cabosses et un témoin. Il fut répété en 1959-1960 et, au cours de cette seconde année, une deuxième série de 4 blocs identiques fut mise en place (soit 9 répétitions au total).

L'analyse des résultats selon la méthode classique (comparaison des moyennes des groupes de parcelles recevant les différents traitements) a été très décevante.

Sans entrer dans le détail, disons seulement que pour 1958-1959, des différences de l'ordre de 30 % sur la production des cabosses saines, et pour 1959-1960, des différences de l'ordre de 1 à 8 sur les pourcentages de cabosses atteintes de pourriture brune, n'apparaissaient pas comme significatives. Dans ces conditions il est bien évident qu'il est inutile de tenter une expérimentation.

Si l'on peut supposer que, dans cet essai, la grande taille des parcelles ait permis d'éliminer en partie les variations dues à l'hétérogénéité génétique des arbres, il est à craindre, par contre, que les effets de l'hétérogénéité pédologique et microclimatique aient été amplifiés.

Nous ne sommes pas les seuls au Cameroun à avoir enregistré de tels échecs, dus à la nature même du milieu : le rapport annuel du laboratoire de Phytopathologie du CEPEC, pour l'année 1968-1969, fait ressortir que les chercheurs brésiliens se heurtent à des problèmes comparables. Et la littérature spécialisée fait souvent état d'essais sur cacaoyers n'ayant conduit à aucune conclusion, ou à des conclusions vagues.

Nous rappellerons ici que la Conférence Interaméricaine du Cacao (*) s'est inquiétée de ce problème très général et avait recommandé l'obligation de définir des schémas expérimentaux adaptés aux conditions des cacaoyères.

Certes, il n'est pas impossible que certaines des difficultés rencontrées actuellement en plantation s'estompent dans un avenir plus ou moins proche, par l'exploitation de cultivars génétiquement homogènes, et par la mise en oeuvre de techniques culturales plus évoluées. Il faut noter en particulier la tendance générale actuelle vers une culture sans ombrage ou moins ombragée, évitant ou limitant les aléas dus au couvert forestier. Mais si cette évolution de la culture cacaoyère va dans le sens général d'une simplification des problèmes posés aux expérimentateurs, elle ne supprimera cependant pas toutes les difficultés. Et il n'en demeure pas moins vrai que la cacaoyère existante, si mal adaptée qu'elle soit aux travaux expérimentaux, restera pour un long temps encore le principal champ d'essai ouvert aux chercheurs.

(*) 5ème et 7ème sessions tenues respectivement à Turrialba (Costa Rica) en 1954 et à Palmira (Colombie) en 1958.

Devant la nécessité impérieuse d'expérimenter au champ, avec les difficultés que cela comporte et dont nous venons d'analyser certains aspects et les causes, des études sont nécessaires pour approfondir certains problèmes concernant les dispositifs expérimentaux et les techniques d'analyse des résultats.

Il s'agit :

- de réduire au maximum les facteurs de variations autres que ceux dont on veut mesurer les effets ;
- de déterminer la taille optimum des parcelles élémentaires pour le maximum de précision ;
- de faire intervenir dans l'analyse de variance des facteurs dont l'action pourra être mesurée et, si elle est significative, viendra réduire le résidu aléatoire et donc augmenter la précision ;
- de s'assurer de la validité de l'analyse de variance par une transformation adéquate des données ;
- de choisir le critère d'appréciation de l'effet d'une intervention le mieux adapté à l'objectif visé.

Peu de travaux de méthodologie, spécialement adaptés au problème du cacaoyer, ont été faits dans le monde. Aussi, pour tenter de contribuer à la clarification de ce problème, sommes-nous amenés à nous appuyer surtout sur nos propres expériences faites au Cameroun.

* * *

.../...

II - CAS DE L'EXPERIMENTATION CONDUISANT A LA COMPARAISON
DES PRODUCTIONS PAR TRAITEMENT OU OBJET

A. ETUDE STRUCTURELLE DE LA PRODUCTION ET DEFINITION DE LA TAILLE
OPTIMUM DES PARCELLES ELEMENTAIRES

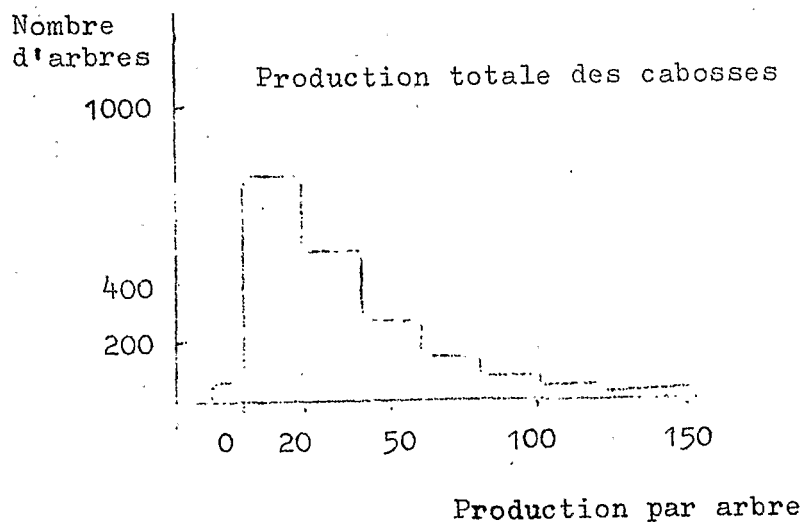
1°) Structure de la production

C'est là le cas le plus général, le plus fréquent en expérimentation ayant pour but la connaissance soit du matériel végétal, soit des techniques culturales, soit de l'effet sur les rendements des traitements phytosanitaires intégrés aux pratiques culturales courantes.

L'utilisation de la production, comme critère d'appréciation de l'effet d'une intervention a fait l'objet de deux études conduites sur des groupes d'arbres très différents, l'un constituant une collection dont les individus ont été suivis pendant 10 ans à la Station du Cacaoyer de Nkoemvone (Sud-Cameroun) (1), l'autre étant représenté par les cacaoyers de diverses plantations traditionnelles de la région de Yaoundé (Centre-Cameroun) (2).

Il est remarquable que ces études, faites dans des conditions pourtant très différentes, ont conduit fondamentalement à des conclusions identiques.

L'analyse structurelle de la production individuelle des arbres en plantations traditionnelles a montré que la distribution n'est pas normale mais fortement dissymétrique, comme le montre l'histogramme donné à titre d'illustration (2). De même, les variances intraparcellaires ne sont pas homogènes.



.../...

Une étude similaire (1) a été faite sur les productions individuelles cumulées des arbres de collection de la Station de Nkoemvone, dix ans après la plantation.

Elle porte sur les données de cinq champs (parcelles 21 à 25 du répertoire de Nkoemvone). Dans chacun d'eux, des parcelles élémentaires comprenant : 1, 4, 8, 12, 16, 20, 24, 28, 32, 36, 40, 64, 96 arbres ont été délimités. Les parcelles ont été constituées de la façon la plus compacte possible. Elles n'ont pas une forme parfaitement régulière du fait de la présence de manquants.

Les variances des moyennes parcellaires brutes et transformées en logarithme (base 10) sont données dans le tableau joint (II).

A la lecture du tableau, on constate :

données brutes :

Les variances pour des parcelles de même dimension varient nettement d'un champ à l'autre : le rapport des variances extrêmes se place entre 2,1 et 3,4 suivant la taille parcellaire. Elles sont significativement différentes ;

données transformées :

Les variances pour des parcelles de même dimension, varient peu d'un champ à l'autre. Si on ne considère que celles calculées avec un nombre de degrés de liberté suffisant, le rapport des valeurs extrêmes varie suivant la dimension des parcelles de 1,33 à 1,65. Elles ne sont plus significativement différentes.

Ceci montre une fois de plus, s'il en était encore besoin, l'intérêt de la transformation logarithmique.

Quel que soit le niveau de production des blocs, ou, quel que soit le nombre d'années intervenant dans le cumul (à partir d'un certain minimum toutefois, les deux premières années de production montrant une variabilité telle qu'on ne peut valablement les analyser), la variance du résidu aléatoire sur la moyenne parcellaire (pour une taille donnée) devient constante. Cela va nous permettre d'étudier d'une façon générale la précision d'un essai de type donné.

2°) Etude de l'évolution des variances des données brutes en fonction de la taille des parcelles

Plaçons sur un graphique en abscisse les tailles des parcelles (x), en ordonnée la variance de la moyenne parcellaire correspondant (y). Les points correspondants suggèrent une relation hyperbolique nette de la forme $y = \frac{a}{x} + b$.

.../...

Tableau II

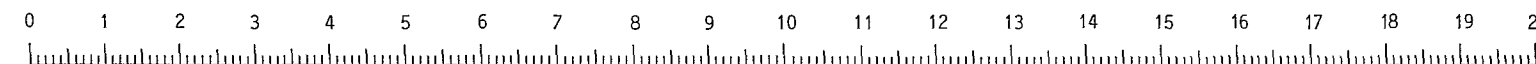
Taille de parcelles	Champ I - Moy. gle : 4.925 (576 arbres)			Champ II - Moy. gle : 5.705 (420 arbres)			Champ III - Moy. gle : 6.285 (332 arbres)			Champ IV - Moy. gle : 4.410 (377 arbres)			Champ V - Moy. gle : 6.590 (303 arbres)			Ensemble des champs : (2.008 arbres) Moy.gle don. brutes : 5.477 Moy.gle don. transf. : 3,57971.			C. V.
	Variance données brutes (1)	Variance données transformées	d.d.l.	Variance données brutes (1)	Variance données transformées	d.d.l.	Variance données brutes (1)	Variance données transformées	d.d.l.	Variance données brutes (1)	Variance données transformées	d.d.l.	Variance données brutes (1)	Variance données transformées	d.d.l.	Variance données brutes	Variance données transformées	d.d.l.	
1	13.452	0,18091	575	27.679	0,16187	419	23.423	0,18084	331	13.047	0,18211	376	17.342	0,13661	302	19.156	0,17558	2.007	11,7 %
4	8.009	0,09294	143	17.413	0,08164	104	13.275	0,06105	75	7.488	0,08686	86	9.604	0,06014	72	11.539	0,08389	484	8,09 %
8	5.857	0,06401	71	12.527	0,05604	51	8.682	0,04245	37	5.366	0,06219	42	8.144	0,05010	35	8.465	0,05996	240	6,85 %
12	4.416	0,05326	47	10.266	0,04617	34	8.778	0,04045	24	4.499	0,05439	28	6.554	0,04463	23	7.183	0,05181	160	6,36 %
16	4.163	0,04790	35	11.371	0,04931	25	7.646	0,03662	17	4.832	0,05296	20	6.039	0,03483	17	6.975	0,04772	118	6,10 %
20	3.626	0,04346	27	8.944	0,03843	20	7.520	0,03303	13	3.583	0,03216	16	6.124	0,03325	13	6.194	0,03997	93	5,59 %
24	3.644	0,04497	23	12.232	0,04253	16	7.558	0,03322	11	3.728	0,03828	13	6.780	0,04191	11	6.789	0,04229	78	5,74 %
28	3.858	0,04144	19	10.080	0,03744	14	6.727	0,02514	9	3.799	0,04151	11	5.246	0,02867	9	6.292	0,03845	66	5,48 %
32	2.705	0,02823	17	5.625	0,02991	12	7.780	0,02854	8	3.194	0,04189	9	4.534	0,02903	8	4.826	0,03311	58	5,08 %
36	3.169	0,03248	15	7.414	0,02805	10	6.323	0,02160	7	4.222	0,04918	8	4.891	0,02976	7	4.039	0,03497	51	5,22 %
40	2.519	0,02668	13	4.450	0,02072	9	7.176	0,02986	6	3.211	0,02655	7	5.179	0,03723	6	3.714	0,02823	45	4,69 %
64	2.631	0,03829	8	5.595	0,02384	5	5.143	0,02144	3	2.326	0,01536	4	4.976	0,02588	3	3.996	0,02822	27	4,69 %
96	2.271	0,02199	5	2.029	0,01235	3	7.042	0,02831	2	2.648	0,02405	2	4.557	0,02325	2	3.227	0,02079	18	4,03 %

- Données exprimées en grammes de fèves fraîches.

(1) Les variances des données brutes sont exprimées en milliers de grammes.

ddl = Degrés de liberté.-

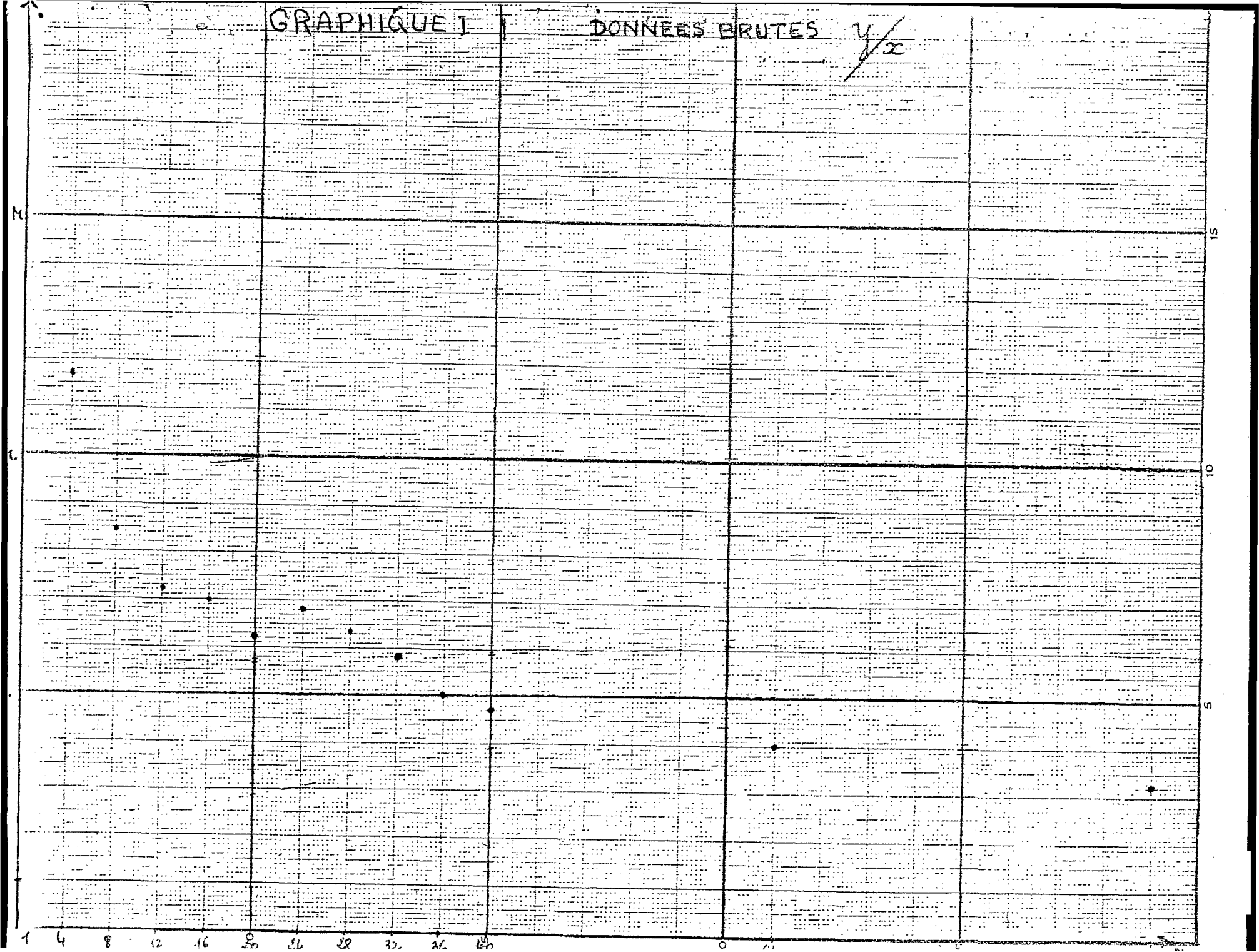
Cette mire doit être lisible dans son intégralité
 Pour A0 et A1: ABERPFTHLJDOCGQUVWMSZXY
 zsaecmuvnwxfkhhdpqgyjlt 7142385690
 Pour A2, A3, A4: ABERPFTHLJDOCGQUVWMSZXY
 zsaecmuvnwxfkhhdpqgyjlt 7142385690



GRAPHIQUE I

DONNÉES BRUTES

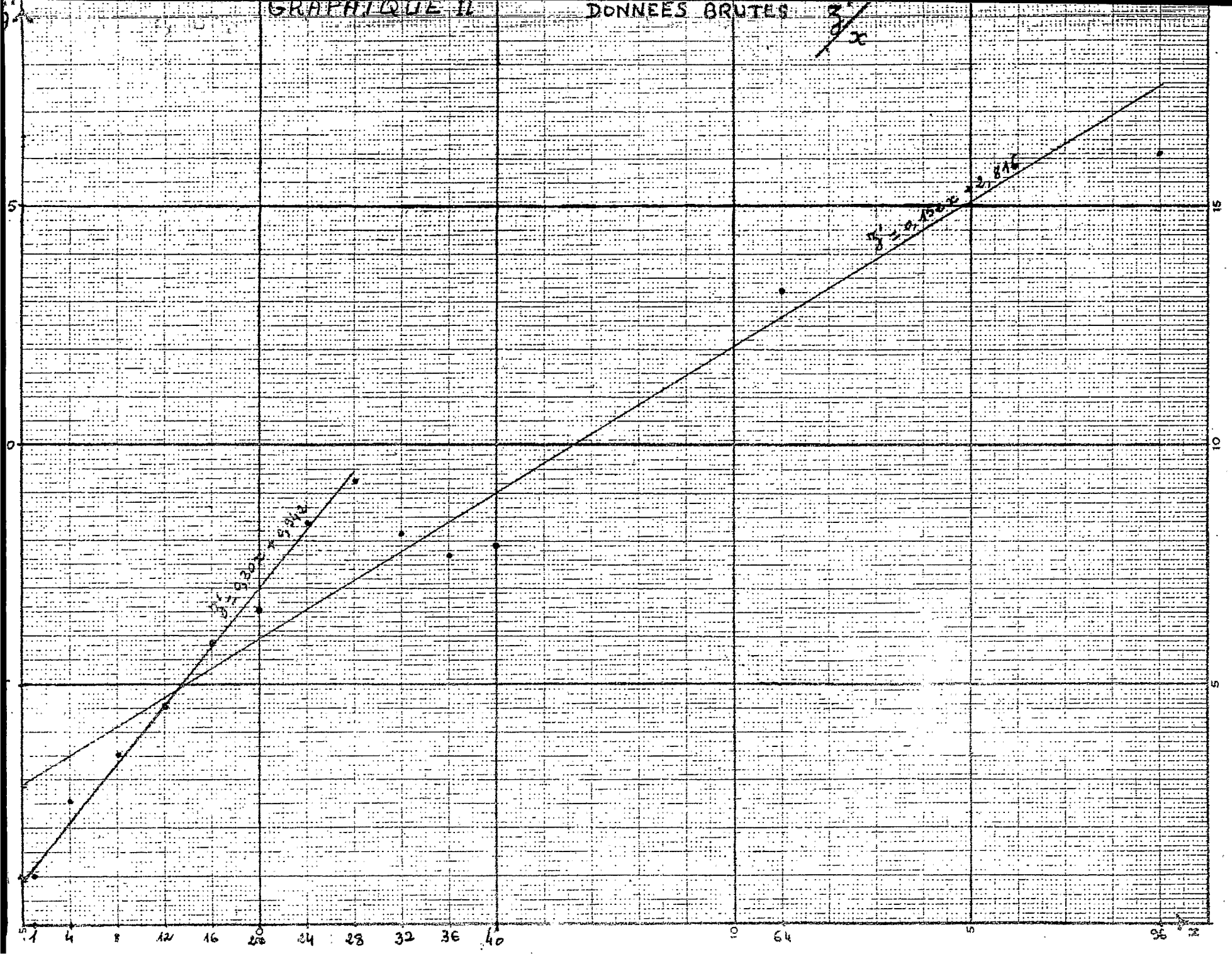
$$y/x$$



GRAPHIQUE II

DONNEES BRUTES

~~$\frac{z}{x}$~~



Pour la vérifier, adoptons en ordonnée la variable $z = y \cdot x$. Si la relation précédente est vérifiée z doit être une fonction linéaire de x . ($z = a + bx$).

L'étude de la régression nous permettra alors de définir les coefficients a et b . Pour simplifier les calculs, prenons comme unité en ordonnée, la valeur de la variance des données individuelles : 19.156×10^3 . Nous obtenons le tableau suivant (III) :

x	z	z' (en nouvelle unité)
1	19.156.431	1
4	46.154.168	2,409
8	67.717.768	3,535
12	86.200.620	4,500
16	111.592.512	5,825
20	123.888.800	6,467
24	162.928.512	8,505
28	176.189.972	9,197
32	154.424.384	8,061
36	145.402.672	7,590
40	148.553.040	7,755
64	255.760.896	13,351
96	309.760.032	16,170.

Les points sont sensiblement alignés comme le montre le graphique II (z'/x).

Effectivement :

coefficient de corrélation : $r = 0,95$ (11 ddl)
pente de la régression : $b = 0,152$
droite de régression : $z' = 0,152 x + 2,816$
 $y = 0,152 + \frac{2,816}{x}$

L'ajustement à une hyperbole est bon et il est remarquable que l'on arrive ici à la même conclusion que pour les arbres des plantations traditionnelles (2) : la variance de la moyenne parcellaire ne tend pas vers 0 quand la taille augmente indéfiniment, mais vers une valeur correspondant à 15 % environ de la variance des données individuelles. Si la répartition des arbres à l'intérieur des plantations était réalisée strictement au hasard, c'est-à-dire si l'hypothèse de l'indépendance de la production d'arbres voisins était exacte, la variance y suivrait la loi générale théorique $y = \frac{a}{x}$ (a étant la variance des productions individuelles). Le coefficient b , introduit, chiffre le degré d'association des arbres de productions comparables.

.../...

S'agissant de la production totale des arbres, il est à noter que pour les deux populations très différentes de cacaoyers, on a obtenu pour le coefficient b des valeurs très voisines : 0,152 et 0,16, ce qui montre bien la généralité du phénomène. Nous noterons aussi que, pour les seules cabosses atteintes de pourriture brune (Phytophthora palmivora) le coefficient b prend une valeur beaucoup plus forte, atteignant 0,25, ce qui montre en quelque sorte l'existence d'un phénomène de contagion d'un arbre malade à ses voisins, mais surtout un phénomène d'ambiance microclimatique avec taches favorables au développement du parasite.

Si l'on reprend la formule obtenue : $z' = 0,152 x + 2,816$, on constate que l'ajustement n'est pas bon pour les premiers points. Si l'on examine le graphique, on s'aperçoit que la courbe passant au plus près des points montre un infléchissement vers l'axe des abscisses, c'est-à-dire, semble tendre vers une asymptote. Notons également que les dernières variances calculées avec un nombre réduit de degrés de liberté sont peu précises. Les huit premiers points sont presque parfaitement alignés :

$$\begin{aligned} r &= 0,998 \text{ (6 ddl)} \\ b &= 0,30 \\ z' &= 0,30 x + 0,942 \\ y &= 0,30 + \frac{0,942}{x} \end{aligned}$$

L'ajustement devient excellent. La valeur supérieure de b (0,30), dans ce cas, indique l'influence importante de la liaison entre arbres de productions comparables jusqu'aux parcelles de 28 arbres environ. Elle diminue ensuite ce qui indique que l'influence de l'association des arbres à production comparable diminue quand la taille des parcelles augmente; c'est logique : les taches de fertilité identique sont petites (hétérogénéité dans le détail du sol), de même l'influence d'un arbre d'ombrage particulier s'étend sur une zone de faible étendue.

3°) Etude de l'évolution des variances des données transformées en fonction de la taille des parcelles

Plaçons sur un graphique III en abscisse les tailles de parcelles (x), en ordonnée la variance de la moyenne parcellaire transformée correspondante (y). Les points correspondants suggèrent là aussi une relation hyperbolique nette de la forme $y = \frac{a}{x} + b$.

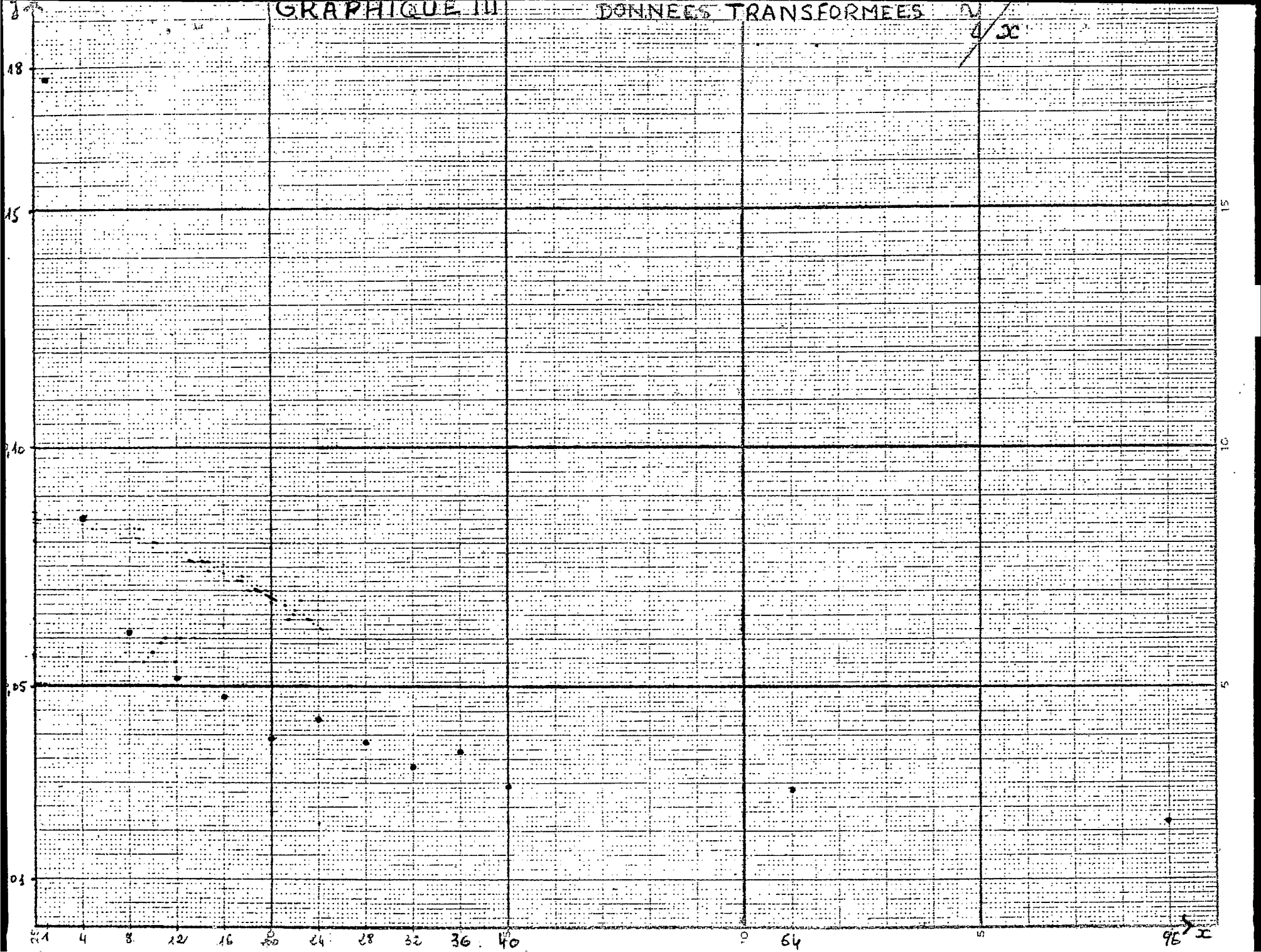
Comme précédemment, étudions la régression linéaire devant exister entre $z = y \cdot x$ et x (voir graphique IV z/x données transformées) :

.../...

GRAPHIQUE III

DONNEES TRANSFORMEES

$\frac{M}{X}$



GRAPHIQUE IV

DONNEES TRANSFORMEES

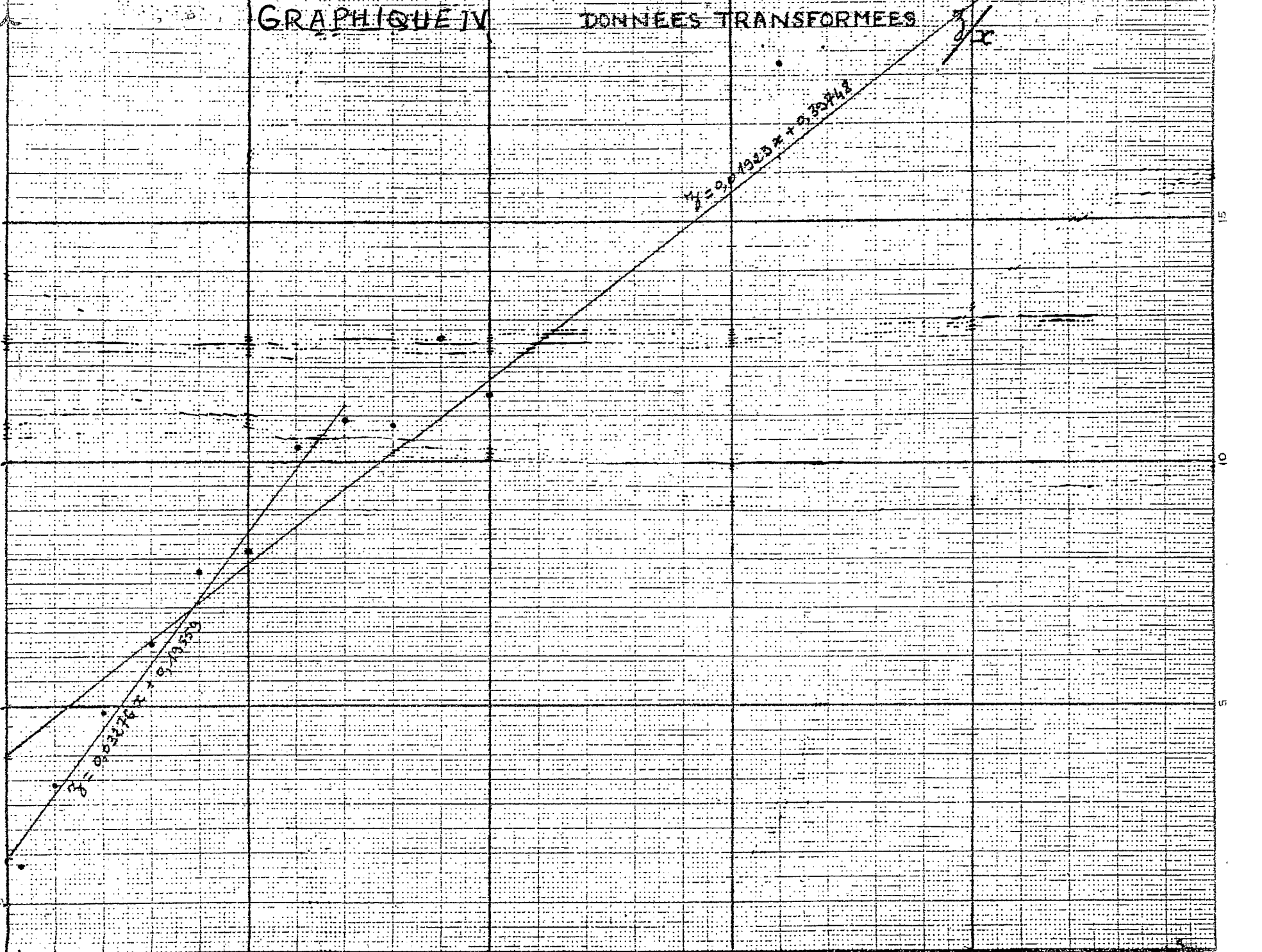


TABLEAU IV

x	z
1	0,17558
4	0,33556
8	0,47968
12	0,62172
16	0,76352
20	0,79940
24	1,01496
28	1,07674
32	1,05952
36	1,25892
40	1,12920
64	1,80608
96	1,99584

$$\begin{aligned} r &= 0,96 \text{ (11 ddl)} \\ \text{pente de la régression} &= 0,01929 \\ z &= 0,01929 x + 0,39748 \\ y &= 0,01929 + \frac{0,39748}{x} \end{aligned}$$

L'ajustement à une hyperbole est correct et dans ce cas aussi, bien entendu, la variance ne tend pas vers 0 quand x augmente mais vers une valeur 0,01929 représentant 10 % de la variance des données individuelles. Le degré d'association semble inférieur après transformation; ceci est dû au tassement consécutif des distributions, à l'importance relative moins grande donnée aux valeurs extrêmes.

Plus nettement que sur les données brutes, on constate un infléchissement constant de la courbe ajustée au mieux aux points, vers l'axe des abscisses. Le degré d'association des arbres à production comparable voit son influence sur la variance diminuer avec l'accroissement de la taille parcellaire.

L'ajustement à une droite n'est véritablement excellent que pour les 8 premiers points : $r = 0,99$ (6 ddl)
pente de la régression = 0,03276
 $z = 0,03276 x + 0,19559$
 $y = 0,03276 + \frac{0,19559}{x}$

Les valeurs ajustées sont alors très voisines des valeurs calculées pour ces huit points :

.../...

TABLEAU V

	<u>Valeur ajustée</u>	<u>Valeur calculée</u>
x = 1	y = 0,22835	0,17558
x = 4	y = 0,08166	0,08389
x = 8	y = 0,05721	0,05996
x = 12	y = 0,04906	0,05181
x = 16	y = 0,04499	0,04772
x = 20	y = 0,04254	0,03997
x = 24	y = 0,04091	0,04229
x = 28	y = 0,03975	0,03845.

Pratiquement, à partir de 20/25 arbres, l'augmentation de la taille de la parcelle élémentaire n'amène qu'une diminution négligeable de la variance du résidu aléatoire et on n'a absolument aucun intérêt à aller au-delà.

4°) Etude de la précision d'un essai suivant le dispositif adopté

La précision de la moyenne générale sur l'ensemble des champs en observation sera d'autant plus grande que la variance de cette moyenne sera plus petite.

Supposons un ensemble comprenant N arbres. Posons-nous le problème suivant : quelle doit être la taille de la parcelle élémentaire pour que la précision sur la moyenne générale soit la plus grande étant donné les renseignements précédents ?

1/- Cas où l'essai ne nécessite pas une ligne de bordure autour des parcelles élémentaires (essais de variétés, d'hybrides, de clones).

On prendra en considération, pour les variances, les valeurs ajustées.

TABLEAU VI

<u>Parcelle élémentaire</u> (Nbre d'arbres)	<u>Nbre de parcelles</u> <u>élémentaires dans un</u> <u>champ de N arbres</u>	<u>Variance de la</u> <u>moyenne générale</u>
1	N	$\frac{0,22835}{N}$
4	N/4	$\frac{0,08166}{N/4} = \frac{0,32664}{N}$
8	N/8	$\frac{0,05721}{N/8} = \frac{0,45768}{N}$
12	N/12	$\frac{0,04906}{N/12} = \frac{0,58872}{N}$
16	N/16	$\frac{0,04499}{N/16} = \frac{0,71984}{N}$
		.../...

20	N/20	$\frac{0,04254}{N/20} = \frac{0,85080}{N}$
24	N/24	$\frac{0,04091}{N/24} = \frac{0,98184}{N}$
28	N/28	$\frac{0,03975}{N/28} = \frac{1,1130}{N}$

etc

On constate que d'une manière très nette, la randomisation totale pied par pied est supérieure à tout autre système.

A titre d'exemple, comparons deux dispositifs installés dans un champ de N arbres :

- la randomisation totale ;
- les blocs randomisés complets avec parcelle élémentaire de 20 arbres (système adoptée à Nkoemvone pour les premiers essais comparatifs d'hybrides).

Soit d la plus petite différence significative entre deux moyennes/hybrides consécutives après classement par ordre de grandeur dans le 1er cas et d' dans le second cas.

$$d = t \times \sqrt{2 \times \text{variance du résidu al. sur la moyenne (t de Student)}}$$

$$d = t \times \sqrt{2 \times \frac{0,22835}{N}}$$

$$d' = t \times \sqrt{2 \times \frac{0,85080}{N}}$$

$$\frac{d'}{d} = \sqrt{\frac{0,85080}{0,22835}} = 1,93.$$

En prenant les variances calculées au lieu de celles ajustées, on trouve $\frac{d'}{d} = 2,13$.

Dans le 2ème dispositif, la plus petite différence significative entre moyennes transformées doit être environ, 2 fois supérieure à la différence nécessaire dans le 1er dispositif.

A quoi correspond pratiquement cette différence ?

Soit M'1 et M'2 deux moyennes consécutives après classement dans le 2ème dispositif; M1 et M2 dans le 1er dispositif. Le rapport précédent devient :

$$\frac{\log M'2 - \log M'1}{\log M2 - \log M1} \neq 2$$

$$\log \frac{M'2}{M'1} \neq 2 \log \frac{M2}{M1} \neq \log \left(\frac{M2}{M1}\right)^2$$

$$\frac{M'2}{M'1} \neq \left(\frac{M2}{M1}\right)^2.$$

(Notons que les "M" sont les moyennes géométriques obtenues par retransformation simple, présentant donc un biais par rapport aux moyennes arithmétiques).

.../...

Si le rapport significatif dans le 1er système est 1, 2 dans le deuxième, il sera 1,44 - De 1,3, il passera à 1,69. Les différences sont très importantes et la randomisation totale est à adopter quand les moyens le permettent bien entendu, surtout en personnel qualifié. Les essais de variétés, hybrides, clones devraient être établis suivant ce dispositif dans toutes les stations de recherches.

Si on estime pouvoir contrôler une partie de l'hétérogénéité du champ d'essai par une stratification en bloc, on adoptera le dispositif "randomisation totale par bloc" ce qui permettra :

- de réduire le résidu aléatoire ;
- de continuer à bénéficier de l'avantage de la randomisation totale (variance de la moyenne/traitement minimum).

2/- Cas où l'essai nécessite une ligne de bordure autour des parcelles élémentaires (essais d'engrais, de densité, d'ombrage, etc...).

TABLEAU VII

<u>Parcelle élémentaire utile</u>	<u>Parcelle élémentaire totale</u>	<u>Nbre de parcelles dans un champ de N arbres</u>	<u>Variance de la moyenne générale</u>
1	9	N/ 9	2,055/N
4	16	N/16	1,307/N
6	20	N/20	1,307/N
8	24	N/24	1,373/N
9	25	N/25	1,362/N
12	30	N/30	1,472/N
16	36	N/36	1,620/N
20	42	N/42	1,787/N
24	48	N/48	1,964/N
25	49	N/49	1,989/N
28	54	N/54	2,147/N.

Théoriquement, la parcelle élémentaire de 6 arbres donne la précision maximum par unité de surface d'essai. Mais dans ce genre d'essai interviennent d'autres considérations :

a) Effet de masse

Dans un essai d'engrais par exemple, une modification des équilibres dans le sol par l'application d'engrais, ne peut se concevoir que si on la réalise sur une surface d'une certaine taille. Dans un essai d'ombrage, une modification d'un microclimat ne peut se concevoir que sur une surface encore nettement plus grande : l'effet de masse est ici très important.

.../...

Dans un essai d'engrais, une parcelle élémentaire de 20 arbres (4 x 5) pour 6 utiles (2 x 3) semble insuffisante pour créer "l'ambiance sol" recherchée. D'autre part, le rapport arbres utiles/arbres totaux est défavorable. Il est à prendre en considération lorsque le coût de l'essai est un élément du choix. Une parcelle élémentaire de 30 arbres (5 x 6) pour 12 utiles (3 x 4) semble être une limite inférieure raisonnable. La présence d'essences variées d'arbres d'ombrage agissant sur de petites étendues par modification physico-chimique du sol, et constitution de microclimat très localisé, augmente le degré d'association des arbres à production comparable. Dans un essai établi après déforestation totale, ce degré d'association diminue certainement mais dans quelle proportion ? L'hétérogénéité du sol existe toujours, due :

- à la microtopographie ;
- à la profondeur très variable des conceptions latéritiques ;
- à l'influence variable des essences forestières qui persiste, après abattage, pendant quelques années.

Toutefois, le coefficient b devenant plus faible, la taille optimum théorique augmente et c'est une raison de plus d'adopter 12 comme limite inférieure. D'autre part, nous avons vu qu'on n'avait aucun intérêt à aller au-delà de 20 à 25 arbres utiles.

Voici donc une fourchette 12-25 arbres utiles à l'intérieur de laquelle on doit se placer.

b) Disponibilités en surface, en personnel qualifié

1/- On n'est pas limité en surface

- a. S'il n'y a pas de problèmes de personnel, on se placera en haut de la fourchette et on adoptera des parcelles élémentaires utiles de 25 arbres. Le nombre de répétitions sera fonction de la précision désirée ;
- b. S'il y a un problème de personnel, on adoptera toujours 25 arbres mais le nombre de répétitions sera alors fonction de ce problème et la précision de l'essai sera réduite.

2/- On est limité en surface

- a. S'il n'y a pas de problème de personnel, on se placera en bas de la fourchette et on adoptera des parcelles élémentaires utiles de 12 arbres donnant le maximum de précision par unité de surface d'essai (à l'intérieur de la fourchette). Le nombre de répétitions sera déterminé par la surface disponible et une certaine précision en résultera ;

.../...

b. Si, en plus, il y a un problème de personnel, on se placera au milieu de la fourchette de façon à :

- occuper la surface disponible ;
- avoir un nombre de répétitions en rapport avec le personnel disponible.

Exemple - Précision de deux dispositifs

a) Dispositif 3^3 en parcelles élémentaires de 25 arbres utiles avec 4 répétitions

La formule donnée plus haut nous donne une valeur approximative de la variance de la moyenne parcellaire (données transformées) : 0,04058. Il y a 12 répétitions effectives pour chaque effet principal.

Soit M1 et M2, deux moyennes de traitement consécutives après classement. Elles seront significativement différentes si :

$$\frac{\log M2 - \log M1}{\sqrt{2 \times \frac{0,04058}{12}}} > 2$$

$$\log \frac{M2}{M1} > 0,16446$$

$$\frac{M2}{M1} > 1,46.$$

Le rapport significatif est très élevé dans les conditions adoptées à Nkoemvone. Pour l'étude de l'interaction, le rapport des moyennes devra être supérieur à 1,93 ! On peut espérer qu'après déforestation totale, la variance de la moyenne parcellaire sera nettement réduite et par conséquent la plus petite différence significative, mais on ne peut dire dans quelle proportion car les données obtenues avec cette technique culturale manquent.

b) Dispositif 3^3 en parcelles élémentaires de 12 arbres utiles avec 8 répétitions. (Soit une augmentation de 22,5 % de la surface de l'essai par rapport au précédent)

En prenant la variance ajustée de la moyenne parcellaire : 0,04906, des calculs similaires conduisent aux rapports significatifs suivants :

pour l'effet principal :

$$\frac{M2}{M1} > 1,34$$

pour l'interaction :

$$\frac{M2}{M1} > 1,67$$

Quoique inférieurs aux précédents, ils sont toujours relativement élevés. .../...

Ce premier point étant acquis, il s'agit maintenant d'essayer de réduire le résidu aléatoire en étudiant la possibilité de mesurer l'action de certains facteurs intervenant dans celui-ci.

B. ETUDE DE LA CORRELATION ENTRE PRODUCTIONS DE PARCELLES CONTIGUES

Dans l'étude conduite sur arbres de plantations traditionnelles, MARTICOU et MULLER (2) ont recherché une variable répondant aux exigences de l'analyse statistique :

- normalité des distributions ;
- identité des variances ;
- indépendance des observations.

Ils ont étudié en particulier les différences entre les productions des parcelles au cours d'années successives et les différences entre la production réelle de parcelles et une production théorique de ces mêmes parcelles faisant intervenir leur potentiel intrinsèque et l'effet de l'année climatique. Cette étude a montré que les effets climatiques sur la production, aussi bien que les effets d'une intervention ne sont pas des quantités qui se combinent additivement au potentiel de production de l'arbre, mais que cette action, plus importante sur les arbres hauts producteurs, serait un facteur multiplicatif de la production.

C'est ce qui les a amenés à proposer, dans un schéma expérimental où une parcelle témoin est adjointe à chaque parcelle traitée, le modèle particulier suivant :

$$P_1 = P_0 k I \xi = P_0 \frac{T_1}{T_0} I \xi, \text{ où}$$

P_0 = production sans traitements l'année 0 de la parcelle à traiter l'année 1 ;

P_1 = production de la même parcelle traitée, l'année 1 ;

T_0 = production de la parcelle témoin l'année 0 ;

T_1 = production de la parcelle témoin l'année 1 ;

I = un facteur multiplicatif caractérisant l'effet de l'intervention ;

ξ = une variable aléatoire normale de moyenne 1.

En passant aux logarithmes

$$\log P_1 - \log P_0 = \log T_1 - \log T_0 + \log I + \log \xi$$

(log ξ devenant une variable aléatoire normale de moyenne nulle).

Ceci revient à déterminer si entre l'année 1 et l'année 0, l'accroissement de production dans la parcelle traitée est supérieur à l'accroissement de production dans la parcelle témoin adjacente, les données étant exprimées en logarithmes. C'est en fait un modèle de covariance simplifié pour lequel on suppose que la pente de la droite de régression est égale à l'unité.

.../...

Une étude a été faite (1) pour contrôler cette hypothèse, sur les productions des arbres de collections de la Station de Nkoemvone. Cette étude a été limitée à des parcelles de 12 arbres :

79 couples indépendants de parcelles contiguës de 12 arbres ont été constitués (couples 1-2, 3-4, etc...). L'étude de la corrélation entre moyennes de production (transformées en logarithme) des parcelles contiguës conduit aux résultats suivants (notons que la transformation des données normalise la distribution et permet cette étude) :

$r = 0,344$ pour 77 degrés de liberté, ce qui est très hautement significatif (r au seuil 0,01 et pour 77 ddl $\neq 0,29$) ;

pende de la régression, $b = 0,392$.

La même étude entreprise sur les données brutes montre une liaison plus importante ($r = 0,53$, $b = 0,57$). Mais nous ne sommes pas là dans les conditions de validité nécessaires pour l'analyse. La distribution des moyennes parcellaires brutes, (calculées pourtant sur 12 données) est assez nettement dissymétrique et éloignée de la normale.

Appelons x les données de l'ensemble formé par un élément de chaque couple, y les données de l'ensemble complémentaire. Nous aurons, les données étant transformées, $s_x^2 \neq s_y^2$.

Coefficient de corrélation $r = \frac{s_{xy}}{s_x s_y}$

Puisque $s_x \neq s_y$, $r \neq \frac{s_{xy}}{s_x^2}$. Cette dernière expression représente la pente de la régression b . On a donc $r \neq b$. On le constate effectivement dans notre cas : 0,344 et 0,392.

Comparons les deux dispositifs suivants disposés sur la même surface, les parcelles élémentaires ayant la même taille (12 arbres) :

- adjonction à chaque parcelle traitée d'une parcelle témoin contiguë afin d'entreprendre ensuite une analyse de covariance (chaque traitement est appliqué dans n parcelles) ;
- dispositif classique comportant par conséquent un nombre double de répétitions ($2n$).

1er cas. On a déterminé le coefficient de corrélation entre moyennes de parcelles contiguës $r = \frac{s_{xy}}{s_x s_y} = 0,344$

(s_{xy} = covariance x/y - s_x et s_y = écarts-type de x et y).

Dans l'analyse de covariance, la somme des carrés des écarts résiduelle est diminuée de la quantité : $Q = \frac{(S_{xy} \text{ résiduel})^2}{S_x^2 \text{ résiduel}}$.

(S représentant une somme de carrés d'écart ou de produits d'écart).

$$Q = r^2 \cdot S_y^2 \text{ résiduel.}$$

La somme des carrés des écarts résiduels devient

$$S_y^2 \text{ résiduel} - r^2 \cdot S_y^2 \text{ résiduel} = (1-r^2) S_y^2 \text{ résiduel et le carré moyen résiduel : } (1-r^2) s_y^2 \text{ résiduel.}$$

La variance de la moyenne sera approximativement

$$\frac{(1-r^2) s_y^2 \text{ résiduel}}{n}$$

(une correction doit, en fait, intervenir pour tenir compte de l'imprécision supplémentaire due à l'utilisation du coefficient de régression b mais on peut la négliger dans ce calcul approximatif).

2ème cas. Le carré moyen résiduel sera ici calculé avec un nombre de degrés de liberté supérieur mais il doit être peu différent du s_y^2 résiduel précédent. Les deux dispositifs étant supposés installés sur deux champs identiques, la variance du résidu aléatoire sera constante quelque soit le dispositif.

La variance de la moyenne est alors :

$$\frac{s_y^2 \text{ résiduel}}{2n}$$

L'efficacité relative du 2ème dispositif par rapport au premier sera le rapport des variances des moyennes :

$$\frac{s_y^2 \text{ res. } (1-r^2) / s_y^2 \text{ res.}}{n} \quad \frac{s_y^2 \text{ res.}}{2n}$$
$$= 2 (1 - r^2) = 2 - 2 r^2.$$

Cela montre que l'avantage reviendra au deuxième dispositif si $r < \frac{\sqrt{2}}{2}$, soit $r < 0,7$ et inversement.

Donc, s'il existe bien une corrélation positive entre les productions annuelles de parcelles contiguës, l'analyse qui vient d'être faite montre que le coefficient de corrélation n'est cependant pas suffisamment élevé (voisin de 0,35 seulement) pour que le modèle proposé soit applicable dans la pratique; l'avantage reviendra toujours au deuxième dispositif. Dans notre cas, l'efficacité relative, calculée compte non tenu des nombres de degrés de liberté, est 1,76.

.../...

Certes, on peut penser qu'en réduisant la taille des parcelles et en prenant comme variable non pas la production globale des arbres mais un élément plus fortement lié au microclimat comme le pourcentage de cabosses atteintes de pourriture brune, on augmenterait le coefficient de corrélation, et on se rapprocherait davantage des possibilités d'application du modèle proposé par MARTICOU et MULLER. Mais il semble peu probable que l'on atteigne pour le coefficient r les valeurs élevées permettant la mise en pratique de ce modèle.

C. PROBLEMES DES MANQUANTS DUS A DES PERTES ACCIDENTELLES

Un manquant dans une parcelle élémentaire va provoquer une perturbation sur la donnée parcellaire que l'on doit mesurer et faire intervenir dans l'analyse si la mortalité ne peut dépendre du traitement (dans le cas contraire, l'analyse portera sur la production ramenée au nombre total initial d'arbres). La meilleure façon de procéder est d'employer l'analyse de covariance suivante. On travaille sur la moyenne parcellaire calculée par plant survivant et on ajuste cette donnée par le nombre de manquants par parcelle. On peut améliorer la technique en pondérant chaque manquant par le temps écoulé depuis la mort de l'arbre; par exemple, en attribuant une valeur 5 à un arbre manquant depuis 5 ans, une valeur 2 à un arbre manquant depuis 2 ans, etc... La covariance va permettre de calculer sur l'ensemble de l'essai l'influence moyenne d'un manquant, de 2 manquants, etc... sur le rendement parcellaire rapporté au nombre d'arbres survivants et de faire au mieux la correction. (Notons que l'influence des manquants variera suivant qu'ils sont disposés en tache ou dispersés dans la parcelle. On ne pourra en tenir compte).

Ce procédé est jugé par PEARCE comme le meilleur (*).

Le problème des manquants ne se pose pas de la même façon dans le dispositif "randomisation totale". L'influence d'un manquant se répartira sur plusieurs hybrides, $\bar{3}$ au mieux. La moyenne d'un traitement sera donc moins perturbée que dans le dispositif en bloc. Toutefois, on peut résoudre le problème de façon similaire. On utilisera une pseudo-variate de cette façon :

Pour chaque arbre, on notera le nombre de manquants contigus (i) et pour chacun de ceux-ci, le nombre d'années écoulées depuis la mort de l'arbre (a_i). La variable indépendante liée à la production de l'arbre sera $\sum a_i$. On pourra d'ailleurs chercher la meilleure liaison possible entre les deux variables en cherchant une expression pouvant être plus représentative de l'effet de compétition que $\sum a_i$. Cette expression sera celle diminuant au maximum le résidu aléatoire dans l'analyse de co-

(*) Field Experimentation with Fruit Trees and Other Perennial Plants, East Malling, Maidstone, Kent - page 74 et la suite.

variance. Cette analyse permettra de chiffrer l'influence moyenne sur la production d'un arbre de la présence d'un manquant contigu, 2 manquants, 3, etc... Le fait que les manquants soient disposés en tache ou dispersés n'a plus ici d'importance.

D. CONCLUSION

En conclusion, les résultats positifs obtenus peuvent se résumer ainsi :

- Taille des parcelles élémentaires utiles
 - lignes de bordure inutiles : on doit adopter la randomisation totale pied par pied. Elle pourra s'effectuer, si un contrôle de l'hétérogénéité du champ d'essai est possible par stratification en blocs, à l'intérieur de chacun d'eux ;
 - lignes de bordure nécessaires : une fourchette 12-25 arbres est à recommander :
 - si la surface n'est pas limitée :
 - . personnel et crédit suffisant 25 arbres ;
 - . personnel et crédit limité 25 arbres
(mais le nombre de répétitions étant limité par ce facteur, la précision de l'essai sera déterminée par celui-ci) ;
 - si la surface est limitée :
 - . personnel et crédit suffisant 12 arbres ;
 - . personnel et crédit limité.

On se placera au milieu de la fourchette de façon à occuper la surface disponible et avoir un nombre de répétitions en rapport avec le personnel disponible.
- Le schéma classique sera adopté mais le résidu aléatoire pourra être nettement diminué par l'intervention dans l'analyse de facteurs dont l'action pourra être mesurée :
 - nombre et date d'apparition des manquants par parcelle élémentaire (dans tous les cas) ;
 - mensurations du tronc à 20 cms du collet effectuées après un an et deux ans de plantation quand cette variable n'est pas influencée par les traitements, comme nous allons le voir dans l'étude suivante.

* *

.../...

III - RECHERCHE D'UN CRITERE D'APPRECIATION AUTRE
QUE LA PRODUCTION DES ARBRES

RELATION ENTRE MENSURATION A UN AGE DONNE ET
PRODUCTION CUMULEE ULTERIEURE

S'agissant d'une plante pérenne, dont la productivité ne se manifeste qu'après plusieurs années, les études comparatives intervariétales chez le cacaoyer sont très longues. On a cherché un critère d'appréciation de la productivité, autre que la production effective des arbres, mais qui serait représentatif de cette production et qui, apparaissant dès les premières années de plantation, permettrait par conséquent de juger les variétés en étude (clones ou familles hybrides) dans un temps beaucoup plus court.

Dans un essai comparatif d'hybrides mis en place en 1964 à la Station de Nkoemvone et comprenant 40 familles en parcelles élémentaires de 20 arbres, avec 5 répétitions (4.000 arbres au total), des mesures de diamètre du tronc à 20 cm du collet ont été effectuées à 11 et 23 mois de plantation.

Deux analyses de covariance ont été tentées en prenant comme variable dépendante le cumul moyen des production par parcelle élémentaire, calculée par arbre vivant après 5 ans de plantation (transformé en logarithme) et comme variable indépendante la moyenne parcellaire des mensurations à 11 mois (a) et à 23 mois (b).

TABLEAU VIII

Première analyse de covariance

(diamètres à 11 mois)

Source de variation	Degrés de liberté	S_x^2	S_{xy}	S_y^2	$\frac{(S_{xy})^2}{S_x^2}$	S_y^2 réduit	D.L.	C.M.
Famille	39	4,9596	2,58310	9,92490		8,65922	39	
Bloc	4	0,4347	0,61660	3,08800		2,42395	4	
Rés. al.	156	5,5108	3,83294	8,52386	2,66593	5,85793	155	0,03779
Fam.+rés.al.	195	10,4704	6,41604	18,44876	3,93161	14,51715		
Blocs+rés.al.	160	5,9455	4,44954	11,61186	3,32998	8,28188		

(a) Dans la première analyse (tableau VIII), la pente de la régression ($b = 0,69$) est significativement différente de 0 ($F = 17,3$). Le coefficient de corrélation linéaire est : 0,56. Le carré moyen du résidu est réduit de 0,05464 à 0,037795, soit de 31 % de sa valeur.

.../...

TABLEAU IX

Deuxième analyse de covariance
(diamètres à 23 mois)

Source de variation	Degrés de liberté	S_x^2	S_{xy}	S_y^2	$\frac{(S_{xy})^2}{S_x^2}$	S_y^2 réduit	D.L.	C.M.
Famille	39	14,0613	6,91459	9,92490		6,55770	39	0,16815
Bloc	4	5,8366	3,97441	3,08800		0,67430	4	0,16857
Résidu al.	156	23,0308	9,90897	8,52386	4,26332	4,26054	155	0,02749
Fam. + rés. al.	195	37,0921	16,82356	18,44876	7,63052	10,8124	194	
Blocs + rés. al.	160	28,8674	13,88338	11,61186	6,67702	4,93484	159	

(b) Dans la seconde analyse (tableau IX), la pente de la régression ($b = 0,43$) est significativement différente de 0 ($F = 38$). Le coefficient de corrélation linéaire est : 0,71. Le carré moyen du résidu est réduit de 0,05464 à 0,02749, soit de 50 % de sa valeur.

La liaison est plus intéressante à 23 mois. Il semble donc que c'est cette variable indépendante que l'on doit utiliser dans les analyses. (Une analyse effectuée avec l'accroissement du diamètre de 11 à 23 mois a donné des résultats du même ordre). Les calculs repris après six ans de plantation ont apporté des conclusions semblables. Il semble toutefois que l'accroissement du diamètre du tronc entre 11 et 23 mois pourrait être une variable indépendante plus intéressante que le diamètre à 23 mois. Quoiqu'il en soit, les deux analyses doivent être effectuées afin de prendre en considération celle amenant le maximum de réduction du carré moyen résiduel.

L'analyse de covariance ne peut être effectuée que si la variable auxiliaire n'est pas influencée par les traitements. Or, ici, la variable "diamètre moyen" est influencée par :

- la fertilité moyenne parcellaire ;
- le facteur étudié : l'hybride.

En effet, l'analyse de variance des diamètres moyens montre que les différences sont significatives entre hybrides. Ramener dans ce cas toutes les moyennes de diamètre/hybride à la moyenne générale nous conduirait à ne pas tenir compte de la valeur intrinsèque de l'hybride qui se manifeste justement par des croissances variables dans le jeune âge.

Dans les essais où les parcelles élémentaires ont même constitution génétique, le diamètre moyen parcellaire sera le reflet de la fertilité moyenne parcellaire uniquement. L'analyse de covariance indiquée sera alors très bénéfique et nous devons la pratiquer chaque fois que l'on en a la possibilité. Dans un essai de fertilisation minérale commen-

gant à l'entrée en production des arbres, les mensurations effectuées avant le premier traitement à 11 et 23 mois par exemple, pourront être utilisées comme indiqué. C'est indispensable si on veut avoir des différences significatives raisonnables.

Les rapports significatifs seront, en effet, abaissés très approximativement aux valeurs suivantes (toujours sous forêt aménagée) :

1er dispositif : $(3^3) \times 4$ (parcelle élémentaire de 25 a.)

effet principal : 1,31
interaction : 1,58.

2ème dispositif : $(3^3) \times 8$ (parcelle élémentaire de 12 a.)

effet principal : 1,23
interaction : 1,44.

Dans les essais comparatifs d'hybrides, de familles, de variétés, la liaison indiquée pourra permettre de faire un premier choix rapide en analysant les mensurations sans attendre l'entrée en production des parcelles.

Il n'est pas déraisonnable de penser que d'autres critères d'appréciation des effets des interventions puissent être trouvés, permettant une connaissance plus rapide des phénomènes à étudier.

* *

.../...

IV - CAS DE L'EXPERIMENTATION DES FONGICIDES CONTRE
PHYTOPHTHORA PALMIVORA : ETUDE DE LA VALEUR
FONGICIDE INTRINSEQUE D'UNE FORMULATION

L'étude faite précédemment sur l'utilisation de la production effective des arbres comme critère d'appréciation des effets d'une intervention ou de la valeur intervariétale des arbres, a été faite sur les productions cumulées au cours de plusieurs années. Ce qui suppose une expérience de longue durée, normale lorsqu'il s'agit de l'étude de pratiques culturales (essais de fertilisants, de densités, de plantes de couverture ou d'ombrage, de conduite de plantation, etc...) ou d'essais intervariétaux, dont la réponse ne peut raisonnablement être attendue en une seule campagne. Lorsqu'il s'agit d'étudier la valeur de pratiques sanitaires, tout particulièrement anticryptogamiques, intégrées aux mesures de prophylaxie faisant partie de la pratique culturale courante, il est normal également de juger de leur effet sur la production en fin de campagne, malgré les difficultés que cela présente. Certains chercheurs ont envisagé d'utiliser la covariance sur les productions des années antérieures aux traitements : un an est insuffisant à cause de l'alternance des productions, deux ans sont peut-être suffisants mais alors la durée de l'expérience devient prohibitive pour ce genre d'étude.

Lorsqu'il s'agit de juger seulement de la valeur fongicide intrinsèque d'une formulation, il faut noter que le critère production annuelle est encore moins facilement utilisable : le phénomène de contagion qui joue différemment sur des cabosses dont le nombre et la répartition peut varier grandement d'un arbre à l'autre, augmente l'erreur expérimentale de telle sorte que seules des différences considérables apparaissent comme significatives. Toutes les tentatives menées jusqu'à présent l'ont montré.

Or, l'action fongicide intrinsèque d'une formulation contre P. palmivora ne modifie pas la productivité des arbres mais ne se fait sentir que sur la production en place.

Au lieu d'en estimer la valeur par comparaison de la production des arbres traités et non traités, on pourra l'estimer en prenant comme critère d'appréciation les pourcentages de cabosses malades par rapport aux effectifs de cabosses traitées et non traitées.

Mais un pourcentage ayant une signification intrinsèque variant avec l'effectif sur lequel il est calculé, et le phénomène de contagion jouant différemment, comme il a été dit plus haut, suivant le degré d'agrégation des cabosses, comment, dans une parcelle élémentaire, calculer un pourcentage moyen pondéré sachant que chaque arbre de ce groupe porte des nombres de cabosses différents avec des répartitions différentes ? Difficulté quasi-insurmontable qui entraîne l'abandon de la parcelle élémentaire groupant plusieurs arbres.

.../...

Pour rendre possible l'analyse sans intervention mathématique trop ardue — et restant à mettre au point — nous en sommes arrivés (3) à concevoir la parcelle élémentaire non plus comme un groupe d'arbres mais comme un groupe de cabosses portées par un seul arbre, ce qui revient à pousser à l'extrême le principe de réduction de la taille de la parcelle auquel on est arrivé plus haut. Cette miniaturisation de l'essai permet l'élimination ou la réduction des effets d'un certain nombre de facteurs d'hétérogénéité.

On peut en effet adopter, dans des plantations d'apparence favorable à la pourriture brune afin d'être dans les meilleures conditions de contamination et de développement de la maladie, un dispositif en couples choisis de telle sorte que :

- l'hétérogénéité du milieu soit en grande partie éliminée, les deux arbres du couple étant au voisinage l'un de l'autre, dans le même environnement (même ombrage en particulier) ;
- l'hétérogénéité génétique soit réduite, les deux arbres d'un couple étant porteurs de cabosses de même type (même forme générale, même couleur) ;
- le phénomène de contagion soit identique, les deux arbres du couple portant le même nombre de cabosses, de même taille, et réparties de la même façon sur la même longueur de tronc (au besoin on élimine certaines cabosses pour se placer dans ces conditions). On ne retiendra que des cabosses suffisamment grosses et pas trop proches de la maturité pour qu'elles ne disparaissent pas en cours d'expérience par wilt physiologique ou maturation.

Afin de minimiser les différences qui peuvent exister entre les sources naturelles de contamination constituées principalement par le sol environnant les deux arbres, on dispose en couronne à 40 cms environ autour du pied de chaque arbre, cinq cabosses atteintes de pourriture brune en cours d'évolution et couvertes de fructifications du *Phytophthora palmivora*. On assure ainsi une contamination abondante et homogène. Seule cette source d'inoculum doit subsister : on doit choisir des couples d'arbres ne portant pas de cabosses pourries lors de la mise en place de l'essai, celles-ci ayant pu contaminer déjà quelques cabosses d'apparence saine. Les arbres voisins du couple choisi feront l'objet d'une récolte phytosanitaire sévère.

Au sein de chaque couple, on tire au sort l'arbre recevant le fongicide à tester, l'autre recevant le fongicide de référence.

Les observations sont effectuées tous les quinze jours. On compte les cabosses saines et atteintes par arbre. A chaque observation :

- les cabosses atteintes et les chérelles apparaissant sur le tronc sont éliminées ;
- les applications de fongicides sont effectuées ;
- la source d'inoculum est renouvelée.

.../...

L'appréciation de l'efficacité d'un traitement se fera par comparaison des pourcentages de cabosses malades obtenues pour les deux traitements.

Dans les conditions optima décrites, les pourcentages calculés sur le même effectif pour les arbres de tous les couples peuvent être analysés après transformation angulaire homogénéisant les variances ($\arcsin \sqrt{p/100}$).

La technique d'analyse sera celle des couples de Student, test paramétrique classique. Si x_i est la différence observée entre les données transformées à l'intérieur du i e couple, l'estimation de la variance de cette différence sera :

$$s_e^2 = \frac{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}{k - 1}$$

(\bar{x} étant la moyenne des différences pour tous les couples et k le nombre de couples).

Les deux traitements sont considérés comme significativement différents si \bar{x} est différent de 0, c'est-à-dire si la valeur trouvée pour $t = \frac{\bar{x}}{s_e/\sqrt{k}}$ est supérieure à la valeur figurant dans la table t de Student-Fisher pour $k-1$ degrés de liberté.

L'étude de la précision du dispositif a pu être menée en dépouillant l'ensemble des données recueillies dans dix-sept expériences où l'on avait conservé dix cabosses par arbre pour tous les couples.

Il s'agissait de comparer dans la plupart des cas un fongicide à l'oxychlorure tétracuvrique. Si x_i représente la différence entre les pourcentages transformés du i e couple et si k couples sont étudiés dans une expérience donnée, le carré moyen résiduel représentant l'erreur expérimentale sera estimé par :

$$s_e^2 = \frac{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}{k - 1}$$

Les pourcentages retenus étaient ceux observés le 45ème jour après le début de l'expérience.

Les 17 carrés moyens résiduels obtenus (k variant de 12 à 20 suivant les expériences) constituant un ensemble homogène, on a pu calculer un carré moyen résiduel moyen affecté d'un nombre de degrés de liberté élevé (282) et donc susceptible d'être utilisé dans un calcul de précision : $s_e^2 = 800$.

On a vu que la différence moyenne \bar{x} observée entre les deux traitements est significative dès que :

$$t = \frac{\bar{x}}{s_e/\sqrt{k}} \neq 2$$

$$\text{ou } \bar{x} \cdot \sqrt{k} \neq 2 s_e$$

.../...

En estimant se par $\sqrt{800} = 28$, on obtient la relation approximative $\bar{x} \cdot \sqrt{k} \neq 56$.

$$k \neq \frac{3.136}{\bar{x}^2}$$

Il suffit donc de choisir une plus petite différence significative pour obtenir approximativement le nombre de couples à adopter.

Par exemple, si l'on choisit $\bar{x} = 10$, il faudra adopter 32 couples; pour $\bar{x} = 15$, $k = 14$, etc...

A quoi correspond pratiquement une plus petite différence significative de 10 dans les moyennes de données transformées ? On constate après retransformation qu'elle correspond approximativement à une différence moyenne de :

10 % dans la zone 20 %
15 % dans la zone 35 %
17 % (maximum) dans la zone 50 %.

Cela semble raisonnable et on peut admettre qu'une trentaine de couples suffisent dans la pratique pour séparer deux fongicides (la valeur limite t est effectivement voisine de 2 dans ce cas et il n'y a pas de réajustement à faire).

Si l'on adopte un nombre fixe de cabosses par arbre, le repérage des couples en plantation sera très laborieux même si au besoin, on supprime quelques fruits de façon à se ramener à un total de dix par exemple. Nous avons vu que cette condition était imposée par l'emploi de l'analyse de variance décrite.

Il existe une technique d'analyse non paramétrique permettant de se libérer de cette contrainte. Si le nombre de cabosses varie peu, autour de 15 par exemple, la contagion ne sera pas sensiblement différente d'un arbre à l'autre. Les données pourront être analysées suivant la méthode de Cochran (Some methods for Strengthening the common X^2 test. Biometrics - december 1954. vol. 10 - N° 4. chapitre consacré à la combinaison de tables de contingence 2 x 2).

Test de Cochran

Pour le i e couple, soit :

n_{i1} et n_{i2} les nombres de cabosses conservées sur les deux arbres.

p_{i1} et p_{i2} les pourcentages de perte.

\hat{p}_i le pourcentage moyen calculé pour les deux arbres. ($\hat{q}_i = 1 - \hat{p}_i$)

$d_i = p_{i1} - p_{i2}$ la différence entre les deux pourcentages.

$w_i = \frac{n_{i1} \times n_{i2}}{n_{i1} + n_{i2}}$ et $w = \sum_i w_i$

.../...

On calcule pour l'ensemble des couples, la différence moyenne pondérée

$$\bar{d} = \frac{\sum i w_i d_i}{w}$$

W.G. Cochran démontre que l'écart-type de cette variable est :

$$s\bar{d} = \frac{\sqrt{\sum i w_i p_i q_i}}{w}$$

$$\text{Il suffit de calculer } Z = \frac{\bar{d}}{s\bar{d}} = \frac{\sum i w_i d_i}{\sqrt{\sum i w_i p_i q_i}}$$

qui suit une loi normale centrée et réduite si les pourcentages ne sont pas différents.

Une estimation de la précision ne peut être calculée avec cette méthode non paramétrique. La méthode de Cochran est moins précise que la méthode des couples de Student mais le nombre de cabosses variant autour de 15, les pourcentages auront une plus grande valeur intrinsèque et on peut admettre que la précision sera du même ordre que celle des couples de Student à effectifs constants égaux à 10. Le point important est que le repérage des couples sera grandement facilité en adoptant cette technique d'analyse.

* *

.../...

V - CAS DE L'ETUDE COMPARATIVE DES CLONES DE CACAOYERS
EN CE QUI CONCERNE LEUR SENSIBILITE A P. PALMIVORA

Pour les mêmes raisons que nous avons vu précédemment (nombre et disposition des cabosses très variables d'une bouture à l'autre, hétérogénéité microclimatique du milieu) il est très difficile d'envisager la mise en place en champ, d'un dispositif expérimental visant la comparaison de la sensibilité de clones de cacaoyers à Phytophthora palmivora et dont les données, reflètes d'une contamination naturelle, seraient analysables correctement. On en vient donc tout naturellement à une technique d'infections expérimentales.

Si l'on travaille au laboratoire, sur cabosses cueillies, dans des conditions d'ambiance parfaitement contrôlées et avec la même souche du parasite, on résoud au mieux le problème statistique posé.

Mais un certain nombre d'observations militent en faveur de l'exécution de ces travaux en champ, dans l'ambiance naturelle, sur des cabosses vivantes encore portées sur les arbres, et présentant par conséquent une intégrité physiologique totale garante des réactions clonales exactes vis-à-vis du parasite.

L'objection principale que l'on peut faire à cette technique expérimentale au champ est que l'on ne contrôle pas les facteurs de l'environnement au cours de l'expérience.

L'exécution d'un nombre élevé d'infections pour un même clone, et la répétition de ces infections au cours d'une campagne et pendant plusieurs années, sont de nature à éliminer les effets possibles du milieu extérieur.

Si de plus on utilise, lors de chaque séance d'infection, une souche fraîche du parasite, prélevée à l'endroit où se fera l'expérience, on est sûr que l'on aura effectué les tests avec un inoculum représentatif de l'ensemble des souches pouvant exister localement et déterminant le degré de gravité local de la maladie.

L'infection est réalisée par dépôt d'une goutte standard d'une suspension de zoospores calibrée. Cette technique est pratiquée au Cameroun (4) depuis plusieurs années et un grand nombre de données chiffrées ont été recueillies. On note pour chaque cabosse :

- réussite ou échec de l'infection ;
- temps d'apparition des ponctuations diffuses, des taches en réseau, marbrées, brunes, des fructifications du parasite ;
- dimensions journalières des taches.

La première donnée permet de calculer le pourcentage d'infections réussies représentant la vulnérabilité du cortex des cabosses à l'attaque du champignon.

La dernière permet d'estimer journallement la surface de la tache et de calculer une progression journalière moyenne qui a fait l'objet d'une étude comparative.

C'est la progression moyenne entre le 4ème et le 10ème jour après l'infection qui a été retenue (présentant le coefficient de variation le plus faible). Ces données, pour un clone, sont très dispersées. La variance intraclonale est grande et on constate qu'elle augmente avec la moyenne de telle sorte que l'écart-type des données est fonction linéaire des moyennes. La transformation logarithmique a été, en conséquence, utilisée. L'analyse a montré qu'à partir de 80 cabosses par clone, la précision était acceptable.

* *

VI - CONCLUSION GENERALE

En conclusion, nous soulignerons une fois encore toute la complexité de l'expérimentation sur cacaoyer au champ, qu'il s'agisse des études d'ordre agronomique, ou des études plus particulières touchant la mise au point des méthodes de lutte contre Phytophthora palmivora, le Screening des fongicides efficaces ou les tests de sensibilité des cultivars vis-à-vis de ce parasite.

Nous avons fait part d'expériences personnelles faites au Cameroun. Nous ne saurions considérer les conclusions auxquelles nous avons abouti comme des panacées mais comme des approches pour tenter de tourner les difficultés qui se posent à l'expérimentateur en souhaitant qu'elles puissent servir de support ou de point de départ à d'autres recherches méthodologiques devant contribuer elles aussi à résoudre au mieux ce problème délicat.

* *

.../...

BIBLIOGRAPHIE SOMMAIRE

- (1) R. LOTODE : Possibilités d'amélioration de l'expérimentation sur cacaoyers. "Café-Cacao-Thé" N° 2 - 1971.
- (2) H. MARTICOU et R. MULLER : Essai de mise au point d'une méthode d'expérimentation adaptée aux conditions de la cacaoyère camerounaise traditionnelle. "Café-Cacao-Thé" N° 3 - 1964.
- (3) R.A. MULLER, R. LOTODE et S.E. NJOMOU : Appréciation de l'efficacité des fongicides contre la pourriture brune des cabosses du cacaoyer. "Café-Cacao-Thé" N° 1 - 1969.
- (4) G. BLAHA : Rapports annuels du Centre de l'I.F.C.C. au Cameroun - non publié.

* *

*

YAOUNDE, le 30 DECEMBRE 1971