



Utilisation du test X2 dans les essais d'efficacité de traitements insecticides contre les taupins (*Agriotes* sp) en culture de pomme de terre

J. Arnoux, C. Jacob, E. Brunel, J. Missonnier

► To cite this version:

J. Arnoux, C. Jacob, E. Brunel, J. Missonnier. Utilisation du test X2 dans les essais d'efficacité de traitements insecticides contre les taupins (*Agriotes* sp) en culture de pomme de terre. *Phytiatrie Phytopharmacie*, 1979, 28, pp.3-20. hal-02731707

HAL Id: hal-02731707

<https://hal.inrae.fr/hal-02731707>

Submitted on 2 Jun 2020

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Copyright

J. ARNOUX, C. JACOB, E. BRUNEL et J. MISSONNIER, *Phytiatrie-Phytopharmacie*, 28, 3-20, 1979.

UTILISATION DU TEST χ^2 DANS LES ESSAIS D'EFFICACITÉ DE TRAITEMENTS INSECTICIDES CONTRE LES TAUPINS (*Agriotes sp*) EN CULTURE DE POMME DE TERRE

par J. ARNOUX * et Christine JACOB **

E. BRUNEL et J. MISSONNIER ***

avec la collaboration technique de Y. BLOT et Nathalie BOULLE ***

RÉSUMÉ — Dans ce mémoire, nous présentons et discutons l'intérêt de l'utilisation du test du χ^2 pour l'analyse des résultats des essais de lutte contre les taupins en culture de pomme de terre. Il est mieux adapté au problème posé que les tests d'analyse de variance. On montre qu'il est possible de réduire le travail d'acquisition des données à accomplir sur le terrain, tout en améliorant la qualité des résultats ; il convient de prendre en compte tous les tubercules quel que soit leur calibre et de limiter les dénombrements aux trois seules catégories suivantes : tubercules sans morsures, avec une et deux morsures, avec trois morsures et plus.

I. INTRODUCTION

Dans une communication précédente, (Arnoux et *al.* 1974) nous avons discuté des différentes méthodes d'estimation des résultats des essais de lutte contre les Taupins en culture de pomme de terre. L'une, paramétrique (analyse de variance), relative à la variable nombre de morsures par tubercule, exige des comptages exacts et longs à réaliser ainsi qu'une distribution des données proches de la normalité. L'autre, non paramétrique (analyse d'une table de contingence) utilise un regroupement des dégâts en classes ; elle ne nécessite que des comptages plus réduits et aucune conformité à une quelconque hypothèse de distribution.

Il existe des procédés intermédiaires : le groupement des dégâts en deux classes seulement permet de se ramener à une analyse de variance. Enfin on peut utiliser des méthodes descriptives telles que l'analyse des correspondances.

Afin d'étudier plus à fond les possibilités des différentes méthodes d'analyse, nous avons mis en place en 1973 et 1974, huit essais de lutte contre les Taupins; ils nous ont permis d'accumuler le maximum de données concernant le plus grand nombre possible de facteurs de variation, face à des densités de taupins différentes. L'estimation des résultats a été réalisée à plusieurs époques de l'année, par dénombrement de toutes les morsures faites sur tous les tubercules de l'échantillon prélevé au centre de chaque parcelle élémentaire, soit 12 à 15 touffes de pomme de terre.

Les résultats obtenus par l'analyse statistique des observations recueillies dans tous ces essais étant concordants, nous n'utiliserons dans cette présentation que les résultats d'un seul d'entre eux parce qu'il permet de prendre en compte tous les facteurs de variation possible, à savoir :

i : insecticides. Il y en a quatre : 1 (isophenphos); 2 (Dowco 275) f¹; 3 (Dowco 275) F et 4 (heptachlore).

j : modes d'application. Il y en a 3 : 1 (traitement localisé au tiers de la surface); 2 (traitement généralisé de toute la parcelle) et 3 (témoin non traité).

k : calibres des tubercules. Il y en a 3 : 1 (petits ou grenailles, de diamètre inférieur à 2 cm); 2 (moyens) et 3 (gros, de diamètre supérieure à 9 cm).

l : blocs. Il y en a 5.

m : classes de morsures (0 à n morsures).

r : relevés. Il y en a 3 : 1 (8 juillet); 2 (16 septembre) et 3 (15 octobre).

Un échantillon élémentaire de pomme de terre correspondant à une parcelle élémentaire du champ est identifié par son niveau d'appartenance à un ensemble de caractères facteurs : niveau (i) d'insecticide, niveau (j) de mode d'application, niveau (l) de blocs, etc.

Le dispositif d'essai est un split-plot : chaque parcelle traitée avec un insecticide donné (i) est subdivisée en sous parcelles traitées chacune selon un mode d'application (j) différent. Dans le texte, on désigne par le terme de « traitement » (t) chaque combinaison d'un insecticide (i) selon un mode d'application (j) soit (ij).

¹ Marque déposée de « THE DOW CHEMICAL COMPAGNY »; en fait ce produit a été utilisé à deux doses différentes, l'une « faible » (f), l'autre « forte » F (Tableau II).

Après avoir essayé les différentes techniques d'analyses présentées dans notre communication précédente, nous sommes arrivés à la conclusion que la méthode du χ^2 était la plus satisfaisante : c'est pourquoi, le présent texte lui est entièrement consacré. Ses avantages sont discutés.

II. MOTIVATION DU CHOIX DU TEST χ^2

Jusqu'à présent, l'étude comparative des résultats était effectuée par l'analyse de variance univariée, en général à partir de l'une des deux variables « pourcentages de tubercules sains » ou « pourcentages des tubercules commercialisables² » observées dans chaque parcelle élémentaire. Chacune de ces deux variables est construite à partir de deux classes complémentaires de tubercules : pomme de terre saine et les autres ou bien, pomme de terre commercialisables et les autres ; l'information fournie par le comptage de toutes les morsures de chaque tubercule n'est donc utilisée que de façon très partielle. D'autre part les hypothèses requises par l'analyse de variance, à savoir la normalité des lois de distribution de ces variables et l'homogénéité des variances pour chaque échantillon élémentaire, sont certainement mal vérifiées malgré les transformations préalables effectuées sur les données d'origine (transformation de Bliss par exemple).

C'est cet ensemble de raisons qui a motivé l'emploi des tests de χ^2 de contingence. On aurait pu utiliser l'analyse de variance multidimensionnelle dont les variables auraient été les classes de morsures en nombre quelconque ; mais cette méthode requiert les mêmes hypothèses distributionnelles que l'analyse univariée : elle est donc également sujette à caution.

Les tests du χ^2 ont l'avantage :

— d'être les tests types de ce genre de données : ils ne nécessitent donc aucune transformation des variables.

— de ne supposer aucune hypothèse distributionnelle, sinon celle de l'indépendance des N tubercules de l'échantillon, laquelle est assurée par la méthode de prélèvement effectué au hasard. L'analyse de variance suppose seulement l'indépendance mutuelle des parcelles élémentaires.

III. PRINCIPES GÉNÉRAUX DE LA MÉTHODE DU χ^2

Elle est basée sur l'étude des probabilités $P_{ijk..m}$ pour une pomme de terre d'appartenir à l'échantillon $ijk...$ et à la classe m de

2 Ensemble des tubercules sains et des tubercules présentant 1 et 2 morsures.

morsures ; ces probabilités peuvent être exprimées comme l'espérance de la variable pourcentage du nombre n de pommes de terre de l'échantillon $ijk...$ au niveau m d'attaque, par rapport au nombre total N de pommes de terre de l'échantillon. La forme des données (comptages) et l'indépendance statistique des tubercules impliquent une distribution multinomiale pour chaque échantillon élémentaire.

La probabilité P d'avoir dans l'échantillon $ijk...$ de taille $n_{ijk...0} = \sum_m n_{ijk...m}$, $n_{ijk...1}$ pommes de terre au niveau 1 de morsures,..., $n_{ijk...M}$ au niveau M , s'écrit :

$$P = \frac{n_{ijk...0}!}{n_{ijk...1}! \dots n_{ijk...M}!} P_{ijk...1}^{n_{ijk...1}} \dots P_{ijk...M}^{n_{ijk...M}}$$

Les hypothèses H testées, relatives soit à la non interaction de plusieurs facteurs vis-à-vis de l'attaque des taupins, soit à l'homogénéité de l'attaque selon différents niveaux factoriels, s'expriment sous la forme :

$$H : P_{ijk...m} = (P_{ijk...m})_H$$

Par exemple l'hypothèse H suivante

$$H : P_{ijm} = q_{im} q_{jm} q_{ij}$$

exprime l'hypothèse de non interaction du facteur produit i et du facteur mode d'application j pour l'attaque m . C'est la définition multiplicative de l'indépendance qui est utilisée ici (Darroch, 1974).

Pour les tests, les $P_{ijk...m}$ sont estimées par les fréquences observées

$$\hat{p}_{ijk...m} = \frac{n_{ijk...m}}{N}$$

les $(p_{ijk...m})_H$ le sont par les estimations du maximum de vraisemblance $(\hat{p}_{ijk...m})_H$ obtenues à partir de la densité multinomiale précédente sous l'hypothèse H . On teste alors l'ajustement de ces deux ensembles d'estimations soit par le critère du χ^2 informatif,

$$X_2^2 = \sum_{i,j,k,m} 2 n_{ijk...m} \log \frac{\hat{p}_{ijk...m}}{(\hat{p}_{ijk...m})_H}$$

soit par le critère du χ^2 de Pearson

$$X_p^2 = \sum_{i,j,k,m} \left[\frac{\hat{p}_{ijk...m} - (\hat{p}_{ijk...m})_H}{\sqrt{(\hat{p}_{ijk...m})_H}} \right]^2$$

La méthode du χ^2 suit une démarche tout à fait analogue à celle de l'analyse de variance et aboutit à des tests d'hypothèses de même type. En effet prenons par exemple l'hypothèse :

$$H : P_{ijm} = q_{ij} q_{jm} q_{im} \quad (I)$$

Par transformation logarithmique, en posant $d_{rs} = \log q_{rs}$, l'hypothèse H s'écrit :

$$H : \log p_{ijm} = d_{ij} + d_{jm} + d_{im}$$

Si on décompose en outre ces effets d_{rs} selon des effets simples et des effets interactifs, l'hypothèse H s'écrit :

$$H : \log p_{ijm} = \mu + a_i + b_j + c_m + (ab)_{ij} + (bc)_{jm} + (ac)_{im}$$

Le plan d'expérience étant équilibré, afin de garantir l'unicité de l'ensemble des paramètres utilisés, on pose par exemple :

$$\begin{array}{lll} \sum_i a_i = 0 & \sum_j b_j = 0 & \sum_m c_m = 0 \\ \sum_j (ab)_{ij} = 0 & \sum_m (ac)_{im} = 0 & \sum_j (bc)_{jm} = 0 \\ \sum_i (ab)_{ij} = 0 & \sum_i (ac)_{im} = 0 & \sum_m (bc)_{jm} = 0 \end{array}$$

Le test du modèle (I) est par conséquent équivalent au test du modèle II, modèle de Gauss-Markov de l'analyse de variance, c'est-à-dire au test de l'hypothèse $(abc)_{ijm} = 0$ (interaction d'ordre 2 nulle). Les deux méthodes sont donc parallèles.

IV. DÉMARCHE STATISTIQUE PRÉALABLE — Etablissement du tableau des données.

Notre premier travail a consisté à déterminer le tableau des données sur lequel seront effectués les tests statistiques : il fallait choisir le nombre de classes de morsures et les calibres de pommes de terre à prendre en compte.

1. - DÉTERMINATION DU NOMBRE M DE CLASSES DE MORSURES

Contrairement à l'analyse de variance univariée qui ne prend en compte que deux classes complémentaires de morsures, la méthode du χ^2 peut en utiliser un nombre M quelconque, à condition toutefois que l'effectif de chacune d'elle ne soit pas trop restreint. Il est donc nécessaire de définir en premier lieu ce nombre de classes, de manière optimale, c'est-à-dire en diminuant au maximum le travail de comptage des trous présentés par chaque tubercule, mais sans réduire de manière significative l'information apportée par la prise en compte de toutes les classes de morsures. Ceci s'effectue par le regroupement de certaines classes, ce qui permet en outre d'avoir des effectifs plus importants par classes, assurant ainsi une meilleure précision des résultats. Les tubercules présentant un nombre élevé de morsures étant peu nombreux, on a été conduit à un *regroupement préalable des classes 7 morsures et plus*.

L'examen des tableaux d'observations a permis de constater, dans tous les essais, l'importance des effectifs de la classe 0 (tubercules sains), ce résultat fut corroboré par des analyses discriminantes où le rôle spécifique et important de la classe 0 fut mis en évidence dans la discrimination des traitements : la classe 0 morsure ne doit donc en aucun cas être regroupée avec d'autres classes.

Par ailleurs, des tests du χ^2 , effectués à partir des 8 classes initiales et à partir de différents regroupements : (0 ; 1 + 2 ; 3 et +), (0 ; 1 et +), (0+1+2 ; 3 et +), etc, nous ont amenés à constater que le regroupement en trois classes : 0 morsure, 1 et 2 morsures, 3 morsures et plus, différencie les traitements de façon très satisfaisante par rapport au regroupement en huit classes. On a constaté en outre que les regroupements en deux classes seulement, (0, 1 et +) d'une part et (0 + 1+1, 3 et +) d'autre part, utilisés par l'analyse de variance univariée donnent une assez bonne discrimination des traitements mais se sont avérés, dans certains cas, insuffisamment informatifs.

On conserve donc le regroupement en trois classes (0, 1+2, 3 et plus) qui a l'avantage de conserver les deux critères antérieurement utilisés : tubercules sains et tubercules commercialisables ; il entraîne une importante économie de temps lors des comptages.

2. - DÉTERMINATION DES CALIBRES DE TUBERCULES A PRENDRE EN COMPTE

Ayant dénombré les morsures sur les tubercules classés en 3 groupes de calibres (petits ou grenaille ; moyens ou commercialisables ; gros), il fallait savoir si la discrimination statistique des traitements dépendait du calibre utilisé ; dans l'affirmative, avant d'effectuer les dénombrements, il aurait fallu éliminer les tubercules appartenant aux calibres sans intérêt. Le test de l'hypothèse « non interaction traitements-calibres vis-à-vis de l'attaque » permet de répondre à cette question. La quasi totalité des tests effectués ont très nettement été en faveur de cette hypothèse (Tableau I, hypothèse 1 - Relevés du 16 septembre et du 15 octobre). Les deux seules exceptions concernent deux relevés effectués au début du mois de juillet, (Tableau I - Hypothèse 1 - Relevé du 8 juillet) ce qui n'est pas étonnant : la tubérisation ayant lieu fin juin-début juillet, les derniers tubercules formés, les plus petits, n'ont pas pu être attaqués de la même manière que les autres. On peut donc utiliser l'ensemble des tubercules récoltés sans distinction de calibre ; ce qui a l'avantage d'une part d'augmenter les effectifs des échantillons, et d'autre part de supprimer le travail préalable de tri.

TABLEAU I

Essais de lutte contre les taupins en culture de pomme de terre -

Rennes 1974 :

Analyse statistique par le test du χ^2 de Pearson sur les nombres de tubercules

HYPOTHESES TESTEES	RELEVES DU 8 JUILLET 1974			
	d.l.	χ^2 observé	α (1)	Rejet (p = 0,01)
<u>Analyses faites sans les parcelles témoins</u>				
1 Non interaction Cal. x Trait. x Mors.	14 (2)	32,90	0,33	oui
2 Non interaction Insect. x Mode d'appl. x Mors.	6	48,90	0,0	oui
3 Non interaction Trait. x Bloc x Mors.	56	139,69	0,0	oui
4 Homogénéité d'attaques selon les blocs	8	19,34	1,32	non
5 Homogénéité d'attaques selon les traits	14	199,24	0,0	oui
<u>Analyses faites sur les parcelles témoins seules</u>				
6 Non interaction Cal. x Bloc x Mors.	8 (2)	2,09	50,0	non
7 Homogénéité d'attaques selon les Cal.	2 (2)	27,23	0,0	oui
8 Homogénéité d'attaques selon les Blocs	8	13,13	10,7	non
<u>Analyses faites sur l'ensemble des parcelles</u>				
9 Homogénéité d'attaques selon les Traits	22	1 263,79	0,0	oui

(1) $\alpha = 100 \times$ probabilité ($\chi^2 > \chi^2$ observé).

(2) Le 8 juillet, il n'a été distingué que deux calibres de pommes de terre.

TABLEAU I

Essais de lutte contre les taupins en culture de pomme de terre -

Rennes 1974 :

Analyse statistique par le test du χ^2 de Pearson sur les nombres de tubercules

Hyp. testées	RELEVÉS DU 16 SEPTEMBRE 1974				RELEVÉS DU 15 OCTOBRE 1974			
	d.l.	χ^2 observé	α (1)	Rejet ($p = 0,01$)	d.l.	χ^2 observé	α (1)	Rejet ($p = 0,01$)
1	28	25,89	50,0	non	28	41,16	5,16	non
2	6	98,80	0,0	oui	6	14,60	2,33	non
3	56	223,98	0,0	oui	56	204,60	0,0	oui
4	8	62,39	0,0	oui	8	137,07	0,0	oui
5	14	760,77	0,0	oui	14	510,47	0,0	oui
6	16	25,86	5,57	non	16	23,92	9,11	non
7	4	323,15	0,0	oui	4	334,83	0,0	oui
8	8	16,28	3,82	non	8	111,68	0,0	oui
9	22	1 616,09	0,0	oui	22	958,67	0,0	oui

(1) $\alpha = 100 \times \text{probabilité } (\chi^2 > \chi^2 \text{ observé})$.

(2) Le 8 juillet, il n'a été distingué que deux calibres de pommes de terre.

V. COMPARAISON STATISTIQUE DES TRAITEMENTS

Le tableau de données étant maintenant déterminé³, on procède aux différentes étapes de l'analyse conformément à l'objectif des essais : comparaison des différents traitements (insecticides et modes d'application) du point de vue de leur efficacité anti-taupins.

1) EFFETS DES MODES D'APPLICATION

Il importe tout d'abord de justifier statistiquement ces comparaisons par le test de l'hypothèse nulle ; « non interaction insecticide x modes d'application vis-à-vis de l'attaque ». Cette hypothèse est violemment rejetée pour la plupart des essais : la *supériorité de tel ou tel mode d'application dépend donc de l'insecticide utilisé*.

Dans l'exemple choisi, l'analyse faite bien entendu sans les parcelles témoins (Tableau I - Hypothèse 2) illustre ce fait : l'hypothèse est rejetée pour les deux premiers relevés, de façon particulièrement nette pour le second. Si on considère les pourcentages de tubercules sains obtenus (Tableau I) on s'aperçoit qu'effectivement les traitements généralisés assurent une protection soit supérieure (heptachlore pour tous les relevés) soit inférieure (Dowco 275 F pour les 2 derniers relevés) à celle assurée par les traitements localisés, à moins qu'elle ne soit à peu près équivalente et que le sens de variation ne se modifie au cours du temps. Si dans un essai on a utilisé différents produits selon plusieurs modes d'application, la comparaison des produits entre eux (indépendamment des modes d'application) ou des modes d'application (sans tenir compte des produits) n'a aucun sens. Ce résultat remet en question l'intérêt du dispositif expérimental en split-plot mis en place afin d'assurer la comparaison optimale des deux types d'épandage.

En conséquence de l'ensemble des résultats précédents, on considère désormais les facteurs suivants :

t = traitement : un insecticide (i) selon un mode d'application (j).

l = bloc

m = degré d'attaque avec m = 1 (pas de morsure), m = 2 (1 et 2 morsures), m = 3 (3 morsures et plus)

r = relevé

³ Pour des raisons matérielles il n'est pas possible de reproduire ici le tableau des données de l'essai pris en exemple. Nous nous contentons de donner dans le tableau II les résultats globaux obtenus.

2) EFFETS BLOC

Le facteur bloc étant un facteur de nuisance, il est intéressant de savoir s'il interagit avec le facteur traitement. Malheureusement, dans tous les cas sans exception, l'hypothèse nulle « non interaction traitement x bloc pour l'attaque » est violemment rejetée (Tableau I - Hypothèse 3). Il y a donc une interaction non négligeable de ces deux facteurs, même sur des ensembles de blocs homogènes du point de vue infestation des parcelles témoins (Tableau I - Hypothèse 8). Il existe par conséquent un facteur d'hétérogénéité spatiale inconnu qui intervient fortement sur l'efficacité des insecticides, de façon différente d'un bloc à l'autre.

Il est nécessaire d'en tenir compte dans l'interprétation des résultats des tests de comparaison des différents traitements : leur ordre relatif d'efficacité n'est valable que dans le contexte de l'ensemble du champ d'essai considéré ; il se peut que cet ordre ne soit pas le même dans tous les blocs.

3) EFFETS DES TRAITEMENTS

L'action du *facteur traitement* est très importante dans l'essai présenté ici : l'hypothèse 5 (tabl. I) de non homogénéité des attaques selon les traitements est violemment rejetée, tout particulièrement au cours du 2^e relevé. Si on prend en compte les parcelles témoins (Hypothèse 9), le rejet est beaucoup plus vigoureux encore faisant apparaître le fait que les traitements ont eu une efficacité certaine. Nous discuterons ultérieurement de l'évolution des effets des traitements entre les relevés et de leur efficacité relative.

a) Comparaison des traitements

Elle est réalisée de la façon la plus complète par l'examen, sous forme graphique, des résidus

$$\frac{\hat{p}_{rtm} - \hat{p}_{rt} \hat{p}_m}{\sqrt{\hat{p}_{rt} \hat{p}_m}}$$

du test d'homogénéité d'attaque selon les traitements (t) et les relevés (r), selon l'hypothèse $H : p_{rtm} = p_{rt} p_m$

Ces résidus sont représentatifs du tableau des pourcentages $\frac{n_{rtm}}{n_{rto}}$.

Cependant, utilisés directement dans le calcul du critère χ^2 de Pearson, ils ont un sens statistique que n'ont pas les pourcentages eux-mêmes. Ce sont eux qui permettent de détecter des différences significatives entre niveaux factoriels.

Le graphique des résidus (fig. 1) permet :

— pour chaque relevé, de comparer d'une part, les positions des traitements les uns par rapport aux autres (efficacité relative) et d'autre part la position de chaque traitement par rapport à celle des témoins (efficacité absolue).

— pour l'ensemble des relevés, d'étudier l'évolution de l'efficacité relative des traitements les uns par rapport aux autres, celle de leur efficacité absolue et celles des dégâts, (par le déplacement de la position des témoins).

Pour chaque relevé étudié, on constate que l'ordre relatif des traitements est conservé d'une classe de morsures à l'autre : le traitement correspondant à une probabilité maximum d'obtenir 0 morsure donne leur ordre d'efficacité relative : c'est ce qui est bien correspond à une probabilité minimum d'obtenir 1 ou 2 morsures, ou 3 et plus. Par conséquent, l'ordre relatif des traitements pour la classe 0 morsure donne leur ordre d'efficacité relative : c'est ce qui est bien mis en évidence par la figure 1. Cependant, l'information fournie par les deux autres classes permet éventuellement de discriminer des traitements non significativement différents pour la classe 0 morsure ou encore de mettre en évidence des particularités d'action d'un traitement par rapport à d'autres. Nous avons déjà dit qu'il était utile de distinguer trois classes de morsures pour obtenir une meilleure information (chapitre III, 1). La figure 1 n'est pas démonstrative à cet égard : les différents traitements sont relativement très homogènes entre eux en ce qui concerne leur action sur les différentes classes de morsures. Dans d'autres essais, on a pu observer par exemple que certains traitements exerçaient un effet beaucoup plus important sur la classe de morsures 3 que d'autres : l'ordre relatif des traitements n'est plus le même d'une classe de morsures à l'autre (Arnoux et *al.* en cours de publication). L'explication biologique de ces derniers faits (si les différences observées sont significatives) reste à trouver.

b) Graphique des résidus et analyse des correspondances

On avait pensé compléter ces graphiques des résidus par l'analyse des correspondances des tables de contingence n_{rjm} ce qui permettait, non seulement de situer les différents traitements et les témoins les uns par rapport aux autres, mais aussi, par rapport aux classes de morsures. Cette dernière donnée est illusoire ; en effet l'information relative aux trois classes de morsures, dont les positions sont calculées directement à partir des témoins, est strictement équivalente à celle, globale, fournie par ces derniers. De plus toute l'information donnée par l'analyse des correspondances réside dans la relativité des positions des différents points (traitements, témoins et classes de morsures) : elle ne concerne donc pas le niveau de dégâts lié aux

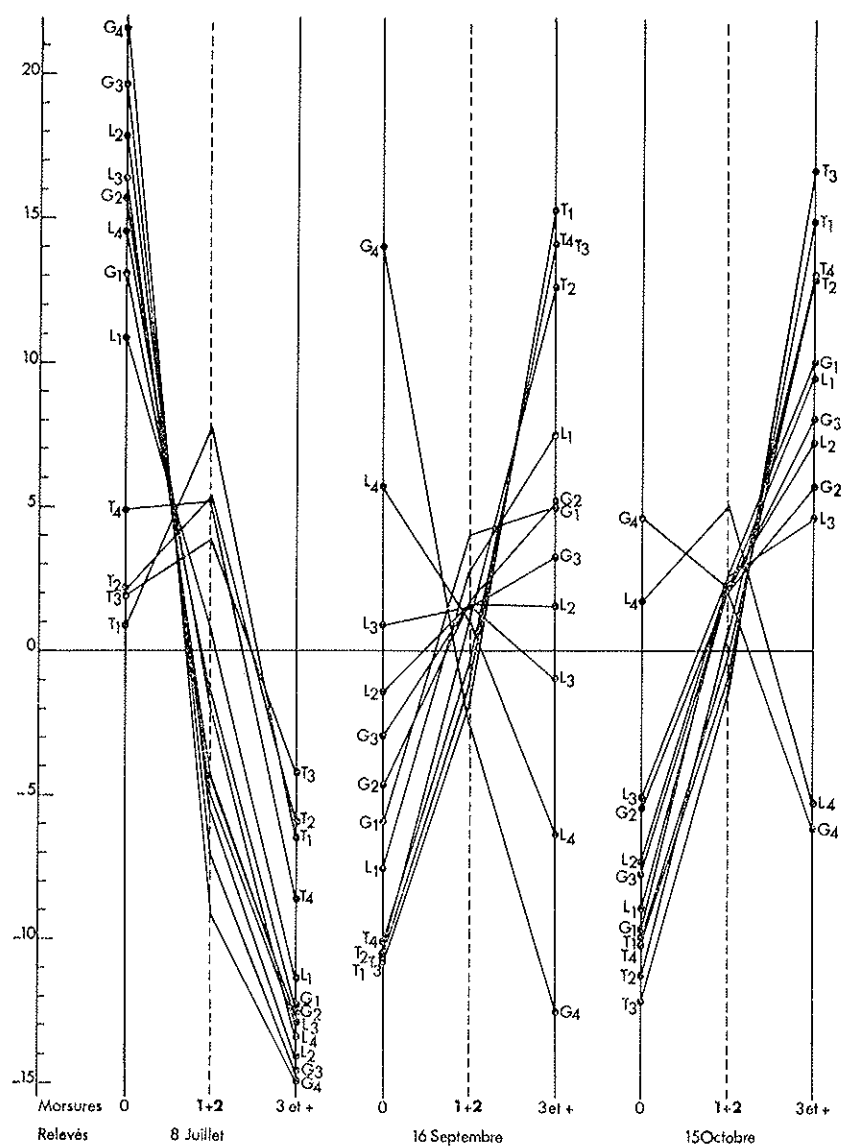


FIGURE 1

*Essai de lutte contre les taupins en culture de pomme de terre :
graphique des résidus du test χ^2*

(Pour identifier les différents traitements, G₁, L₄, etc.
se reporter au tableau II).

témoins (donnée absolue) lequel est la seule information manquante au graphique des résidus. Mais ce niveau, qui peut être représenté par les probabilités de chaque classe de morsures, est quantifiable par

le tableau des pourcentages $\frac{n_{rim}}{n_{rt}}$

Par ailleurs, l'analyse des correspondances n'a fourni pratiquement qu'un seul axe discriminant : on retrouve donc la même classification des traitements selon cet axe que selon la classe 0 morsure du graphique des résidus.

En conclusion, l'analyse des correspondances ne nous donne pas plus de renseignements que le graphique des résidus ; ceci est parfaitement logique si l'on a en mémoire que l'analyse des correspondances n'est en fait qu'une représentation descriptive des résidus précédents.

c) *Commentaires du graphique des résidus de l'essai pris comme exemple (Fig. 1).*

. *Evolution de l'efficacité des différents traitements d'un relevé à l'autre.*

D'après le tableau I, l'hypothèse d'équivalence d'efficacité des huit traitements est rejetée pour les 3 relevés de manière très significative. Cependant la discrimination et donc la dispersion des traitements semble la plus faible au relevé du 8 juillet ($\chi^2 = 199,24$) et la plus importante au relevé du 16 septembre ($\chi^2 = 760,77$). Ce résultat est illustré par l'examen du graphique des résidus et s'explique très bien du point de vue écologique : peu de temps après leur application (relevé du 8 juillet) tous les traitements assurent une protection certaine ; au 16 septembre, il y a de très grandes différences, en fonction de la persistance des produits, l'heptachlore étant de loin le « meilleur » ; au 15 octobre, l'efficacité de ce dernier produit a bien diminué, resserrant ainsi l'écart entre les traitements.

Ces différences de comportement des traitements d'un relevé à l'autre sont d'ailleurs confirmées par le test de comparaison des 3 relevés (témoins supprimés)⁴ qui donne un χ^2 calculé égal à 146,802 (28 degrés de liberté), entraînant le rejet de l'hypothèse d'identité de l'efficacité relative des traitements d'un relevé à l'autre.

De plus, au cours des relevés, il apparaît nettement que la séparation entre certains traitements et les témoins diminue régulièrement d'un relevé à l'autre.

⁴ Quand on prend en compte les parcelles témoin, la valeur du χ^2 pour 70 degrés de liberté atteint 9148, 728.

TABLEAU II

Essais de lutte contre le taupin en culture de pomme de terre
par traitements généralisés et localisés du sol :
résultats des numérations - Rennes 1974¹

T R A I T E M E N T S				RELEVÉ DU 8 JUILLET 1974				
N O M	Présen- tation	Dose g MA/ha	Données de base			Données annexes		
			Nombre de tubercules ayant		Proportions de tubercules sains	Morsures par tu- bercule commerc.		
			0 m	1 et 2 m 3 m et +				
1 Isophenphos	(L	1500	443	173	38	67,7	94,2	0,58
"	(G	5000	512	158	35	72,6	95,0	0,49
Témoin	(T	-	287	271	115	42,6	82,9	1,20
2 Dowco 275 f	(L	2000	643	119	20	82,2	97,4	0,28
"	(G	5000	514	102	18	81,1	97,2	0,30
Témoin	(T	-	292	228	114	46,1	82,0	1,18
3 Dowco 275 F	(L	3000	584	115	31	80,0	95,8	0,36
"	(G	7500	656	93	6	86,9	99,2	0,17
Témoin	(T	-	301	218	145	45,3	78,2	1,43
4 Heptachlore	(L	0750	530	149	16	76,3	97,7	0,35
"	(G	3000	713	65	7	90,8	99,1	0,12
Témoin	(T	-	371	246	90	52,5	87,3	1,00

(1) Essai split-plot à 5 répétitions : chaque sous-bloc « produit » subdivisé en 3 parcelles élémentaires, l'une non traitée (témoin), les deux autres traitées soit en localisation (L) soit de façon généralisée (G). Parcelles de 23 m², 5 rangs ; plants de variété « Bintje » espacés de 0,70 entre rangs et 0,40 sur rang. Mise en place 6 et 7 mai. Estimation des résultats faite par numération de toutes les morsures (m) faites sur tous les tubercules de 12 plantes prélevées au centre de chaque parcelle.

Sous l'appellation « données de base » nous avons fait figurer le nombre total des tubercules récoltés dans l'ensemble des 5 prélèvements parcellaires.

TABLEAU II

Essais de lutte contre le taupin en culture de pomme de terre
par traitements généralisés et localisés du sol :
résultats des numérations - Rennes 1974¹

Traits	RELEVÉ DU 16 SEPTEMBRE 1974						RELEVÉ DU 15 OCTOBRE 1974					
	Données de base			Données annexes			Données de base			Données annexes		
	Nombre de tubercules			Proportions de tubercules sains			Nombre de tubercules			Proportions de tubercules sains		
	0 m	1 et 2 m	3 m et +	commerc.	bercule	par tu-	0 m	1 et 2 m	3 m et +	commerc.	bercule	par tu-
1 L	160	217	337	22,4	52,8	4,12	131	204	359	18,9	48,3	4,17
G	194	238	297	26,6	59,3	3,57	124	218	377	17,2	47,6	4,92
T	90	141	429	13,7	35,0		99	142	430	14,8	35,9	
2 L	291	217	266	37,6	65,6	2,48	180	230	352	23,6	53,8	3,96
G	206	198	294	29,5	57,9	3,27	179	193	291	27,0	56,1	4,00
T	92	178	388	14,0	41,0		82	168	387	12,9	39,2	
3 L	287	187	193	43,0	71,1	2,43	195	211	285	28,2	58,8	3,40
G	279	229	310	34,1	62,1	3,11	199	247	399	23,6	52,8	4,12
T	80	153	394	12,8	37,2		70	150	460	10,3	32,4	
4 L	365	184	114	55,1	82,8	1,25	313	243	140	45,0	79,9	1,61
G	586	166	51	73,0	93,6	0,55	381	217	135	52,0	81,6	1,36
T	111	160	432	15,8	38,6		123	185	438	16,5	41,3	

(1) Essai split-plot à 5 répétitions : chaque sous-bloc « produit » subdivisé en 3 parcelles élémentaires, l'une non traitée (témoin), les deux autres traitées soit en localisation (L) soit de façon généralisée (G). Parcelles de 23 m², 5 rangs : plants de variété « Bintje » espacés de 0,70 entre rangs et 0,40 sur rang. Mise en place 6 et 7 mai. Estimation des résultats faite par numération de toutes les morsures (m) faites sur tous les tubercules de 12 plantes prélevées au centre de chaque parcelle.
Sous l'appellation « données de base » nous avons fait figurer le nombre total des tubercules récoltés dans l'ensemble des 5 prélèvements parcelaires.

. *Comparaison de l'efficacité relative des traitements pour un relevé donné.*

L'examen du graphique des résidus met en évidence un classement relatif des traitements qui est très sensiblement le même pour les trois classes de morsures ainsi que nous l'avons déjà dit. Il est possible de comparer les traitements 2 à 2 ou un traitement et le témoin correspondant en faisant des tests χ^2 élémentaires. Donnons quelques exemples.

L'isophenphos en traitement généralisé du sol (G_1) donne des résultats significativement différents au seuil 0,01 du témoin (T_1) lors des relevés du 8 juillet ($\chi^2 = 136,16$) et du 16 septembre ($\chi^2 = 80,10$). D'après les valeurs des χ^2 et le graphique des résidus, il apparaît que l'efficacité relative par rapport au témoin a diminué.

Les traitements généralisés effectués avec des doses différentes de Dowco 275 (G_2 et G_3) donnent des résultats significativement différents au seuil 0,01 le 8 juillet ($\chi^2 = 13,2$) mais pas le 16 septembre ($\chi^2 = 4,19$).

Lors du relevé du 15 octobre, les traitements généralisés et localisés à l'heptachlore (G_4 et L_4) ne donnent pas de résultats significativement différents au seuil 0,01 ($\chi^2 = 7,270$).

Il convient toutefois d'indiquer qu'on ne peut pas généraliser cette comparaison 2 à 2 de tous les résultats.

VI. CONCLUSION

En 1973 et 1974, nous nous sommes fixés pour objectif de mettre au point une méthodologie d'estimation des résultats obtenus dans les essais de comparaison d'insecticides utilisés en traitements du sol contre les taupins, en culture de pomme de terre⁵.

Les principales conclusions auxquelles nous sommes arrivés sont les suivantes :

a) COLLECTE DES DONNÉES.

Une très bonne information est obtenue :

— en prenant en compte tous les tubercules prélevés sans distinction de calibres, ce qui présente l'intérêt pratique de limiter

⁵ Les différentes conditions pratiques de mise en place et de conduite des essais ont été définies par la Commission des Essais Biologiques de la Société de Phytatrie-Phytopharmacie : « Méthode d'essai d'efficacité pratique d'insecticides appliqués en traitement du sol et destinés à protéger les cultures de pomme de terre contre les larves de taupins (*Agriotes sp.*). Méthodes n° 9. »

la surface de prélèvement : 12 à 14 touffes de pommes de terre, soit 120 à 150 tubercules constituent un échantillon très satisfaisant.

— *en triant ces tubercules en 3 classes seulement*, selon qu'ils présentent soit 0, soit 1 et 2, soit 3 morsures et plus. Une très bonne estimation des résultats est aussi obtenue en considérant seulement deux classes : tubercules sains et tubercules attaqués (quel que soit le nombre des morsures) ou bien tubercules « commercialisables » (ayant au plus 2 morsures) et les autres (ayant 3 morsures et plus). Cependant le groupement en trois classes donne une meilleure information, permet notamment de faire apparaître des différences dans la nature de la protection assurée par certains produits, sans que l'on ait pu trouver d'explication biologique à ces faits. Le travail de collecte des données est donc considérablement allégé par rapport aux méthodes qui exigeaient le dénombrement de toutes les morsures (Arnoux et al., 1974).

b) INFLUENCE DES DISPOSITIFS D'ESSAI.

Dans la totalité des essais mis en place, une très forte interaction traitement-bloc s'est toujours manifestée, même quand la contamination était très homogène. Nous ne pouvons pas expliquer ces faits. Cela signifie en tout cas que l'ordre relatif d'efficacité des traitements testés n'est valable que pour l'ensemble du champ.

A noter que dans un essai, nous avons voulu comparer différents insecticides utilisés selon deux techniques (traitements généralisés et localisés du sol). L'existence d'une forte interaction insecticides-mode d'application enlève tout intérêt au dispositif split-plot utilisé.

c) ANALYSE STATISTIQUE DES RÉSULTATS.

La méthode des γ^2 nous a paru la meilleure, à la fois parce que c'est la méthode adaptée au type de données dont on dispose et aux questions posées, et parce qu'elle ne nécessite aucune hypothèse relative à la distribution des données. En outre, elle permet l'utilisation d'autant de classes de morsures qu'il est nécessaire pour une bonne discrimination des traitements. Par ailleurs, l'examen du graphique des résidus permet une comparaison très fine des différents traitements entre eux, éventuellement de l'évolution de leur position dans le temps si plusieurs relevés ont été effectués. L'examen du graphique des résidus ne permet évidemment pas d'apprécier directement l'efficacité pratique réelle, donc l'intérêt agricole des traitements : il doit être complété par l'examen des données de bases, brutes ou transformées, en proportions par exemple (tabl. II).

A noter cependant qu'une analyse de variance faite après groupement des données en deux classes seulement (tubercules sains

et les autres, ou bien tubercules commercialisables et les autres) peut donner des résultats intéressants : en effet nous avons pu montrer que la plus grande partie de l'information était fournie par le seul examen de la classe 0 morsure. Cependant, ce type d'analyse est moins adapté aux données en comptages que la méthode du χ^2 , et la variable utilisée ne permet pas la discrimination de traitements peu différents.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ARNOUX J., BRUNEL E., MISSONNIER J., 1974 — Essais de protection des cultures de pomme de terre contre les Taupins (*Agriotes sp.*) : méthodes d'estimation des résultats et efficacité de différents insecticides organophosphorés notamment. *Phyt. Phyto.*, 23, 135-152.
- DARROCH J.-N., 1974 — Multiplicative and additive interactions in contingency tables. *Biometrika*, 61, 2, 207-214.
- DENIS J.-B., 1975 — ZAN programme d'analyse de Khi 2 de tables de fréquence multidimensionnelles. Notice interne. Laboratoire de Biométrie, I.N.R.A. - C.N.R.A., Versailles.
- DENIS J.-B., 1975 — Interprétation de l'analyse de Khi 2 de tables de fréquence multidimensionnelles. Document 75/04. Laboratoire de Biométrie, I.N.R.A.-C.N.R.A., Versailles.

Note présentée le 16 février 1977.

* I.N.R.A., Laboratoire de Biométrie du C.N.R.A. 78000 Versailles

** I.N.R.A. Laboratoire de Biométrie du C.N.R.Z. 78350 Jouy en Josas

*** I.N.R.A., Laboratoire de Recherches de la Chaire de Zoologie
E.N.S.A., 65, rue Saint Brieuc 35042 Rennes Cedex