

RÉPUBLIQUE FÉDÉRALE DU CAMEROUN

SECRETARIAT D'ÉTAT AU DÉVELOPPEMENT RURAL
(CAMEROUN ORIENTAL)

DIRECTION DE L'AGRICULTURE

ESSAI DE MISE AU POINT D'UNE MÉTHODE
D'EXPÉRIMENTATION ADAPTÉE AUX CONDITIONS DE
LA CACAOYÈRE CAMEROUNAISE TRADITIONNELLE

par

HENRI MARTICOU

RAOUL MULLER

REPUBLIQUE FEDERALE DU CAMEROUN

SECRETARIAT D'ETAT AU DEVELOPPEMENT RURAL
(Cameroun Oriental)

DIRECTION DE L'AGRICULTURE

ESSAI DE MISE AU POINT D'UNE METHODE D'EXPERIMENTATION
ADAPTEE AUX CONDITIONS DE LA CACAOYERE CAMEROUNAISE
TRADITIONNELLE

par

Henri MARTICOU,

et

Raoul MULLER,

Ingénieur Agronome INA Paris
Ingénieur d'Agriculture Outre-Mer
Chef du Service des Enquêtes Agro-
économiques, des Statistiques et
de la Documentation Agricoles.

Licencié ès Sciences
Maître de Recherche de l'ORSTOM
Chef de la Division Phytopatholo-
gie-Entomologie du Centre de Re-
cherches Agronomiques de Nkolbisson.

YAOUNDE 1957 - 1963

SOMMAIRE

Avant-propos	I
Chapitre I	- Difficultés et nécessité de l'expérimentation dans la cacaoyère traditionnelle	I
Chapitre II	- Principes de travail	9
Chapitre III	- Définition des caractéristiques d'une variable permettant d'estimer l'effet d'une intervention. Choix d'une variable pour la cacaoyère traditionnelle	I7
Chapitre IV	- Comparaison des productions de groupes de parcelles au cours d'une même année..	I9
Chapitre V	- Différences entre productions de groupes de parcelles au cours d'années successives	30
Chapitre VI	- Ecart entre la production effective de parcelles et une production théorique de ces mêmes parcelles faisant intervenir leur potentiel intrinsèque et l'effet de l'année climatique	39
Chapitre VII	- Rapport entre la production réelle et la production théorique	44
Chapitre VIII	- Schéma expérimental proposé	50

AVANT - PROPOS

Ce travail a pour origine le fait que, durant plusieurs années, les services de recherche du Cameroun ont enregistré de nombreux échecs dans leurs travaux d'expérimentation effectués dans la cacaoyère traditionnelle, seul champ d'expérience ouvert à leurs activités. Les causes de ces échecs, dont on verra qu'ils ne sont pas spécifiquement camerounais mais qu'au contraire on les rencontre dans pratiquement tous les pays producteurs de cacao, sont dûes au fait que les schémas classiques d'expérimentation, mis au point pour être appliqués dans un milieu très homogène, sont mis en défaut dans le milieu très hétérogène que constitue la cacaoyère traditionnelle.

En effet les productions des cacaoyers, observées dans les conditions naturelles ne répondent pas aux hypothèses implicitement admises lors de la mise en oeuvre de ces schémas. Nous nous sommes efforcés, par l'étude structurelle de la production de 10.000 cacaoyers observés individuellement pendant 3 années consécutives, de décrire un schéma expérimental adapté aux conditions de la cacaoyère traditionnelle, après avoir défini les lois de variation de la production des arbres au cours du temps.

x

x x

Nous tenons à adresser ici nos remerciements à tous ceux qui ont collaboré à la réalisation de ce travail ou qui nous ont aidé à le mener à bien.

Notre gratitude va tout particulièrement à Monsieur Auguste VESSE, Chef du Service de la Statistique Générale, qui fut, pour nous, un conseiller avisé et qui s'est immédiatement intéressé à nos travaux et nous a offert l'appui total de l'équipement mécanographique de son service sans lequel bien évidemment ils n'auraient même pas pu être entrepris. Monsieur Jean-Marie CALLIES, son successeur, est resté fidèle, dans toute la mesure du possible, à cette tradition de collaboration, malgré l'accroissement des charges de son service et nous lui en sommes très reconnaissants.

Messieurs MAZEAS et MONTAGNE, successivement chefs de l'atelier mécanographique, Messieurs DAUDET et SAUVAGET chefs opérateurs qui ont assuré l'exécution des travaux de dépouillement et ont toujours accueilli avec sympathie nos demandes parfois peu compatibles avec le fonctionnement normal de leur atelier et avec les exigences des machines électrocomptables, doivent être associés à la réussite de notre entreprise.

Nos proches collaborateurs MM. Rodolphe EKOUM, Benoît NGILA, Ephrem ETOA et André BEYEME, assistants du laboratoire de Phytopathologie, MM. Ferdinand TSIMI, Zénon EYEBE, Martin ATANGANA, Thomas

.../...

ESSOMBA, Guillaume ASSENE, Vincent NONGA, René EONE, Jean ESSAMA, garçons de laboratoire, qui, jour après jour pendant trois ans, ont assumé la fastidieuse tâche de collecter les observations trouveront ici nos remerciements et l'expression de notre sympathie.

Certaines difficultés financières et matérielles ont pu être résolues grâce à l'aide que nous ont apportée MM. Sébastien BAZAN, Chef du Service de la Protection des Végétaux, et Louis RIVALS, Directeur du Secteur de Modernisation du Centre Cameroun. Qu'ils trouvent ici l'assurance que nous ne l'avons pas oublié.

Nous adressons une amicale pensée à MM. Georges MBARGA, Athanase ATANGANA, Bernard ESSOMBA, Simon MINKOUMOU, Thomas NDI, Moïse MVONDO, Raymond ELOUNDOU, Innocent MVONDO, Evariste TSANGA, Médard MBESSA, Jean EVOUNA, Luc ESSOMBA, planteurs, qui nous ont laissé la libre disposition de leurs plantations et nous leur disons ici combien nous avons apprécié les excellentes relations qui furent les nôtres pendant trois ans.

x

x

x

CHAPITRE I

DIFFICULTES ET NECESSITE DE L'EXPERIMENTATION DANS LA CACAOYERE TRADITIONNELLE

I - Aspect de la cacaoyère camerounaise traditionnelle

La cacaoyère camerounaise est caractérisée par une extrême hétérogénéité. Cette hétérogénéité est de plusieurs ordres : génétique, pédologique, microclimatique.

Hétérogénéité génétique

Les cacaoyers cultivés au Cameroun résultent d'introductions nombreuses d'origines fort diverses. Ils constituent une population hybride présentant un grand nombre de types que l'on peut rattacher au groupe Trinitario et parmi lesquels se rencontrent les formes Criollo et Forastero.

Aussi la cacaoyère camerounaise est-elle caractérisée par une grande diversité génétique se traduisant par l'existence, au sein d'une même plantation, d'arbres très différents par leur port, leur comportement végétatif et leur fructification.

Hétérogénéité du terrain

La cacaoyère camerounaise est installée en grande partie sur un plateau assez vallonné situé entre 300 et 800 mètres d'altitude. Les plantations sont très souvent établies à flanc de coteau, et présentent, pour une surface peu étendue, un relief varié; entre deux points peu éloignés, on peut enregistrer des différences importantes dans l'alimentation en eau et en éléments nutritifs.

.../...

Il est notable également que les plantations sont, nous le verrons plus loin, établies sous ombrage naturel très irrégulier : les diverses essences d'ombrage ont des exigences variables et entrent différemment en concurrence hydrique et minérale avec les cacaoyers.

Hétérogénéité microclimatique

Le cacaoyer étant une espèce d'ombre, les plantations sont installées sous des vestiges forestiers résultant d'un éclaircissement plus ou moins poussé de la forêt. Le choix des arbres conservés et des arbres abattus est en partie fonction des facilités d'abattage, les moyens mis en oeuvre pour cette opération étant toujours très faibles. 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, beaucoup plus sèches. Le comportement des arbres, leur végétation, leur fructification sont très diversement influencés par le couvert. L'activité des parasites, insectes (capsides en particulier) et champignons (surtout *Phytophthora palmivora*, agent de la pourriture brune des cabosses), conditionnée par les facteurs de l'environnement, présente elle-même des variations considérables au sein d'une même plantation.

Pour montrer cette hétérogénéité de la cacaoyère, nous donnons, dans le tableau I, quelques chiffres de production et quelques taux d'attaque de pourriture brune caractérisant des parcelles voisines comptant chacune environ 200 arbres, 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 mo-yenne de cabos-ses 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	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	27,5	74,5
				2	46,8	74,9
				3	38,6	73,7
				4	34,4	62,0
2	1	1	46,5	69,3		
		2	27,8	49,5		
		3	25,6	46,2		
		4	22,4	46,0		

L'examen de ce tableau permet de noter en particulier que :

1°/ entre deux parcelles d'un même bloc (bloc 2 de la plantation I par exemple) la production de cabosses peut varier dans une proportion voisine de 1 à 3;

2°/ les dégâts dus à la pourriture brune sont quatre fois plus importants dans la parcelle 4 du bloc I de la plantation I que dans la parcelle 3 du même bloc qui lui est voisine;

3°/ un certain gradient régulier de variation peut apparaître au sein d'une même plantation de 2 hectares environ, faisant passer le taux des dégâts de 75 % à 45 %. (Plantation 3, blocs I et 2).

2 - Difficultés de l'expérimentation dans la cacaoyère

Pour être menée à bien, l'expérimentation agricole doit être réalisée dans un milieu aussi homogène que possible : même modestes, les effets des interventions doivent pouvoir être distingués des variations aléatoires naturelles.

L'extrême hétérogénéité de la cacaoyère traditionnelle est un handicap sérieux à la réalisation de toute expérimentation. En effet, nous avons pu constater au Cameroun, la quasi impossibilité d'y effectuer une expérimentation suivant les méthodes classiques élaborées pour un milieu très homogène. Nous ne nous étendrons pas outre mesure sur les échecs enregistrés et nous nous bornerons à la relation de quelques-unes des expériences faites dans le pays.

Au cours de la campagne 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 prisés 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 (1).

On pourrait objecter que, dans cet essai, les parcelles de 10 arbres étaient trop petites, font 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

(1) Rapport annuel 1955 du laboratoire de Phytopathologie du Centre de Recherches Agronomiques de Nkolbisson.

ité génétique des arbres, ne nous apporte 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 (1). 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. En voici deux illustrations :

1/- En 1958-1959 les moyennes des productions des parcelles ayant reçu les traitements a, b, c, et d, pour les 5 blocs en étude, étaient, pour les cabosses saines, de :

Moyenne des parcelles a = 1.404 cabosses saines pour 100 arbres;
Moyenne des parcelles b = 1.496 cabosses saines pour 100 arbres;
Moyenne des parcelles c = 2.185 cabosses saines pour 100 arbres;
Moyenne des parcelles d = 1.738 cabosses saines pour 100 arbres;

Des différences de l'ordre de 30 % apparaissent entre les moyennes : l'analyse statistique conduit à la conclusion qu'elles ne sont pas significatives.

2/- En 1959-1960 les moyennes des productions des parcelles ayant reçu les traitements a, b, c, et d, pour l'ensemble des 9 blocs, étaient, pour les cabosses atteintes de pourriture brune de:

Moyenne des parcelles a = 1.356 cabosses atteintes pour 100 arbres;
Moyenne des parcelles b = 770 cabosses atteintes pour 100 arbres;
Moyenne des parcelles c = 331 cabosses atteintes pour 100 arbres;
Moyenne des parcelles d = 107 cabosses atteintes pour 100 arbres.

Or pour être significativement différents entre eux, deux traitements auraient dû entraîner des écarts de production moyenne d'au moins 721 cabosses pour 100 arbres (2). Ainsi aucun classement n'a donc pu être établi entre les trois traitements b, c et d.

(1) On trouvera le détail de cet essai au chapitre II, principe de travail, page 9.

(2) $A p = 0,05$.

En résumé, dans le premier exemple, des différences atteignant 30 % et, dans le second exemple, des différences de l'ordre de 1 à 8, peuvent être imputées à de simples fluctuations naturelles de la production des diverses parcelles et ne permettent pas de juger de la valeur relative de deux traitements. 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. On pourrait alors penser que les répétitions étaient trop peu nombreuses.

Soulignons cependant que cet essai portant sur 7.338 arbres utiles, soit plus de 10 hectares en incluant les bordures, a demandé, pour être mené à bien, un très gros travail, tant pour la préparation des plantations et l'exécution des traitements mis en comparaison, que pour le relevé des observations : il a nécessité, dans les conditions où nous l'avons effectué, un personnel d'exécution abondant dont la formation, la surveillance et le contrôle ont entraîné la mobilisation permanente d'un chercheur. Il paraît difficile, dans les conditions qui sont généralement offertes aux chercheurs en Afrique, d'entreprendre avec quelque chance de succès une étude portant sur un plus grand nombre d'arbres.

Nous pouvons citer à ce sujet une expérience tentée en 1955-56 par le Service de la Protection des Végétaux au Cameroun qui avait constitué 50 blocs de 3 parcelles de 100 arbres. Ce travail n'a conduit à aucun résultat valable. La masse des observations à faire dans de telles conditions nécessita un personnel nombreux, dispersé sur de grandes surfaces. La qualité des observations fut d'une telle médiocrité qu'il n'a pas été possible d'en tirer de conclusions.

Ces exemples concernant des essais par blocs donnent une idée et de l'imprécision à laquelle aboutissent les schémas expérimentaux classiques lorsqu'on les applique à la cacaoyère traditionnelle camerounaise, et des difficultés que l'on rencontre dans l'exécution de tels essais :

- ou bien les parcelles élémentaires trop petites font ressortir.../...

tir l'hétérogénéité génétique des arbres;

- ou bien les parcelles élémentaires trop grandes sont influencées par l'hétérogénéité du sol et du microclimat;

- ou bien la multiplication des répétitions entraîne le relevé d'une masse d'observations trop importante, pratiquement irréalisable dans des conditions acceptables.

Fallait-il admettre alors que tout progrès des techniques culturales applicables aux cacaoyers fût impossible puisque les schémas classiques d'expérimentation ne permettaient pas de tester leur efficacité dans le milieu d'application ?

Fallait-il conclure, devant ces difficultés, à l'obligation d'effectuer les études expérimentales concernant le cacaoyer dans les seules stations de recherche, établies en terrain homogène, sous ombrage artificiel régulier et constituées de plantations clônales parfaitement connues ?

3 - Nécessité des essais en plantation traditionnelle

Limiter les essais aux seules stations de recherche est une utopie. De telles stations sont en effet encore très peu nombreuses, et, en tous cas, très largement insuffisantes dans les différents pays producteurs de cacao, pour permettre d'y entreprendre toutes les études expérimentales indispensables. De plus, nous estimons, pour notre part, que l'expérimentation en milieu traditionnel ne peut être évitée. Elle seule permet d'effectuer en temps utile les études nécessitées en tous points de la zone de culture, par l'apparition de tel ou tel phénomène de nature pathologique ou autre qui ne se rencontre pas forcément en même temps dans les stations de recherche et qu'il faut étudier là où il se manifeste. De nombreux exemples étayaient cet argument. Nous ne citerons au Cameroun que le cas particulier de la pourriture brune des cabosses, longtemps presque absente, ou, au moins, insignifiante, à la station du cacaoyer de Nkoemvone, alors qu'elle est la principale maladie dans les plantations traditionnelles voisines de la station (1).

(1) Cet argument vaut aussi pour d'autres cultures arbustives et notamment le caféier: l'anthracnose des baies du caféier arabica, est localisée, au Cameroun, dans une région particulière de la zone de culture. La station de Dschang, distante de 20Km, en est indemne.

4 - Généralité du problème

La nécessité de l'expérimentation dans le milieu naturel apparaît non seulement au Cameroun mais aussi dans les autres pays producteurs de cacao. Elle a fait l'objet de recommandations de la Conférence Interaméricaine du Cacao (1) qui préconise, avant toute vulgarisation le contrôle expérimental par des essais multilocaux, des résultats obtenus en station. De toute évidence, ces essais multilocaux ne peuvent se faire que dans le milieu d'application, la cacaoyère traditionnelle.

Les difficultés que nous avons rencontrées au Cameroun ne semblent pas être particulières à ce pays. Elles se retrouvent au contraire, de façon très générale, dans les cacaoyères de la plupart des autres pays producteurs. La littérature spécialisée fait d'ailleurs souvent état d'essais sur cacaoyers n'ayant conduit à aucune conclusion ou à des conclusions vagues. Ces échecs constatés un peu partout, traduisent bien le fait que les schémas classiques d'expérimentation sont inadaptés aux conditions de la cacaoyère traditionnelle.

La Conférence Interaméricaine du Cacao s'est inquiétée de ce problème et a recommandé en substance :

- la nécessité de la rigueur statistique si l'on ne veut pas aboutir à des conclusions approchées ou fausses;
- la nécessité des expériences de longue durée;
- l'obligation de définir les schémas expérimentaux les mieux adaptés aux conditions de la cacaoyère et tenant compte des multiples facteurs de variation et de déterminer en particulier le nombre minimum d'arbres par parcelle expérimentale et le nombre de répétitions pour une précision donnée.

Nous nous sommes fixés pour but, à partir d'une étude précise des caractères de la cacaoyère traditionnelle, de mettre au point une méthode d'expérimentation propre à ce milieu.

(1) 5ème session de la conférence tenue en 1954 à Turrialba (Costa Rica)

7ème session de la conférence tenue en 1958 à Palmira (Colombie).

CHAPITRE II

PRINCIPES DE TRAVAIL

I - Hypothèse de travail

Les difficultés de l'expérimentation dans la cacaoyère traditionnelle tiennent, nous l'avons vu, à l'extrême hétérogénéité du matériel végétal et du milieu. Nous avons cherché à en approfondir le sens par l'étude structurelle de séries d'observations qui concernent la production individuelle des arbres et ses variations.

On trouvera cette étude au chapitre IV. Elle permet de comprendre pourquoi la comparaison des productions de parcelles au cours d'une même année, critère classique d'estimation de l'effet d'une intervention, ne peut être retenu.

En présence de ces éléments, nous avons émis l'hypothèse de travail suivante : l'estimation de l'efficacité d'un traitement peut-elle se faire en comparant les productions d'une même parcelle au cours de deux années successives, le traitement n'étant appliqué que la seconde année ?

En effet, dans une plantation de cacaoyers suffisamment âgés pour que l'influence de la croissance sur la production puisse être considérée comme négligeable, un certain nombre de facteurs sont invariables d'une année à l'autre; ces facteurs constants dans le temps sont :

- 1°/ les caractères héréditaires des arbres;
- 2°/ le sol;
- 3°/ l'ombrage dans la majorité des cas.

L'influence de ces facteurs, inchangés d'une année à l'autre sera nulle ou très faible (1) sur les différences relatives que l'on sera à même d'observer pour une même parcelle entre deux campagnes.

(1) En fait l'ombrage se modifie d'année en année mais dans des proportions telles que, entre deux années consécutives ses variations puissent être tenues pour négligeables.

Les principaux facteurs variables dans le temps sont :

- 1°/ la climatologie, particulière à chaque année;
- 2°/ les traitements effectués une année et pas l'autre.

On admettra que les différences constatées entre les deux années seront dues à l'action combinée de ces deux derniers facteurs.

Pour mettre en évidence leur importance relative, on divisera les plantations expérimentales en parcelles dont certaines ne seront pas traitées ni la première année ni la seconde, les autres recevant un traitement au cours de la deuxième année seulement :

- sur les parcelles témoins, seule l'influence "climat" se fera sentir et pourra ainsi être estimée;
- sur les parcelles traitées on admettra que le climat a la même influence que sur les parcelles témoins; si les variations de production sont d'un ordre de grandeur différent entre les témoins et les parcelles traitées, on admettra que cet écart est dû aux traitements.

2 - Plantations d'essai

Pour contrôler l'exactitude de ces hypothèses nous avons mis en observation deux groupes d'arbres. Le premier groupe a été suivi au cours de trois campagnes successives (1957-1958, 1958-1959, 1959-1960) et le second groupe au cours de deux campagnes seulement (1958-1959, 1959-1960).

Premier groupe

Campagne 1957-1958

Au cours de cette campagne, nous disposions de 4.790 arbres répartis en 3 plantations :

- Plantation I = 1.967 arbres
- Plantation 2 = 866 arbres
- Plantation 3 = 1.957 arbres.

Pendant cette première année aucun traitement n'a été effectué; les observations ont par conséquent été faites sur des arbres laissés dans les conditions naturelles.

Campagne 1958-1959

Au cours de cette deuxième campagne, les plantations ont été découpées en 5 blocs :

- Plantation 1 = 2 blocs
- Plantation 2 = 1 bloc
- Plantation 3 = 2 blocs.

Chaque bloc compte 4 parcelles a, b, c, d, recevant un traitement particulier :

- a) témoin laissé dans les conditions naturelles;
- b) enlèvement hebdomadaire des cabosses atteintes de pourriture brune;
- c) même traitement qu'en b) avec application de bouillie cuprique sur les seules cabosses basses (troncs et branches basses jusqu'à 1m,50 au-dessus du sol) pendant les deux saisons des pluies (1);
- d) même traitement qu'en c) mais, au cours de la deuxième saison des pluies, les applications de bouillie cuprique ont été faites sur toutes les cabosses (troncs, branches basses et hautes).

Campagne 1959-1960

Mêmes traitements qu'au cours de la campagne 1958-1959 dans les mêmes parcelles.

Des bordures étant ménagées autour de chaque parcelle et, d'autre part, certains arbres ayant été détruits ou détériorés au cours des ~~trois~~ campagnes d'observation, soit par suite de maladies, soit par suite d'accidents (chutes d'arbres d'ombrage par exemple), le nombre des arbres utiles est, en définitive, de 3.841 pour ce premier groupe :

- Plantation 1 = 1.681 arbres
- Plantation 2 = 676 arbres
- Plantation 3 = 1.484 arbres.

(1) La zone de culture du cacaoyer se situe sous le climat équatorial caractérisé par l'existence de deux saisons de pluies séparées par deux saisons sèches.

Deuxième groupe

Campagne 1958-1959

Cette campagne, pour ce deuxième groupe, représente la première année d'étude. Les observations ont été faites comme en 1957-1958 pour le premier groupe, c'est-à-dire dans les conditions naturelles.

Nous disposions de 4.505 arbres répartis en quatre plantations :

Plantation 4 = 953 arbres
Plantation 5 = 1.413 arbres
Plantation 6 = 798 arbres
Plantation 7 = 1.341 arbres.

Campagne 1959-1960

Les 4 plantations ont été constituées en blocs et parcelles :

Plantation 4 = 1 bloc incomplet : 3 parcelles
Plantation 5 = 1 bloc : 4 parcelles
Plantation 6 = 1 bloc incomplet : 3 parcelles
Plantation 7 = 1 bloc : 4 parcelles.

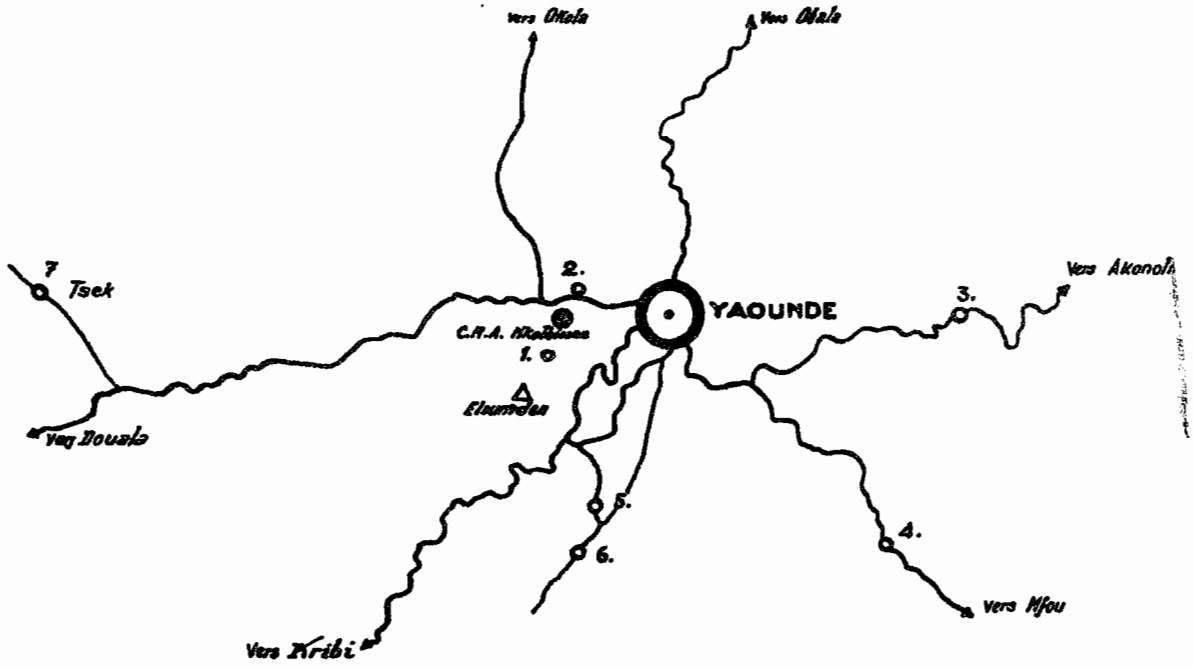
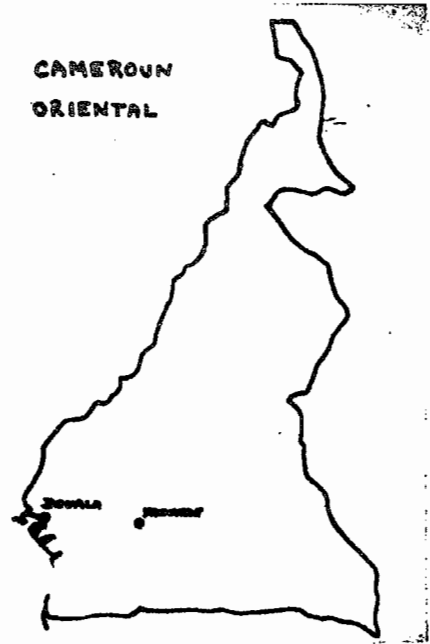
Les traitements sont les mêmes que pour le premier groupe. Dans les 2 blocs incomplets de 3 parcelles, le traitement manquant est l'enlèvement hebdomadaire des cabosses pourries.

Par le jeu de l'élimination des arbres de bordure et des arbres morts ou accidentés, le nombre des arbres utiles est en définitive de 3.497 pour ce deuxième groupe :

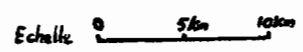
Plantation 4 = 725 arbres
Plantation 5 = 1.155 arbres
Plantation 6 = 615 arbres
Plantation 7 = 1.002 arbres.

Nous disposions donc de 7 plantations dont le schéma ci-joint situe la position géographique. Elles étaient numérotées de 1 à 7. Chaque plantation comportait un ou deux blocs numérotés de 1 à 2. Chaque bloc comprenait 3 ou 4 parcelles numérotées de 1 à 4.

Emplacement des
plantations d'essai



- 1 - Nkolisson sentier de l'Eloundou.
- 2 - Km 5 de la Route de Douala.
- 3 - Km 22 de la Route d'Akonaha.
- 4 - Km 20 de la Route de Mfou.
- 5 - Eloua (Ancienne piste de Kribi).
- 6 - Afan Oyos (Ancienne piste de Kribi).
- 7 - Tsek = Km. 36 Route de Douala.



Les parcelles sont donc individualisées par trois nombres :

- le premier désignant la plantation,
- le deuxième désignant le bloc à l'intérieur de la plantation,
- le troisième, la parcelle à l'intérieur du bloc.

Par exemple :

- 3 2 4 désigne la parcelle 4 du bloc 2 de la plantation 3,
- 7 I 3 désigne la parcelle 3 du bloc I de la plantation 7.

Nous utiliserons dans la suite de l'exposé ce mode de désignation de nos parcelles.

3 - Nature des observations recueillies

Nos observations portent sur la production des cacaoyers. Cette production devrait normalement être exprimée en poids de cacao marchand. Ceci était impossible, nos observations étant effectuées arbre par arbre. Aussi nous sommes-nous limités au relevé du nombre des cabosses produites. Cette quantité est d'ailleurs liée de façon rigide au poids de cacao marchand. Elle est de plus d'une grande commodité.

Pour permettre une description aussi précise que possible des phénomènes observés :

1°/ chaque arbre a été numéroté et la production a été relevée arbre par arbre;

2°/ chaque semaine, au cours de chaque campagne d'observation, une visite dans les plantations permettait de noter tous les renseignements intéressant la production de chaque arbre;

3°/ lors de ces passages hebdomadaires, les phénomènes suivants étaient observés :

a) nombre de cabosses saines mûries au cours de la semaine, et récoltées lors du passage (désignées par S);

b) nombre de cabosses atteintes de pourriture brune, au cours de la semaine (désignées par P);

c) nombre de cabosses atteintes de pourriture brune au cours de la semaine mais économiquement utilisables parce que parvenues à un stade de maturation assez avancé pour en permettre la récolte (désignées par Pu);

d) nombre de cabosses atteintes de dessèchement physiologique ou accidentel (wilt) au cours de la semaine (désignées par W);

e) nombre de cabosses atteintes, au cours de la semaine, de pourritures autres que la pourriture brune (désignées par N);

f) nombre de cabosses atteintes, au cours de la semaine, de pourritures autres que la pourriture brune, mais économiquement utilisables parce que parvenues à un stade de maturation assez avancé pour en permettre la récolte (désignées par Nu);

4°/ de plus, on notait, pour ces diverses catégories de cabosses, leur position sur l'arbre. A cet effet on a distingué deux zones majeures, le tronc et les branches; le tronc a été lui-même subdivisé en 4 zones de hauteurs différentes :

- la première, du sol à 0,50 mètre;
- la seconde, de 0,50 à 1 mètre;
- la troisième, de 1 à 1,5 mètre;
- la quatrième, de 1,5 mètre à la fourche.

Les observations de chaque semaine ne concernent donc que les éléments remarquables au cours de la semaine considérée. La production totale d'un arbre, pour les diverses catégories de cabosses, n'est ainsi connue qu'en fin de campagne par sommation des observations hebdomadaires.

Toutes précautions ont été prises dans la pratique pour éviter les doubles comptages.

La complexité et le nombre très élevé de ces observations nous ont amenés à les porter directement en plantation sur des fiches cartonnées du modèle ci-joint qui a été dessiné en vue de la transcription des renseignements sur des cartes perforées pour l'exploitation mécanographique.

Le dépouillement de toutes les données a été réalisé à l'atelier mécanographique du Service de la Statistique Générale du Cameroun.

.../...

CHAPITRE III

DEFINITION DES CARACTERISTIQUES D'UNE VARIABLE PERMETTANT D'ESTIMER L'EFFET D'UNE INTERVENTION

CHOIX D'UNE VARIABLE POUR LA CACAOYERE TRADITIONNELLE

L'interprétation d'un essai consiste dans la majorité des cas, à tester l'hypothèse de l'égalité statistique des moyennes de divers groupes d'observations, chaque groupe ayant subi l'influence d'une cause particulière dont on désire contrôler l'efficacité. Par exemple, une des séries d'observations proviendra de parcelles ayant bénéficié d'un apport d'engrais; une autre, de parcelles qui n'auront pas été fumées. Si les différences des rendements moyens observés sur ces deux séries de parcelles peuvent être attribuées au jeu des fluctuations aléatoires, on conclura à l'inefficacité de l'apport d'engrais. Si au contraire la supériorité du rendement des parcelles fumées ne peut raisonnablement être imputée au simple jeu des variations naturelles on conclura à l'efficacité des engrais.

L'exécution des tests qui conduisent à ces conclusions supposent vérifiées les hypothèses fondamentales suivantes (1) :

- 1°/ chaque groupe d'observations peut être considéré comme un échantillon provenant d'une population normalement distribuée;
- 2°/ ces populations ont même variance;
- 3°/ les observations sont indépendantes.

Nous avons cherché, dans la cacaoyère traditionnelle, quelles variables permettant d'estimer l'efficacité des interventions, répondent à ces impératifs.

(1) "Méthode statistique" E. MORICE et F. CHARTIER, Tome II, page 227.

Nous avons été amenés à étudier :

1°) les productions de groupes de parcelles au cours d'une même année;

2°) la différence entre les productions de groupes de parcelles au cours d'années successives;

3°) l'écart entre la production effective de parcelles et une production théorique de ces mêmes parcelles, faisant intervenir leur potentiel intrinsèque et l'effet de l'année climatique;

4°) le rapport entre la production effective des parcelles et leur production théorique.

L'étude de ces quatre points fait l'objet des quatre chapitres suivants.

On peut dès maintenant dire que les trois premières variables étudiées ont été rejetées parce qu'elles ne répondent pas aux exigences de l'interprétation statistique. Seule la quatrième peut être retenue pour l'expérimentation dans la cacaoyère traditionnelle.

Nous nous proposons, au cours des campagnes 1964-1965 et 1965-1966 de mettre en application les conclusions de cette étude.

CHAPITRE IV

COMPARAISON DES PRODUCTIONS DE GROUPES DE PARCELLES AU COURS D'UNE MEME ANNEE

Le critère le plus immédiat pour juger de l'efficacité d'interventions est, sans conteste, la comparaison de la production de groupes de parcelles dans lesquelles ont été effectuées ces interventions, à celle d'un groupe de parcelles témoins, ces productions concernant la même année. Les schémas les plus classiques d'expérimentation agricole reposent sur ce principe. Tous ces schémas supposent admises les deux hypothèses suivantes :

1/- en l'absence d'intervention, la production individuelle des parcelles est distribuée selon une loi normale;

2/- l'effet d'une intervention donnée est identique pour chaque parcelle où elle est appliquée et vient s'ajouter à la production naturelle de la parcelle.

Nous avons cherché à voir si ces hypothèses étaient vérifiées dans la cacaoyère traditionnelle. Pour ce faire nous avons étudié la production dans les conditions naturelles, sans intervention, des 1.940 cacaoyers de la plantation 3 pour la campagne 1957-1958.

La répartition des productions des diverses catégories de cabosses par arbre est résumée dans le tableau II et le graphique I qui en est l'illustration.

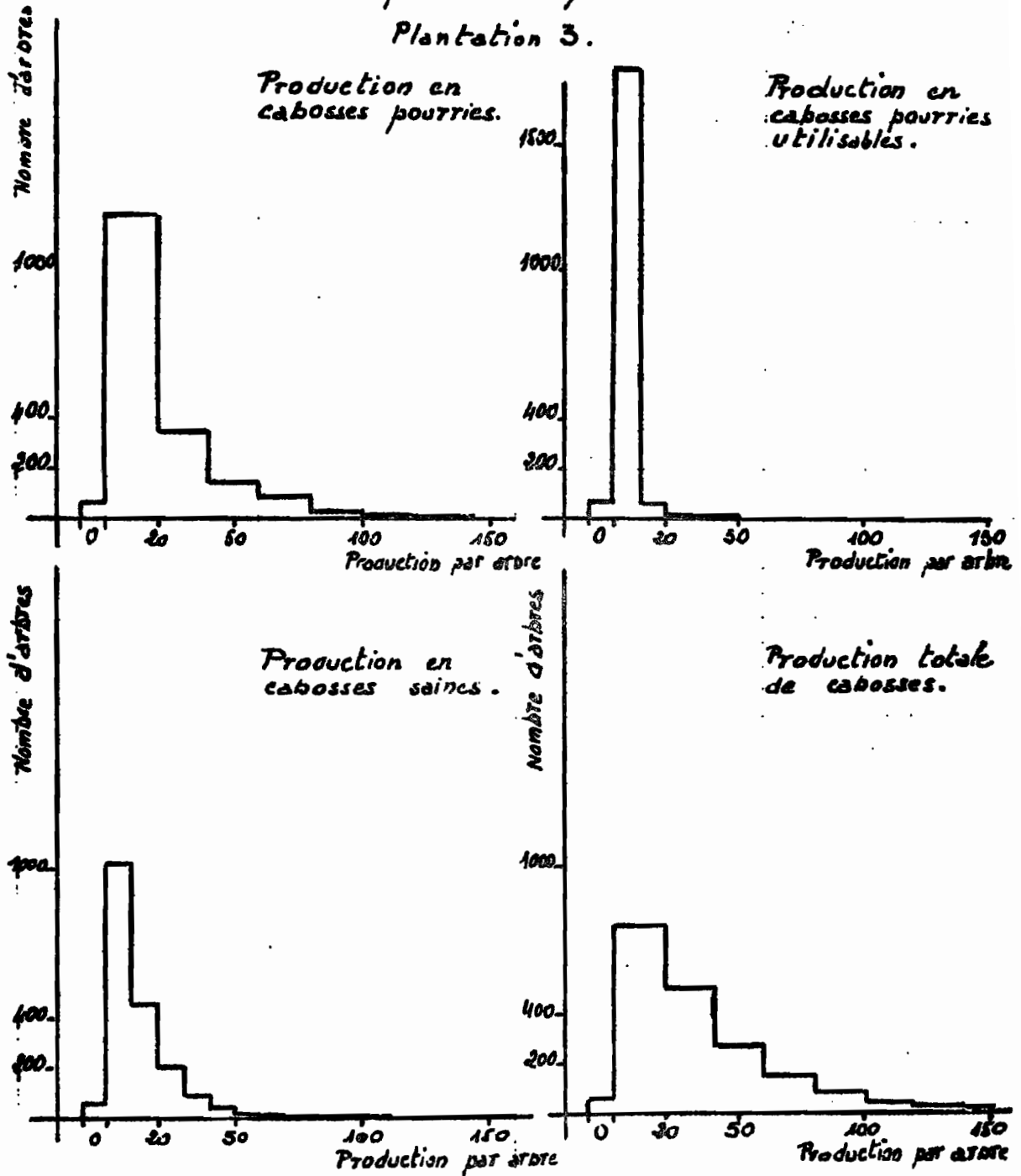
.../...

Tableau II

Répartition des arbres en fonction du nombre de cabosses produites

	Seines (S)	Pourries utilisables (Pu)	Pourries (P)	Total des cabosses (P+Pu+S)
0	67	67	67	67
1 à 9	1.022	1.803	1.212	761
10 à 19	459	64		
20 à 29	212	5	352	510
30 à 39	93	1		
40 à 49	46	-	151	268
50 à 59	16	-		
60 à 69	14	-	89	156
70 à 79	6	-		
80 à 89	1	-	33	84
90 à 99	3	-		
100 à 119	1	-	14	40
120 à 139	-	-	12	23
140 à 159	-	-	6	14
160 à 179	-	-	1	9
180 et plus	-	-	3	8
Total	1.940	1.940	1.940	1.940
Production moyenne par arbre	12,0	2,0	19,7	33,7

GRAPHIQUE 1
Histogrammes de la production de cabosses
par cacaoyer.
Plantation 3.



Des distributions tout à fait semblables ont été obtenues par M. J. GRIMALDI en 1955-1956, en plantation (1), ce qui montre le caractère très général de ce phénomène.

Les paramètres de ces distributions et plus particulièrement leurs moyennes, ne sont pas justiciables des tests usuels de comparaison qui, tous, supposent la normalité des distributions.

Toutefois la loi de distribution des moyennes \bar{x} de lots de n variables x tend vers une loi normale lorsque n augmente, même si les variables x ne sont pas à l'origine distribuées normalement. L'assimilation à une loi normale de la distribution des moyennes \bar{x} est réalisée pour des valeurs faibles de n (de l'ordre de 10), d'autant mieux que les variables x ont une distribution unimodale, ce qui est le cas des distributions observées au tableau II. Cette loi n'est vraie que dans la mesure où les n variables associées en lots sont indépendantes. C'est le cas lorsque l'on constitue des lots d'arbres choisis de façon strictement aléatoire à l'intérieur de la plantation. Ce serait encore le cas lorsque l'on constitue des parcelles d'arbres voisins, si leurs productions étaient indépendantes. L'expérimentateur se plaçant habituellement dans ce second cas, il est donc indispensable que l'hypothèse de l'indépendance des productions d'arbres voisins soit vérifiée pour qu'il puisse valablement appliquer à ces observations les tests usuels de comparaison.

Dans la plantation 3, nous disposons pour vérifier cette hypothèse, d'un plan détaillé indiquant l'emplacement de chaque arbre. Nous y avons constitué des parcelles dont les arbres étaient aussi voisins que possible, sans laisser d'arbres isolés qui n'auraient pas été inclus dans une parcelle.

Nous avons ainsi divisé cette plantation en :

- 194 parcelles de 10 arbres,
- 97 parcelles de 20 arbres,
- 48 parcelles de 40 arbres,
- 24 parcelles de 80 arbres.

Nous avons étudié la répartition de la production totale ($P + P_u + S$) de ces parcelles, au double point de vue de la forme de l'histogramme de distribution et de la dispersion des productions.

(1) Rapport annuel 1956 du laboratoire de Phytopathologie du Centre de Recherches Agronomiques de Nkolbisson (Archives du C.R.A. et de la Direction de l'Agriculture du Cameroun).

Forme de l'histogramme

La forme de la distribution devient de plus en plus symé-

trique et voisine d'une distribu-
tion normale lorsque l'on augmente
la taille des lots. Toutefois, pour
les lots de 10 arbres ($N > 8$)
l'assimilation à une loi normale
n'est pas encore possible. Le
diagramme des fréquences comporte
une forte dissymétrie avec étale-
ment des observations vers les
productions élevées. Cet étale-
ment rappelle la forme de la dis-
tribution des productions indivi-
duelles des arbres. Cette dissy-
métrie, quoique moins prononcée,
demeure pour les lots de taille
plus importante, comme en attes-
tent le tableau III et le graphi-
que II.

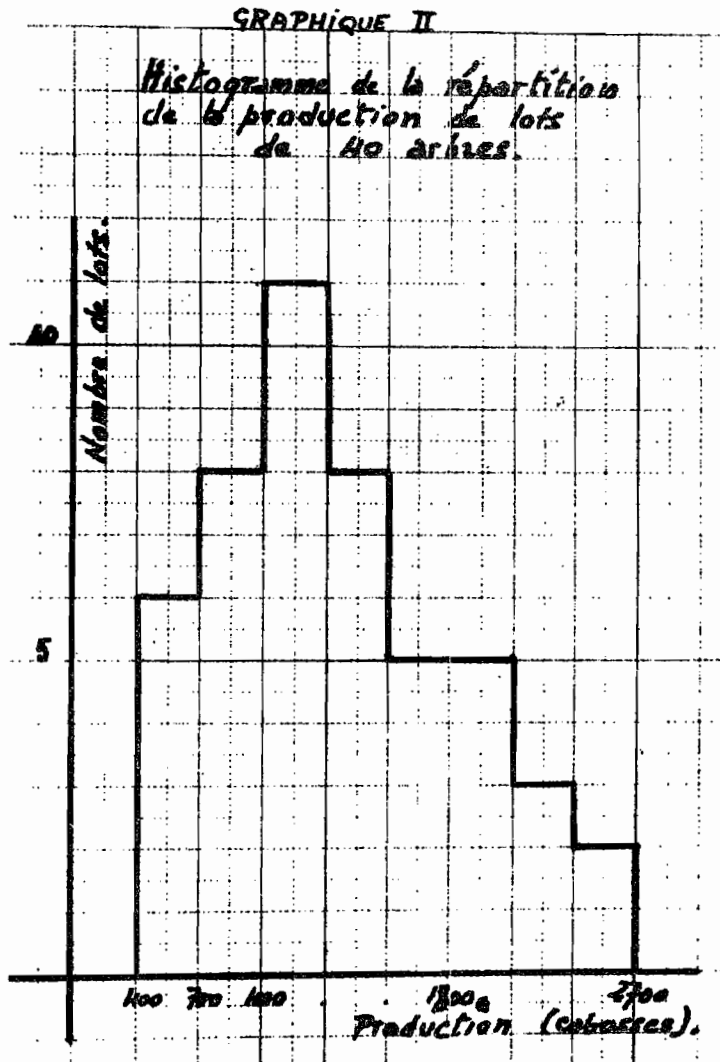


Tableau III

Répartition de parcelles de taille croissante en fonction de leur production moyenne de cabosses par arbre

<i>Nombre moyen de cabosses par arbre dans les parcelles</i>	<i>Taille des parcelles</i>	I arbre	10 arbres	20 arbres	40 arbres	80 arbres
0		67				
1	- 10	434	7	2		
11	- 20	352	43	20	9	4
21	- 30	299	46	22	15	7
31	- 40	198	40	22	10	5
41	- 50	155	19	15	5	5
51	- 60	112	19	7	7	2
61	- 70	83	13	7	1	1
71	- 80	69	5	2	1	
81	- 90	56	1			
91	- 100	24	0			
101	- 110	24	0			
111	- 120	13	1			
121	- 130	13				
131	- 140	10				
141	- 150	10				
151	- 160	4				
161	- 170	5				
171	- 180	4				
181	- 190	2				
191	et plus	6				
Nombre de parcelles		1.940	194	97	48	24

Ces distributions ne s'assimilent pas à des distributions normales. L'hypothèse de l'indépendance de la production des arbres n'est pas vérifiée. Le paragraphe suivant confirme cette assertion.

Dispersion des observations

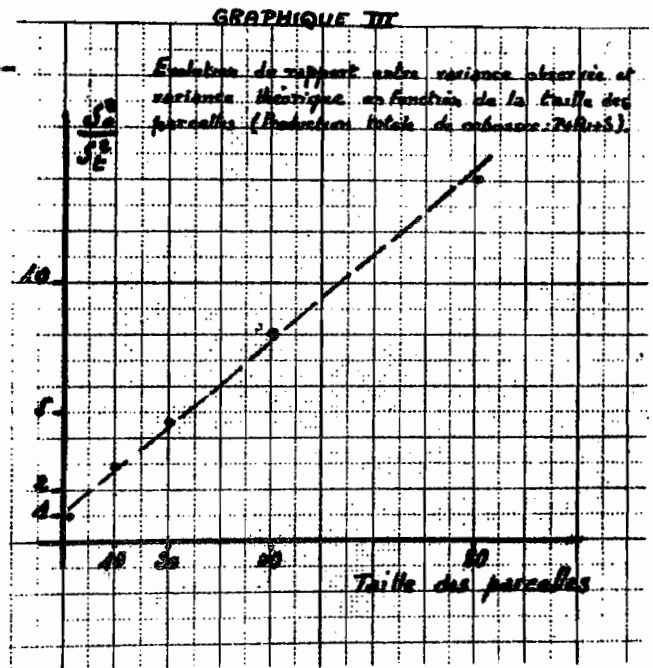
La variance de la production totale de cabosses (P+Pu+S) pour des parcelles de 10, 20, 40 et 80 arbres devrait être respectivement dans les rapports 10, 20, 40 et 80 de la variance de la production individuelle des arbres. La variance calculée pour chacune des catégories de parcelles est comparée dans le tableau IV à sa valeur théorique.

Tableau IV

Comparaison des variances observées et théoriques de la production totale de cabosses pour des parcelles de différentes tailles

Taille des parcelles	Variance observée S_o^2	Variance théorique S_t^2	Rapport des variances $\frac{S_o^2}{S_t^2}$
1 arbre	1.122	1.122	1
10 arbres	32.694	11.220	2,91
20 arbres	102.576	22.410	4,57
40 arbres	362.244	44.880	8,07
80 arbres	1.259.124	89.760	14,03

Le graphique III, portant en abscisse la taille des parcelles (exprimée en nombre d'arbres) et en ordonnée le rapport des variances observées et théoriques $\frac{S_o^2}{S_t^2}$, suggère que



ce rapport croît de façon linéaire avec la taille des parcelles, ce qui peut s'écrire :

$$S_h^2 = n S^2 (an + b) \quad (1)$$

avec

n = taille de la parcelle
 S_h^2 = variance de la production d'une parcelle de n arbres

S^2 = variance de la production individuelle des arbres.

Si l'on admet :

1°/- que la droite $an + b$ passe par le point de coordonnées (1,1),

2°/- que cette droite a même pente que la droite ajustée par la méthode des moindres carrés aux cinq points figuratifs des valeurs de $an + b$ calculés pour n valant respectivement 1, 10, 20, 40 et 80 arbres, l'équation (1) devient :

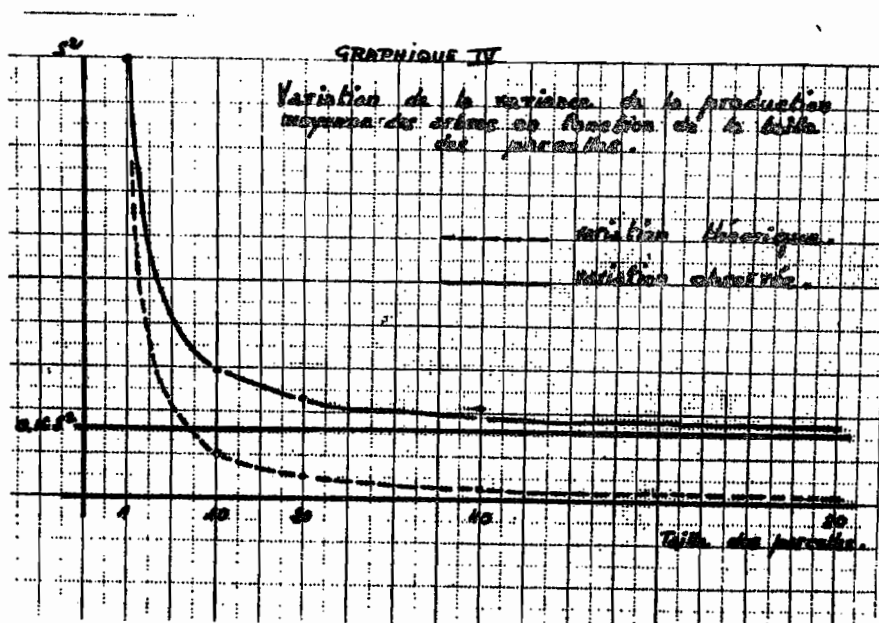
$$S_n^2 = 0,16 n^2 S^2 + 0,84 n S^2$$

La variance de la moyenne de la production par arbre $S_{\bar{n}}^2$ d'une parcelle de n arbres sera en conséquence :

$$S_{\bar{n}}^2 = \frac{b}{n} S^2 + a S^2 \quad \text{soit, dans le cas présent}$$

$$S_{\bar{n}}^2 = \frac{0,84 S^2}{n} + 0,16 S^2$$

Ainsi, lorsque la taille des parcelles croît, la variance de la production moyenne des arbres par parcelle ne tend pas vers zéro mais vers une limite égale à $a S^2$. La courbe représentative



de cette variance (graphique IV) est une branche d'hyperbole équilatère asymptote à $y = a S^2$ et non à $y = 0$ comme il serait normal si l'hypothèse d'indépendance de la production d'arbres voisins était exacte.

.../...

Au delà de 20 à 30 arbres, l'augmentation de la taille des parcelles n'apporte pratiquement aucune diminution de la variance qui demeure à un niveau assez élevé. Il faut peut-être voir là une des causes des échecs enregistrés dans les expérimentations de type classique.

Les deux coefficients a et b sont liés par la relation $a + b = 1$.

Si la répartition des arbres à l'intérieur des plantations était réalisée strictement au hasard, la variance de la production moyenne des arbres par parcelle suivrait la loi générale :

et l'on aurait alors $a = 0$, $b = 1$.

A l'opposé, si tous les arbres de même production étaient groupés ensemble, le fait de constituer des parcelles ne diminuerait en rien la variance de la production moyenne des arbres par parcelle. On aurait alors :

$$S_p^2 = S^2$$

Ceci correspondrait au cas où $a = 1$ et $b = 0$.

Le coefficient " a " chiffre donc le degré d'association des arbres de production comparable.

Dans notre cas particulier, $a = 0,16$, ce qui est loin d'être négligeable et traduit un degré élevé d'association des arbres de production totale ($P + P_u + S$) comparable. Cette situation de fait est en contradiction avec l'hypothèse de l'indépendance que l'on admet implicitement lorsque l'on constitue des parcelles d'essai.

Les autres catégories de cabosses produites, que ce soient les cabosses malades ($P + P_u$) ou les cabosses utilisables ($P_u + S$), se comportent de façon comparable aussi bien pour la forme de la distribution (tableau II) que pour l'évolution de la variance en fonction de la taille des parcelles, comme on peut le constater dans le tableau V.

Tableau V

Etude de la variance des productions des cabosses

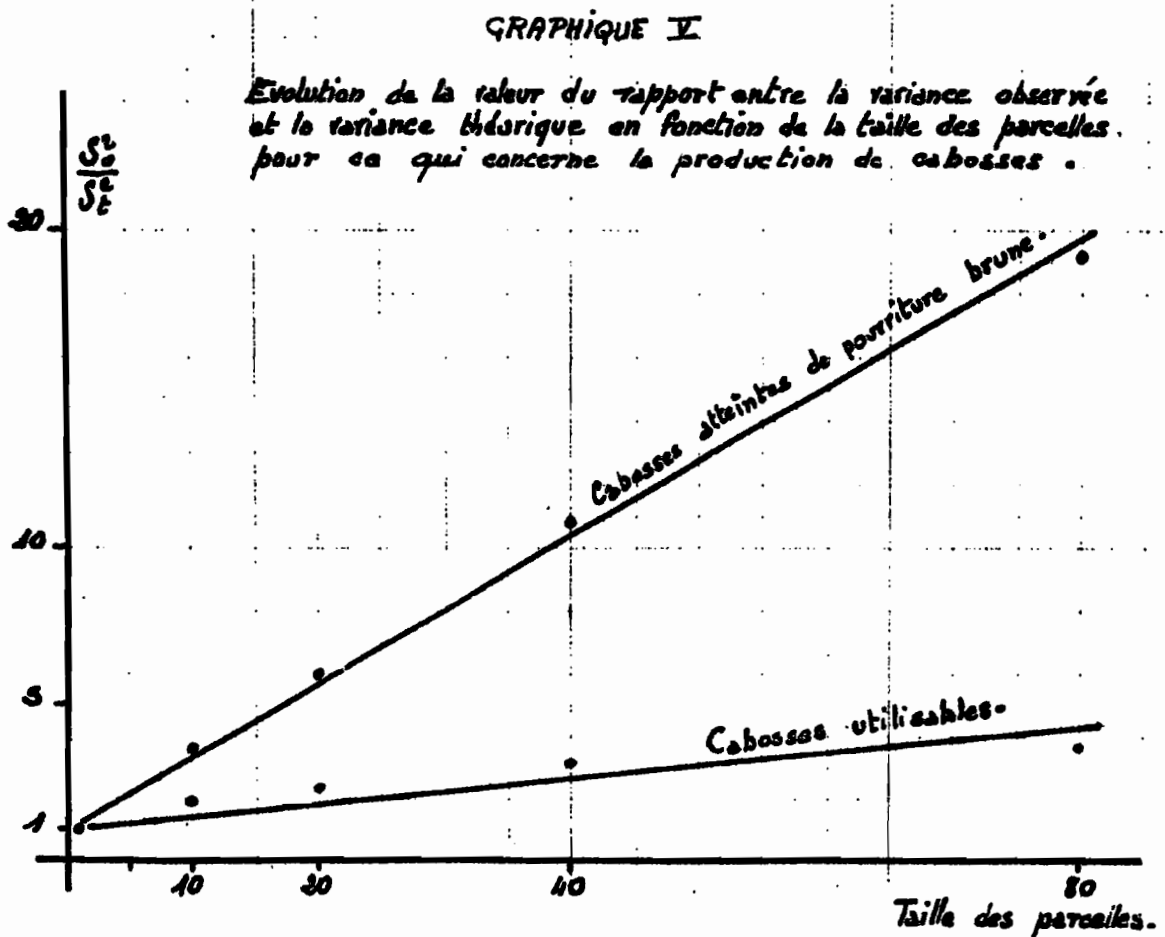
	Catégorie de cabosses		
	P + Pu	P + S	P+Pu+S
Variance observée S_o^2			
- par arbre	763	210	1.122
- par parcelle de 10 arbres	27.615	4.047	32.694
- par parcelle de 20 arbres	91.258	9.677	102.576
- par parcelle de 40 arbres	330.575	26.397	362.244
- par parcelle de 80 arbres	1.172.427	60.770	1.259.124
Variance théorique S_t^2			
- par arbre	763	210	1.122
- par parcelle de 10 arbres	7.630	2.100	11.220
- par parcelle de 20 arbres	15.260	4.200	22.440
- par parcelle de 40 arbres	30.520	8.400	44.880
- par parcelle de 80 arbres	61.040	16.800	89.760
Rapport des variances $\frac{S_o^2}{S_t^2}$			
- par arbre	1	1	1
- par parcelle de 10 arbres	3,62	1,93	2,91
- par parcelle de 20 arbres	5,98	2,30	4,57
- par parcelle de 40 arbres	10,83	3,14	8,07
- par parcelle de 80 arbres	19,21	3,62	14,03

Le graphique V établi à partir de ce tableau montre que, pour des parcelles dont la taille est compatible avec les exigences d'une expérimentation (taille de la parcelle élémentaire allant jusqu'à 80 ou 100 arbres), la variance des productions de cabosses malades (P+Pu), ou utilisables (Pu+S), évolue comme dans le cas de la production totale de cabosses (P+Pu+S). Une estimation graphique du coefficient "a" donne :

.../...

$a = 0,25$, pour la production de cabosses malades (P+Pu);
 $a = 0,05$, pour la production de cabosses utilisables (Pu+S).

Dans le cas de la production de cabosses malades, le coefficient a est beaucoup plus élevé encore que pour la production totale de cabosses. Il traduit en quelque sorte à la fois un phénomène de contagion d'un arbre malade à ses voisins et également un phénomène d'ambiance microclimatique avec taches favorables au développement du parasite.



Le fait de constituer des parcelles dans ces conditions n'entraîne qu'une diminution faible de la variance de la production moyenne de cabosses malades par arbre qui ne tombera jamais au-dessous du quart de sa valeur dans la population. Cette grande valeur de la variance résiduelle implique que, pour être significatives, les différences observées devront être très grandes. Quelle

que soit l'efficacité d'un traitement, de telles différences ont peu de chances d'être atteintes.

Nous pouvons expliquer ici ces constatations. Lorsque le planteur met en place ses arbres, il procède par semis direct sur le terrain de plantation; prenant une cabosse mûre, il l'ouvre et en plante toutes les graines, l'une après l'autre; les arbres issus de ces graines se trouvent ainsi groupés sur une petite surface : issus du même parent femelle et, en grande partie, du même parent mâle, ils constituent une "famille" dont les membres présentent un certain nombre de caractères génétiques communs. D'autres part, la qualité de l'ombrage agit sur le comportement des arbres et sur l'activité des parasites : une tache d'ombre ou une tache de lumière, intéresse un groupe d'arbres voisins qui réagiront tous dans le même sens à cette influence microclimatique.

En résumé :

- 1°/- quelle que soit la catégorie de cabosses
(P + Pu, Pu + S, P + Pu + S)
la production des parcelles n'est pas distribuée
selon une loi normale;
- 2°/- passé une limite vite atteinte, l'accroissement
de la taille des parcelles n'apporte plus de gain
de précision, les variances résiduelles demeurant
à un niveau élevé.

Toutes ces considérations nous conduisent à rejeter la comparaison des productions de groupes de parcelles au cours d'une même année pour estimer l'effet d'une intervention.

.../...

CHAPITRE V

DIFFERENCES ENTRE LES PRODUCTIONS DE GROUPES DE PARCELLES AU COURS D'ANNEES SUCCESSIVES

La comparaison des productions de parcelles au cours d'une même année s'est révélée un critère inutilisable pour l'estimation de l'effet d'une intervention surtout en raison de l'hétérogénéité du milieu. Or certaines causes d'hétérogénéité demeurent constantes au cours du temps ainsi que nous l'avons exposé en détail au chapitre II. C'est en particulier le cas de l'ombrage, de l'exposition, du patrimoine héréditaire de l'arbre, de la nature du sol ... Ceci laisse à penser que, pour les mêmes conditions climatiques, la production d'arbres ou de groupes d'arbres est identique d'une année à l'autre, à des fluctuations aléatoires près. Les conditions climatiques sont en réalité variables et l'on peut penser qu'elles se manifestent par une variation du même ordre de grandeur pour chaque arbre, ou pour chaque groupe d'arbres.

Si ces hypothèses se vérifiaient, connaissant la production p_0 d'un arbre ou d'un groupe d'arbres pour une année témoin, la production p_t de cet arbre ou de ce groupe d'arbres pour une année quelconque t serait, dans les conditions naturelles, de la forme

$$P_t = P_0 + a_t + \epsilon_t$$

expression dans laquelle :

- a_t représente l'effet climatique de l'année t par rapport à l'année témoin;
- ϵ_t l'effet de causes nombreuses, indépendantes, incontrôlables et chacune de faible importance.

.../...

ϵ devrait être une variable normale, de moyenne nulle et de variance constante pour l'ensemble des plantations pour que l'on puisse appliquer à ce modèle les tests ordinaires de l'expérimentation agricole.

Dans le cas d'une intervention, à l'effet climatique a_t s'ajouterait l'effet I de l'intervention, la production devenant :

$$P_t = P_0 + a_t + I + \epsilon$$

La constitution d'un témoin voisin de la parcelle traitée permettra d'estimer la valeur de l'effet climatique a_t . Si l'intervention est sans effet, les quantités $p_t - (p_0 + a_t)$ auraient dans les parcelles traitées une distribution normale et une moyenne non significativement différente de zéro. Si au contraire cette moyenne était significativement différente de zéro il faudrait y voir un effet de l'intervention.

Pour vérifier ces hypothèses, nous avons, dans les trois parcelles témoins 213, 312, 322, étudié la distribution des différences de production de cabosses d'une année à l'autre :

1°/- par arbre

2°/- par parcelle de 2 arbres

4 arbres

8 arbres

16 arbres

32 arbres.

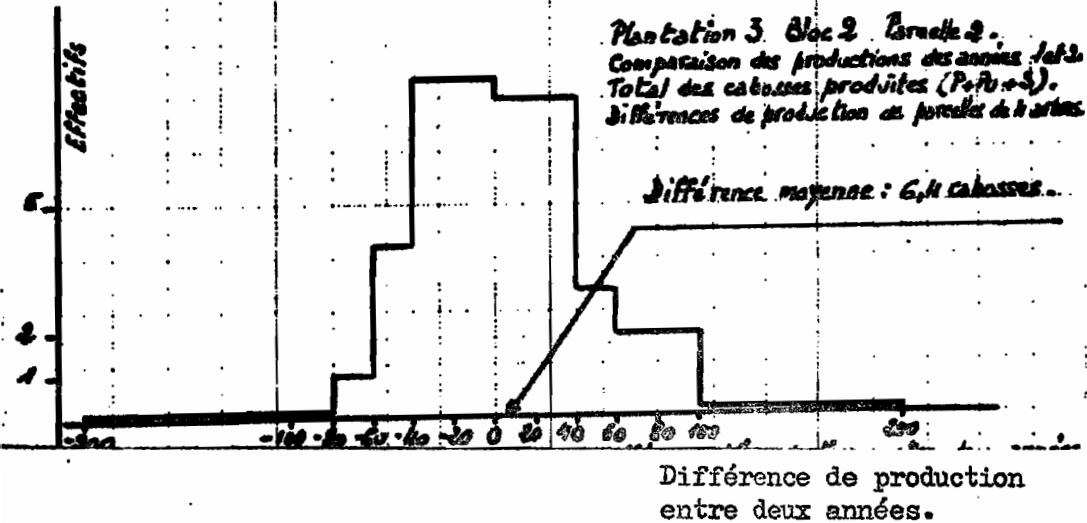
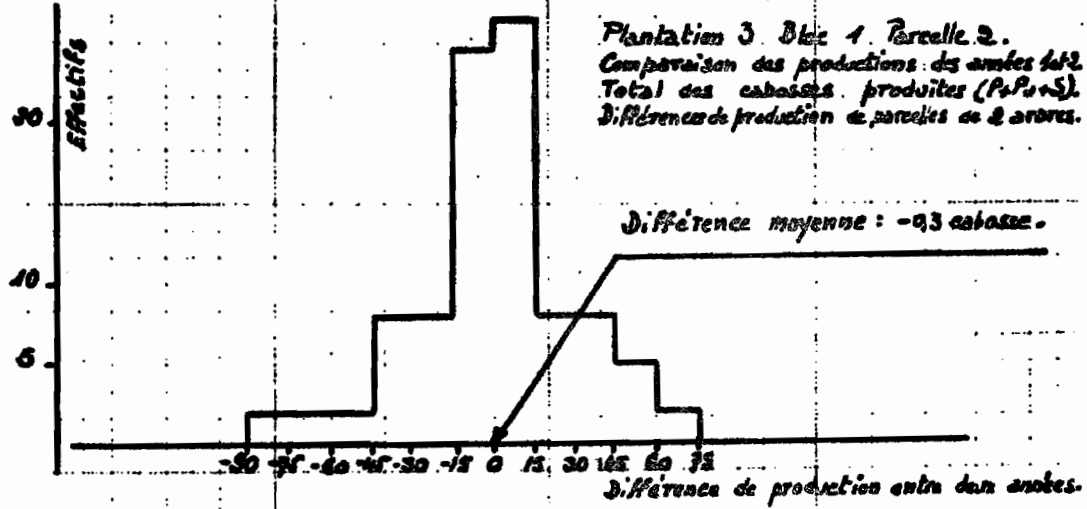
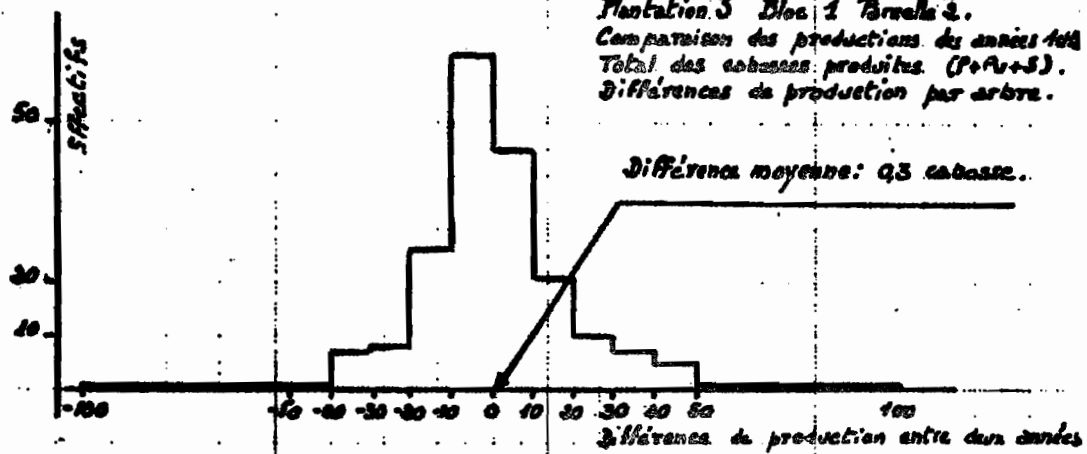
La distribution de ces quantités représentent $a_t + \epsilon$ devrait être normale et avoir même dispersion. Nous avons étudié ces distributions à ces deux points de vue :

a) Normalité des distributions.

L'ensemble de nos observations a fait l'objet de 162 tableaux et graphiques intéressent soit la production individuelle des arbres soit la production de groupes d'arbres. A titre d'illustration on trouvera ci-joint 14 de ces tableaux et les graphiques VI à XI choisis parmi les plus explicites.

.../...

GRAPHIQUES VI A VIII
DISTRIBUTION DES DIFFÉRENCES ABSOLUES DE PRODUCTION ENTRE DEUX ANNÉES.
 Cas des différences moyennes faibles.



Distribution des différences de production par arbre entre deux années successives.

N° des parcelles	312	312
Catégories de cabosses	P + Pu + S	Pu + S
Années de comparaison Valeur de la différence de production (cabosses) (1)	1 - 2	2 - 3
- 100		
- 51 à - 100	3	
- 41 à - 50		
- 31 à - 40	7	
- 21 à - 30	8	2
- 11 à - 20	26	4
- 1 à - 10	59	35
0	7	21
1 à 10	41	56
11 à 20	21	33
21 à 30	10	21
31 à 40	7	11
41 à 50	5	6
51 à 100	3	7
+ de 100	-	1
Nombre d'arbres	197	197
Différence moyenne	0,3	11,6

L'examen de ces documents a permis de constater que les distributions des différences de production des arbres entre deux années ne sont ni normales ni symétriques. Elles sont d'autant plus dissymétriques que leur moyenne est plus éloignée de zéro. (voir graphiques 9 à 11). Par contre elles sont symétriques lorsque leur moyenne est voisine de zéro.

En ce qui concerne les parcelles, les distributions des différences de production conservent la même allure que dans le cas des arbres considérés individuellement. Ceci, comme dans le cas des productions annuelles, donne à penser que les arbres réagissant de façon comparable sont voisins les uns des autres.

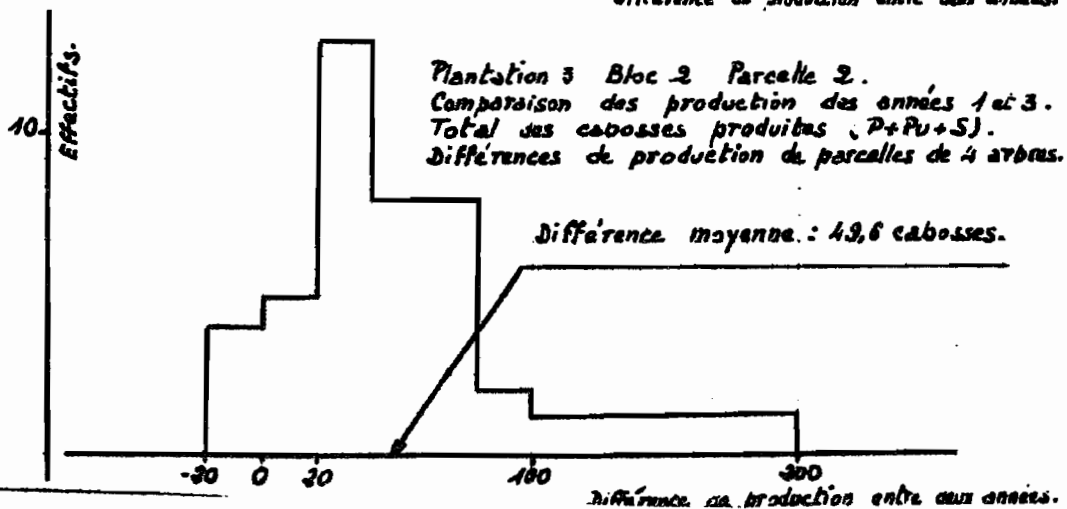
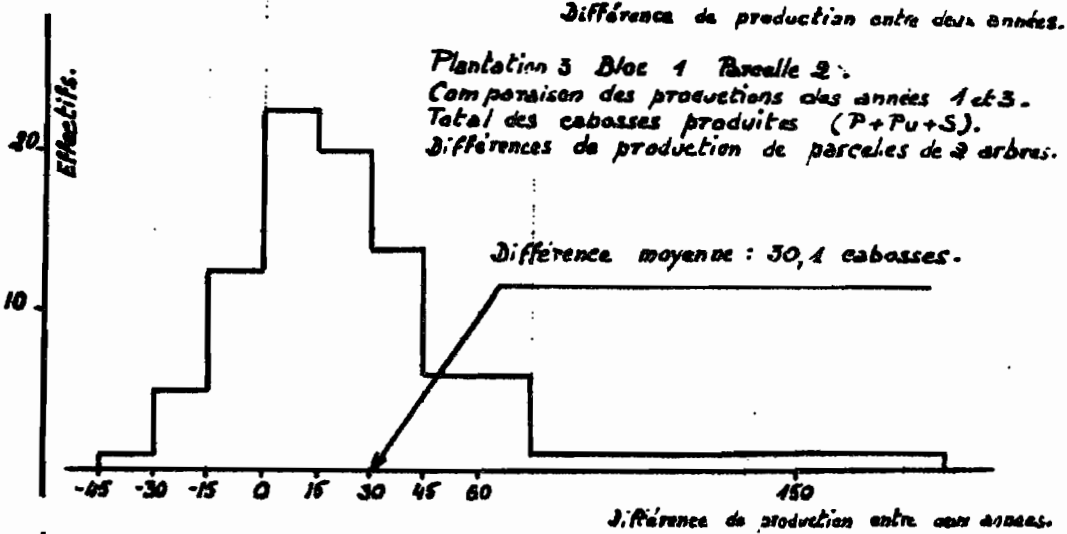
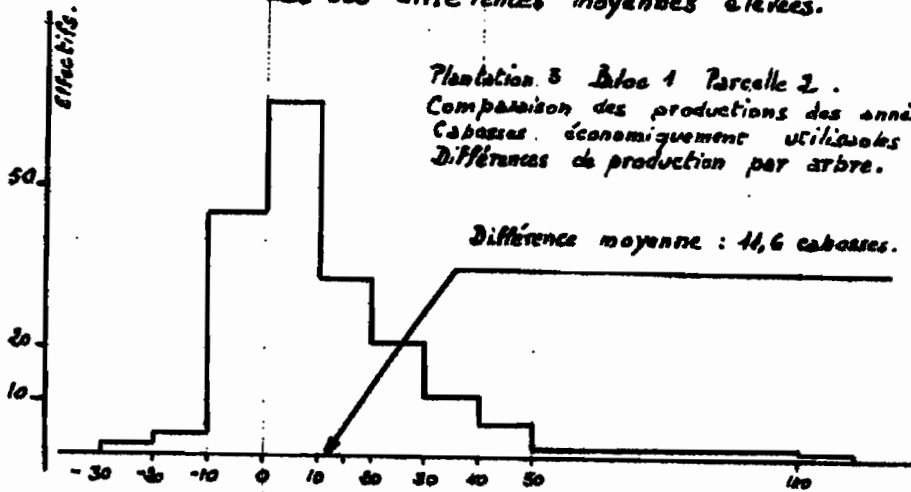
b) Identité des dispersions

Le tableau VI indique la valeur de la variance pour les trois parcelles qui ont servi à l'étude des différences de production entre années successives.

- (1) 1 = campagne 1957-1958
 2 = campagne 1958-1959
 3 = campagne 1959-1960

GRAPHIQUES IX A XI
DISTRIBUTION DES DIFFÉRENCES ABSOLUES DE PRODUCTION ENTRE DEUX ANNÉES.

Cas des différences moyennes élevées.



Distribution des différences de production par parcelles de 2 arbres entre deux années successives

N° des parcelles	213	312	213	213	312	322	312	213
Catégories de cabosses	Pu+S	Pu+S	P+Pu+S	Pu+S	P+Pu+S	Pu+S	P+Pu+S	P+Pu+S
<i>Années de comparaison de la différence de production (cabosses)</i>	1 - 2	1 - 2	1 - 2	1 - 3	1 - 3	1 - 2	1 - 2	2 - 3
- 150								
- 76 à - 150		5				1	2	
- 61 à - 75		2					2	
- 46 à - 60		7	1			2	2	1
- 31 à - 45	5	13	3		1	7	8	5
- 16 à - 30	3	11	-	3	5	21	8	10
- 1 à - 15	10	27	6	16	12	26	24	25
0	1	6	1	1	1	2	1	-
1 à 15	33	18	10	30	22	21	26	23
16 à 30	14	4	16	12	20	8	8	11
31 à 45	7	2	14	11	14	3	8	2
46 à 60	6		8	2	6	1	5	4
61 à 75	2	1	10	4	6		2	
76 à 150	2		10	4	5			2
+ 150			4		4			
Nombre de parcelles	83	96	83	83	96	92	96	83
Différence moyenne	14,6	- 16,4	43,9	19,4	30,1	- 7,1	- 0,3	1,9

Distribution des différences de production par parcelles de 4 arbres entre deux années successives

N° des parcelles	213	312	322	322
Catégories de ca- bosses	P + Pu	P + Pu + S	P + Pu + S	P + Pu + S
<i>Années de Valeur comparaison. de la diffé- rence de produc- -tion (Cabasses).</i>	1 - 3	1 - 3	1 - 3	1 - 2
- 200	-	-	-	-
- 101 à - 200				1
- 81 à - 100				
- 61 à - 80				1
- 41 à - 60		1		4
- 21 à - 40				9
- 1 à - 20	1	5	4	7
0	-	-	-	-
1 à 20	15	8	5	7
21 à 40	3	9	13	8
41 à 60	8	5	7	3
61 à 80	5	4	9	2
81 à 100	4	6	2	2
101 à 200	4	8	6	2
+ 200	1	2		
Nombre de parcelles	41	48	46	46
Différence moyenne	55,7	60,2	49,6	6,4

Tableau VI

Variance de la différence de la production individuelle
des cabosses entre années successives

Catégorie de cabosses	Années de comparaison	Parcelles		
		213	312	322
P + PU	1 - 2	607	561	226
	1 - 3	524	554	157
	2 - 3	118	634	183
PU + S	1 - 2	335	311	184
	1 - 3	336	132	130
	2 - 3	224	342	194
P + PU + S	1 - 2	1037	397	381
	1 - 3	870	711	275
	2 - 3	287	653	352

Comme on peut le constater, la variance de la différence de production individuelle des arbres entre deux années est très variable puisque, pour chaque catégorie de cabosses, on observe des variations de l'ordre de 1 à 2 et allant jusqu'à un rapport de 1 à 5.

Nous avons remarqué par ailleurs que la variance était d'autant plus importante que la différence de production entre deux années était elle-même plus grande. Ainsi pour la production totale de cabosses (P + PU + S) nous avons :

.../...

Tableau VII

Liaison entre la différence moyenne de production entre deux années et la variance de cette même quantité

	Année de comparaison					
	1 et 2		1 et 3		2 et 3	
	Différence moyenne de production par arbre	Variance de la différence	Différence moyenne de production par arbre	Variance de la différence	Différence moyenne de production par arbre	Variance de la différence
Parcelle 213	21,3	1037	22,3	870	0,9	287
Parcelle 312	0,3	397	15,4	711	15,2	653
Parcelle 322	1,6	381	12,4	275	10,8	352

De plus, si l'on répartit les arbres en parcelles de taille croissante la variance de la différence de production des parcelles entre deux années ne croît pas proportionnellement à la taille des parcelles, mais beaucoup plus vite que celle-ci.

Le tableau VIII indique pour chaque taille de parcelles le rapport entre :

1°/- la variance de cette caractéristique effectivement observée;

2°/- la variance de la différence de production entre deux années calculées à partir de la variance individuelle des arbres (variance théorique).

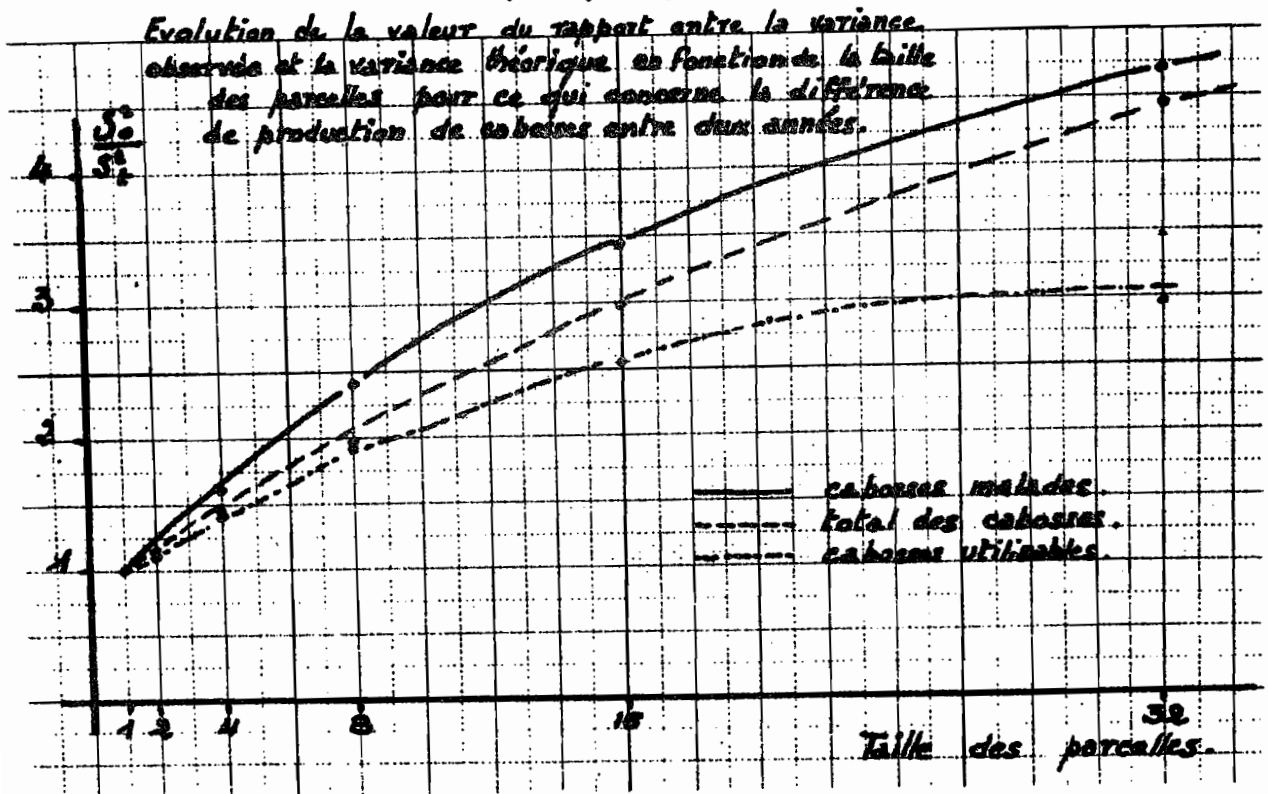
.../...

Tableau VIII

Comparaison des variances observées et théoriques de la différence de production entre années successives en fonction de la taille des parcelles.

	Rapport des variances observées aux variances théoriques		
	P + PU	PU + S	P + PU + S
	2 arbres	1,18	1,17
4 arbres	1,61	1,42	1,40
8 arbres	2,39	1,94	1,96
16 arbres	3,43	2,56	2,97
32 arbres	4,70	2,94	4,46

GRAPHIQUE XII



L'examen de ce tableau et ^{du} graphique XII correspondant montre que la variance de la différence de production de cabosses d'une année à l'autre suit une loi comparable à celle de la production annuelle. En conséquence, bien que la variance de la

moyenne des différences de production entre deux années diminue lorsque l'on augmente la taille des parcelles, cette diminution est inférieure à celle que l'on serait en droit d'attendre. Ici encore l'augmentation de la taille des parcelles n'apporte pas un gain de précision en rapport avec l'accroissement du coût de l'opération.

Il est juste de noter cependant que sur ce graphique, la liaison entre variance de la différence de production entre deux années et taille des parcelles, semble montrer une concavité dirigée vers le bas qui, si elle pouvait être vérifiée sur des effectifs plus importants, permettrait de penser qu'en augmentant considérablement la taille des parcelles il serait possible de rendre voisine de zéro la variance de la différence moyenne de production de cabosses entre deux années.

Tandis que le critère d'estimation de l'effet d'une intervention étudié au chapitre précédent (comparaison de parcelles au cours d'une même année) ne permettait pas d'obtenir une précision inférieure à une certaine limite en augmentant la taille des parcelles, le présent critère (comparaison des différences des productions de parcelles au cours d'années successives) semble le permettre. Toutefois on ne saurait atteindre des valeurs basses de la variance que pour des tailles de parcelles incompatibles avec les nécessités de l'expérimentation.

Ces considérations, jointes au fait que la distribution des différences de production de parcelles entre années successives n'est ni normale ni de variance constante nous conduit à rejeter ce critère comme moyen d'estimation de l'effet d'une intervention.

.../...

CHAPITRE VI

ECART ENTRE LA PRODUCTION EFFECTIVE DE PARCELLES ET UNE PRODUCTION THEORIQUE DE CES MEMES PARCELLES FAISANT INTERVENIR LEUR POTENTIEL INTRINSEQUE ET L'EFFET DE L'ANNEE CLIMATIQUE

Les conclusions du chapitre précédent :

- distribution dissymétrique des différences entre les productions des arbres au cours d'années successives,
- dissymétrie d'autant plus accentuée que les différences moyennes sont plus importantes,

jointes au fait que les grandes valeurs de ces différences sont pratiquement toujours le fait d'arbres hauts producteurs, conduisent à penser que l'effet climatique n'est pas une quantité qui se combine additivement au potentiel de production de l'arbre, mais que cette action est plus importante sur les arbres hauts producteurs : l'effet climatique se traduirait donc par un facteur multiplicatif de la production.

Dans ces conditions, connaissant la production p_0 d'un arbre ou d'un groupe d'arbres pour une année témoin, la production P_t de cet arbre ou de ce groupe d'arbres pour une année quelconque t serait dans les conditions naturelles de la forme

$$P_t = p_0 k_t + \xi$$

expression dans laquelle :

- k_t représente l'effet climatique de l'année t par rapport à l'année témoin,
- ξ la somme des effets de causes nombreuses, indépendantes, incontrôlables et chacune de faible importance.

ξ devrait être une variable normale, d'une moyenne nulle et de variance constante pour toutes les plantations et pour toutes les années.

.../...

Pour vérifier ces hypothèses nous avons, comme précédemment, utilisé les observations effectuées sur les parcelles témoins des neuf blocs de l'expérimentation mise en place et nous avons testé :

- 1° la normalité des distributions de ϵ ,
- 2° la constance de sa variance.

a) Normalité des distributions

Pour chacune des parcelles l'effet climatique a été estimé par

$$k_t = \frac{\bar{p}_t}{\bar{p}_0}$$

\bar{p}_0 étant la production moyenne de cabosses par arbre au cours de la première année d'observation,

\bar{p}_t la même quantité pour la seconde année d'observation.

Pour chaque arbre nous avons calculé la quantité

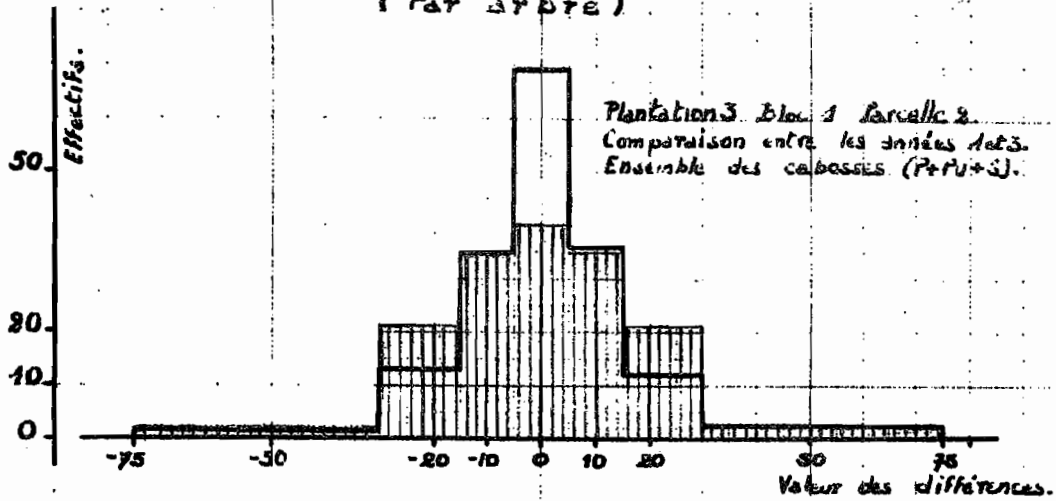
$$\epsilon = p_0 k_t - p_t.$$

L'étude des distributions de ϵ pour les différentes parcelles, les diverses années d'observation et pour chaque catégorie de cabosses, nous a permis d'établir des tableaux dont on trouvera, à titre d'exemple, les histogrammes XII à XV. Les distributions obtenues sont symétriques et rappellent, par leur forme, la distribution normale. Toutefois la comparaison avec la loi normale montre que ces distributions ne lui sont pas assimilables et qu'elles comportent une fréquence trop élevée d'observations au voisinage de la moyenne. Nous avons porté en grisé sur les graphiques les distributions normales de moyenne nulle et de même variance que les distributions observées.

Néanmoins quand on considère les valeurs de ϵ pour des groupes d'arbres, les distributions observées sont assimilables à des distributions normales dès que les parcelles comprennent au moins deux arbres.

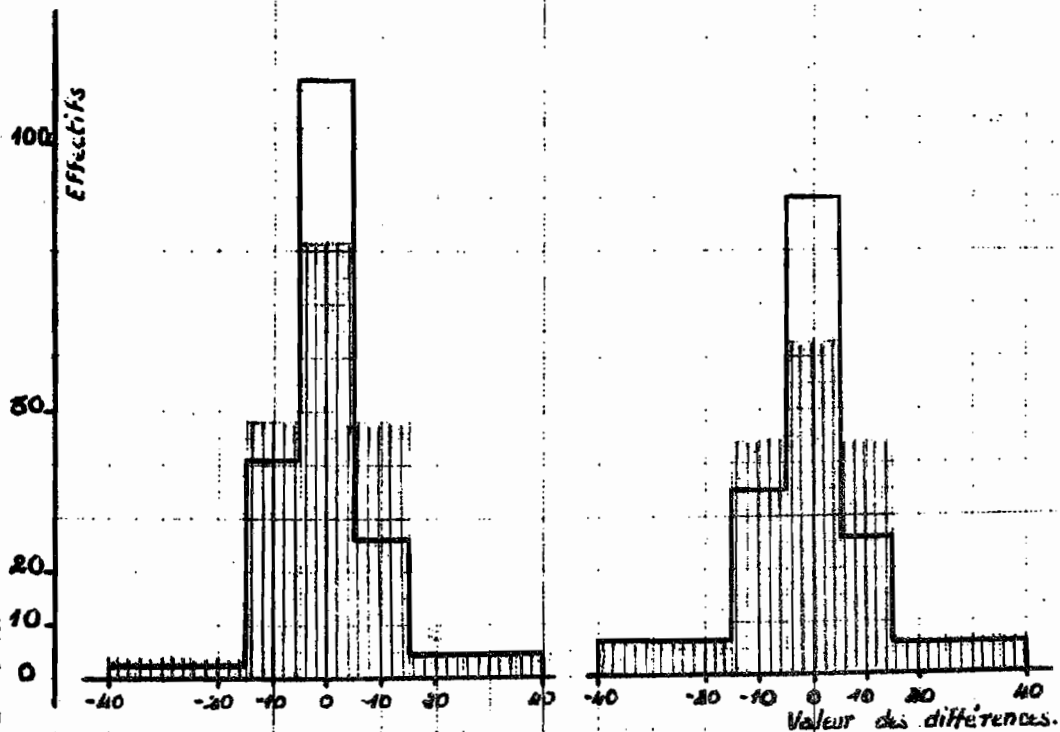
GRAPHIQUES XIII A XV

DISTRIBUTION DES DIFFÉRENCES ENTRE PRODUCTION RÉELLE
ET PRODUCTION THÉORIQUE (Dans l'hypothèse : $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 + \epsilon$)
(Par arbre)



Plantation 3 Bloc 1 Parcelle 2.
Comparaison entre les années 2 et 3
Cabosses utilisables : (P+U+S)

Plantation 3 Bloc 2 Parcelle 2.
Comparaison entre les années 1 et 3
Ensemble des cabosses (P+U+S)



En grisé : Distributions normales de même va-
riance et de même effectif.

b) Identité des dispersions

Le tableau IX indique pour chaque parcelle la valeur de la variance de la différence entre production observée et production théorique de cabosses utilisables ($\mu + S$).

Tableau IX

Valeur de la variance de la différence entre production observée et production théorique individuelle des arbres.

Parcelles	Année de comparaison			Nombre d'arbres de la parcelle
	1 et 2	1 et 3	2 et 3	
1.1.4	234,8	267,8	493,6	235
1.2.1	449,9	507,0	612,0	237
2.1.3	180,0	103,6	167,7	171
3.1.2	385,9	83,2	84,8	197
3.2.2	214,9	87,0	91,7	185
4.1.2	270,7	-	-	254
5.1.2	400,0	-	-	319
6.1.2	190,0	-	-	224
7.1.2	231,2	-	-	244

Compte tenu du nombre d'observations dans chaque parcelle ces variances ne peuvent être considérées comme formant un tout homogène. Les variances concernant les autres catégories de cabosses : cabosses atteintes de pourriture ($P + P_u$) ou total des cabosses ($P + P_U + S$) présentent des différences encore plus accentuées.

Dans le tableau X concernant les cabosses utilisables nous avons porté pour chaque parcelle étudiée :

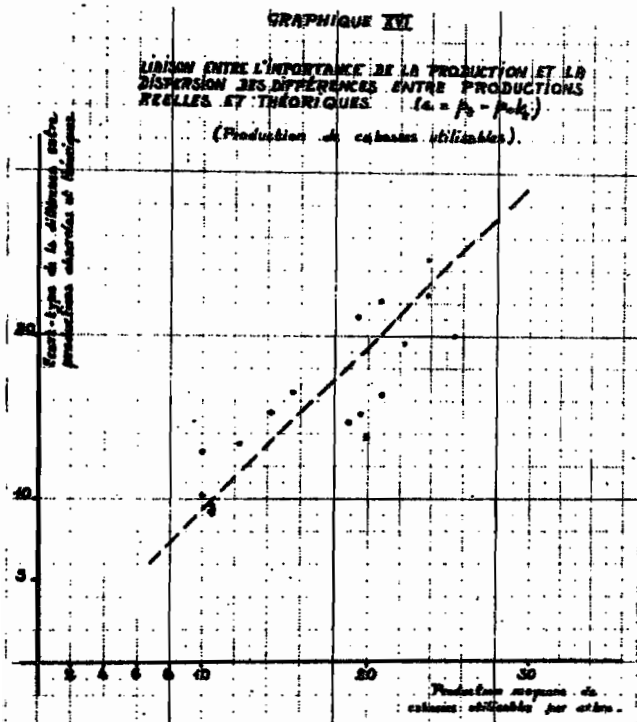
- 1°/ la valeur de l'écart-type de la différence entre la production observée p_t des arbres et leur production théorique P_{okt} ;
- 2°/ la production moyenne des arbres de ces parcelles au cours de la seconde année d'observation.

.../...

Tableau X

Liaison entre production moyenne par arbre et écart-type de la différence entre la production observée et la production théorique individuelle des arbres.

Années comparées	Parcelles	σ_{ϵ} ($\epsilon = p_t - p_0 k_t$)	Production moyenne/arbre
1957/58 et 1958/59	114	15,3	14,2
	121	21,2	19,4
	213	13,4	12,3
	312	19,6	22,3
	322	14,7	18,8
1957/58 et 1959/60	114	16,4	20,8
	121	22,5	23,8
	213	10,2	10,0
	312	9,1	10,6
	322	9,3	10,6
1958/59 et 1959/60	114	22,2	20,8
	121	24,7	23,8
	213	12,9	10,0
	312	9,2	10,6
	322	9,6	10,6
	412	16,5	15,6
	512	20,0	25,5
	612	13,8	19,9
712	15,2	19,5	



Le graphique numéro XVI correspondant à ce tableau donne à penser que l'écart-type de la différence entre production observée et production théorique est linéairement lié au potentiel de production de la parcelle dans une expression de la forme

$$\sigma_{\epsilon} = \sigma_0 p_t$$

dans laquelle

σ_t = écart-type observé

p_t = production observée au cours de la seconde année d'observation

σ_0 = une quantité représentant un écart-type, constante dans le temps et dans l'espace.

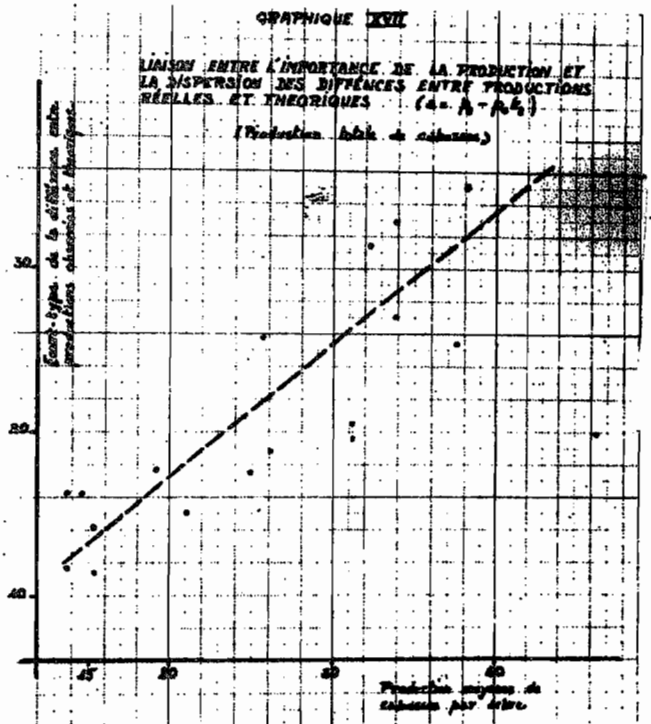
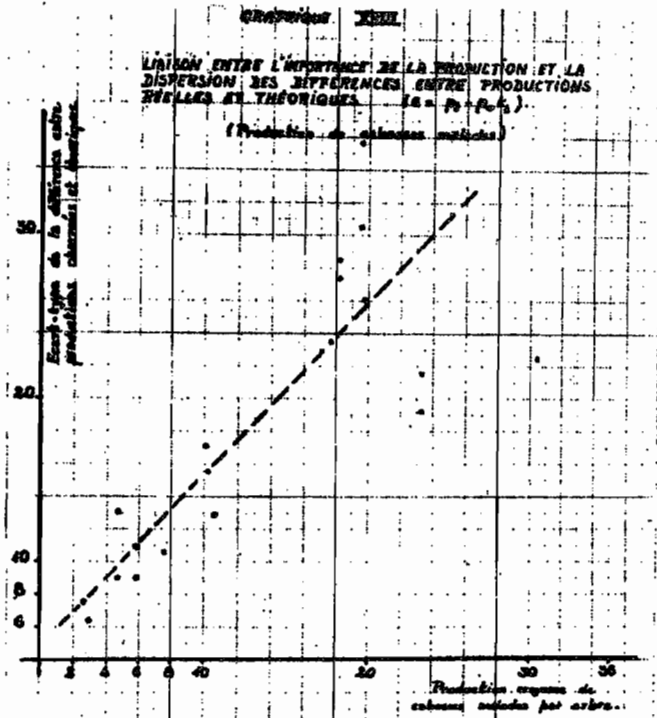
Nous avons testé selon la méthode de Bartlett si les diverses valeurs $\frac{\sigma_0^2}{P_t}$ calculée pour chacune des parcelles

pouvaient être considérées comme formant un ensemble homogène de variance. Cette hypothèse ne s'est pas vérifiée.

Les autres catégories de cabosses se comportent de façon comparable à ce point de vue : la liaison entre la production moyenne des arbres par parcelle et l'écart-type de la différence entre production théorique et production observée est toutefois

moins nettement affirmée (graphiques n° 17 et n° 18).

L'ensemble de ces conclusions nous conduit à considérer que le modèle proposé ne donne pas une image de la production de cabosses susceptible d'une interprétation aisée dans le cadre d'une expérimentation et à le rejeter comme ne satisfaisant pas à nos préoccupations.



CHAPITRE VII

RAPPORT ENTRE LA PRODUCTION REELLE ET LA PRODUCTION THEORIQUE

Les dernières observations du chapitre précédent montrent que les écarts entre la production réelle p_t et la production théorique $p_0 k_t$ sont directement liés à l'importance de p_t . Nous avons alors pensé que le facteur aléatoire ϵ pouvait être comme le facteur climatique k_t un facteur multiplicatif de la production intrinsèque de la parcelle et que connaissant la production p_0 d'un arbre ou d'une parcelle pour une année donnée, la production p_t de cet arbre ou de cette parcelle pour une année quelconque t , serait de la forme :

$$P_t = p_0 k_t \epsilon$$

k_t étant défini comme au chapitre précédent.

L'étude de la variable ϵ pourrait se faire en étudiant la valeur du rapport entre la production réelle et la production théorique : $\frac{p_t}{p_0 k_t}$. De par sa nature ϵ ne peut être une variable

normale : c'est en effet une variable essentiellement positive.

L'étude précédente a montré que $p_t - p_0 k_t$ est distribué de façon symétrique et unimodale autour de zéro. Par conséquent

$\frac{p_t}{p_0 k_t}$ sera distribué de façon dissymétrique autour de 1, les va-

leurs les plus grandes de ce rapport n'ayant théoriquement pas de limite supérieure. Sa moyenne arithmétique est donc certainement supérieure à 1. Par contre sa moyenne géométrique pourrait être égale à 1.

Ces considérations nous ont amenés à étudier la distribution de $\log \frac{p_t}{p_0 k_t} = \log \epsilon$ variable centrée autour de zéro et pou-

vant prendre toutes valeurs positives et négatives. Pour cette étude nous nous sommes placés dans les conditions les plus voisines
.../...

de l'expérimentation. Nous avons pour ce faire subdivisé les trois parcelles témoins des plantations pour lesquelles nous disposons d'un plan indiquant la position des arbres, en parcelles de :

2 arbres
4 arbres
8 arbres
16 arbres
32 arbres.

Ces parcelles ont été groupées par paires. Pour chaque paire de parcelles A et B, nous disposons pour deux années différentes de quatre observations :

A_0 et A_1 pour les productions des années 0 et 1 de la parcelle A,

B_0 et B_1 pour les productions des années 0 et 1 de la parcelle B.

Le rapport $\frac{A_1}{A_0} = K_1$ nous donne pour la parcelle A la valeur du coefficient K_1 caractérisant l'effet climatique de l'année 1 par rapport à l'année 0. Ce coefficient K_1 est, par hypothèse, le même pour la parcelle B qui devrait avoir comme production théorique de l'année 1 : $B_0 K_1$. En fait nous avons observé la production B_1 qui est égale, selon notre hypothèse, à $B_0 K_1 \epsilon$.

Nous avons étudié les variations de :

$$\log \frac{B_1}{B_0 K_1} = \log \epsilon.$$

Comme pour les critères précédents nous avons testé :

- la normalité de la distribution de $\log \epsilon$;
- la constance de sa variance dans le temps et dans l'espace ;
- l'évolution de la variance de $\log \epsilon$ en fonction de la taille des parcelles élémentaires.

Le tableau XI montre la distribution des valeurs de $\log \epsilon$ pour les diverses plantations et les diverses années de comparaison pour des parcelles élémentaires associées de deux arbres en ce qui concerne les cabosses utilisables (Pu + S).

.../...

Tableau XI

Distribution des valeurs de $\log \epsilon$ pour des parcelles élémentaires de 2 arbres dans les diverses plantations et les diverses années de comparaison.

Année de comparaison	1957-58 et 1958-59			1957-58 et 1959-60			1958-59 et 1959-60			Ensemble
	213	312	322	213	312	322	213	312	322	
Parcelles										
Valeur de $\log \epsilon$										
- de - 1,00	2	-	-	1	1	2	1	1	2	10
- 1,00 à - 0,60	1	1	2	4	2	1	4	6	3	24
- 0,60 à - 0,40	7	4	4	2	5	5	4	3	2	36
- 0,40 à - 0,30	3	1	4	4	1	5	4	3	3	28
- 0,30 à - 0,20	1	1	5	2	4	3	4	2	3	25
- 0,20 à - 0,10	2	11	8	-	6	2	1	2	6	38
- 0,10 à - 0	3	6	4	3	5	3	2	8	3	37
+ 0 à + 0,10	6	3	2	2	7	4	2	4	1	31
+ 0,10 à + 0,20	0	6	2	6	5	6	2	4	3	34
+ 0,20 à + 0,30	3	2	2	3	2	4	1	5	4	26
+ 0,30 à + 0,40	2	2	5	6	6	1	4	3	2	31
+ 0,40 à + 0,60	3	4	1	3	-	6	1	5	6	29
+ 0,60 à + 1,00	3	5	4	3	1	2	5	-	5	28
+ de + 1,00	2	-	1	1	-	2	3	-	1	10
Total	38	46	44	40	45	46	38	46	44	387
Variance de $\log \epsilon$	0,3656	0,1127	0,1919	0,2750	0,1488	0,2484	0,4482	0,1465	0,2766	0,2414

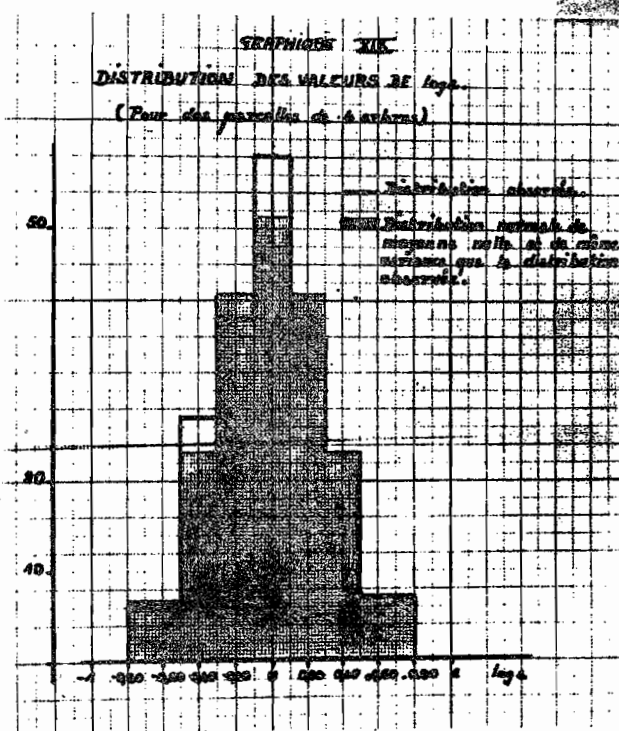
Aucune de ces distributions, les observations étant groupées en trois classes,

$$\begin{aligned} \text{Log } \epsilon &< - 0,20 \\ - 0,20 &< \text{Log } \epsilon < 0,20 \\ \text{Log } \epsilon &> 0,20 \end{aligned}$$

n'est en contradiction avec l'hypothèse d'une distribution normale de moyenne nulle.

Nous avons rassemblé les 387 observations. La distribution ainsi obtenue peut être considérée comme provenant d'une population normale de moyenne nulle et de variance égale à la moyenne pondérée des variances des neuf distributions élémentaires.

Lorsque l'on double la taille des parcelles et que l'on associe deux à deux des groupes de quatre arbres voisins, les distributions observées de $\log \epsilon$ conservent la forme d'une distribution normale. L'histogramme numéro 19 représente les valeurs de $\log \epsilon$ pour l'ensemble des parcelles et l'ensemble des années de comparaison. En grisé on trouvera la distribution d'un même effectif suivant une loi normale de moyenne nulle et variance égale à celle de l'ensemble des observations. La concordance est tout à fait satisfaisante.



L'analyse du tableau XII qui indique pour chaque parcelle et pour chaque année la valeur observée de la variance de $\log \epsilon$ montre que nous avons à faire à un ensemble homogène et donc que, dans l'espace et dans le temps, $\log \epsilon$ peut être considéré comme une variable de variance constante.

Tableau XII

valeur de la variance de $\log \epsilon$ (Parcelles de 4 arbres)

Année de comparaison	Parcelle ϵ		
	213	312	322
1957-1958 et 1958-1959	0,1539	0,0725	0,0745
1957-1958 et 1959-1960	0,1185	0,0653	0,1009
1958-1959 et 1959-1960	0,2346	0,0626	0,0895

Lorsque l'on augmente la taille des parcelles élémentaires à 8 puis 16 et 32 arbres le faible nombre d'observations recueillies ne permet plus d'estimer la forme de la distribution des $\log \epsilon$. Toutefois les $\log \epsilon$ dans le cadre des parcelles de 4 arbres étaient distribués normalement. Il est légitime de penser qu'en augmentant la taille des parcelles l'allure de la distribution n'est pas altérée et qu'au contraire elle se rapproche davantage encore de la distribution normale.

Tableau XIII

Evolution de la variance de $\log \epsilon$ en fonction de la taille des parcelles.

Nous nous sommes bornés dans ces conditions à estimer les variances de $\log \epsilon$ pour chaque parcelle et chaque année de comparaison et à tester l'homogénéité de ces groupes de variances. Dans tous les cas, les variances ont constitué des ensembles homogènes, la variance moyenne diminuant avec la taille des parcelles élémentaires. Le tableau XIII indique l'importance de ces variations.

Taille des parcelles élémentaires	Variance moyenne de $\log \epsilon$
4 arbres	0,1022
8 arbres	0,07025
16 arbres	0,04152
32 arbres	0,02054

L'étude similaire de la production des autres catégories de cabosses, cabosses atteintes de pourriture brune ($P + Pu$) et ensemble des cabosses de l'arbre ($P + Pu + S$) a permis de constater que ces productions suivent des lois comparables à celle de la production des cabosses utilisables ($Pu + S$).

La variable $\log \epsilon$ telle que nous l'avons définie répond aux conditions que nous nous étions fixées :

- normalité des distributions
- constance de la variance.

Elle peut donc être considérée comme un critère valable d'estimation de l'effet d'une intervention.

Les effets de la climatologie et des fluctuations aléatoires sont des facteurs multiplicatifs de la production. Nous admettrons par analogie que les interventions dont on veut apprécier l'efficacité se traduisent également par des facteurs multiplicatifs et que la production d'une parcelle ayant subi un traitement d'effet I sera égale à $P_0 K_t I \xi$ le facteur I étant identique pour toutes les parcelles ayant subi le même traitement.

.../...

CHAPITRE VIII

SCHEMA EXPERIMENTAL PROPOSE

I.- Généralités

Parmi les variables étudiées au cours des chapitres précédents, seul le rapport entre la production réelle et la production théorique des parcelles d'essai a pu être retenu pour estimer l'effet d'une intervention :

- la production réelle s'obtient par la simple observation des parcelles soumises, la seconde année de l'essai, au traitement dont on veut estimer l'efficacité;
- l'estimation de la production théorique s'obtient par l'observation de parcelles témoins que l'on aura ménagées à côté des parcelles traitées. Les observations porteront sur deux années :
 - a) la première année, en l'absence de toute intervention différentielle, on mesure la production des témoins et des parcelles à traiter;
 - b) la seconde année la production des parcelles témoins est obtenue dans les mêmes conditions que la première année.

Appelant T_0 et T_1 les productions annuelles des parcelles témoins pour les deux années d'observation, on estime par $T_1:T_0 = k_1$ l'effet climatique de l'année 1 par rapport à l'année 0. Cet effet est un facteur multiplicatif de la production dont on admet qu'il est de même valeur pour les parcelles témoins et pour les parcelles traitées (1). P_0 étant la production de l'année 0 de la parcelle à traiter, la production théorique de cette même parcel-

(1) Cette affirmation sera justifiée au § suivant.

le au cours de l'année 1 est estimée par : $P_0 \cdot k_1$.

La production réellement observée de cette parcelle soumise au traitement est : $P_1 = P_0 \cdot k_1 \cdot I \cdot \varepsilon$

- $P_0 \cdot k_1$ étant la production théorique de la parcelle;
- I , un facteur multiplicatif caractérisant l'effet du traitement, de même valeur pour toutes les parcelles ayant reçu ce traitement;
- ε une variable aléatoire dont le logarithme est une variable normale de moyenne nulle et de variance constante dans le temps et dans l'espace.

L'interprétation de l'essai consistera à tester la signification de I , ce qui reviendra à déterminer si la moyenne des quantités $\log \frac{P_1}{P_0 k_1} = \log I \varepsilon$ est significativement différente de zéro.

Le même schéma peut s'appliquer à la comparaison de traitements entre eux. Pour chaque type de traitement le rapport entre la production réelle des parcelles et leur production théorique fournira diverses valeurs : $I \varepsilon$, $I' \varepsilon$, $I'' \varepsilon$, ... (I , I' , I'' , ... caractérisant l'effet des différents traitements).

L'interprétation de l'essai dans ce cas reviendra à estimer si les moyennes des diverses valeurs observées pour $\log I \varepsilon$, $\log I' \varepsilon$, $\log I'' \varepsilon$, ... sont significativement différentes les unes des autres.

Il est à noter que dans le dispositif expérimental il faudra toujours prévoir un témoin, même si le but de l'essai ne vise qu'à la comparaison de divers types de traitements. En effet, la production des témoins au cours des deux années de l'essai permet d'estimer la production théorique des parcelles qui reçoivent les traitements au cours de la seconde année de l'essai.

Notons aussi que pour le même dispositif expérimental, la précision obtenue sera meilleure dans le cas de la comparaison d'un témoin à un traitement que dans le cas de la comparaison de deux traitements entre eux.

2.- Vérification expérimentale du dispositif proposé

Une des caractéristiques du modèle proposé pour représenter la production des parcelles au cours du temps en l'absence d'intervention consiste à admettre que la productivité intrinsèque de la parcelle se combine avec un facteur multiplicatif qui représente l'effet de la climatologie particulière à chaque année.

Dans deux parcelles témoins, 2 1 3 et 3 1 2 nous avons constitué deux séries de parcelles A et B associées. Dans chaque paire nous avons calculé la valeur du logarithme du facteur k_1 correspondant à chacune des deux parcelles.

La moyenne des logarithmes du facteur k_1 correspondant aux parcelles A s'est toujours révélé très voisine et non significativement différente de la moyenne des logarithmes correspondant aux parcelles B.

Nous avons testé cette identité dans le cas d'années climatiques voisines et dans le cas d'années climatiques très différentes, pour la production de cabosses utilisables (Pu + S).

Dans le premier cas, la moyenne géométrique des coefficients k était de :

- 1,15 pour les parcelles A,
- 1,02 pour les parcelles B.

A l'analyse, ces valeurs ne sont pas significativement différentes entre elles. Elles ne sont pas non plus significativement différentes de 1.

Dans le second cas, la moyenne géométrique des coefficients k était de :

- 1,87 pour les parcelles A,
- 1,95 pour les parcelles B.

.../...

Ces valeurs ne sont pas significativement différentes entre elles. Elles sont très significativement différentes de 1.

Les fluctuations de l'ordre de 12 % dans le premier cas et de 5 % dans le second que l'on peut constater pour des valeurs non significativement différentes du coefficient k sont assez importantes. Elles doivent avoir leur origine dans le fait que nous n'avons pas pris de précautions particulières pour constituer nos paires de parcelles; nous avons seulement veillé à ce que les regroupements de 4 parcelles de 2 arbres en 2 parcelles de 4 arbres soient aisés, de même que par la suite soient aisés les regroupements de 4 parcelles de 4 arbres en 2 parcelles de 8 arbres et ainsi de suite pour les parcelles de seize et trente deux arbres. Dans ces conditions, des parcelles associées par paire, bien que voisines pouvaient présenter des différences sensibles surtout au regard de l'ombrage. Ces différences se sont traduites par des valeurs sensiblement différentes du coefficient k.

L'expérimentateur devra donc s'attacher à ce que la parcelle à traiter et le témoin qui lui est associé, soient aussi comparables que possible à tous points de vue (conditions microclimatiques, sol de pente uniforme, ombrage régulier ...), origine héréditaire mise à part, pour que l'égalité du facteur k sur les deux parcelles soit vérifiée au mieux. Compte tenu des nombreux facteurs d'hétérogénéité, ceci s'obtiendra :

- en diminuant la taille des parcelles élémentaires, quitte à augmenter corrélativement le nombre des répétitions;
- en associant, chaque fois que cela sera possible, une parcelle témoin à chaque parcelle traitée et non pas, par bloc, une seule parcelle témoin pour plusieurs parcelles traitées.

3.- Taille et nombre des parcelles à inclure dans un essai

Compte tenu des dispersions que nous avons été à même de constater pour la variable $\log \frac{y}{x}$, nous avons dressé les trois tableaux suivants.

Le tableau XIV concerne la comparaison d'un seul traitement et d'un témoin. Ce tableau donne, en fonction du nombre de répétitions et du nombre d'arbres par parcelles élémentaires, la valeur minimum que doit atteindre la moyenne géométrique des quantités I_a pour que le traitement puisse être jugé supérieur au témoin.

Tableau XIV

Précision d'un essai comprenant un traitement et un témoin.

		Nombre d'arbres de la parcelle élémentaire			
		4 + 4	8 + 8	16 + 16	32 + 32
Nombre de répétitions	2	750	241	80	19,3
	3	6,24	4,55	3,36	2,26
	4	3,23	2,64	2,17	1,69
	5	2,50	2,13	1,83	1,51
	6	2,17	1,90	1,67	1,41
	7	1,98	1,76	1,57	1,36
	8	1,85	1,67	1,50	1,32
	9	1,76	1,60	1,46	1,29
	10	1,69	1,55	1,42	1,27
	12	1,60	1,47	1,36	1,23
	15	1,50	1,40	1,31	1,20
	20	1,41	1,33	1,27	1,17
	25	1,36	1,29	1,22	1,15
	30	1,32	1,26	1,20	1,13

Ainsi dans un essai mettant en comparaison un traitement et un témoin avec 12 répétitions et 16 arbres par parcelle élémentaire, l'accroissement de production dû au traitement devra être de 36 % au minimum pour être considéré comme significatif.

Le tableau XV concerne un essai mettant en comparaison cinq traitements et un témoin. Ce tableau donne, en fonction du nombre de répétitions et du nombre d'arbres par parcelle élémentaire, la valeur minimum que doit atteindre la moyenne géométrique des quantités $I_{g\epsilon}$ pour que le traitement A puisse être jugé supérieur au témoin.

Tableau XV

Précision d'un essai comparant 5 traitements et un témoin.

		Nombre d'arbres par parcelle élémentaire			
		4 + 4	8 + 8	16 + 16	32 + 32
Nombre de répétitions	2	3,82	3,03	2,43	1,82
	3	2,58	2,19	1,86	1,53
	4	2,19	1,92	1,68	1,42
	5	1,99	1,77	1,58	1,36
	6	1,86	1,67	1,51	1,32
	7	1,77	1,60	1,46	1,29
	8	1,70	1,55	1,42	1,27
	9	1,64	1,51	1,39	1,25
	10	1,60	1,48	1,37	1,23
	12	1,53	1,42	1,33	1,21
	15	1,46	1,37	1,29	1,19
	20	1,39	1,31	1,24	1,16
	25	1,34	1,27	1,21	1,14
	30	1,31	1,25	1,19	1,13

Ainsi dans un essai mettant en comparaison 5 traitements et un témoin avec 15 répétitions et 8 arbres par parcelle élémentaire, un traitement devra entraîner une augmentation de production d'au moins 37 % pour être considéré comme efficace.

.../...

Le tableau XVI concerne la comparaison de cinq traitements entre eux. Ce tableau donne, en fonction du nombre de répétitions et du nombre d'arbres par parcelle élémentaire la valeur minimum que doit atteindre le rapport des moyennes géométriques des quantités I_a et I_b pour que le traitement A puisse être considéré comme significativement supérieur au traitement B.

Tableau XVI

Précision d'un essai comparant cinq traitements entre eux.

		Nombre d'arbres par parcelle élémentaire			
		4 + 4	8 + 8	16 + 16	32 + 32
Nombre de répétitions	2	6,65	4,80	3,51	2,33
	3	3,82	3,03	2,40	1,82
	4	3,04	2,51	2,09	1,64
	5	2,64	2,24	1,90	1,54
	6	2,40	2,07	1,79	1,48
	7	2,24	1,95	1,70	1,43
	8	2,11	1,86	1,64	1,40
	9	2,02	1,79	1,59	1,37
	10	1,94	1,73	1,55	1,35
	12	1,83	1,65	1,49	1,31
	15	1,71	1,56	1,43	1,27
	20	1,59	1,47	1,36	1,23
	25	1,51	1,41	1,31	1,20
	30	1,46	1,37	1,28	1,18

Ainsi, dans un essai mettant en comparaison cinq traitements entre eux dans 15 répétitions avec des parcelles élémentaires de trente deux arbres, un traitement A pour être considéré comme supérieur à un traitement B devra entraîner une augmentation moyenne de production au moins 27 % supérieure à celle que provoque le traitement B par rapport au témoin.