ETUDE SUR LES DISPOSITIFS EXPERIMENTAUX
A UTILISER DANS LES ESSAIS SUR CACAOYERS

------oOo------

Le fichier des collections de cacaoyers de la Station de Nkoemvone permet une étude fondamentale des liaisons entre productions d'arbres voisins et de tenter de définir une taille optimum de parcelle élémentaire dans les essais et le nombre de répétitions pour obtenir une précision donnée.

Le dépouillement n'est qu'entamé mais des résultats intéressants sont déjà obtenus. Ils devront être confirmés par l'examen de toutes les données disponibles qui sont en nombre très important.

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 suivante porte sur les données de 5 champs (parcelles 21 à 25 du répertoire de Nkoemvone). Dans chacun d'eux, des parcelles élémentaires comprennent : 1, 4, 8, 12, 16, 20, 24, 28, 32, 36, 40, 64, 96 arbres ont été délimités. Les variances des moyennes parcellaires brutes et transformées en logarithme (base 10) sont données dans le tableau joint.

A la lecture du tableau, on constate :

<u>données brutes</u> :

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 ;

<u>données transformées</u> :

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.

.../...

Taille de parcelles	Champ I - Moy. gle : 4.925 (576 arbres)			Champ II - Moy. gle : 5.705 (420 arbres)		
	Variance données brutes (1)	Variance données transformées	d.d.l.	Variance données brutes (1)	Variance données transformées	d.d.l.
1	13.452	0,18091	575	27.679	0,16187	419
4	8.009	0,09294	143	17,413	0,08164	104
8	5.857	0,06401	71	12.527	0,05604	51
12	4.416	0,05326	47	10.266	0,04617	34
16	4.163	0,04790	35	11.371	0,04931	25
20	3.626	0,04346	27	8.944	0,03843	20
24	3.644	0,04497	23	12.232	0,04253	16
28	3.858	0,04144	19	10.080	0,03744	14
32	2.705	0,02823	17	5.625	0,02991	12
36	3.169	0,03248	15	7.414	0,02805	10
40	2.519	0,02668	13	4.450	0,02072	9
64	2.631	0,03829	8	5.595	0,02384	5
96	2.271	0,02199	5	2,029	0,01235	3

- Données exprimées en grammes de fèves fraîches.

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

ddl = Degrés de liberté.-

.705

d.d.l.
419
104
51
34
25
20
16
14
12
10
9
5
3

s de grammes.

Champ III - Moy. gle : 6.285
(332 arbres)

Variance données brutes (1)	Variance données transformées	d.d.l.
23.423	0,18084	331
13.275	0,06105	75
8.682	0,04245	37
8.778	0,04045	24
7.646	0,03662	17
7.520	0,03303	13
7.558	0,03322	11
6.727	0,02514	9
7.780	0,02854	8
6.323	0,02160	7
7.176	0,02986	6
5.143	0,02144	3
7.042	0,02831	2

Champ IV - Moy. gle : 4.410
(377 arbres)

Variance données brutes (1)	Variance données transformées	d.d.l.
13.047	0,18211	376
7.488	0,08686	86
5.366	0,06219	42
4.499	0,05439	28
4.832	0,05296	20
3.583	0,03216	16
3.728	0,03828	13
3.799	0,04151	11
3.194	0,04189	9
4.222	0,04918	8
3.211	0,02655	7
2.326	0,01536	4
2.648	0,02405	2

d.l.
76
86
42
28
20
16
13
11
9
8
7
4
2

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.

Champ V: Variance données brutes (1)	Champ V: Variance données transformées	Champ V: d.d.l.	Ensemble: Variance données brutes	Ensemble: Variance données transformées	Ensemble: d.d.l.	C. V.
17.342	0,13661	302	19.156	0,17558	2.007	11,7 %
9.604	0,06014	72	11.539	0,08389	484	8,09 %
8.144	0,05010	35	8.465	0,05996	240	6,85 %
6.554	0,04463	23	7.183	0,05181	160	6,36 %
6.039	0,03483	17	6.975	0,04772	118	6,10 %
6.124	0,03325	13	6.194	0,03997	93	5,59 %
6.780	0,04191	11	6.789	0,04229	78	5,74 %
5.246	0,02867	9	6.292	0,03845	66	5,48 %
4.534	0,02903	8	4.826	0,03311	58	5,08 %
4.891	0,02976	7	4.039	0,03497	51	5,22 %
5.179	0,03723	6	3.714	0,02823	45	4,69 %
4.976	0,02588	3	3.996	0,02822	27	4,69 %
4.557	0,02325	2	3.227	0,02079	18	4,03 %

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 de l'erreur expérimentale 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.

ETUDE DE L'EVOLUTION DES VARIANCES DES DONNEES BRUTES EN FONCTION DE LA TAILLE DES PARCELLES

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

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 suivant :

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 (z'/x).

Effectivement :

coefficient de corrélation : $r = 0,95$ (11 ddl)

pente de la régression : $b = 0,152$

droite de régression : $z' = 0,152\ x + 2,816$

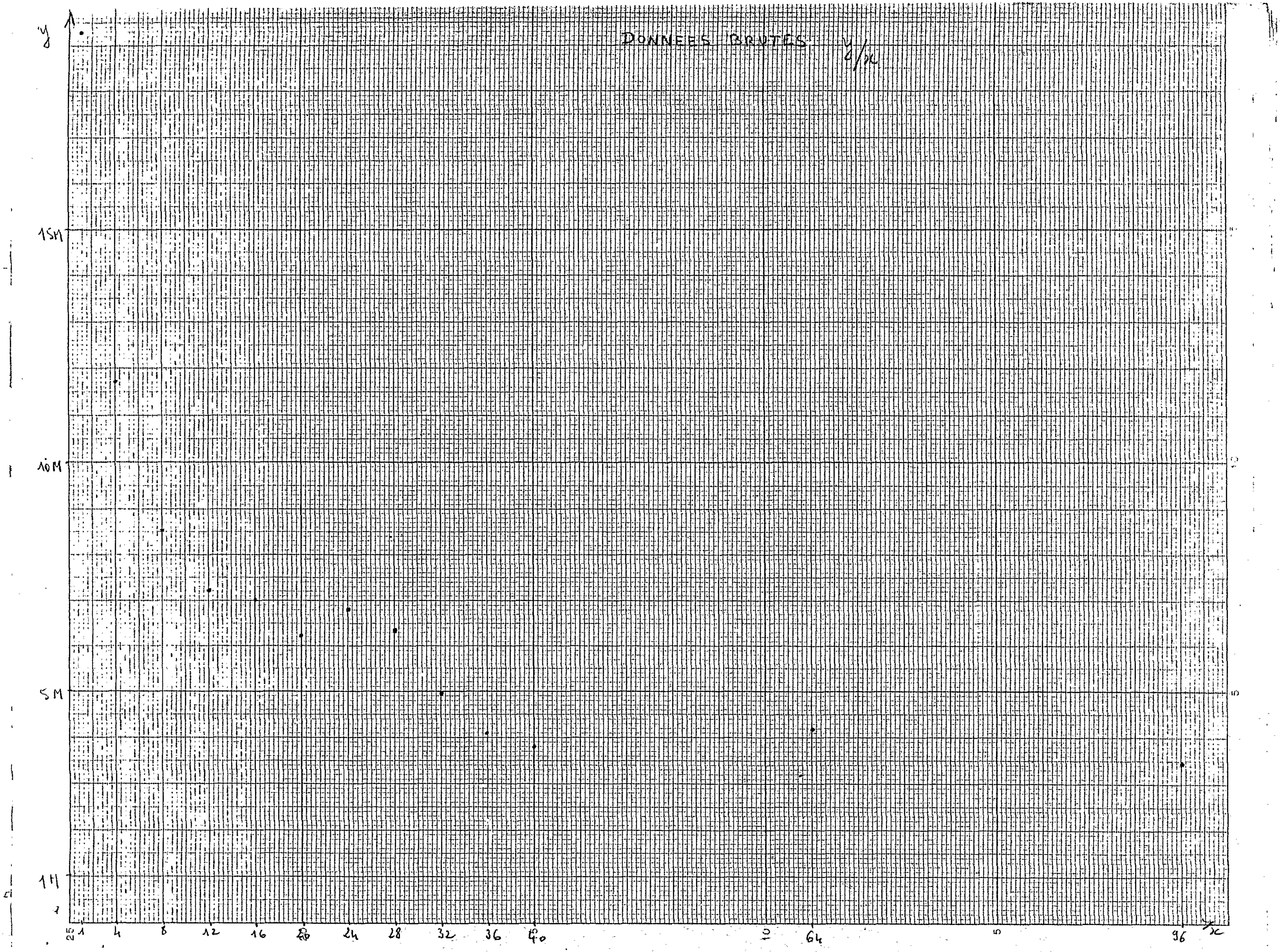
$$y = 0,152 + \frac{2,816}{x}$$

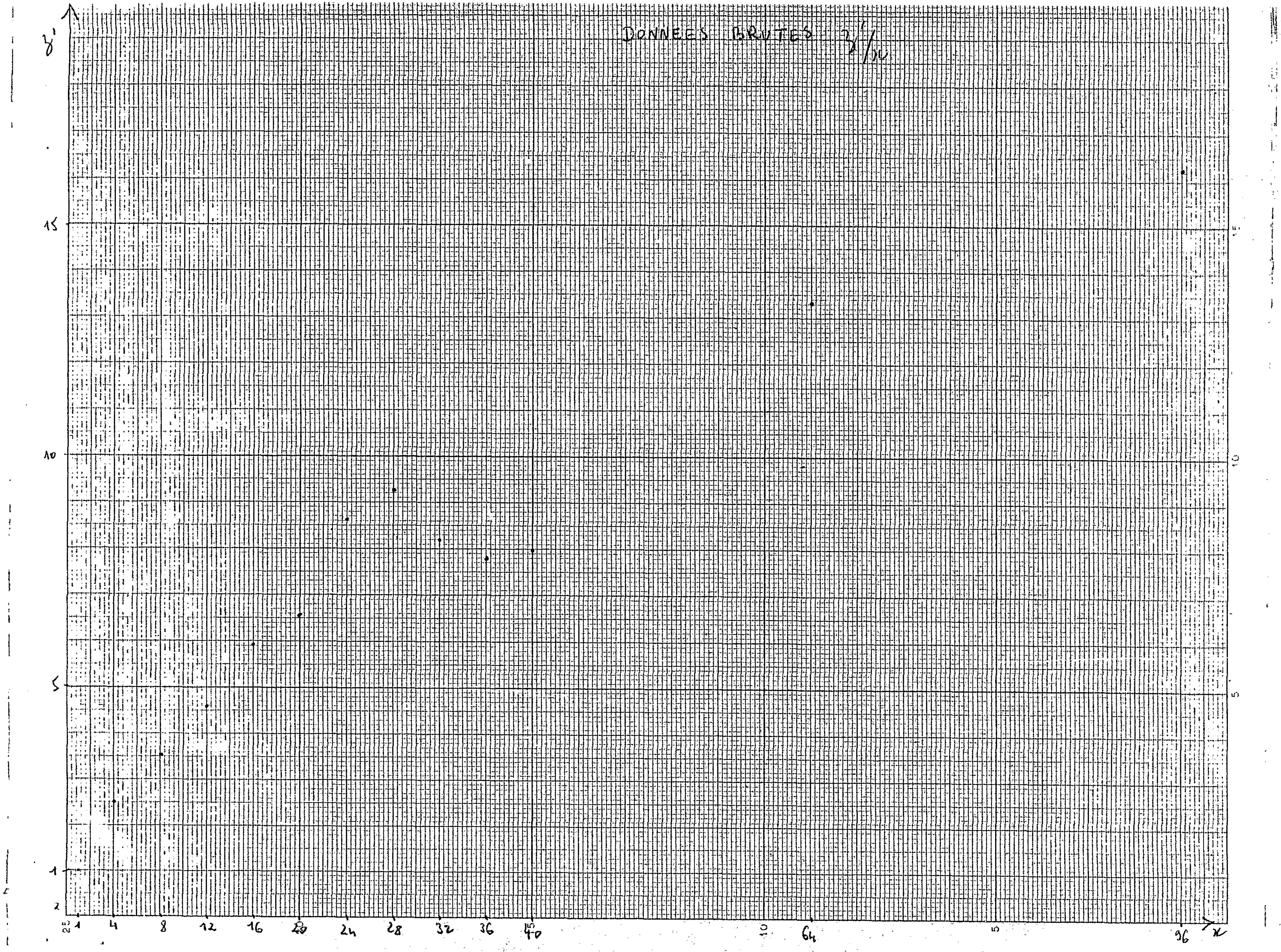
L'ajustement à une hyperbole est bon et, comme l'ont montré H. MARTICOU et R.A. MULLER (Essai de mise au point d'une méthode d'expérimentation adaptée aux conditions de la cacaoyère camerounaise traditionnelle. Café-Cacao-Thé, N°3 - Juillet/Septembre 1964), la variance de la moyenne parcellaire ne tend 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 $y = \frac{b}{x}$ (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'ensemble 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. C'est assez remarquable.

Si l'on reprend la formule obtenue : $y = 0,152 + \frac{2,816}{x}$, on constate que l'ajustement n'est pas bon pour les premiers points. Si l'on examine le graphique, on s'aperçoit que les derniers points mon-

.../...


DONNEES BRUTES
y/x
y
15M
10M
5M
1M
1
4
8
12
16
20
24
28
32
36
40
64
96
x



DONNEES BRUTES y'/x
y'
15
10
5
1
1
4
8
12
16
20
24
28
32
36
40
64
96
x

trent un infléchissement vers l'axe des abcisses. 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 :

$$r = 0{,}998 \text{ (6 ddl)}$$
$$b = 0{,}30$$
$$y = 0{,}30 + \frac{0{,}942}{x}$$

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; 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.

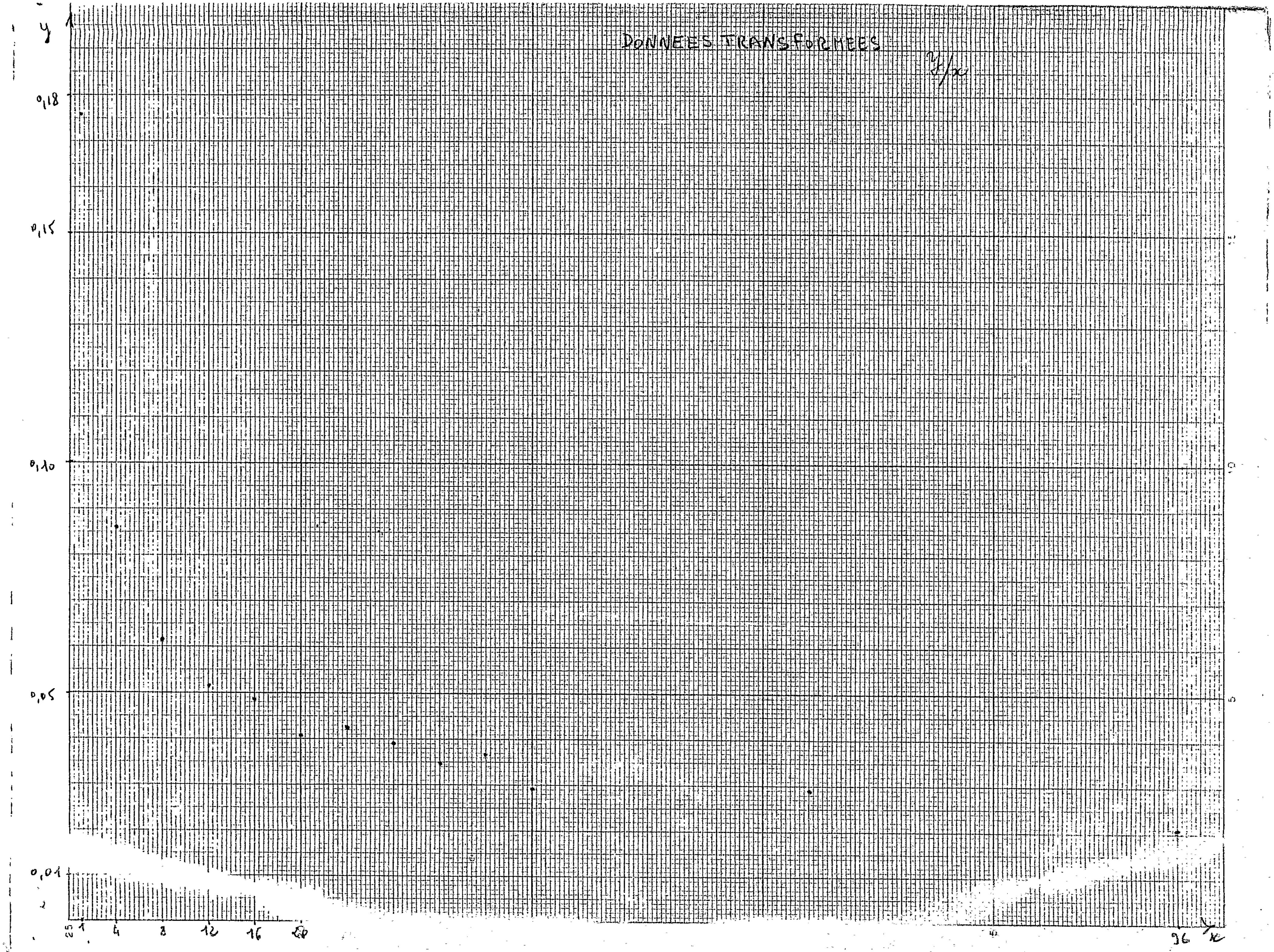
ETUDE DE L'EVOLUTION DES VARIANCES DES DONNEES TRANSFORMEES EN FONCTION DE LA TAILLE DES PARCELLES

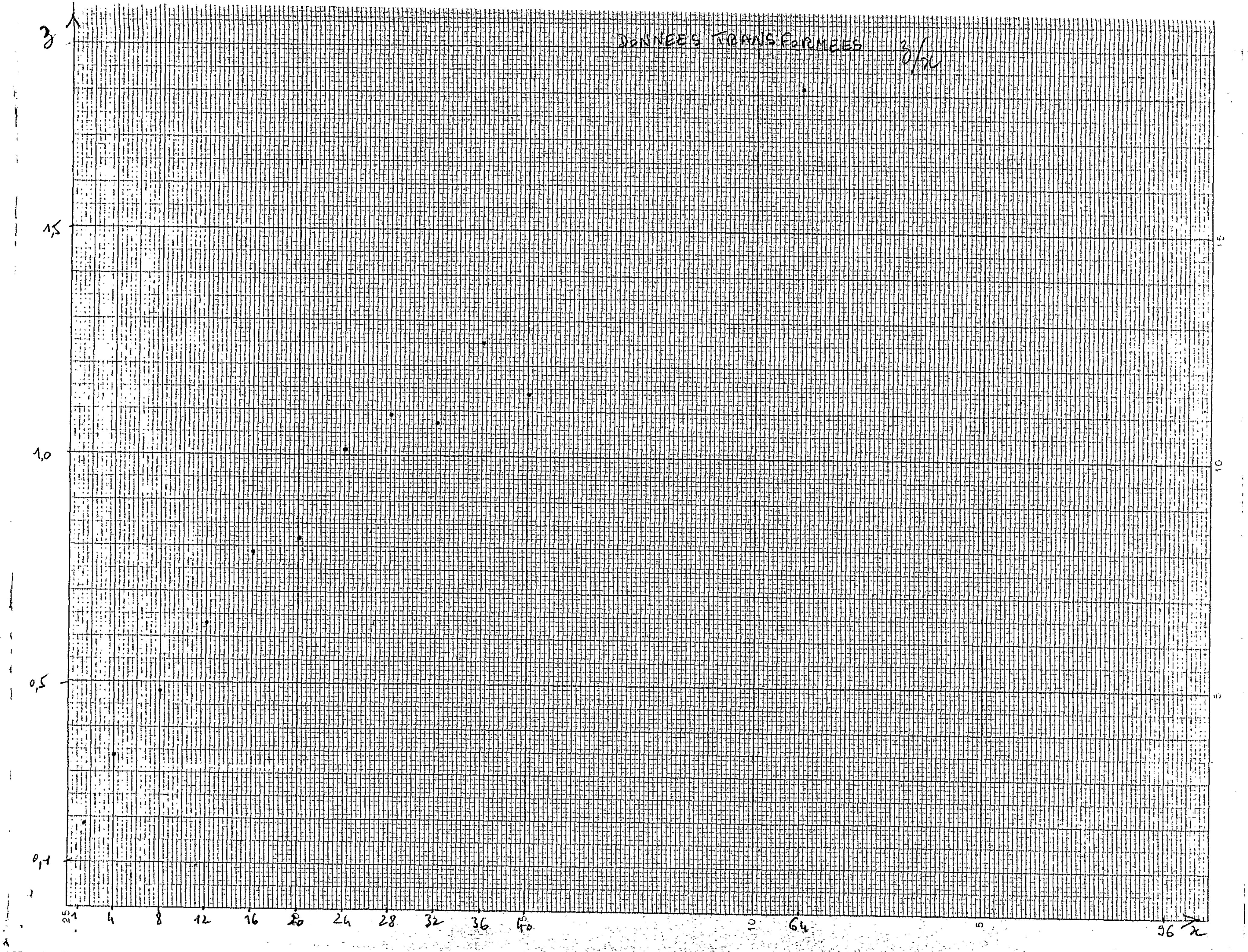
Plaçons sur un graphique en abcisse les tailles de parcelles (x), en ordonnée la variance de la moyenne parcellaire transformée correspondante (y). Les points correspondants suggèrent là aussi une relation hyperbolique nette de la forme $y = \frac{a}{x} + b$.

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

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

.../...


DONNEES TRANSFORMEES
y/x
y
0,18
0,15
0,10
0,05
0,01
1
4
8
12
16
20
96
x



DONNEES TRANSFORMEES
z/x
z
1,5
1,0
0,5
0,1
1
4
8
12
16
20
24
28
32
36
40
64
96
x

36	1,25892
40	1,12920
64	1,80608
96	1,99584

r = 0,96 (11 ddl)

pente de la régression = 0,01929

$$z = 0{,}01929\ x + 0{,}39748$$

$$y = 0{,}01929 + \frac{0{,}39748}{x}$$

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 0,01929 représentant 11 % 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 abcisses. 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

$$z = 0{,}03276 + 0{,}19559$$

$$y = 0{,}03276 + \frac{0{,}19559}{x}$$

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

	Valeur ajustée	Valeur calculée
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 de l'erreur expérimentale et on n'a absolument aucun intérêt à aller au-delà.

ETUDE DE LA PRECISION D'UN ESSAI SUIVANT LE DISPOSITIF ADOPTE

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.

Parcelle élémentaire (Nbre d'arbres)	Nbre de parcelles élémentaires dans un champ de N arbres	Variance de la moyenne générale
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 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 1er cas et d' dans le second cas.

$$d = t \times \sqrt{2 \times \text{variance de l'erreur sur la moyenne}} \text{ (t de Student)}$$

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

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

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

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 en gros, 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 :

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

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

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

.../...

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 l'erreur expérimentale ;
- de continuer à bénéficier de l'avantage de la randomisation totale (variance de la moyenne/traitement minimum).

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

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 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 dégré 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 concressions 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 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/- <u>On est limité en surface</u>

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.

<u>PROBLEME DES MANQUANTS DU A DES PERTES ACCIDENTELLES</u>

Un manquant dans une parcelle élémentaire va provoquer une <u>perturbation</u> 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. (No-

.../...

tons 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 (Field Experimentation with Fruit Trees and Other Perennial Plants, East Malling, maidstone, Kent).

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, 8 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 (ai). La variable indépendante liée à la production de l'arbre sera $\sum$ 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 $\sum$ ai. Cette expression sera celle diminuant au maximum l'erreur expérimentale dans l'analyse de co-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.

PRECISION DE DEUX DISPOSITIFS

a) Dispositif 3^3 en parcelles élémentaires de 25 arbres utiles avec 4 répétitions (dispositif proposé pour le futur essai de fertilisation minérale NPK).

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) <u>Dispositif 3^3 en parcelles élémentaires de 12 arbres utiles avec 8 répétitions</u>. (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 :

<u>pour l'effet principal</u> :

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

<u>pour l'interaction</u> :

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

Quoique inférieurs aux précédents, ils sont toujours relativement élevés.

ETUDE DE LA CORRELATION ENTRE PRODUCTIONS DE PARCELLES CONTIGUES DE 12 ARBRES

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

79 couples de parcelles contigües de 12 arbres ont été constitués. L'étude de la corrélation entre moyennes de production (transformées en logarithme) des parcelles contigües conduit aux résultats sui-

vants (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 $\neq 0,29$) ;

pente 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 $r = \frac{sxy}{sxsy}$

Puisque $sx \neq sy$, $r \neq \frac{sxy}{s_x^2}$. 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 contigüe 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 (2 n).

<u>1er cas</u>. On a déterminé le coefficient de corrélation entre moyennes de parcelles contigües $r = \frac{sxy}{sxsy} = 0,344$
(sxy = covariance x/y - sx et sy = écarts-type de x et y).

Dans l'analyse de covariance, la somme des carrés des écarts résiduelle est diminuée de la quantité : $Q = \frac{(Sxy\ \text{résiduel})2}{Sx2\ \text{résiduel}}$.

.../...

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

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

La somme des carrés des écarts résiduels devient

S_y^2 résiduel $- r^2 \; S_y^2$ résiduel $= (1-r^2) \; S_y^2$ résiduel et le carré moyen résiduel : $(1-r^2) \; s_y^2$ 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).

<u>2ème cas</u>. 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 de l'erreur expérimentale 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 :

$$\frac{s_y^2 \, r. \; (1-r^2)}{n} \Big/ \frac{s_y^2 \, r.}{2n}$$

$$= 2 \; (1 - r^2) \; = \; 2 - 2 \, r^2.$$

Cela montre que l'avantage reviendra toujours au deuxième dispositif car nous n'aurons bien entendu jamais un coefficient de corrélation égal à 1.

Dans notre cas : efficacité relative = 1,88.

.../...

AUTRE MOYEN DE REDUIRE L'ERREUR EXPERIMENTALE

Dans l'essai comparatif d'hybrides mis en place en 1964 à Nkoemvone, parcelle 90 (5 répétitions - parcelle élémentaire de 20 arbres - 40 familles - 4.000 arbres), des mesures de diamètre du tronc à 20cm du collet ont été effectuées à 12 et 22 mois de plantation.

Deux analyses de covariance ont été tentées en prenant comme variable dépendante le cumul moyen des productions 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 12 mois et à 22 mois.

1ère analyse : (diamètres à 12 mois)

Source de variation	Degrés de liberté	Sx^2	Sxy	S_y^2	$\frac{(Sxy)^2}{Sx2}$	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	
Erreur	156	5,5108	3,83294	8,52386	2,66593	5,85793	155	0,03779
Fam.+ er.	195	10,4704	6,41604	18,44876	3,93161	14,51715		
Blocs + er.	160	5,9455	4,44954	11,61186	3,32998	8,28188		

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 de l'erreur est réduit de 0,05464 à 0,037795, soit de 31 % de sa valeur.

.../...

<u>2ème analyse</u> : (diamètres à 22 mois)

Source de variation	Degrés de liberté	Sx^2	Sxy	S^2_y	$\frac{(Sxy)^2}{Sy^2}$	S^2_y 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
Erreur	156	23,0308	9,90897	8,52386	4,26332	4,26054	155	0,02749
Fam.+ er.	195	37,0921	16,82356	18,44876	7,63052	10,81824	194	
Blocs + er.	160	28.8674	13,88338	11,61186	6,67702	4,93484	159	

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 de l'erreur est réduit de 0,05464 à 0,02749, soit de 50 % de sa valeur.

La liaison est plus intéressante à 22 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 12 à 22 mois a donné des résultats moins intéressants).

L'analyse de covariance ne peut être effectuée que si la variable auxilliaire 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 commençant à l'entrée en production des arbres, les mensurations effectuées avant le premier traitement, à 22 mois par exemple, pourront être utilisées comme indiqué. La précision de l'essai d'engrais NPK prévu sera de cette façon nettement améliorée. On a vu que c'était 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) :

<u>1er dispositif</u> : $(3^3) \times 4$ (parcelle élémentaire de 25 a.)
effet principal : 1,31
interaction : 1,58.

<u>2ème dispositif</u>: $(3^3) \times 8$ (parcelle élémentaire de 12 a.)
effet principal : 1,23
interaction : 1,44./-

* *
*

YAOUNDE, le 25 Mars 1970

I. F. C. C.

CENTRE DE RECHERCHES DU CAMEROUN

ETUDE SUR LES DISPOSITIFS EXPERIMENTAUX

A UTILISER DANS LES ESSAIS SUR CACAOYERS

------oOo------

R. LOTODE

Février 1970

INSTITUT FRANÇAIS DU CAFE ET DU CACAO