

OFFICE DE LA RECHERCHE SCIENTIFIQUE ET TECHNIQUE OUTRE-MER

CENTRE D'ADIOPODOUME

LABORATOIRE D'AGRONOMIE

ANALYSE AGRONOMIQUE
DE DEUX ESSAIS SUR HARICOTS VERTS

J.C. TALINEAU

ANNEXE :

UTILISATION DE L'ANALYSE STATISTIQUE MULTIVARIATE
POUR L'INTERPRETATION D'ESSAIS EN BLOCS COMPLETS.

J. PERNES

Décembre 1964

Avant - Propos

Au cours de son stage de 2e Année, il a été demandé à M. TALINEAU, en guise de travail expérimental sur le terrain, de conduire plusieurs essais portant sur quelques cultures maraîchères à développement rapide.

Ces essais intervariétaux (sur haricot-vert) ou de traitement du sol contre les parasites responsables de la fonte des semis ou d'application de fongicides sur les organes végétatifs ont eu pour résultat des fortunes diverses.

Toutefois, l'exploitation statistique des résultats lorsqu'elle a été possible, les difficultés créées par l'apparition et le développement d'un parasitisme conduisant souvent à l'impossibilité de tirer une conclusion, ont été autant de facteurs permettant de mettre à l'épreuve l'élève-expérimentateur. Il est certain que pour l'avenir, cette épreuve sera salutaire.

H. BOTTON

Directeur de Recherches
de l'O.R.S.T.O.M.

S O M M A I R E

Introduction

I - Essai de comparaison inter-variétale

- A - Choix et réalisation de l'expérience
- B - Résultats obtenus
- C - Maladies et déprédateurs
- D - Graphiques annexes
- E - Conclusion

II - Lutte anti-parasitaire

- A - Protocole d'expérience et résultats
- B - Conclusions

III - Introduction de cultures maraîchères nouvelles

Conclusion

Annexe : Eléments d'interprétation statistique.

L'occasion nous a été offerte d'expérimenter une culture maraîchère dans le cadre de la ferme expérimentale d'Adiopodoumé.

Dans ce rapport, nous nous proposons de décrire et de commenter les résultats de 2 essais agronomiques conduits sur haricots-verts nains:

- un essai de comparaison intervariétale
- un essai de désinfection du sol pour lutter contre la fonte des semis à l'aide de différents produits chimiques.

Nous avons également étudié la possibilité d'introduction d'autres cultures maraîchères. Nous indiquerons sommairement les résultats obtenus.

En annexe, nous rapportons le détail des calculs statistiques effectués en collaboration avec J. PERNES, Généticien, Chargé de Recherche de l'O. R.S.T.O.M.

I - ESSAI DE COMPARAISON INTER-VARIETALE

A - Choix et réalisation de l'expérience

Nous avons voulu comparer différentes variétés de haricots-verts nains au point de vue de leur adaptation et de leurs rendements. L'intérêt de cette culture nouvelle était manifeste.

Situation

Les conditions d'implantation de cet essai n'ont pas bénéficié de toute la rigueur scientifique indispensable.

Nous avons disposé d'une parcelle de 400 m². Il s'agissait d'un terrain sableux où nous avons noté l'emplacement d'une termitière.

Le précédent cultural consistait en un essai de tomates traitées ou non au némagon uniformisé par une jachère de 6 mois. On peut donc voir que l'homogénéité du terrain, souci primordial de toute expérience, était loin d'être respectée.

Le semis a été effectué les 5 et 6 Août 1963. Nous avons apporté 60 tonnes de fumier à l'ha.

Plan d'expérience

Nous avons adopté le dispositif "Blocs de Fisher" avec 6 répétitions. Il nous a semblé le plus simple et suffisant pour le but poursuivi. Chaque bloc comprend 10 parcelles. Chaque parcelle élémentaire comprend 3 lignes de 5 poquets chacune. La taille d'une parcelle élémentaire est donc de 4,50 m². On nous reprochera la si petite taille de nos parcelles mais nous étions limités quant à la quantité de graines disponibles.

Objets

Les variétés expérimentées viennent de chez Vilmorin. Nous nous sommes efforcés dans notre choix d'avoir une représentation de l'ensemble des variétés cultivées en France. Ces variétés sont les suivantes :

- | | |
|-------------------------------|----------------------------|
| 1. Nain complet | 6. Régat fin Vilmorin |
| 2. Meteor de Van Waveren | 7. Mangetout princesse |
| 3. Supermétis | 8. St André sans fil |
| 4. Abondant | 9. Fin de Mohclar Vilmorin |
| 5. Fin de Villeneuve Vilmorin | 10. Triomphe de Farcy. |

Observations

Nous avons fait des comptages à la levée et tous les 8 jours pendant les 15 premiers jours.

La surveillance phytosanitaire a été constante.

Nous avons noté l'apparition de la floraison.

Enfin, la production qui nous a permis d'effectuer les comparaisons a été enregistrée par parcelle. La récolte une fois commencée a eu lieu tous les 2 jours.

B - Résultats obtenus

1^o/ Résultats de l'analyse statistique

L'analyse statistique de notre essai bloc nous a montré une différence hautement significative pour l'effet variétés.

Afin de comparer entre elles ces variétés, nous avons utilisé 2 méthodes :

- méthode de la p. p. d. s.
- test de Tukey.

Ces 2 méthodes nous ont donné des résultats identiques s'expliquant par le cloisonnement très net de nos variétés.

2^o/ Analyse de corrélation

Il nous a paru intéressant d'étudier la corrélation précocité-rendement. Cela nous permet de faire un classement plus précis de nos différentes variétés.

Nous avons défini arbitrairement la précocité. Elle est égale au nombre de jours nécessaires pour avoir 50 % de la récolte totale à partir du

ler jour de la récolte.

Nous avons effectué 2 analyses :

- La première ne tenant pas compte de la variété 7 donnant un point aberrant sur le graphique. Nous reviendrons plus loin sur cette variété. Nous avons obtenu une corrélation significative précocité-rendement;

- Dans une deuxième analyse nous avons été amenés à reconsidérer le cas de la variété 2 qui s'éloigne le plus des droites de régression. Un nouveau calcul de corrélation excluant la variété 2 nous a montré une corrélation précocité-rendement très forte.

Nous étions alors en mesure de classer nos variétés.

3^e/ Classement des variétés

Variétés	Rendement (kg/are)	
1- Nain complet	95,630	.
2- Meteor de Van Waveren	69,918	.
3- Supermétis	56,425) non significativement différents.
8- St André sans fil	55,418	
6- Régal fin Vilmorin	46,052) non significativement différents.
4- Abondant	45,521	
10- Triomphe de Farcy	42,997) non significativement différents.
5- Fin de Villeneuve Vilmorin	29,533	
9- Fin de Monclar Vilmorin	28,171) non significativement différents.
7- Mangetout Princesse	28,071	

4^e/ Commentaires

a) Caractéristiques de ces groupes

La variété 1 ou Nain complet a le meilleur rendement et la meilleure précocité.

Le haricot vert obtenu est long, droit, plat et sans fil s'il est récolté à temps.

La variété 2 ou Meteor de Van Waveren est la seule obtenue à l'étranger. Cette variété a toujours eu très bel aspect végétatif avec de larges feuilles colorées en vert foncé. Elle nous a semblé la plus rustique! Son manque de précocité s'explique peut-être par son important développement végétatif retardant l'apparition des fleurs. Le haricot vert obtenu avec cette variété a un aspect moyen car il est courbé et plat.

Les variétés 3 Supermetis, 8 de St André sans fil, 6 Regal fin Vilmorin, 4 Abondant, 10 Triomphe de Farcy se classent ensemble. A leur production moyenne correspond une précocité moyenne. Nous noterons que les haricots verts obtenus des variétés 6 et 10 sont très fins et ronds, donc d'une valeur commerciale certaine.

Les variétés 5 Fin de Villeneuve Vilmorin et 9 Fin de Monclar Vilmorin sont des variétés moins précoces et à rendement plus faible. Nous noterons que ce sont toutes les deux des variétés obtenues par Vilmorin.

La variété 7 est un haricot Mangetout Princesse. Elle est à mettre à part aussi bien au point de vue de sa production que des caractéristiques des haricots obtenus. Nous avons obtenu 82 % de la production en 4 jours. Puis la variété s'est arrêtée de fleurir et a été ensuite très virosée. La production est restée très faible et le haricot obtenu est sans fil mais à gros grain.

b) Choix d'une variété

Nous retenons donc la variété 1 Nain complet comme étant la meilleure. Il reste néanmoins à tenir compte des qualités organoleptiques des haricots verts exigés par le consommateur.

C - Maladies et déprédateurs

Nous étions inquiets avec juste raison au sujet des attaques de

parasites animaux et végétaux susceptibles d'anéantir notre essai.

Dès le 12 août 1963, soit 7 jours après le semis, est apparue une fonte des semis due à des champignons du genre Pythium conduisant à une pourriture du collet puis de la racine.

Nous avons noté également des attaques de grillons et de courtilières qui sectionnent les jeunes plants.

Le 23 août, 15 jours après le semis, un relevé du nombre de poquets manquants a donné les résultats suivants :

1 - Nain complet	4,3 %
7 - Mangetout princesse	6,7 %
3 - Supermétis	7,4 %
2 - Meteor de Van Waveren	8,6 %
6 - Regal fin Vilmorin	11,1 %
4 - Abondant) 14,2 %
9 - Fin de Monclar Vilmorin)	
10 - Triomphe de Farcy	14,8 %
8 - St André sans fil	19,7 %

Après 20 jours de récolte, un jaunissement des parcelles entraînant un flétrissement des pieds est apparu. Cette attaque a été très marquée sur les variétés 4, 6, 5 et 10. Les variétés 2 et 1 atteintes elles-aussi semblaient plus résistantes.

La cause de ce jaunissement suivi de flétrissement semble être due aux nématodes.

Enfin, la variété 7 s'est révélée très sensible à des attaques de

nature virale non définies.

Toutes ces données nous ont conduit à engager un autre essai agronomique expérimentant des traitements du sol à l'aide de différents produits.

D - Graphiques annexes

En ce qui concerne le déroulement de la récolte elle-même nous avons étudié le poids de la récolte en fonction des dates de récolte

1^o/ selon l'importance de la production des variétés

2^o/ selon la précocité des variétés.

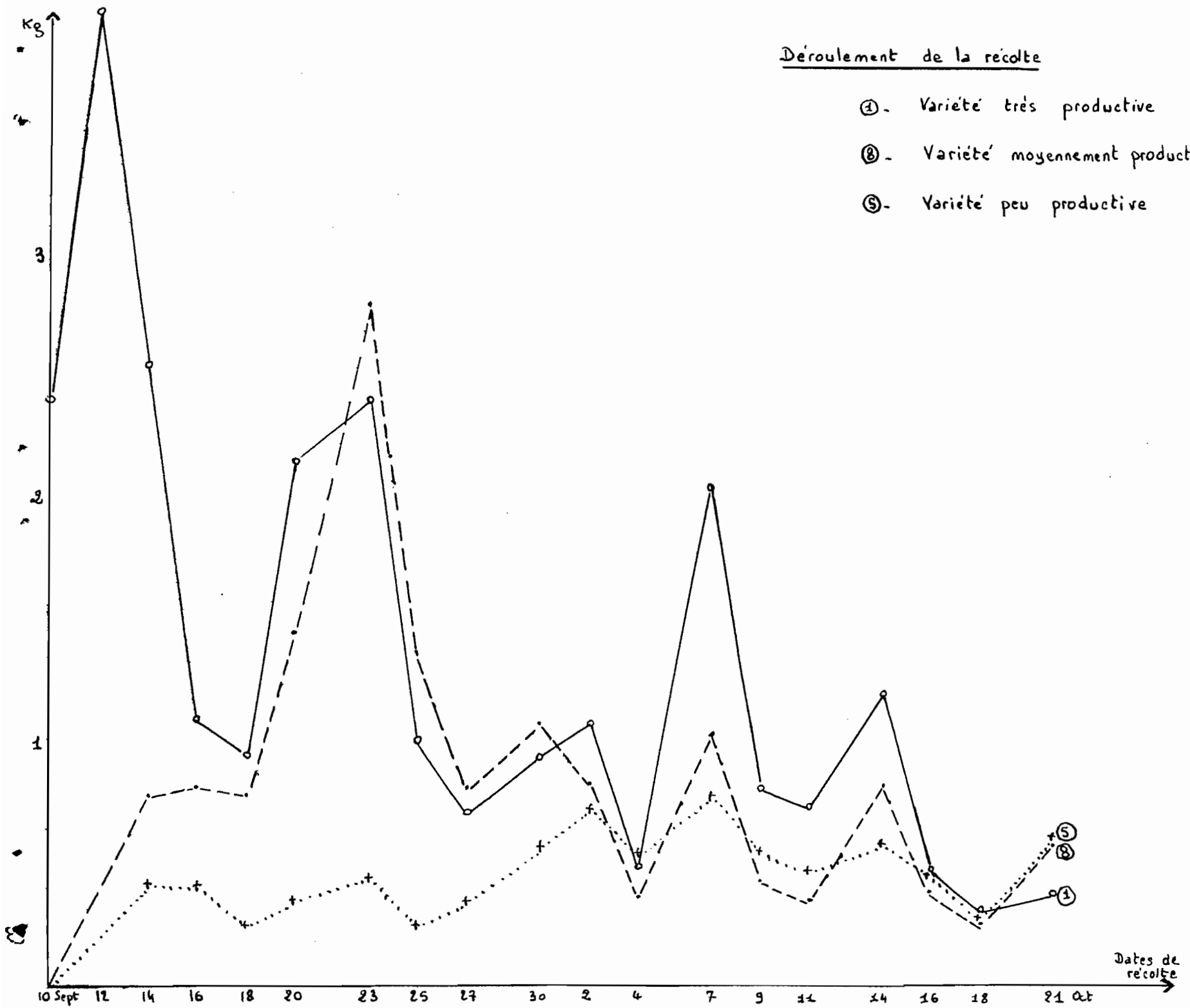
La précocité est précisée par un autre graphique où le pourcentage de la production totale à chaque récolte est analysé en fonction de l'âge en jours de la culture.

E - Conclusion

Cet essai nous a permis d'isoler une variété capable de produire 100 kg de haricots verts à l'are. Par la suite, les problèmes de lutte phytosanitaires sont venus troubler nos diverses expérimentations et jamais nous n'avons retrouvé ce résultat. Dans ces conditions, nous avons envisagé de nouvelles expérimentations portant sur la lutte anti-parasitaire. Il nous semble pouvoir affirmer qu'il s'agit du facteur le plus important limitant l'extension des cultures maraichères en climat tropical humide.

Déroulement de la récolte

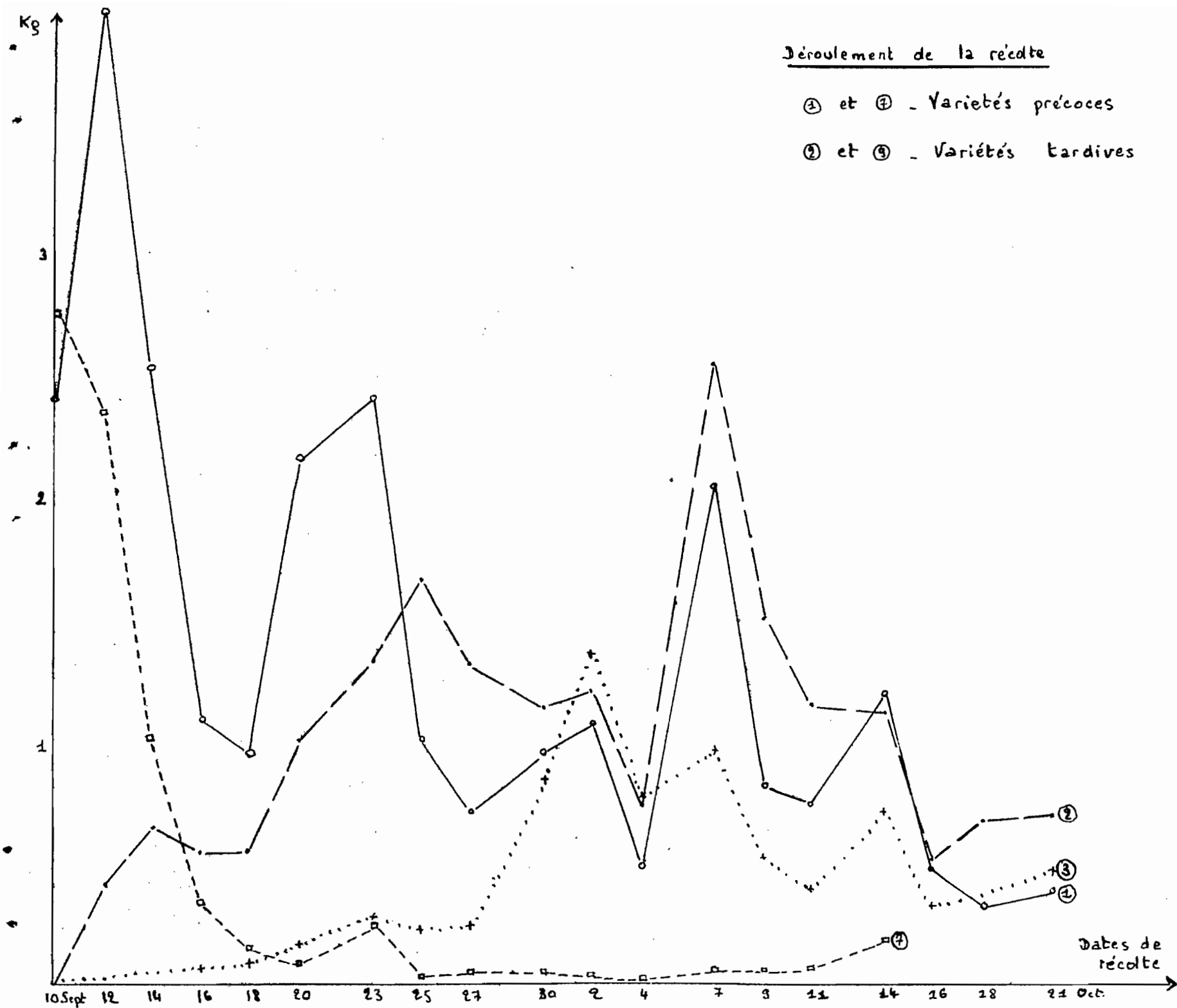
- ① - Variété très productive
- ② - Variété moyennement productive
- ③ - Variété peu productive



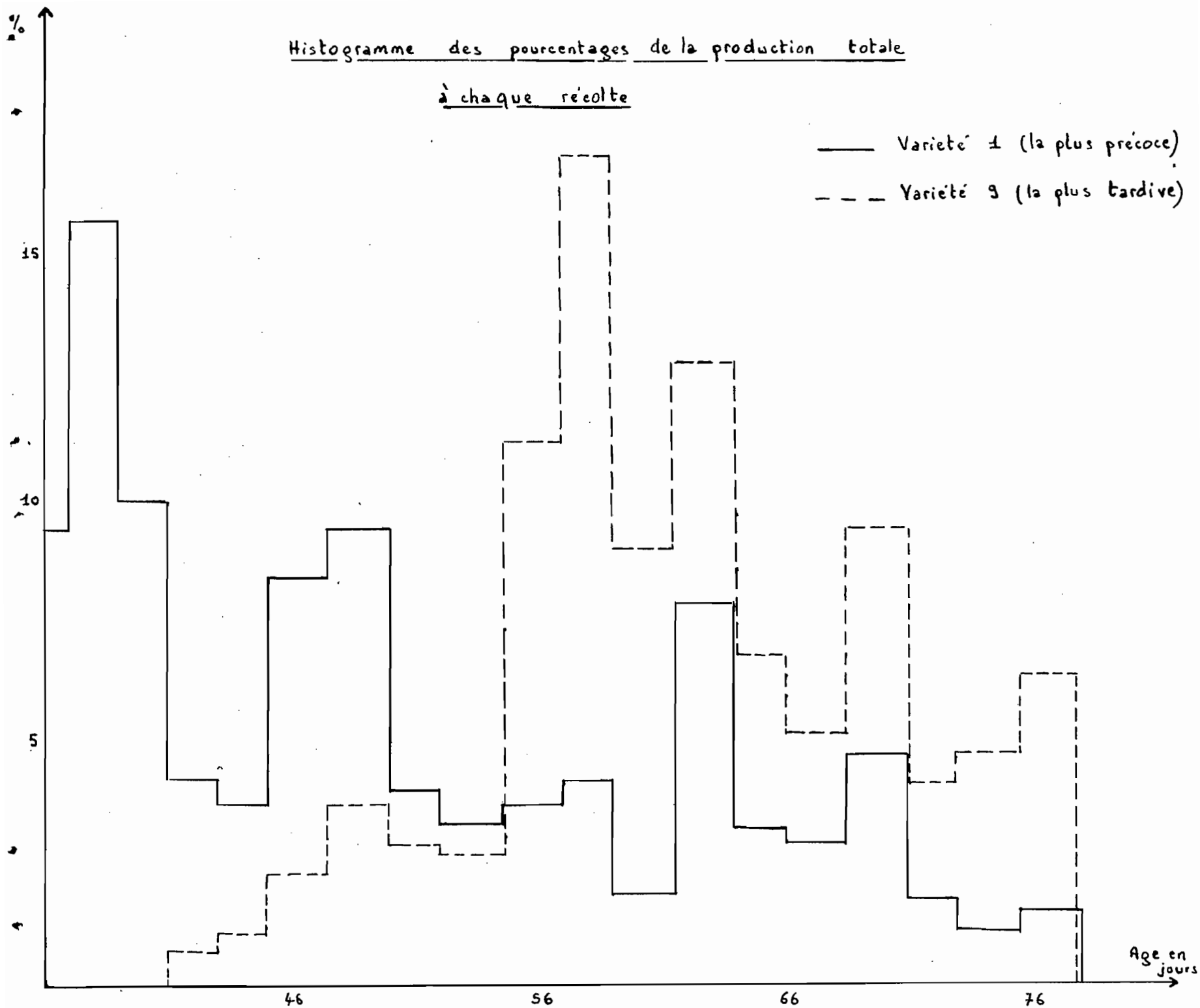
Déroulement de la récolte

① et ④ - Variétés précoces

② et ③ - Variétés tardives



Histogramme des pourcentages de la production totale
à chaque récolte



II - LUTTE ANTI-PARASITAIRE

Nous avons conduit nos premières expérimentations sur haricots verts. Il s'agissait d'une part de lutter contre la fonte des semis et de trouver d'autre part des traitements appropriés à la lutte contre les parasites des feuilles.

A - Protocole d'expérience et résultats

Il s'agissait de tester différents produits chimiques de désinfection du sol. La variété de haricots verts "nain complet" que notre premier essai nous avait révélée très productive a été retenue à cet effet.

Nous avons réalisé un essai blocs avec 6 répétitions de 5 traitements

- Témoin non traité
- Vapam (N-méthyl dithiocarbamate de sodium) réputé fongicide, nématocide, herbicide et insecticide. Son application a été faite 15 jours avant le semis par arrosage du sol en place (800 cc dans 20 litres d'eau pour 16 m²).
- Némagon appliqué au pal injecteur tous les 30 cm, 15 jours avant le semis (1 litre de némagon pour 12 l d'eau).
- Zinate à 65 % de zinèbe (Ethylène-Bis-Dithiocarbamate de zinc) appliqué juste avant le semis (150 g dans 30 litres d'eau pour 16 m²).
- Némagon + Zinate.

Nous avons observé le nombre de pieds de haricots présents 15 jours après le semis et un mois après le semis. Nous avons également pesé la récolte.

Pour toutes ces séries de mesures aucun des traitements n'a été

significatif. Avec l'analyse de variance généralisée dont on trouvera le détail des calculs en annexe, nous avons pu mettre en évidence les faits suivants:

. le groupe de traitements Témoin, Vapam, Zinate, Zinate + Némagon, est homogène, c'est-à-dire que l'on ne peut distinguer leur action ;

. le traitement Némagon peut s'isoler : il aurait un effet dépressif sur la production. Nous sommes donc conduits à admettre qu'il n'existe pas de nématodes en quantité suffisante dans le sol pour représenter un danger pour la culture ou que les nématodes ne gênent pas la production de haricots verts car ils interviennent en fin du cycle cultural (nous préférons personnellement cette 2^e hypothèse). L'effet dépressif noté sur le Némagon ne s'observe pas sur le Vapam pourtant réputé phytotoxique. Nous pensons que les propriétés autres que nématicides de ce dernier contribuent à améliorer la production et contrebalancent les effets dépressifs dus à sa phytotoxicité.

. les conditions d'application des produits chimiques très actifs mais également phytotoxiques (Vapam et Némagon) restent à préciser afin de limiter leur effet dépressif. Le fait que les parcelles traitées au Zinate juste avant le semis présentent le plus grand nombre de pieds est une démonstration de la non phytotoxicité de ce produit.

Cet essai montre donc que les agents pathogènes les plus redoutables sont les champignons responsables de la fonte des semis. Au cours du déroulement de l'essai nous avons remarqué sur nos blocs des zones d'infestation plus ou moins prononcées et s'étendant progressivement ce qui a entraîné une différence hautement significative entre blocs.

Nous pensons donc que ces champignons préexistent dans le sol et que leur répartition est hétérogène. Ils doivent être particulièrement nombreux dans les sols défrichés depuis longtemps. Pour vérifier cette hypothèse nous avons effectué un semis de haricots verts sur une parcelle récemment défrichée qui n'avait supporté aucune culture. Nous n'avons pas noté un seul pied

atteint par la fonte des semis. Si nous avions pu lutter contre les parasites de feuillage, nous aurions retrouvé les rendements de notre premier essai de comparaison inter-variétale.

Les agents responsables de la fonte des semis ont été déterminés par M. BOISSON, Chargé de Recherche de l'O.R.S.T.O.M.* Il s'agit de Sclerotium rolfsii et d'un Pythium non déterminé exactement.

Il nous faut également signaler le parasitisme foliaire. M. BOISSON a pu déterminer des agents responsables de la rouille, de la cercosporiose et d'helminthosporiose. Nous avons également noté un Rhizoctonia sur les feuilles adultes qui compromet la récolte en hâtant la mort des plants.

Nous avons pu un certain temps limiter les dégâts dus au parasitisme foliaire en appliquant 2 fois par semaine le mélange suivant :

- Zinate
- Oxychlorure de cuivre
- Dipterex

La pulvérisation par atomiseur (25 g de chaque produit pour 10 l d'eau) nous a donné de meilleurs résultats que la pulvérisation à l'aide d'un pulvérisateur à pression préalable (50 g de chaque produit pour 10 l d'eau).

Le polysulfure de baryum (25 g/dal) pulvérisé sur l'un des blocs n'a pas montré d'activité particulière.

Avec l'arrivée de la saison des pluies, ces traitements n'ont pas pu venir à bout du parasitisme.

B - CONCLUSIONS

- Aucun des produits chimiques expérimentés n'a une action très

*Bibliographie : BOISSON (C.) La pathologie des cultures maraîchères dans la région de Dimbokro - O.R.S.T.O.M. Section Phytopathologie - Rapport préliminaire - Octobre, Novembre 1963.

efficace dans la lutte contre la fonte des semis.

- Nous n'avons pas réussi à contrôler parfaitement le parasitisme foliaire. De toutes façons la période de saison des pluies est à proscrire pour l'installation de cultures maraîchères.

- Nous pensons que les méthodes agronomiques sont encore les plus aptes à vaincre ce parasitisme. Nous pensons à

- . la culture itinérante sur des sols neufs non contaminés
- . l'introduction de jachères (notamment de graminées) pour rompre les cycles des agents pathogènes.

Néanmoins il ne faut pas se leurrer ; ces méthodes vont à l'encontre des principes techniques et économiques du développement des cultures maraîchères qui exigent :

- . la création et l'entretien d'un capital sol à haut potentiel de fertilité par l'emploi de la fumure organique et minérale;
- . une concentration et une intensivité de la culture permettant des investissements (irrigation - techniques culturales - traitements phytosanitaires - technologie des produits) rentables.

III- INTRODUCTION DE CULTURES MARAICHÈRES NOUVELLES

Il y a déjà longtemps que des essais de culture de tomates ont été entrepris sur la ferme d'Adiopodoumé. Nous pouvons dire que jusqu'à présent nous n'avons obtenu aucun succès. Nous pensons pouvoir analyser les causes de tous ces déboires.

1^o/ Choix du terrain

Nos cultures ont toujours été installées sur des parcelles cultivées depuis longtemps. De plus la concentration de nos cultures maraichères favorisait la contamination des plantes et la multiplication des parasites.

2^o/ Choix de la variété

Nous avons trop négligé ce problème. La variété "Marmande" ne peut pas supporter les conditions climatiques locales au cours de sa maturité : elle éclate avant de mûrir et pourrait très rapidement. Nous pensons qu'il faudrait rechercher des espèces à peau plus dure comme les tomates italiennes Roma et San Marzano.

3^o/ Lutte contre la fonte des semis

Nous pensons avoir résolu ce problème par l'emploi des pots pressés (procédé largement vulgarisé) désinfectés au vapam.

4^o/ Lutte contre les maladies des feuilles

Nous n'avons aucun résultat positif. M. Boisson a décrit par ailleurs les agents responsables de ces maladies. Nous ne pouvons que répéter ici la gravité de ces attaques qui compromettent tout l'avenir de la culture des tomates en Basse Côte d'Ivoire. Les efforts devront porter sur le choix des variétés et en dernier ressort sur l'emploi de produits fongicides. Pour notre

part nous ne pouvons préciser aucune méthode de lutte, n'ayant jusqu'à présent obtenu que des échecs.

Il nous faut signaler enfin les résultats encourageants obtenus avec la culture du concombre. Cette plante réagit très bien aux différents agents pathogènes pourtant nombreux. C'est ainsi que nous avons vu de nombreuses lésions dues au chancre du collet se cicatriser parfaitement. Les attaques de mildiou très nombreuses peuvent être limitées assez facilement par des pulvérisations d'un mélange de Zinate et d'oxychlorure de cuivre.

Avec la variété Rollinson Telegraph, nous avons obtenu 80 kg de concombres sur 16 pieds présents. La variété Gloire de Paris ne nous a pas paru adaptée aux conditions de la Basse Côte d'Ivoire.

Si nous mettons à part les résultats positifs obtenus avec le concombre, toute notre expérimentation nous amène à exprimer des réserves quant aux succès immédiats de l'implantation des cultures maraîchères de Basse Côte d'Ivoire. Nous sommes persuadés que le développement des cultures maraîchères ne pourra être entrepris si les conditions de culture et de lutte phytosanitaire ne sont pas précisées par des essais préalables entrepris d'une façon systématique.

*

*

*

UTILISATION DE L'ANALYSE STATISTIQUE MULTIVARIATE
POUR L'INTERPRETATION D'ESSAIS EN BLOCS COMPLETS

par

J. Pernès

=====

I - ETUDE D'UN ESSAI DE COMPARAISON DE TRAITEMENTS

Avant d'expliciter le calcul, remarquons que la grande hétérogénéité d'un bloc à l'autre, conduisant à des résultats très faibles pour certaines parcelles, risque de perturber les hypothèses fondamentales d'absence d'interaction et d'égalité des variances.

La non vérification des hypothèses d'additivité (ou absence d'interaction) conduit à surestimer le terme d'erreur expérimentale (qui contiendra confondu avec le terme erreur proprement dit la somme des carrés interaction blocs x traitements), ce qui affaiblit la précision de l'analyse.

Le test F est assez robuste vis-à-vis de l'hypothèse de l'égalité des variances. L'inégalité conduit à l'adjonction de paramètres de non centralité à la variable F ce qui diminue la précision.

Il y a peu de raisons pour contester franchement l'hypothèse de normalité.

L'analyse de variance simple appliquée à l'une ou l'autre des deux mesures indique des différences hautement significatives entre blocs, mais ne révèle pas d'effets traitements.

L'analyse de variance généralisée qui tient compte des deux mesures de l'expérimentation (ajoutant l'information de la deuxième mesure non implicitement contenue dans la première) fait apparaître des différences significatives entre traitements et confirme les différences hautement significatives entre les blocs.

Le test utilisé dans cette dernière analyse revient à une lecture de la table F qui permet d'apprécier la signification réelle de la fonction U. C'est la méthode d'analyse de variance généralisée pour la fonction Λ de Wilks. (Voir Anderson - Multivariate statistical analysis - Wiley).

Pour les comparaisons ultérieures deux à deux nous avons imaginé d'utiliser la statistique T^2 (de façon analogue au test des p.p.ds. en analyse de variance à une variable). Les mêmes défauts que le test des p.p.ds. se retrouvera dans l'emploi de la statistique T^2 . Ce test permet cependant une conclusion complémentaire intéressante.

Le tableau des T^2 montre que l'origine de la signification du test U vient d'une hétérogénéité du groupement dans les effets traitements plus que d'une séparation deux à deux des effets traitements. Le traitement N est nettement différent de tous les autres.

Le traitement arithmétiquement le plus actif est Z, ce qui ne veut pas dire qu'il soit le plus intéressant. Nous voyons que le classement selon les T^2 coïncide avec le classement selon les nombres de pieds ; ceci veut dire que Z, s'il agit pour conserver un plus grand nombre de pieds que les autres traitements, pourrait octroyer cet avantage au détriment de la potentialité de récolte de chaque pied. Ainsi la virulence de Z qui se traduit par le maintien d'un plus grand nombre de pieds impliquerait aussi un effet dépressif sur la récolte des plants traités.

La remarque précédente a surtout une valeur qualitative car Z n'est significativement supérieur à aucun autre traitement selon T^2 .

Nous indiquons d'un trait discontinu les sous-groupes possibles qu'une analyse plus précise séparerait éventuellement. Ce que l'analyse présente permet de conclure est : les traitements Z, V, N + Z, T, forment un groupe homogène par rapport à N qui leur est inférieur.

Sur les résultats récoltes les tests de non additivité de Tukey et d'homogénéité des variances de Bartlett n'ont statistiquement pas révélé d'effet non additif ou de variance étrangère. Cependant tous deux mettent numériquement en évidence l'isolement des données concernant le traitement V. Les deux essais convergent pour individualiser ce traitement.

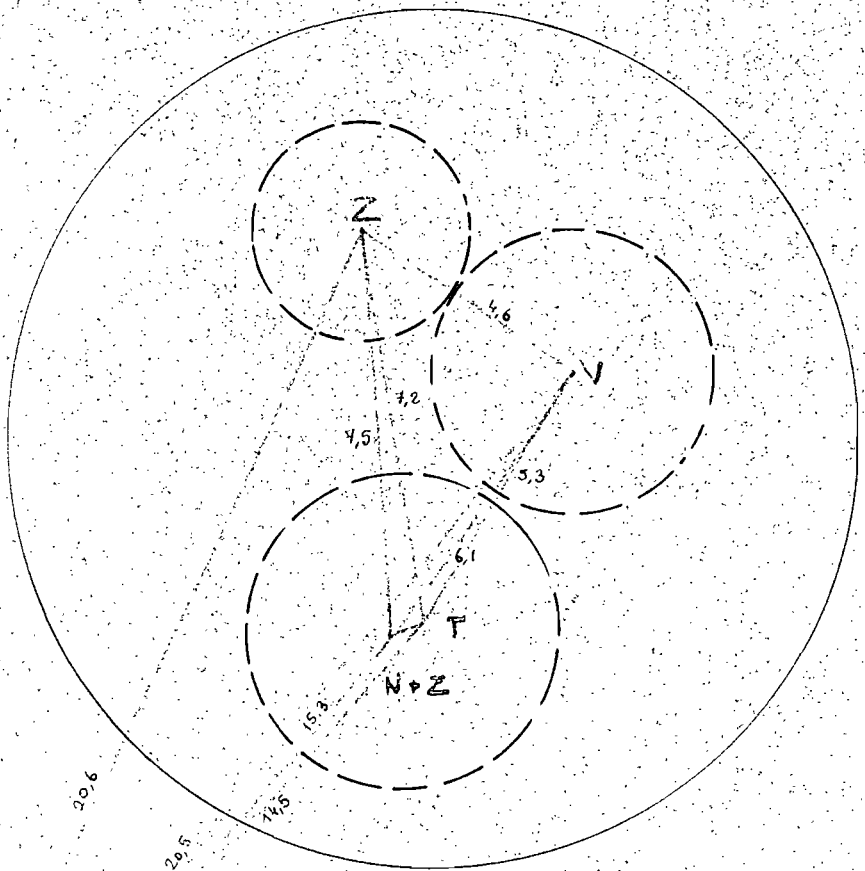
La variance du traitement V est inférieure à toutes les autres, suffisamment pour que dans les comparaisons deux à deux suivant un test F elle apparaisse significativement différente, mais pas au point qu'elle puisse être significativement rejetée de l'ensemble des variances des traitements.

Sur le graphique des $(P_j, X_{.j})$ le point représentatif du traitement V s'isole également. Là aussi cependant, pour l'ensemble des mesures il n'intervient pas de façon significativement non additive.

Un retour sur les données brutes permet d'apprécier ces observations avec plus de clarté, l'hétérogénéité cherchée vient probablement autant des blocs que des traitements employés et malgré la répartition au hasard des traitements dans les blocs il est possible étant donné le petit nombre de répétitions, que le traitement V ait été par l'hétérogénéité des blocs, malencontreusement favorisé.

En résumé, les tests d'additivité et d'homogénéité des variances bien que ne faisant apparaître aucun résultat statistiquement significatif suggèrent d'isoler le traitement V dont les effets paraissent assez stables d'un bloc à l'autre.

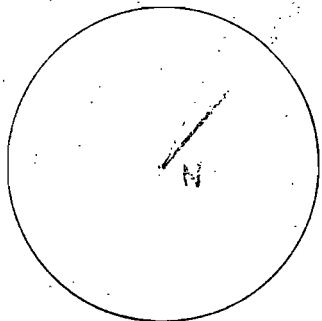
Nombre
de
pieds



20.6

20.5

7.5



→ Récoltes

Interprétation agronomique

Le traitement N, uniquement nématicide, est isolé inférieurement des autres traitements de façon significative ;

a) puisqu'il est seul antinématode il indique que les haricots verts cultivés étaient insensibles aux nématodes ou qu'il n'y avait pas de nématode.

b) son infériorité vis-à-vis du témoin, non traité, indique un léger effet dépressif de ce produit à la dose employée (effet dépressif apparent du fait que la lutte antinématode est inutile). Il est probable que ce traitement N est bien plus avantageux qu'il n'est dépressif lorsqu'il est appliqué là où les nématodes ont un effet (cette remarque dépasse évidemment le cadre de cette analyse).

Le traitement V est remarquable par sa stabilité d'un bloc à l'autre (les tests d'additivité et d'homogénéité des variances l'ont montré). V est effectivement un produit à effet multiple qui agit sur des parasites très variés (il est fongicide, herbicide, insecticide et nématicide), il n'est donc pas étonnant, les blocs étant différents de façon hautement significative, qu'il ait stabilisé la culture vis-à-vis de ces hétérogénéités!

Le traitement Z doit son avantage global au nombre de pieds qu'il maintient et non à la récolte totale. Peut-être a-t-il un effet précoce pour le maintien des plants et qu'ensuite il ne protège pas des ennemis de la récolte elle-même ou, peut-être, sauve-t-il la vie des jeunes plants au prix d'un effet dépressif ultérieur. L'observation régulière de l'essai, et non les données, peut seule guider l'interprétation.

L'addition des deux traitements N + Z conduit à un effet absolument pas distinct de l'absence de traitement (témoin). L'avantage de Z compenserait-il l'effet dépressif de N ? Annulent-ils l'un l'autre leurs effets ? Il ne s'agit que de suggestions explicatives qui dépassent l'interprétation directe des données.

En conclusion, cet essai peu coûteux, mis en place sans trop de soins s'il n'a conduit tangiblement qu'à un seul résultat statistiquement significatif ouvre cependant des perspectives intéressantes pour mener d'autres essais afin de mettre en évidence de façon effective l'action de ces différents produits. En particulier l'expression d'effets dépressifs sur une culture dépourvue de parasites qu'ils combattent en principe, la détermination du moment physiologique de leur intervention, et les effets de leur application conjointes, sont des préoccupations qui peuvent justifier la mise en place de plans d'expériences plus puissants.

Explication des calculs

- X_{ij} désigne la récolte dans la parcelle du ième bloc soumise au jième traitement ;
- Y_{ij} désigne le nombre de pieds dans cette même parcelle (1 mois après le semis)
- $X_{.j}$ est le total de récoltes de toutes les parcelles soumises au traitement j ;)
- $Y_{.j}$ est le même total pour le nombre de pieds ;
- $X_{i.}$ est le total des récoltes du bloc i ;
- $Y_{i.}$ est le total du nombre de pieds du bloc i ;
- $X_{..}$ est la récolte totale ;
- $Y_{..}$ est le nombre de pieds total ;

La matrice $X_{ij} Y_{ij}$, par exemple, est composée de:

$$\begin{pmatrix} S \text{ des } X_{ij}^2 & S \text{ des produits } X_{ij} Y_{ij} \\ S \text{ des produits } X_{ij} Y_{ij} & S \text{ des } Y_{ij}^2 \end{pmatrix}$$

et pareillement pour les matrices suivantes. Les éléments de l'analyse de variance d'une seule variable se trouvent dans la diagonale principale de chaque matrice.

L'analyse de variance généralisée conduit à la variable $U_{2,n,m}$ à trois nombres de degrés de liberté: 2, nombre de variables, n , degrés de liberté de l'effet testé, m , degrés de liberté erreur. Dans ce cas particulier d'une analyse à deux variables, la transformation:

$$\frac{I - \sqrt{U_{2,n,m}}}{\sqrt{U_{2,n,m}}} \times \frac{m - I}{n}$$

conduit à une variable:

$$F_{2n, 2(m-I)}$$

La variable U est le rapport du déterminant de la matrice erreur A au déterminant de la matrice somme de la matrice erreur et de la matrice effet testé.

Pour l'étude du groupement des moyennes traitement on utilise la statistique T^2 de Hotelling:

$$T_{jk}^2 = N/2 \times (X_{.j}/6 - X_{.k}/6, Y_{.j}/6 - Y_{.k}/6) \times A^{-I} \begin{pmatrix} X_{.j}/6 - X_{.k}/6 \\ Y_{.j}/6 - Y_{.k}/6 \end{pmatrix}$$

$20/6 T_{jk}^2$ est le T^2 relatif aux différences des moyennes du traitement j et du traitement k ; A^{-I} est la matrice inverse de la matrice des covariances erreur. N est le nombre de répétitions (nombre de blocs) de chaque effet traitement. T_{jk}^2 est donc une forme quadratique.

La valeur théorique correspondante de T^2 est donnée par la relation:

$$T^2(\alpha) = \frac{2(b-1)(r-1)}{(b-1)(r-1) - 1} \times F(\alpha)_{2, (b-1)(r-1) - 1}$$

et correspond au seuil de probabilité .

$$\begin{array}{ll} \text{Au niveau 5 \%}, F_{2, 19} = 3,53 & \text{et } T^2 \simeq 7,2 \\ \text{Au niveau 1 \%}, F_{2, 19} = 5,94 & \text{et } T^2 \simeq 11,9 \end{array}$$

De même qu'il arrive que dans une analyse de variance simple F conduise à conclure de l'existence d'un effet significatif sans que les tests de comparaison de moyennes n'arrivent à mettre en évidence de différence, dans notre analyse de variance généralisée, même au seuil 5% on n'arrivera pas à faire de séparation deux à deux des effets traitements. On sait qu'alors le test global (F ou U) a révélé une hétérogénéité du groupement des effets; effectivement les T^2 montrent deux groupes: l'un Z, V, T, N+Z homogène et l'autre N seul, bien séparés. C'est l'effet du groupement qui accuse la séparation de N d'avec les autres traitements.

Un contraste construit sur les cinq traitements ferait apparaître significativement cette hétérogénéité.

TABLEAU DES DONNEES

	N	T	N + Z	V	Z	TOTAL blocs
I	342 8	1543 136	4 3	2519 148	187 24	4595 319
II	516 40	1786 131	3179 175	2544 195	954 133	8979 674
III	1595 171	1547 174	1552 151	2219 208	2617 267	9530 971
IV	1027 91	383 47	1721 164	1797 195	2024 231	6952 728
V	3339 268	3959 271	3152 243	2127 216	3422 300	15999 1298
VI	1173 90	2875 270	2152 277	1911 210	2125 296	10236 1143
TOTAL	7992	12093	11760	13117	11319	56291
traitem.	668	1029	1013	1172	1251	5133
MOYENNES	1332	2015	1960	2186	1888	1876
traitem.	111	171	169	195	208	171

dans chaque case, le premier chiffre indique la récolte

le second le nombre de pieds.

Les matrices intermédiaires pour le calcul des sommes de carrés sont

$$(\sum X_{.j} Y_{.j}) = \begin{pmatrix} 648 & 812 & 243 & 59 & 240 & 936 \\ 59 & 240 & 936 & 5 & 469 & 819 \end{pmatrix}$$

$$(\sum X_{i.} Y_{i.}) = \begin{pmatrix} 601 & 631 & 367 & 54 & 298 & 787 \\ 54 & 298 & 787 & 5 & 020 & 115 \end{pmatrix}$$

$$(\sum X_{ij} Y_{ij}) = \begin{pmatrix} 135 & 862 & 059 & 11 & 899 & 959 \\ 11 & 899 & 959 & 1 & 102 & 207 \end{pmatrix}$$

$$(\sum X_{..} Y_{..}) = \begin{pmatrix} 3 & 168 & 676 & 681 & 288 & 941 & 703 \\ 288 & 941 & 703 & 26 & 347 & 689 \end{pmatrix}$$

$$(\sum X_{.j} Y_{.j})/6 = \begin{pmatrix} 108 & 135 & 374 & 9 & 873 & 489 \\ 9 & 873 & 489 & 9 & 11 & 636 \end{pmatrix}$$

$$(\sum X_{i.} Y_{i.})/5 = \begin{pmatrix} 120 & 326 & 273 & 10 & 859 & 757 \\ 10 & 859 & 757 & 1 & 004 & 023 \end{pmatrix}$$

$$(\sum X_{..} Y_{..})/30 = \begin{pmatrix} 105 & 622 & 556 & 9 & 631 & 390 \\ 9 & 631 & 390 & 878 & 256 \end{pmatrix}$$

$$(\sum X_{ij} Y_{ij}) - (X_{..} Y_{..})/30 = \begin{pmatrix} 30 & 239 & 503 & 2 & 268 & 569 \\ 2 & 268 & 569 & 223 & 951 \end{pmatrix}$$

$$(\sum X_{.j} Y_{.j})/6 - (X_{..} Y_{..})/30 = T = \begin{pmatrix} 2 & 512 & 818 & 242 & 099 \\ 242 & 099 & 33 & 380 \end{pmatrix}$$

$$(\sum X_{i.} Y_{i.})/5 - (X_{..} Y_{..})/30 = B = \begin{pmatrix} 14 & 703 & 717 & 1 & 228 & 023 \\ 1 & 228 & 023 & 125 & 767 \end{pmatrix}$$

$$\text{erreur (calculée par différence)} = A = \begin{pmatrix} 13 & 022 & 968 & 798 & 447 \\ 798 & 447 & 64 & 804 \end{pmatrix}$$

$$A+T = \begin{pmatrix} 15 & 535 & 786 & 1 & 040 & 546 \\ 1 & 040 & 546 & 98 & 184 \end{pmatrix}$$

$$A+B = \begin{pmatrix} 27 & 726 & 675 & 2 & 026 & 470 \\ 2 & 026 & 470 & 190 & 671 \end{pmatrix}$$

TABLEAU D'ANALYSE DE VARIANCE SIMPLE

Nombre de pieds un mois après le semis

Origine de la variation	S. des carrés	d.l.	Carré moyen	Rapport des variances		
				Calculé	Limite	
					0,05	0,01
Totale	223 951	29				
Blocs	125 767	5	25 153	7,76**	2,71	4,10
Traitements	33 880	4	8 470	2,61	2,87	4,43
Erreur	64 804	20	3 240			

TABLEAU D'ANALYSE DE VARIANCE SIMPLE

Récolte totale en grammes

Origine de la variation	S. des carrés	d.l.	Carré moyen	Rapport des variances		
				Calculé	Limite	
					0,05	0,01
Totale	30 239 503	29				
Blocs	14 703 717	5	2 940 743	4,5**	2,71	4,10
Traitements	2 512 818	4	628 204	0,96 ⁺	2,87	4,43
Erreur	13 022 968	20	651 148			

+ Cette valeur inférieure à 1 peut révéler la présence dans le terme erreur d'une interaction bloc-traitement, ce que nous pressentions à l'observation des données brutes.

** significatif au seuil 0,01.

Test de non additivité de Tukey

On étudie les effets de non additivité à l'aide du test de Tukey.

On dresse le tableau de calculs suivant :

$X_{ij} X_{i.} = a_j$	$\frac{a_j \times X_{.j}}{1000}$	$\frac{\text{total gén.}}{\text{nb de trait.}}$	$\times X_{.j} = b_j$	$P_j = a_j - b_j$
93 972 197	751 024 224	89 973 936		3 998 261
I73 300 646	I 612 008 993	I36 142 994		-2 842 348
I27 774 293	I 502 622 240	I32 394 080		-4 619 787
I2I 648 064	I 595 656 816	I47 67I I86		-26 023 I22
I24 936 I67	I 4I5 399 944	I27 54I 882		-2 605 7I5

$$P_j = 32\ 092\ 711$$

On calcule :

$$\text{total général} \times \left(\text{S.C. traitements} + \text{S.C. blocs} + \frac{(\text{total général})^2}{\text{nb de parcelles}} \right) = A$$

$$\text{nb de parcelles} \times (\text{S.C.traitements}) \times (\text{S.C. blocs}) = B$$

$$\text{et : S.C. Additivité} = \frac{(T - A)^2}{B}$$

Soit numériquement :

$$A = + 6\ 914\ 730\ 149 \times 10^3$$

$$B = + 110\ 864\ 889\ 162 \times 10^4$$

$$\text{SCA} = 1\ 303\ 713$$

On établit alors le tableau d'analyse de variance :

Origine variation	d.l.	S. des carrés	Carrés moyens
erreur	20	I3 022 968	
non additivité	I	I 303 713	I 303 713
reste pour tester la non-additivité	19	II 719 255	$F_{1,19} = 2,1$
			$F_{0,05} = 4,38$ théorique

Ce F n'est pas significatif. Notons que si nous utilisons (I) comme carré moyen erreur le F testant l'effet traitement redevient cependant supérieur à (I), tout en n'étant toujours pas significatif.

Utilisons quand même la représentation graphique habituelle pour nous rendre compte de l'hétérogénéité des données, dans leur intervention sur la non additivité.

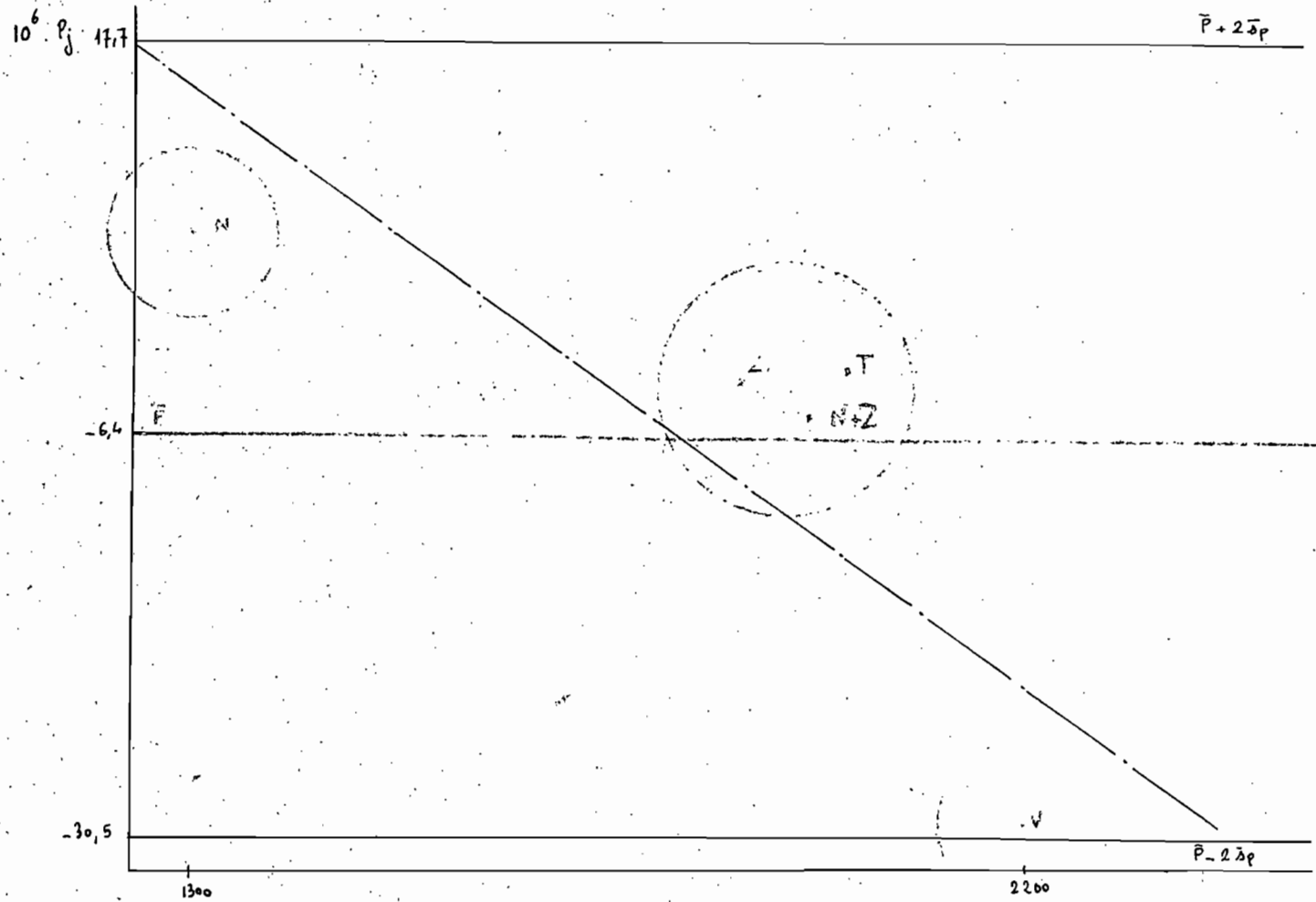
Pour ce faire on calcule :

$$\bar{P} = \frac{P_j}{5} \approx -6,42 \times 10^6$$

et l'écart-type de la moyenne \bar{P} :

$$s_p = \sqrt{\text{nb de blocs (SCtraitements) (SCreste)}} \approx 12,05 \cdot 10^6$$

On porte P_j en fonction de $X_{.j}$, et autour de \bar{P} on porte les intervalles de confiance $2s_p$



Test d'homogénéité des variances traitement de Bartlett

On utilise la démarche de calculs suivante :

X_{ij}^2	$\frac{(X_{.j})^2}{6} = m_j^2$	$6m_j^2$	$X_{ij}^2 - 6m_j^2 = S_{ij}$	$\frac{S_{.j}}{5} = s_j^2$	$\log s_j^2$
16 506 824	1 774 224	10 645 344	5 861 480	1 172 296	6,06905
32 049 849	4 060 225	24 361 350	7 688 499	1 537 670	6,18687
30 042 810	3 841 600	23 049 600	6 993 210	1 398 642	6,14566
29 146 517	4 778 596	28 671 576	474 941	94 988	4,97767
28 116 059	3 564 544	21 387 264	6 728 795	1 345 759	6,12890
			$\bar{S}^2 =$	1 109 877	6,04524

afin d'appliquer la formule :

$$\chi_{a-I}^2 = 2,30259 \times (n-I) \left((a) \log \bar{S}^2 - \sum_j \log s_j^2 \right) \times \frac{I}{I + \frac{a+I}{3a(n-I)}}$$

où a = 5 = nombre de traitements

n = 6 = nombre de répétitions par traitement

2,30259 permet de convertir les logarithmes décimaux en logarithmes népériens ;

on trouve : $\chi_4^2 = 7,52$

La valeur de χ_4^2 au seuil 0,05 est 9,1. L'hypothèse d'homogénéité des variances n'est pas rejetée bien qu'un test F sépare deux à deux les variances de N, T, N + Z, Z, d'avec la variance de V.

Les valeurs négatives des P_j du test d'additivité et ce χ^2 assez élevé nous ont engagés, par curiosité, à faire une transformation logarithmique des données.

Après cette transformation l'effet bloc n'est plus significatif (F = 1,88), le F de l'effet traitement augmente sensiblement (jusqu'à 1,29) sans devenir pour autant significatif. La disparition d'un effet hautement significatif (ici l'effet bloc) par un simple changement d'échelle mérite d'être médité.

Analyse multivariante

Origine variat.	d.l.	matrice effet	matrice interméd:	déterminant des matrices intermédiaires	critère $U_{2,n,m}$
total	:	:	:	:	:
traitem.	n=4	T	T + A	T+A = 442 559 559 700	$t = \frac{A}{A + T}$ 0,466
bloc	n=5	B	B + A	B+A = I 180 063 508 000	$b = \frac{A}{A + B}$ 0,175
erreur	n=20	A	:	A = 206 422 806 463	:

On utilise la transformation $\frac{I - \sqrt{U}}{U}$ pour tester la signification à l'aide des tables de F.

$$\frac{I - \sqrt{t}}{t} \times \frac{19}{4} = 2,20$$

$$F_{8,38} = \begin{matrix} 2,19 & \text{seuil } 0,05 \\ 3,02 & \text{seuil } 0,01 \end{matrix}$$

$$\frac{I - \sqrt{b}}{b} \times \frac{19}{5} = 5,29$$

$$F_{10,38} = \begin{matrix} 2,09 & \text{seuil } 0,05 \\ 2,82 & \text{seuil } 0,01 \end{matrix}$$

Calcul des T^2

La matrice A^{-1} est :

$3,14 \cdot 10^{-7}$	$-38,68 \cdot 10^{-7}$
$-38,68 \cdot 10^{-7}$	$630,9 \cdot 10^{-7}$

Pour construire le tableau des différences deux à deux des moyennes en classe selon les moyennes traitements pour les récoltes :

	2186 I95	2015 I71	1960 I69	1888 208	1332 III
1332 : III :	854 84	683 60	628 58	556 95	0 0
1888 : 208 :	298 -13	127 -37	72 -39	0 0	
1960 : I69 :	226 26	55 2	0 0		
2015 : I71 :	171 24	0 0			
2186 : I95 :	0 0				

On calcule T^2 par le produit matriciel suivant (en désignant par I et J les différences des moyennes traitements lues dans l'une des cases du tableau précédent).

$$T'^2 = 3/2 (IJ) A^{-1} \begin{pmatrix} I \\ J \end{pmatrix} = 3 (3,14 \cdot 10^{-7} I^2 - 38,68 \cdot 10^{-7} IJ + 630,9 \cdot 10^{-7} J^2)$$

le T^2 réel est:

$$T^2 = T'^2 \times \frac{20}{6}$$

On a le tableau des T^2 ci-dessous (en disposant les traitements par ordre des T^2 .)

	Z	V	T	N+Z	N
N	: 7,16	7,13	3,96	3,56	0
N+Z	: 0,96	0,63	0,01	0	
T	: 0,89	0,46	0		
V	: 0,35	0			
Z	: 0				

La valeur de T^2 au seuil 0,05 est donnée par:

$$T^2(\alpha) = \frac{2(b-1)(r-1)}{(b-1)(r-1) - 1} F_{2, (b-1)(r-1) - 1}(\alpha)$$

où r désigne le nombre de traitements

b le nombre de blocs;

pour $\alpha=0,05$ $t^2 = 7,2$

pour $\alpha=0,01$ $T^2 = 11,9$

On ne peut séparer deux à deux les traitements; c'est du groupement que le test U tient sa signification. (Il faudrait utiliser un contraste du type $1/4(T + (N+Z) + V + Z) - N$ et employer un analogue multivariate du test S de Scheffé pour le faire apparaître significativement).

On peut faire la représentation graphique des conclusions de ces diverses analyses en utilisant les distances généralisées de Mahalanobi (D^2 est proportionnelle à T^2). Sur le schéma suivant, on sépare les traitements par les distances proportionnelles à D (valeurs $\sqrt{D^2}$ indiquées sur le schéma).

II - ETUDE D'UN ESSAI DE COMPARAISON DE VARIETES

Afin d'analyser les caractères distinctifs de dix variétés de haricots verts comparés à l'aide d'un plan en blocs complets randomisés à six répétitions, on utilise les trois caractères suivants :

1^o/ la récolte totale par variété,

2^o/ une mesure de la précocité, que l'on pourrait peut-être plus judicieusement appeler vitesse de la variété à produire sa récolte, établie comme la différence entre la date où la moitié de la récolte a été produite par la variété et la date du début de la récolte de cette variété.

3^o/ une expression un peu différente de la précocité, qui sera : différence entre la date où la moitié de la récolte a été produite par la variété et une date fixe, indépendante de la variété, qui sera la date où l'on a commencé la récolte de la première variété.

La précocité au sens du 2^o/ fut évaluée uniquement sur la moyenne des parcelles pour chaque variété, la précocité au sens du 3^o/ calculée pour chaque parcelle sera donnée avec les rendements par parcelle dans le tableau des données.

Trois analyses statistiques ont été effectuées :

1^o/ l'analyse de variance classique pour le caractère rendement, qui après un F hautement significatif a conduit à une séparation deux à deux des moyennes des variétés, identique suivant que l'on utilise les plus petites différences significatives ou le test de Tukey.

2^o/ une analyse de corrélation entre les rendements moyens des variétés et leur précocité au sens 2^o/. Cette analyse fait apparaître la nécessité d'exclure la variété 7 de l'ensemble des autres variétés pour obtenir

une corrélation significative. En excluant de surcroît la variété 2 de l'analyse on obtient une corrélation encore plus nette entre le rendement et la précocité au sens 2^o/ des variétés restantes.

3^o/ enfin comme dans l'analyse de l'essai précédent l'établissement de la matrice erreur pour l'analyse de variance bivariate des caractères rendement et précocité au sens 3^o/, permet de calculer les distances généralisées de Mahalanobi et de faire une représentation graphique statistiquement plus parlante du groupement des variétés. Les distances entre les groupes de variétés sur le graphique sont proportionnelles à D.

L'interprétation agronomique des résultats statistiques est assez simple pour de telles comparaisons, il est inutile de s'y attarder. Il faut cependant insister sur cette constatation que plus les variétés produisent tôt et rapidement leur récolte, plus le rendement est élevé (ce qu'on pourrait exprimer aussi : l'existence d'une potentialité au fort rendement de la variété se trouve liée à la rapidité de son expression, à l'exception évidemment de la variété 7).

La mesure de la précocité au sens 2^o/ sépare davantage la variété 2 du lot des autres variétés que la précocité au sens 3^o/. Peut-être cela indique -t-il que la liaison réelle est plutôt entre le caractère rendement et la précocité en soi dans le temps qu'entre le caractère rendement et la vitesse d'expression du rendement à partir du moment où la récolte a commencé.

TABLEAU DES DONNEES (rendements et précocité au sens 3^e)

Blocs: Var.	I	II	III	IV	V	VI	T. va- riétés	M. Va- riétés
1	4,275 13	5,937 13	5,617 13	3,517 10	2,984 6	3,516 10	25,846 65	4,308 10,8
2	2,063 20	4,488 20	1,678 17	2,609 22	3,521 27	4,538 24	18,897 130	3,149 21,7
3	2,278 24	3,821 22	1,587 22	2,629 27	2,479 22	2,456 20	15,250 137	2,541 22,8
4	1,495 15	4,252 20	3,094 22	1,631 15	1,343 15	0,488 17	12,303 104	2,050 17,3
5	0,990 34	1,333 20	0,898 24	1,455 22	2,456 27	0,850 20	7,982 147	1,330 24,5
6	3,320 22	2,742 20	2,522 20	0,833 20	0,976 20	1,970 24	12,413 126	2,069 21,0
7	1,247 2	1,427 2	0,657 0	1,944 2	1,362 2	0,950 2	7,587 10	1,264 1,7
8	2,685 20	2,137 13	2,249 15	2,556 15	3,110 15	2,241 15	14,978 93	2,496 15,5
9	1,593 27	1,195 27	1,446 24	0,330 24	1,786 20	1,264 27	7,614 149	1,269 24,8
10	1,700 22	2,651 22	2,181 20	2,038 20	1,547 20	1,504 15	11,621 119	1,937 19,8
T.B.	21,646 199	29,983 179	21,929 177	19,592 177	21,564 174	19,777 174	134,491 1080	

Calcul de la matrice de covariance erreur

$$\text{matrice } (\sum X_{ij} Y_{ij}) = \begin{pmatrix} 387,714 & 2420,67 \\ 2420,67 & 22\ 652 \end{pmatrix}$$

$$\text{matrice } \frac{(\sum X_{i.} Y_{i.})}{6} \text{ variété} = \begin{pmatrix} 350,29 & 2371,49 \\ 2371,49 & 22\ 218 \end{pmatrix}$$

$$\text{matrice } \frac{(\sum X_{.j} Y_{.j})}{10} \text{ blocs} = \begin{pmatrix} 308,839 & 2421,71 \\ 2421,71 & 19485,2 \end{pmatrix}$$

$$\text{matrice } \frac{(X_{..} Y_{..})}{60} \text{ facteur correctif} = \begin{pmatrix} 301,46 & 2420,838 \\ 2420,838 & 19440 \end{pmatrix}$$

$$\text{matrice erreur (A)} = (\sum X_{ij} Y_{ij}) - \frac{(\sum X_{i.} Y_{i.})}{6} - \frac{(\sum X_{.j} Y_{.j})}{10} + \frac{X_{..} Y_{..}}{60}$$

$$(A) = \begin{pmatrix} 30,04 & 48,30 \\ 48,30 & 389 \end{pmatrix}$$

matrice inverse de A :

$$A^{-1} = \begin{pmatrix} 0,042 & -0,0052 \\ -0,0052 & 0,0032 \end{pmatrix}$$

L'analyse de variance du caractère rendement utilise les éléments de gauche de la diagonale principale de chaque matrice. Des différences entre variétés ont été mises en évidence par cette analyse du seul caractère rendement ; il est inutile de poursuivre l'analyse de variance généralisée qui n'apportera rien de plus tant que ne seront pas définis et précisés des tests de comparaison 2 à 2.

Analyse statistique

Une parcelle manquante du bloc VI a été estimée à l'aide de la formule :

$$x = \frac{6B + 10T - G}{45}$$

B total du bloc où manque la parcelle

T total du traitement où manque la parcelle

G total général incomplet

Par conséquent nous avons réduit le nombre de degrés de liberté d'une unité pour la variation totale et pour l'erreur.

Source de variation	Somme des carrés	d. l.	Carré moyen	Rapport des variances		
				Calculé	Limite	
					P = 0,05	P = 0,01
totale	86,2507	58				
blocs	7,3754	5	1,475	2,16	2,45	3,50
variétés	48,8290	9	5,425	7,94**	2,15	2,70
erreur	30,0463	44	0,6828			

** significatif à 0,01

Comparaison des variétés 2 à 2 à l'aide de la p.p.d.s. et du test de Tukey

p.p.d.s. 5 % ± 3,642

p.p.d.s. 1 % ± 4,724

Pour le test de Tukey, on utilise la table des "étendues réduites studentisées " aux deux seuils 0,05 et 0,01 ; on en tire les étendues pour des sous-échantillons de 2-3-4-5-6-7-8-9 moyennes, pour 44 degrés de liberté.

k	2	3	4	5	6	7	8	9								
Z _k	2,86	3,82	3,01	3,99	3,10	4,10	3,17	4,17	3,22	4,24	3,27	4,30	3,30	4,34	3,33	4,37
R _k	3,56	4,76	3,75	4,97	3,86	5,11	3,95	5,19	4,01	5,28	4,07	5,36	4,11	5,41	4,15	5,44

L Les R_k rapportés à l'are sont obtenus en multipliant les étendues de la table par l'écart type de l'erreur égal à $\frac{0,6828}{6} = 0,337$

Les résultats donnés par la p.p.d.s. et le test de Tukey sont identiques.

	1	2	3	8	6	4	10	5	9	7
7	67,558 4,19 5,48	41,847 4,15 5,44	28,353 4,11 5,41	27,346 4,07 5,36	17,856 4,01 5,28	17,449 3,95 5,19	14,925 3,86 5,11	1,568 3,75 4,97	0,099 3,56 4,76	0 0
9	67,458 4,15 5,44	41,747 4,11 5,41	28,253 4,07 5,36	27,246 4,01 5,28	17,756 3,95 5,19	17,349 3,86 5,11	14,825 3,75 4,97	1,361 3,56 4,76	0 0	
5	66,096 4,11 5,41	40,385 4,07 5,36	26,891 4,01 5,28	25,885 3,95 5,19	16,394 3,86 5,11	15,987 3,75 4,97	13,464 3,56 4,76	0 0		
10	52,632 4,07 5,36	26,921 4,01 5,28	13,427 3,95 5,19	12,420 3,86 5,11	2,930 3,75 4,97	2,523 3,56 4,76	0 0			
4	50,109 4,01 5,28	24,397 3,95 5,19	10,903 3,86 5,11	9,897 3,75 4,97	0,407 3,56 4,76	0 0				
6	49,702 3,95 5,19	23,990 3,86 5,11	10,496 3,75 4,97	9,490 3,56 4,76	0 0					
8	40,211 3,86 5,11	14,500 3,75 4,95	1,006 3,56 4,76	0 0						
3	39,205 3,75 4,95	13,493 3,56 4,76	0 0							
2	25,711 3,56 4,76	0 0								
1	0 0									

1ère ligne de chaque case :
différences entre variétés rapportées à l'are.

2 autres lignes : R_k rapportés à l'are aux seuils 0,05 et 0,01 respectivement.

Tableau de classement des variétés

Variétés	Rendement (Kg/are)	
1 Nain complet	95,630	.
2 Meteor de Van Waseren	69,918	.
3 Supermetis	56,425) non significativement différents.
8 Saint André sans fil	55,418	
6 Régal fin Vilmorin	46,052) non significativement diffé différents.
4 Abondant	45,521	
10 Triomphe de Farcy	42,997	
5 Fin de Villeneuve Vilmorin	29,533) non significativement différents.
9 Fin de Monclar Vilmorin	28,171	
7 Mangetout Princesse	28,071	

Etude des corrélations

Les expressions des précocités au sens 2^e sont données dans le tableau suivant:

Var:	1	:	2	:	3	:	4	:	5	:	6	:	7	:	8	:	9	:	10
x :	10	:	23	:	21	:	16	:	23	:	20	:	1	:	14	:	24	:	20
y :	25,846	:	18,857	:	15,250	:	12,303	:	7,982	:	12,413	:	7,587	:	14,978	:	7,614	:	11,621

Les calculs de corrélation habituels conduisent, sans tenir compte de la variété 7 à un coefficient de corrélation r de 0,67 à 8 degrés de liberté, valeur significative au seuil 0,05 (valeur lue dans la table 0,632).

Les équations des droites de régression de y en x et de x en y sont :

$$y = -0,81 x + 29,49 \quad x = -0,56 y + 26,89$$

En excluant la variété 2 à son tour, on obtient :

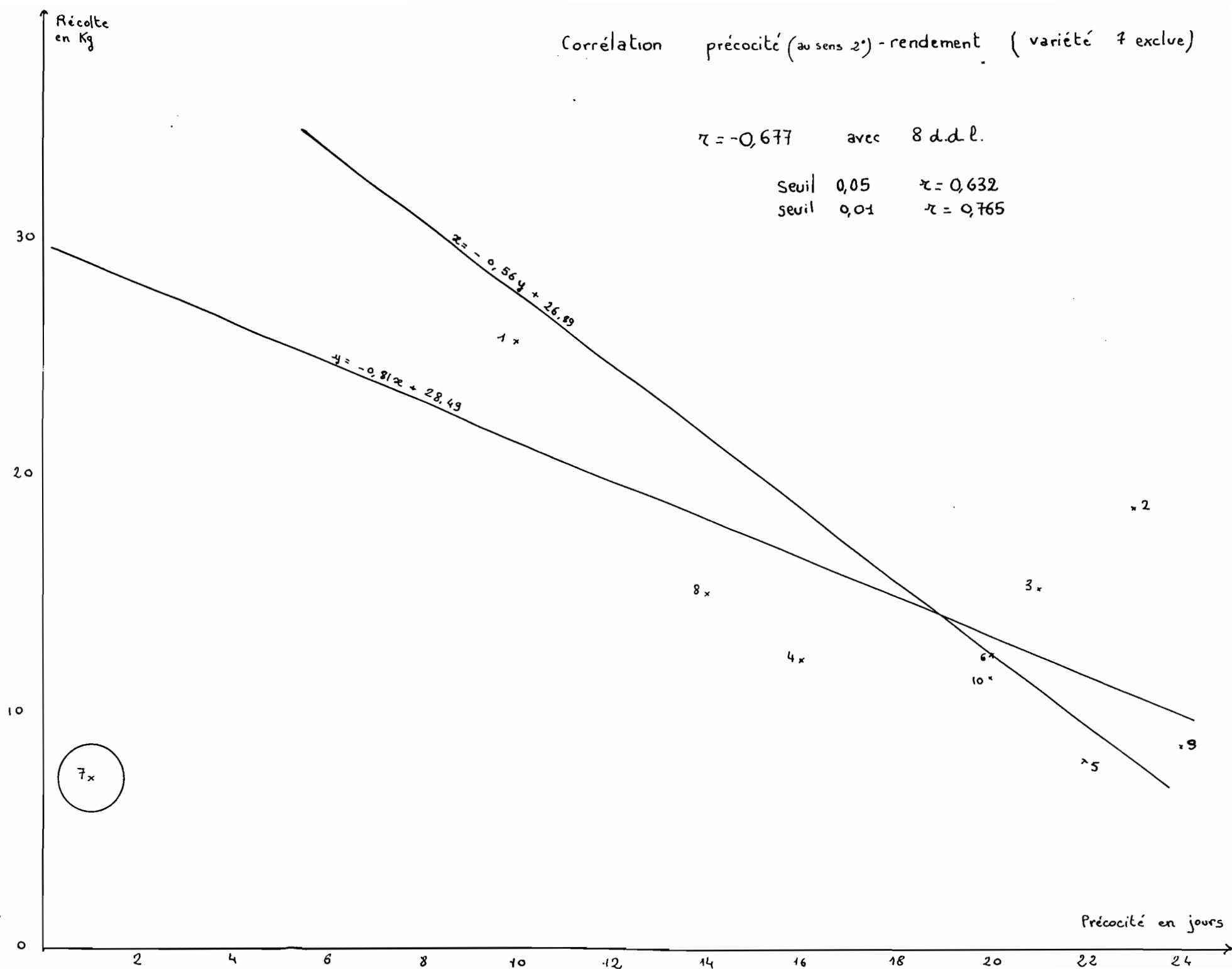
$$r = -0,865 \text{ à } 7 \text{ ddl ; significatif au seuil } 0,01 \text{ (} r = 0,798 \text{)}$$

Corrélation précocité (au sens 2°) - rendement (variété 7 exclue)

$r = -0,677$ avec 8 d.d.l.

seuil 0,05 $r = 0,632$

seuil 0,01 $r = 0,765$



Corrélation précocité (au sens 2°) - rendement

(variétés 7 et 2 exclues)

$r = -0,865$ avec 7 d.d.l.

seuil 0,01 $r = 0,798$

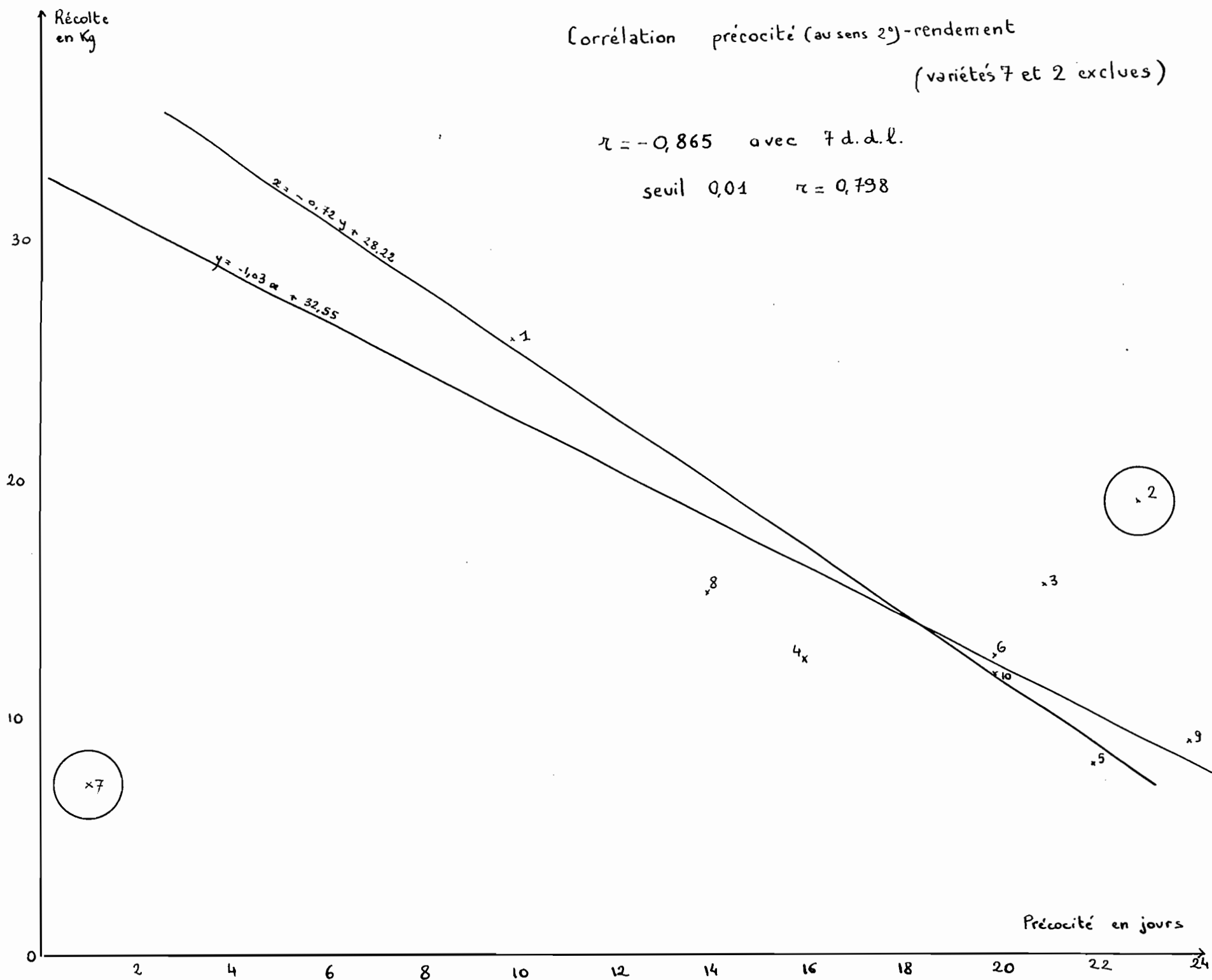
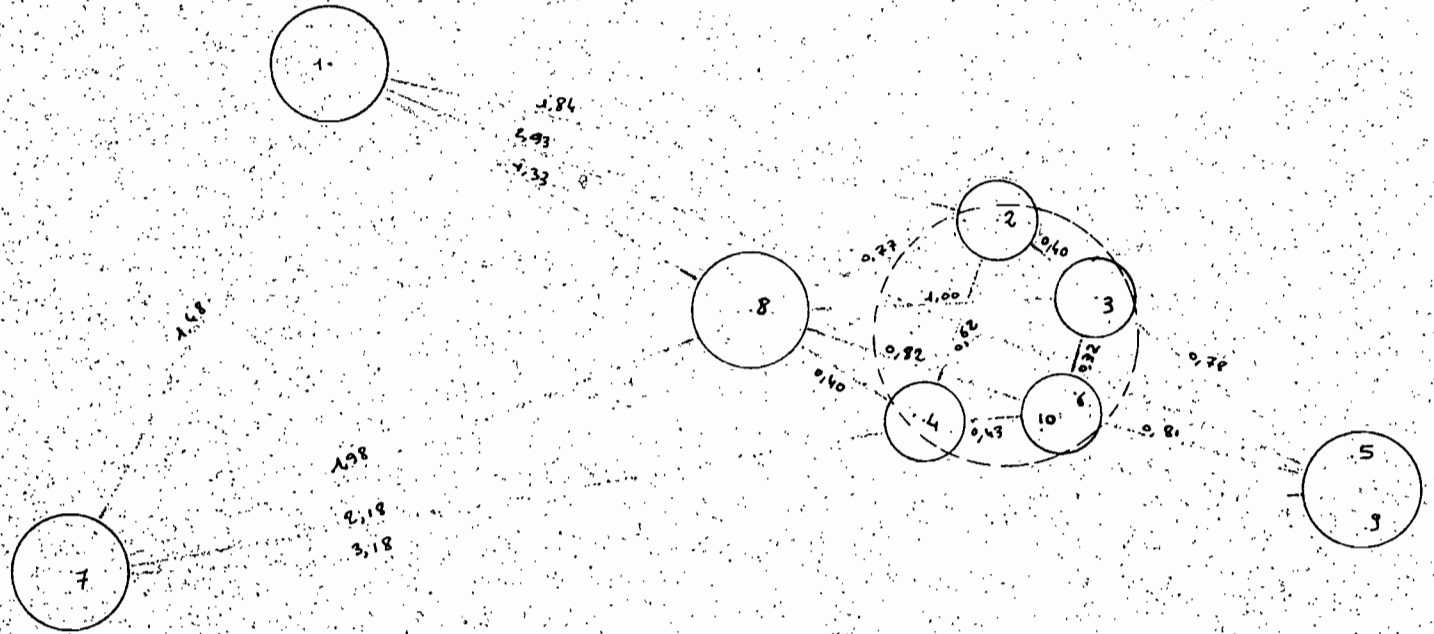


Tableau des D^2 et D1ère ligne : D ; 2e ligne : D^2 .

	9	5	2	3	6	10	4	8	1	7
7	3,20	3,16	2,49	2,70	2,69	2,37	2,18	1,98	1,48	0
	10,24	9,97	6,22	7,28	7,22	5,64	4,75	3,93	2,20	0
1	2,96	2,89	1,84	2,21	2,07	2,07	1,88	1,33	0	
	8,74	8,38	3,41	4,87	4,30	4,30	3,53	1,78	0	
8	1,66	1,60	0,77	1,00	0,88	0,76	0,40	0		
	2,75	2,55	0,59	1,00	0,77	0,58	0,16	0		
4	1,26	1,20	0,62	0,68	0,49	0,37	0			
	1,60	1,45	0,37	0,47	0,24	0,14	0			
10	0,89	0,83	0,55	0,39	0,14	0				
	0,80	0,69	0,30	0,15	0,02	0				
6	0,79	0,73	0,51	0,25	0					
	0,63	0,53	0,26	0,06	0					
3	0,80	0,74	0,40	0						
	0,64	0,55	0,16	0						
2	1,20	1,14	0							
	1,44	1,30	0							
5	0,2	0								
	0,04	0								
9	0									
	0									

Dans la représentation graphique nous avons entouré de rouge la variété 2 pour souligner qu'elle est apparue significativement différente des autres variétés dans l'analyse de variation simple du caractère rendement.

rendement.



précocité

NOTE BIBLIOGRAPHIQUE

Nous avons utilisé la documentation statistique suivante :

- Pour l'analyse statistique multivariée :

ANDERSON Introduction to multivariate statistical analysis Wiley

WILKS Mathematical statistics Wiley

La représentation des résultats à l'aide des distances de Mahalanobi était suggérée dans :

RAO Advanced statistical method in biometric research Wiley

et par un article l'ayant utilisée :

G.S. MURTY & M.V. PAVATE Studies in quantitative inheritance in nicotiana tabacum - I Varietal classification and selection by multivariate analysis - Ind. J. Gen. 22 I.

L'utilisation de la statistique T^2 nous a semblé, pour les comparaisons deux à deux, commode et intéressante, mais nous ne la justifions pas ni ne l'avons vu justifiée dans cet emploi nulle part, aussi ne la donnons-nous que pour sa valeur représentative, comme les distances de Mahalanobi.

- Pour l'analyse à une seule variable, les remarques sur le rôle des hypothèses de l'analyse de variance s'inspirent de :

SCHEFFE The analysis of variance. Wiley

Les remarques concernant l'interprétation d'un test F significatif accompagné de tests de comparaisons de moyennes deux à deux non significatifs sont tirées de :

FEDERER Experimental design (paragraphe introduisant les tests F multiples) et de SCHEFFE ; le contraste non significatif révélé par le test S serait $1/4 (T+(N+Z)+Z+V)-N$ mais nous n'avons pas trouvé d'équivalent au test S dans l'analyse multivariée.

La généralisation que nous en avons faite aux conclusions des tests U et T^2 n'a qu'une valeur indicative comme possibilité d'interprétation.

Les tests de non additivité et d'homogénéité des variances sont données dans :

RIVES Sur l'analyse de variance I emploi des transformations

II l'additivité

Ann. Am. Pl. 10 II 1960 ; I2 (I) 1962

mais certaines erreurs d'impression nous ont obligé à recourir à :

SNEDECOR Statistical methods.

Le calcul de corrélation est donné dans tous les manuels classiques, par exemple :

VESSEREAU Méthode statistique en biologie et en agronomie!