

# Possibilités d'amélioration de l'expérimentation sur cacaoyers

R. LOTODÉ

*Ingénieur agronome INA-Paris  
Maître principale de recherches ORSTOM  
Section de biométrie de l'I. F. C. C. au Cameroun*

Les nombreux échecs enregistrés dans l'expérimentation sur cacaoyers ont amené à approfondir certains problèmes concernant les dispositifs expérimentaux et les techniques d'analyse des résultats.

Il s'agit en fait :

— de réduire au maximum les facteurs de variation autres que ceux dont on veut mesurer les effets. Nous nous heurtons là à l'hétérogénéité du sol dans le détail, de l'ombrage maintenu ou même installé, du matériel végétal. La plus grande homogénéité possible doit être, bien entendu, recherchée dans tous les domaines autres que ceux étudiés ;

— de déterminer une taille de parcelle élémentaire optimum, qui pourra dépendre des circonstances (présence ou absence de lignes de bordure autour des parcelles élémentaires, nécessité dans certains cas de l'effet de masse, disponibilités en surface, personnel et crédit), mais qui donnera dans chaque cas 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.

A la station de Nkoemvone (200 km au sud de Yaoundé, Cameroun), les chercheurs chargés entre autres des problèmes de sélection avaient, dans une première étape, constitué une collection importante de cacaoyers qui ont été suivis individuellement pendant dix ans (1950/1960). Le fichier résultant de cette étude a constitué un document précieux qui a permis :

— une étude sur la taille optimum des parcelles élémentaires et la précision d'un essai suivant le dispositif adopté ;

— une étude de la corrélation entre les productions de parcelles contiguës afin de voir si l'adjonction d'une parcelle témoin à chaque parcelle traitée (permettant la technique de covariance) est bénéfique.

En outre :

— le problème des manquants a été abordé ;

— les données d'un essai comparatif d'hybrides à la station de Nkoemvone ont montré la liaison qui existe entre les diamètres des troncs à un âge donné et la production cumulée ultérieure ; ceci permettrait dans certains cas la réduction du résidu aléatoire.

Café Cacao Thé, vol. XV, n° 2, avril-juin 1971

O. R. S. T. O. M. Fonds Documentaire **Collection de Référence** 91

20 DEC. 1983

N° : 4271 ex 1

Cote : B

5048  
14 OCT. 1971

B4271 ex 1

# DÉTERMINATION DE LA TAILLE DES PARCELLES ÉLÉMENTAIRES

Les données de base sont les cumuls des productions individuelles dix ans après la plantation. Notons que la collection est installée sous forêt secondaire aménagée.

L'étude 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 délimitées. 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 I.

A la lecture du tableau, on constate :

## Données brutes

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

TABLEAU I

Taille des 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)		
	Variance données brutes (1)	Variance données transformées	ddl	Variance données brutes (1)	Variance données transformées	ddl	Variance données brutes (1)	Variance données transformées	ddl
1	13.452	0,180 91	575	27.679	0,161 87	419	23.423	0,180 84	331
4	8.009	0,092 94	143	17.413	0,081 64	104	13.275	0,061 05	75
8	5.857	0,064 01	71	12.527	0,056 04	51	8.682	0,042 45	37
12	4.416	0,053 26	47	10.266	0,046 17	34	8.778	0,040 45	24
16	4.163	0,047 90	35	11.371	0,049 31	25	7.646	0,036 62	17
20	3.626	0,043 46	27	8.944	0,038 43	20	7.520	0,033 03	13
24	3.644	0,044 97	23	12.232	0,042 53	16	7.558	0,033 22	11
28	3.858	0,041 44	19	10.080	0,037 44	14	6.727	0,025 14	9
32	2.705	0,028 23	17	5.625	0,029 91	12	7.780	0,028 54	8
36	3.169	0,032 48	15	7.414	0,028 05	10	6.323	0,021 60	7
40	2.519	0,026 68	13	4.450	0,020 72	9	7.176	0,029 86	6
64	2.631	0,038 29	8	5.595	0,023 84	5	5.143	0,021 44	3
96	2.271	0,021 99	5	2.029	0,012 35	3	7.042	0,028 31	2

TABLEAU I (suite)

Taille des parcelles	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. : 3.579 71			
	Variance données brutes (1)	Variance données transformées	ddl	Variance données brutes (1)	Variance données transformées	ddl	Variance données brutes (1)	Variance données transformées	ddl	C. V. %
1	13.047	0,182 11	376	17.342	0,136 61	302	19.156	0,175 58	2.007	11,7
4	7.488	0,086 86	86	9.604	0,060 14	72	11.539	0,083 89	484	8,09
8	5.366	0,062 19	42	8.144	0,050 10	35	8.465	0,059 96	240	6,85
12	4.499	0,054 39	28	6.554	0,044 63	23	7.183	0,051 81	160	6,36
16	4.832	0,052 96	20	6.039	0,034 83	17	6.975	0,047 72	118	6,10
20	3.583	0,032 16	16	6.124	0,033 25	13	6.194	0,039 97	93	5,59
24	3.728	0,038 28	13	6.780	0,041 91	11	6.789	0,042 29	78	5,74
28	3.799	0,041 51	11	5.246	0,028 67	9	6.292	0,038 45	66	5,48
32	3.194	0,041 89	9	4.534	0,029 03	8	4.826	0,033 11	58	5,08
36	4.222	0,049 18	8	4.891	0,029 76	7	4.039	0,034 97	51	5,22
40	3.211	0,026 55	7	5.179	0,037 23	6	3.714	0,028 23	45	4,69
64	2.326	0,015 36	4	4.976	0,025 88	3	3.996	0,028 22	27	4,69
96	2.648	0,024 05	2	4.557	0,023 25	2	3.227	0,020 79	18	4,03

— Données exprimées en g de fèves fraîches.

(1) Les variances des données brutes sont exprimées en milliers de grammes.  
ddl = degrés de liberté.

### Données transformées

Les variances pour des parcelles de mêmes dimensions 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.

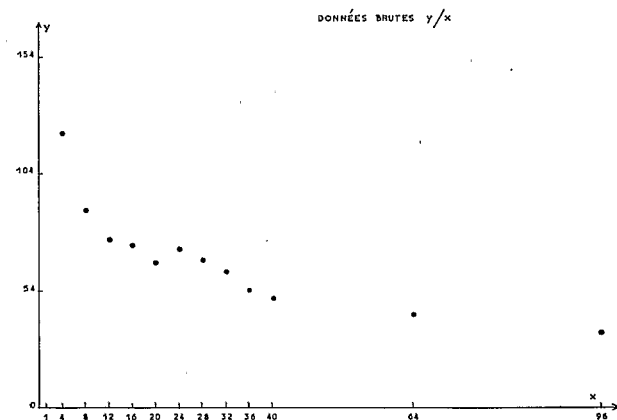
Ceci montre une fois de plus, s'il en était encore besoin, l'intérêt de la transformation logarithmique.

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.

## ÉTUDE DE L'ÉVOLUTION DES VARIANCES DES DONNÉES BRUTES EN FONCTION DE LA TAILLE DES PARCELLES

Plaçons sur le graphique 1 en abscisse la taille des parcelles (x), en ordonnée la variance de la moyenne parcellaire correspondante (y). Les points correspondants suggèrent une relation hyperbolique

nette de la forme  $y = \frac{a}{x} + b$ .



Graphique 1. — Données brutes y/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 :  $19.156 \times 10^3$ . Nous obtenons le tableau II.

TABLEAU II

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

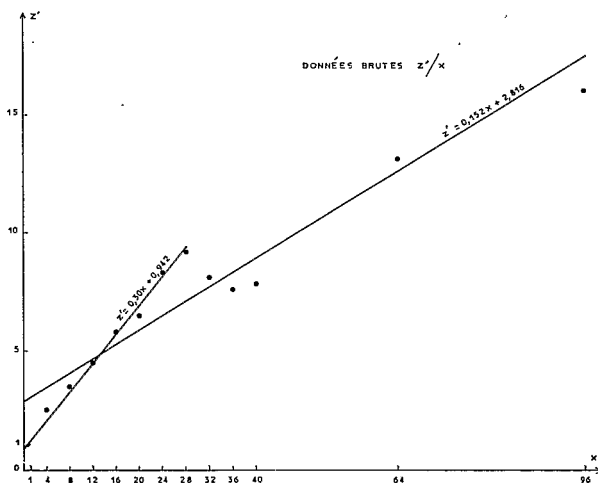
Les points sont sensiblement alignés comme le montre le graphique 2 ( $z'/x$ ).

Effectivement :

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

L'ajustement à une hyperbole est bon et, comme l'ont montré H. MARTICOU et R. A. MULLER (1), la variance de la moyenne parcellaire ne tend pas vers 0

(1) Essai de mise au point d'une méthode d'expérimentation adaptée aux conditions de la cacaoyère camerounaise traditionnelle. *Café Cacao Thé* (Paris), n° 3, juill.-sept. 1964, p. 185.



Graphique 2. — Données brutes  $z'/x$ .

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  $y = \frac{b}{x}$  ( $b$  étant la variance des productions individuelles). Le coefficient  $a$ , introduit, chiffre le degré d'association des arbres de production comparable.

Notons que la valeur de  $a$  calculée pour l'en-

semble des points (0,152) est très voisine de la valeur calculée par H. MARTICOU et R. A. MULLER (0,16), alors que les plantations étudiées sont différentes à beaucoup d'égards. Ceci est assez remarquable.

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 2, on s'aperçoit que la courbe passant au plus près des points s'infléchit vers l'axe des abscisses, c'est-à-dire qu'elle 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 :

$$r = 0,998 \text{ (6 ddl)}$$

$$b = 0,30$$

$$z' = 0,30 x + 0,942$$

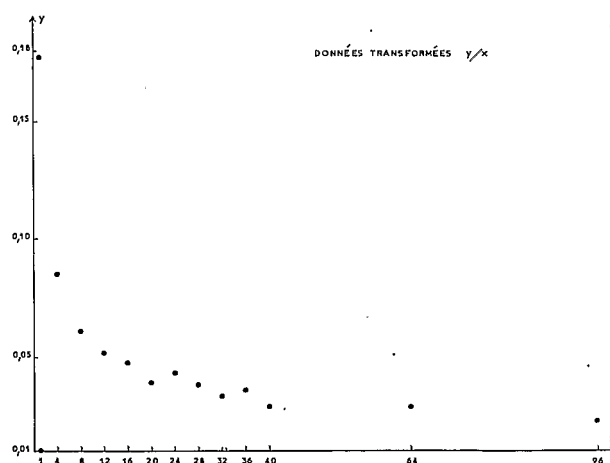
$$y = 0,30 + \frac{0,942}{x}$$

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 ; ceci 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.

## ÉTUDE DE L'ÉVOLUTION DES VARIANCES DES DONNÉES TRANSFORMÉES EN FONCTION DE LA TAILLE DES PARCELLES

Plaçons sur le graphique 3 en abscisse la taille des 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 4,  $z/x$  données transformées) :



Graphique 3. — Données transformées  $y/x$ .

Graphique 4. — Données transformées z/x.

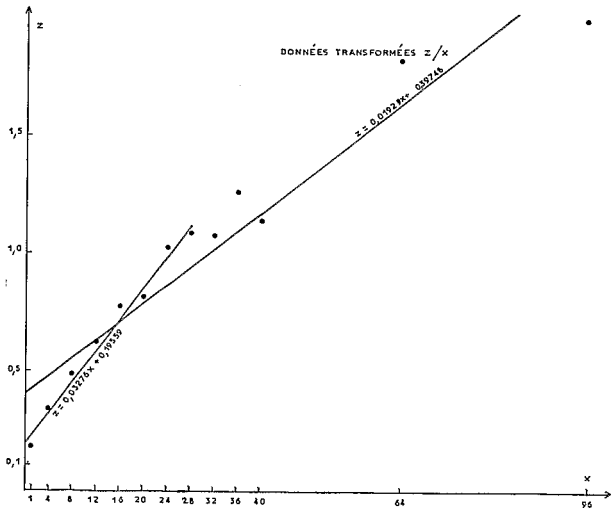


TABLEAU III

x	z
1	0,175 58
4	0,335 56
8	0,479 68
12	0,621 72
16	0,763 52
20	0,799 40
24	1,014 96
28	1,076 74
32	1,059 52
36	1,258 92
40	1,129 20
64	1,806 08
96	1,995 84

$$r = 0,96 \text{ (11 ddl)}$$

$$\text{pente de la régression} = 0,019 29$$

$$z = 0,019 29 x + 0,397 48$$

$$y = 0,019 29 + \frac{0,397 48}{x}$$

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 0,019 29 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 des parcelles.

L'ajustement à une droite n'est véritablement excellent que pour les huit premiers points :

$$r = 0,99 \text{ (6 ddl)}$$

$$\text{pente de la régression} = 0,032 76$$

$$z = 0,032 76 x + 0,195 59$$

$$y = 0,032 76 + \frac{0,195 59}{x}$$

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

TABLEAU IV

x	y	
	Valeur ajustée	Valeur calculée
1	0,228 35	0,175 58
4	0,081 66	0,083 89
8	0,057 21	0,059 96
12	0,049 06	0,051 81
16	0,044 99	0,047 72
20	0,042 54	0,039 97
24	0,040 91	0,042 29
28	0,039 75	0,038 45

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.

## ÉTUDE 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 ?

**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 V

Parcelle élémentaire (Nbre d'arbres)	Nbre de parcelles élémentaires dans un champ de N arbres	Variance de la moyenne générale
1	N	$\frac{0,228\ 35}{N}$
4	N/4	$\frac{0,081\ 66}{N/4} = \frac{0,326\ 64}{N}$
8	N/8	$\frac{0,057\ 21}{N/8} = \frac{0,457\ 68}{N}$
12	N/12	$\frac{0,049\ 06}{N/12} = \frac{0,588\ 72}{N}$
16	N/16	$\frac{0,044\ 99}{N/16} = \frac{0,719\ 84}{N}$
20	N/20	$\frac{0,042\ 54}{N/20} = \frac{0,850\ 80}{N}$
24	N/24	$\frac{0,040\ 91}{N/24} = \frac{0,981\ 84}{N}$
28	N/28	$\frac{0,039\ 75}{N/28} = \frac{1,113\ 0}{N}$
	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 adopté 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 premier cas, et d' dans le second cas.

$$d = t \times \sqrt{2 \times \text{variance du résidu aléatoire sur la moyenne}} \quad (t \text{ de STUDENT})$$

$$d = t \times \sqrt{2 \times \frac{0,228\ 35}{N}}$$

$$d' = t \times \sqrt{2 \times \frac{0,850\ 80}{N}}$$

$$\frac{d'}{d} = \sqrt{\frac{0,850\ 80}{0,228\ 35}} = 1,93$$

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

Dans le deuxième dispositif, la plus petite différence significative entre moyennes transformées doit être, approximativement, deux fois supérieure à la différence nécessaire dans le premier dispositif.

A quoi correspond pratiquement cette différence ?

Soit  $M'_1$  et  $M'_2$  deux moyennes consécutives après classement dans le deuxième dispositif ;  $M_1$  et  $M_2$  dans le premier dispositif. Le rapport précédent devient :

$$\frac{\log M'_2 - \log M'_1}{\log M_2 - \log M_1} \neq 2$$

$$\log \frac{M'_2}{M'_1} \neq 2 \log \frac{M_2}{M_1} \neq \log \left( \frac{M_2}{M_1} \right)^2$$

$$\frac{M'_2}{M'_1} \neq \left( \frac{M_2}{M_1} \right)^2$$

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

Si le rapport significatif dans le premier 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).

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

TABLEAU VI

Parcelle élémentaire utile	Parcelle élémentaire totale	Nbre de parcelles dans un champ de N arbres	Variance de la moyenne générale
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 six arbres donne la précision maximum par unité de surface d'essai. Mais dans ce genre d'essai interviennent d'autres considérations :

### 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 vingt arbres ( $4 \times 5$ ) pour six utiles ( $2 \times 3$ ) 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 trente arbres ( $5 \times 6$ ) pour douze utiles ( $3 \times 4$ ) 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 concrétions latéritiques ;
- à l'influence variable des essences forestières qui persiste, après abattage, pendant quelques années.

Toutefois, le coefficient a devenant plus faible, la taille optimum théorique augmente et c'est une raison de plus d'adopter douze comme limite inférieure. D'autre part, nous avons vu qu'il n'y avait aucun intérêt à aller au-delà de vingt à vingt-cinq arbres utiles.

Il faut donc se placer à l'intérieur de la fourchette douze-vingt-cinq arbres utiles.

### Disponibilités en surface, en personnel qualifié

#### On n'est pas limité en surface.

a) S'il n'y a pas de problème de personnel, on se placera en haut de la fourchette et on adoptera des parcelles élémentaires utiles de vingt-cinq arbres. Le nombre de répétitions sera fonction de la précision désirée.

b) S'il y a un problème de personnel, on adoptera toujours vingt-cinq arbres, mais le nombre de répétitions sera alors fonction de ce problème et la précision de l'essai sera réduite.

#### 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 douze arbres qui donnent 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 DE LA PRÉCISION DE DEUX DISPOSITIFS

### Dispositif 3<sup>3</sup> en parcelles élémentaires de vingt-cinq arbres utiles avec quatre répétitions

La formule indiquée plus haut nous donne une valeur approximative de la variance de la moyenne parcellaire (données transformées) : 0,040 58. Il y a douze répétitions effectives pour chaque effet principal.

Soit  $M_1$  et  $M_2$ , deux moyennes de traitement consécutives après classement. Elles seront significativement différentes si :

$$\frac{\log M_2 - \log M_1}{\sqrt{2 \times \frac{0,040\ 58}{12}}} > 2$$

$$\log \frac{M_2}{M_1} > 0,164\ 46$$

$$\frac{M_2}{M_1} > 1,46$$

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.

### Dispositif 3<sup>3</sup> en parcelles élémentaires de douze arbres utiles avec huit 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 : 0,049 06, des calculs similaires conduisent aux rapports significatifs suivants :

pour l'effet principal.

$$\frac{M_2}{M_1} > 1,34$$

pour l'interaction :

$$\frac{M_2}{M_1} > 1,67$$

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.

## ÉTUDE DE LA CORRÉLATION ENTRE LES PRODUCTIONS DE PARCELLES CONTIGÜES DE DOUZE ARBRES

L'étude de la corrélation entre les productions de parcelles contiguës de douze arbres a été entreprise dans le but de déterminer, si cette corrélation existe, l'intérêt de l'adjonction d'une parcelle témoin à chaque parcelle traitée pour mesurer l'influence de facteurs divers ayant une action localisée en taches (fertilité, microtopographie, arbres d'ombrage à développement variable, etc...).

Elle a été menée sur les parcelles 21 à 25 de Nkoemvone.

Soixante-dix-neuf couples indépendants de parcelles contiguës de douze 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  $\neq 0,29$ ) ;

penne 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 douze 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,  $s_x^2 \neq s_y^2$ .

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

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 installés sur la même surface, les parcelles élémentaires ayant la même taille (douze 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 ( $2n$ ).

**1<sup>er</sup> 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 résiduels est diminuée de la quantité :

$$Q = \frac{(S_{xy} \text{ résiduel})^2}{S_x^2 \text{ résiduel}}$$

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

$$Q = r^2 S_y^2 \text{ résiduel}.$$

La somme des carrés des écarts résiduels devient :  $S_y^2 \text{ résiduel} - r^2 S_y^2 \text{ résiduel} = (1 - r^2) S_y^2 \text{ résiduel}$  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).

**2<sup>e</sup> cas.** Le carré moyen résiduel sera ici calculé avec un nombre de degrés de liberté supérieur, mais il doit être peu différent du  $s_y^2 \text{ résiduel}$  précédent. Les deux dispositifs étant supposés installés sur

deux champs identiques, la variance du résidu aléatoire sera constante quel que soit le dispositif.

La variance de la moyenne est alors :

$$\frac{s_y^2 \text{ résiduel}}{2n}.$$

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

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

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

Il est impensable que cette valeur puisse être atteinte en champ et on peut donc dire que l'avantage reviendra toujours, dans la pratique, au deuxième dispositif.

Dans notre cas, l'efficacité relative, calculée compte non tenu des nombres de degrés de liberté, est 1,76.

Revenons sur le travail effectué par H. MARTICOU et R. A. MULLER (p. 198 et 199 de l'étude déjà citée). Ils proposent d'adjoindre à chaque parcelle traitée une parcelle témoin et d'utiliser le modèle suivant :

$$P_1 = P_0 \cdot k_1 \cdot I \cdot \varepsilon = P_0 \cdot \frac{T_1}{T_0} \cdot I \cdot \varepsilon$$

où

$P_0$  = production de la parcelle à traiter l'année 0 ;

$P_1$  = production de la 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 du traitement ;

$\varepsilon$  = une variable aléatoire de moyenne 1.

En passant aux logarithmes,

$\log P_1 - \log P_0 = \log T_1 - \log T_0 + \log I + \log \varepsilon$  ( $\log \varepsilon$  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 un modèle de covariance pour lequel on suppose que la pente ( $b$ ) est égale à l'unité. On a vu au début du chapitre qu'il n'en était rien, puisque avec nos données  $r \neq b \neq 0,35$ . Une valeur proche de 1 ne peut être envisagée et par conséquent le deuxième dispositif est décidément à recommander.

D'autre part, le phénomène d'alternance dans les productions annuelles d'un arbre nécessite la prise en considération du cumul d'un certain nombre d'années et non l'étude d'une seule production annuelle.

## PROBLÈME DES MANQUANTS DÛ A DES PERTES ACCIDENTELLES

Un manquant dans une parcelle élémentaire va provoquer une perturbation sur la donnée correspondant à cette parcelle, 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 cinq ans, une valeur 2 à un arbre manquant depuis deux ans, etc... La covariance va permettre de calculer sur l'ensemble de l'essai l'influence moyenne d'un manquant, de deux manquants, etc... sur le rendement de la parcelle 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 (2) 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, huit 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-variable 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 (ai). La variable indépendante liée à la production de l'arbre sera  $\Sigma ai$ . 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  $\Sigma ai$ . Cette expression sera celle diminuant au maximum le résidu aléatoire dans l'analyse de covariance. Cette analyse permettra de chiffrer l'influence moyenne sur la production d'un arbre de la présence d'un manquant contigu, deux manquants, trois, etc... Le fait que les manquants soient disposés en tache ou dispersés n'a plus ici d'importance.

## RELATION ENTRE MENSURATION A UN ÂGE DONNÉ ET PRODUCTION CUMULÉE ULTÉRIEURE

Dans l'essai comparatif d'hybrides mis en place en 1964 à Nkoemvone, parcelle 90 (cinq répétitions, parcelle élémentaire de vingt arbres, quarante familles, 4.000 arbres), des mesures de diamètre du

tronc à 20 cm du collet ont été effectuées à onze et vingt-trois mois de plantation.

Deux analyses de covariance ont été tentées en prenant comme variable dépendante le cumul

TABLEAU VII. — Première analyse de covariance (diamètres à onze 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	4,959 6	2,583 10	9,924 90		8,659 22	39	
Bloc .....	4	0,434 7	0,616 60	3,088 00		2,423 95	4	
Résidu al. ....	156	5,510 8	3,832 94	8,523 86	2,665 93	5,857 93	155	0,037 79
Fam. + rés. al. .	195	10,470 4	6,416 04	18,448 76	3,931 61	14,517 15		
Blocs + rés. al. .	160	5,945 5	4,449 54	11,611 86	3,329 98	8,281 88		

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

TABLEAU VIII. — Deuxième analyse de covariance (diamètres à 23 mois)

Source de variation	Degrés de liberté	Sx <sup>2</sup>	Sxy	S <sub>y</sub> <sup>2</sup>	$\frac{(Sxy)^2}{Sx^2}$	S <sub>y</sub> <sup>2</sup> réduit	D. L.	C. M.
Famille.....	39	14,061 3	6,914 59	9,924 90		6,557 70	39	0,168 15
Bloc .....	4	5,836 6	3,974 41	3,088 00		0,674 30	4	0,168 57
Résidu al. ....	156	23,030 8	9,908 97	8,523 86	4,263 32	4,260 54	155	0,027 49
Fam. + rés. al. .	195	37,092 1	16,823 56	18,448 76	7,630 52	10,812 4	194	
Blocs + rés. al. .	160	28,867 4	13,883 38	11,611 86	6,677 02	4,934 84	159	

moyen des productions par parcelle élémentaire, calculée par arbre vivant après cinq ans de plantation (transformé en logarithme) et comme variable indépendante la moyenne parcellaire des mensurations à onze mois (a) et à vingt-trois mois (b).

(a) Dans la première analyse (tabl. VII), 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 0,054 64 à 0,037 795, soit de 31 % de sa valeur.

(b) Dans la seconde analyse (tabl. VIII), 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 0,054 64 à 0,027 49, soit de 50 % de sa valeur.

La liaison est plus intéressante à vingt-trois 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 onze à vingt-trois 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 onze et vingt-trois mois pourrait être une variable indépendante plus intéressante que le diamètre à vingt-trois mois. Quoi qu'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 de la parcelle ;
- 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 par parcelle sera uniquement le reflet de la fertilité moyenne de la parcelle. L'analyse de covariance indiquée sera alors très bénéfique et devra être pratiquée chaque fois qu'on en a la possibilité. Dans un essai de fertilisation minérale commençant à l'entrée en production des arbres, les mensurations effectuées avant le premier traitement à onze et vingt-trois 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) :

**1<sup>er</sup> dispositif :**

(3 <sup>3</sup> ) × 4 (parcelle élémentaire de 25 arbres) :	
effet principal.....	1,31
interaction .....	1,58

**2<sup>e</sup> dispositif :**

(3 <sup>3</sup> ) × 8 (parcelle élémentaire de 12 arbres) :	
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.

## 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 :

LOTODÉ (R.). — **Possibilités d'amélioration de l'expérimentation sur cacaoyers.** *Café Cacao Thé* (Paris), vol. XV, n° 2, avril-juin 1971, p. 91-104, fig., tabl., réf.

Les échecs souvent enregistrés dans les expérimentations portant sur les cacaoyers ont conduit à approfondir certains points des dispositifs expérimentaux et des techniques d'analyse des résultats.

L'auteur a utilisé pour ses études les fiches établies à la station de recherches de N'Koemvone (Cameroun), de 1950 à 1960, sur chacun des cacaoyers d'une importante collection. Ses travaux ont porté sur : la taille optimum des parcelles élémentaires et la précision d'un essai suivant le dispositif adopté ; la corrélation entre les productions de parcelles contiguës afin de juger de l'intérêt de l'adjonction d'une parcelle témoin à chaque parcelle traitée. L'auteur a en outre abordé le problème des manquants et a par ailleurs montré, sur les données d'un essai comparatif d'hybrides, qu'il existe une liaison entre les diamètres des troncs à un âge donné et la production cumulée ultérieure, ce qui permet dans certains cas de réduire le résidu aléatoire.

Les résultats positifs de ces travaux sont les suivants : Pour la détermination de la taille des parcelles élémentaires, il faut distinguer deux cas : lorsque les lignes de bordures sont inutiles, il faut adopter la « randomisation totale » pied par pied. Elle peut s'effectuer si un contrôle de l'hétérogénéité du champ d'essai est possible par une stratification en blocs à l'intérieur de chacun d'eux. Si les lignes de bordure sont nécessaires, une fourchette de 12-25 arbres est recommandée : on opte pour 25 arbres lorsque la surface n'est pas limitée, que le personnel et les crédits soient suffisants ou insuffisants, mais dans ce dernier cas, le nombre de répétitions étant limité, la précision de l'essai

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 cm du collet effectuées après un an et deux ans de plantation quand cette variable n'est pas influencée par les traitements. Si elle l'est (essai d'hybrides par exemple), l'analyse de ces mensurations permet un tri rapide du matériel en expérimentation.

Nous tenons à remercier J. DEJARDIN, chef du service de biométrie de l'ORSTOM, pour l'aide précieuse qu'il nous a apportée dans la mise au point de cette étude.

LOTODÉ (R.). — **The possibilities of improving cacao experimentation.** *Café Cacao Thé* (Paris), vol. XV, n° 2, avril-juin 1971, p. 91-104, fig., tabl., réf.

The failures that have often been encountered in the course of cacao experimentation have led to a closer examination of certain aspects of the experimental lay out employed and of the analytical techniques to which the results are subjected.

In this study the author used the cards established at the N'Koemvone. Research Station (Cameroon) from 1950 to 1960 for each cacao tree of an important collection. He dealt with the optimum size of the elementary plots ; the accuracy of the trial according to the laying out adopted ; the correlation of the yields of contiguous plots with the object of assessing the advantage of adding a control plot to each treated plot. In addition, he examined the problem of missing trees and demonstrated by means of a comparative hybrid trial that a liaison existed between the diameters of the trunks at a given age and subsequent cumulative production ; a discovery that enabled him in certain cases to reduce the aleatory residue.

This work offers certain definite conclusions. In the determination of the size of the elementary plots two cases must be distinguished : when border rows are unnecessary, total randomization should be employed, tree by tree : this may be carried out if the control of the heterogeneity of the experimental area is possible by means of a division into strata within each of them. If border rows are necessary, the number of trees should be limited to from 12 to 25 : on an unlimited area 25 trees are chosen, whether personnel and credits are adequate or not, but in the latter case, since the number of replications will be limited, the precision of the trial will be reduced.

s'en trouve réduite. Lorsque la surface est limitée, on opte pour douze arbres lorsque le personnel et les crédits sont suffisants, et on se place au milieu de la fourchette lorsque le personnel et les crédits sont limités.

En ce qui concerne le choix du dispositif expérimental, il faut adopter le schéma classique, sans adjonction d'une parcelle témoin contiguë. Le résidu aléatoire pourra être diminué en faisant intervenir dans l'analyse des facteurs dont l'action pourra être mesurée, tels que : nombre et date d'apparition des manquants pour chaque parcelle élémentaire; mensurations du tronc à 20 cm du collet effectuées après un et deux ans de plantation, quand cette variable n'est pas influencée par les traitements. Si elle l'est, l'analyse de ces mensurations permet un tri rapide du matériel en expérimentation.

LOTODÉ (R.). — **Möglichkeiten zur Verbesserung des Versuchswesens bei Kakaobäumen.** *Café Cacao Thé* (Paris), vol. XV, n° 2, avril-juin 1971, p. 91-104, fig., tabl., réf.

Die bei den an Kakaobäumen vorgenommenen Versuchen festgestellten Misserfolge führten dazu, gewisse Punkte der Versuchsvorrichtungen und der Analysetechnik der Resultate eingehender zu prüfen.

Für seine Untersuchungen bediente sich der Autor der Karteikarten, die auf der Versuchstation von N'Koemvone (Kamerun) von 1950 bis 1960 für jeden einzelnen Kakaobaum einer bedeutenden Kollektion angelegt wurden. Seine Untersuchungen betrafen : die optimale Grösse der Grundparzellen und die Genauigkeit einer der Vorrichtung entsprechenden Versuchs ; die Wechselbeziehung zwischen den Erträgen der anliegenden Parzellen, um das Interesse jeder behandelten Parzelle eine Kontrollparzelle beizufügen in Betracht zu ziehen. Der Autor erörterte ausserdem das Problem der Fehlbestände und wies aufgrund der Angaben eines vergleichenden Hybridenversuchs das Bestehen einer Verbindung zwischen dem Stammdurchmesser in einem gewissen Alter und dem vereinten späteren Ertrag hin, was in gewissen Fällen eine Verminderung des zufälligen Rückstands erlaubt.

Diese Untersuchungen ergaben folgende Positivergebnisse : Zur Festsetzung der Grösse der Grundparzellen sind zwei Fälle zu unterscheiden : falls die Randlinien überflüssig sind, muss aufs Geratewohl Stamm für Stamm vorgegangen werden. Ein solcher Arbeitsvorgang kann vorgenommen werden falls eine Kontrolle der Verschiedenartigkeit des Versuchsfeldes durch eine Einteilung in Blöcken in jedem von ihnen möglich ist. Falls die Randlinien nötig sind, empfiehlt man eine Gabel von 12 bis 25 Bäumen. Man wird sich für 25 Bäume entscheiden, wenn die Fläche nicht beschränkt ist, ob Kredite und Personal ausreichen oder nicht ; im letzteren Fall ist die Versuchspräzision geringer, da die Zahl der Wiederholungen beschränkt ist. Bei begrenzter Fläche wird man sich für zwölf Bäume entscheiden, wenn Personal und Kredite ausreichen, und Aufstellung in der Mitte der Gabel nehmen falls Personal und Kredite beschränkt sind.

On a limited area 12 trees are used when personnel and credits are adequate, and some number between 12 and 25 when these are in short supply.

In so far as the choice of the lay out is concerned, the classical scheme is recommended without the addition of a contiguous control plot. The aleatory residue may be reduced by introducing into the analysis factors the action of which can be measured, such as : the number and date of appearance of the missing trees in each elementary plot ; the measurements of the trunk 20 cm above the root neck one and two years after planting when this variable is not influenced by the treatments. If it is, the analysis of these measurements allows for a rapid choice of the experimental material.

LOTODÉ (R.). — **Possibilidades de mejoramiento de la experimentación sobre los cacaos.** *Café Cacao Thé*, (Paris), vol. XV, n° 2, avril-juin 1971, p. 91-104, fig., tabl., réf.

En razón de los resultados adversos que se encuentran en las experiencias sobre los cacaos algunos investigadores trataron de examinar más detenidamente ciertos puntos de los dispositivos experimentales y de las técnicas de análisis de los datos obtenidos.

Para sus trabajos el autor utilizó las fichas establecidas en la Estación de investigaciones de N'Koemvone (Camerún), entre 1950 y 1960, sobre cada uno de los cacaos de una colección importante. Estudió el tamaño óptimo de las parcelas elementales y la precisión de un ensayo según el dispositivo adoptado así como la correlación entre las producciones de parcelas contiguas a los efectos de determinar si es conveniente añadir una parcela testigo a cada parcela tratada. Además el autor examinó el problema de los árboles faltantes y mostró, por otra parte, basándose en los datos de un ensayo comparativo de híbridos, que hay una relación entre los diámetros de los troncos a una edad definida y la producción posterior acumulada, por lo que es posible en ciertos casos reducir el residuo aleatorio.

Se presentan aquí abajo los resultados positivos de dichos trabajos.

Para determinar el tamaño de las parcelas elementales, es preciso considerar dos casos : si las hileras de los bordes son inútiles hay que adoptar la « randomización total » árbol por árbol. Puede efectuarse cuando sea posible un control de la heterogeneidad del campo de ensayo mediante una estratificación con bloques en cada uno de ellos. Si se vuelven necesarias las hileras de los bordes, se aconseja adoptar entre 12 y 25 árboles : se toman 25 arboles cuando se dispone de un área no limitada ; en el caso de que el personal o los recursos se encuentren insuficientes el número de repeticiones es menor y el ensayo es menos preciso. Con un área limitada se usan 12 árboles si se dispone de personal y recursos suficientes y entre 12 y 25 en el caso contrario.

Was die Wahl der Versuchsvorrichtung anbelangt, ist das klassische Schema ohne Beifügung einer anliegenden Kontrollparzelle anzunehmen. Der zufällige Rückstand kann verringert werden, indem man bei der Analyse Faktoren eingreifen lässt, deren Wirkung ermessen werden kann, wie z. B. die Zahl und der Zeitpunkt des Auftretens der Fehlbestände für jede Grundparzelle ; die Messungen des Stammes 20 cm vom Wurzelhals, die nach ein- und zwei-jähriger Pflanzung vorgenommen werden wenn diese Veränderliche nicht durch die Behandlungen beeinflusst ist. Wenn ja, so erlaubt die Analyse dieser Messungen ein rasches Auslesen des Versuchsmaterials.

En lo tocante a la elección del dispositivo de experimentación, es preciso adoptar el esquema clásico, sin añadir una parcela testigo contigua. Es posible disminuir el residuo aleatorio haciendo intervenir en el análisis unos factores cuya acción se podrá medir, como el número y la fecha de aparición de los árboles faltantes en cada parcela elemental, medidas del tronco a 20 cm del cuello hechas uno y dos años después de la plantación, cuando los tratamientos no influyen en dicha variable. En el caso de existir dicha influencia, gracias al análisis de los datos de las mediciones se podrá escoger rápidamente el material de experimentación.

## ERRATUM

M

**Possibilités d'amélioration de l'expérimentation sur cacaoyers**, par R. LOTODÉ, article paru dans *Café Cacao Thé*, n° 2, 1971, p. 91-104.

— Page 94, colonne gauche, de la 8<sup>e</sup> à la 12<sup>e</sup> ligne, lire : «  $y = \frac{a}{x}$  (a étant la variance des productions individuelles). Le coefficient b, introduit, chiffre le degré d'association des arbres de production comparable. Notons que la valeur de b... ».

— Page 97, colonne droite, 16<sup>e</sup> ligne, lire « Toutefois, le coefficient b devenant plus faible... ».

B4271ex1