TRAITEMENTS ET FACTEURS ADDITIONNELS DANS LES EXPÉRIENCES FACTORIELLES

par Raymond VAN DEN DRIESSCHE

Office de la Recherche Scientifique et Technique Outre-Mer.

Une étude récente (**DUMONT,** 1963) rappelle les constantes que l'on retrouve lors de la mise en place des expériences factorielles de fertilisation : à savoir l'équidistance des doses, le maintien de la dose zéro et le caractère peu démonstratif des formules appliquées. Elle recommande, en conséquence, l'adjonction de parcelles non fertilisées à des essais 3^n qui ne recevraient que des doses équidistantes mais effectives.

Le caractère limitatif de la première constante s'estompe quelque peu depuis la simplification apportée dans le calcul des coefficients de polynômes orthogonaux pour des doses inéquidistantes (**ROBSON,** 1959). Il s'en suit qu'une inéquidistance des doses n'entrave nullement la décomposition des effets principaux ou des interactions de premier ordre en composantes linéaires ou quadratiques. Comme ces coefficients ne figurent pas dans les tables statistiques (**FISHER** et **YATES,** 1963), ils furent calculés pour les 3^n à doses 0 ; 1 ; 3 0 ; 2 ; 3 0 ; 1 ; 4 0 ; 3 ; 4 0 ; 2 ; 5 0 ; 3 ; 5 0 ; 1 ; 5 et 0 ; 4 ; 5 **(tableau 1).** Les doses 2 ; 3 ; 5 requièrent, bien entendu, les mêmes coefficients que les doses 0 ; 1 ; 3. Lorsque la composante quadratique est significative, l'ajustement des rendements moyens obtenus aux trois doses prend toujours la forme d'une branche de parabole.

Il semble que l'application de doses 0 ; 1 ; 4 ou 0 ; 3 ; 4 de préférence aux doses également espacées 0 ; 2 ; 4 n'ait jamais facilité la détermination de la dose

TABLEAU 1

Coefficients des polynômes orthogonaux pour doses inéquidistantes de 3^n

Doses	Coefficients linéaires			Diviseurs	Coefficients quadratiques			Diviseurs
0 1 3	—4	—1	5	42 r	2	—3	1	14 r
0 2 3	—5	1	4	42 r	1	—3	2	14 r
0 1 4	—5	—2	7	78 r	3	—4	1	26 r
0 3 4	—7	2	5	78 r	1	—4	3	26 r
0 2 5	—7	—1	8	114 r	3	—5	2	38 r
0 3 5	—8	1	7	114 r	2	—5	3	38 r
0 1 5	—2	—1	3	14 r	4	—5	1	42 r
0 4 5	—3	1	2	14 r	1	—5	4	42 r

TABLEAU 2

Analyse dédoublée de factoriel m^n + traitements additionnels ($r \geqslant 1$)

Sources de variation	Degrés de liberté
Répétitions	$r - 1$
Blocs dans répétitions	$b - r$
Effets principaux	$mn - n$
Interactions à deux facteurs	$(m - 1)^2 . (n - 1) \dfrac{n}{2}$
Erreur résiduelle	par différence
Total	$rm^n - 1$
Blocs de 2 parcelles	$b - 1$
Traitements additionnels	1
Erreur résiduelle	$b - 1$
Total	$2b - 1$

optimale. L'approche la plus efficace réside, au contraire, dans un choix de doses voisin de 0 ; 1,2 et 2,4 fois l'optimum présumé (**FINNEY,** 1953, 1956). C'est ainsi que lorsque cet optimum présumé se situe aux environs de 100 kg/ha,

0 120 240 kg/ha

sont les doses expérimentales. La détermination de l'optimum de réponse ne semble pas gênée par l'absence de dose zéro et on peut aussi bien appliquer 0,8 ; 1,6 et 2,4 x l'optimum présumé, soit

80 160 240 kg/ha

L'expérimentation factorielle, il est vrai, est un moyen d'investigation, explorateur, totalement étranger aux considérations de démonstration. L'interprétation des essais entrepris selon cette méthode doit être suivie, par conséquent, d'essais de démonstration dont la forme sera, avant tout, multilocale.

Dans certaines circonstances, l'expérimentateur associe au choix de doses effectives l'adjonction de quelques parcelles supplémentaires, extra-factorielles, fertilisées ou non. Cette pratique d'essais à traitements additionnels a été envisagée depuis un certain temps (**YATES,** 1937) et examinée sous l'angle de son analyse statistique (**HEALY,** 1956).

L'analyse est dédoublée ainsi que le montre le **tableau 2** dans lequel r et b sont les abréviations de répétitions et blocs. Peu de degrés de liberté sont disponibles pour l'estimation des traitements additionnels. Lorsque les deux carrés moyens résiduels sont homogènes, une fusion peut en être opérée et la variance commune utilisée pour estimer la précision des contrastes entre moyennes de traitements quelconques.

L'adjonction de nouveaux facteurs (et non plus de traitements) à une expérience déjà en cours s'opère habituellement par la subdivision des parcelles en sous-parcelles. La précision avec laquelle les comparaisons sont faites est, dès lors, différente et rend l'interprétation malaisée lorsque les facteurs principaux présentent plus d'intérêt que les facteurs additionnels. En outre, le nombre d'unités expérimentales devient rapidement trop considérable. Il est préférable de saturer, en cours d'expérience, le dispositif factoriel existant, sans modifier le parcellaire. On peut ainsi remplacer trois répétitions d'un essai 3^3, confondant ABC^2 (composante ABC Y de **YATES,** 1937) dans chaque répétition, par un essai 3^4 dans lequel les composantes d'interaction ABC^2, AB^2D, ACD^2 et BCD sont confondues avec les 9 blocs. On aura toutefois pris la précaution de répartir ces blocs au hasard au lieu de les grouper en répétitions. Outre le quatrième facteur, il est loisible d'ajouter un cinquième facteur. L'essai 3^5 en un tiers de répétition, au contraste définissant ABCDE, qui en résulte, confond :

$$\begin{array}{lllll} ABC^2 & = & ABD^2E^2 & = & CD^2E^2 \\ AB^2D & = & AC^2DE^2 & = & BC^2E^2 \\ ACD^2 & = & AB^2CE^2 & = & BD^2E \\ BCD & = & AB^2C^2D^2E & = & AE \end{array}$$

avec les 9 blocs de 9 parcelles. Le triplet, non confondu, $AE^2 = AB^2C^2D^2 = BCDE^2$ ne soulève aucune difficulté d'interprétation s'il est globalement significatif.

L'augmentation du nombre de facteurs va de pair avec une diminution acceptable du nombre de degrés de liberté résiduels : successivement 54, 40, 24. Un dispositif 3^3 (facteurs **a, b, c**), devenant, selon le cas, un 3^4 (facteurs **a, b, c, d**) ou un 3^5 (facteurs **a, b, c, d, e**) est donné dans le **tableau 3.** Sa mise en place suppose une permutation aléatoire intra- et interblocs. La désignation des parcelles qui recevront, éventuellement, les doses 1 et 2 des facteurs additionnels est ainsi faite avant l'expérience.

L'analyse de l'expérience 3^5 en 81 parcelles suit le schéma du **tableau 4.** Il peut être utile de rappeler que les composantes AB et AB^2 (**FINNEY,** 1947), encore notées AB **J** et AB **I** (**YATES,** 1937), correspondent aux résultats de la subdivision des traitements par les deux carrés latins orthogonaux :

$$\begin{array}{ccc} 0 & 1 & 2 \\ 1 & 2 & 0 \\ 2 & 0 & 1 \end{array} \quad \text{et} \quad \begin{array}{ccc} 0 & 1 & 2 \\ 2 & 0 & 1 \\ 1 & 2 & 0 \end{array}$$

Il est possible de passer d'un essai 2^3 répété 4 fois à un 2^4 répété 2 fois ou à un 2^5 en 32 parcelles ou, même, à une demi-répétition d'un 2^6, sans toucher au

TABLEAU 3

Dispositif 3^3, 3^4 ou 3^5 en 81 parcelles

	Facteurs								
	abcde	abcde	abcde	abcde	abcde	abcde	abcde	abcde	abcde
	Traitements								
Bloc 1	10110	22122	12000	00021	02211	11220	01101	21012	20202
» 2	10200	00111	11010	20022	02001	21102	12120	01221	22212
» 3	10221	11001	22200	20010	21120	00102	01212	12111	02022
» 4	20211	11202	21021	00000	02220	22101	01110	10122	12012
» 5	00222	12201	22020	20100	11121	02112	01002	10011	21210
» 6	01122	20220	11211	00012	22110	02202	21000	10101	12021
» 7	02010	12102	21111	20001	10212	22221	01200	00120	11022
» 8	21222	12210	10020	22002	01011	20112	02121	11100	00201
» 9	02100	21201	20121	11112	22011	10002	00210	12222	01020

TABLEAU 4

Analyse de la variance du dispositif 3^5 en 81 parcelles

Sources de variation					Degrés de liberté
Blocs					8
A (décomposable)			= BCDE	= $AB^2C^2D^2E^2$	2
B			= ACDE	= AB^2CDE	2
C			= ABDE	= ABC^2DE	2
D			= ABCE	= $ABCD^2E$	2
E			= ABCD	= $ABCDE^2$	2
AB J	ou	AB	= CDE	= $ABC^2D^2E^2$	2
AB I		AB^2	= $BC^2D^2E^2$	= $AC^2D^2E^2$	2
AC J		AC	= BDE	= $AB^2CD^2E^2$	2
AC I		AC^2	= BC^2DE	= $AB^2D^2E^2$	2
AD J		AD	= BCE	= $AB^2C^2DE^2$	2
AD I		AD^2	= BCD^2E	= $AB^2C^2E^2$	2
AE I		AE^2	= $BCDE^2$	= $AB^2C^2D^2$	2
BC J		BC	= ADE	= AB^2C^2DE	2
BC I		BC^2	= AC^2DE	= AB^2DE	2
BD J		BD	= ACE	= AB^2CD^2E	2
BD I		BD^2	= ACD^2E	= AB^2CE	2
BE J		BE	= ACD	= AB^2CDE^2	2
BE I		BE^2	= $ACDE^2$	= AB^2CD	2
CD J		CD	= ABE	= ABC^2D^2E	2
CD I		CD^2	= ABD^2E	= ABC^2E	2
CE J		CE	= ABD	= ABC^2DE^2	2
CE I		CE^2	= $ABDE^2$	= ABC^2D	2
DE J		DE	= ABC	= $ABCD^2E^2$	2
DE I		DE^2	= ABCE	= $ABCD^2$	2
Erreur résiduelle					24
Total					80

plan des parcelles. Le dispositif 2^6 du **tableau 5** repose sur le contraste définissant ABCDEF et sur une confusion des paires indivisibles d'interactions

$$\begin{array}{lcl} ABD & = & CEF \\ CDE & = & ABF \\ ABCE & = & DF \end{array}$$

avec les différences entre blocs. Les interactions ABD, CDE et ABCE sont confondues dans le 2^5 correspondant et c'est ABD (et non ABCD) qui a été confondue dans le 2^4 initial.

Il convient d'envisager ces possibilités de saturation lors de la planification des expériences de longue durée. Le choix préférentiel d'une interaction ou d'une composante d'interaction, pour autant qu'il s'opère en dehors des interactions à deux facteurs, ne complique pas le travail expérimental. Il n'est pas question bien entendu de généraliser, d'une part, des dispositifs 3^3 en 3 répétitions ou, d'autre part, des essais en 32 parcelles. La planification des expériences doit rester rigoureuse et souple.

TABLEAU 5

Dispositif 2^3, 2^4, 2^5 ou 2^6 en 32 parcelles

	Facteurs							
	abcdef	abcdef	abcdef	abcdef	abcdef	abcdef	abcdef	abcdef
	Traitements							
Bloc 1	101110	001001	111001	110011	000011	010100	100100	011110
» 2	111100	100001	101011	011011	010001	000110	001100	110110
» 3	100111	111010	001010	110000	010111	101101	011101	000000
» 4	101000	000101	001111	110101	010010	011000	100010	111111

PEARCE et **TAYLOR** (1948) recommandent de planifier les expériences sur plantes pluriannuelles avec la perspective d'une introduction possible de nouveaux traitements, soit par adjonction, soit par substitution.

RESUME

Il est rappelé que l'expérimentation factorielle de **YATES** (1937) s'accommode de doses inéquidistantes, de niveaux exclusivement effectifs, de traitements additionnels (qui peuvent être des témoins non fertilisés) et, même, de facteurs additionnels. Elle est étrangère à des considérations de démonstration et la simplicité toute géométrique de son analyse devrait en faciliter l'utilisation.

BIBLIOGRAPHIE

DUMONT, M., « Essais factoriels avec témoin de référence », **Fertilité,** 18, 3-7, 1963.

FINNEY, D.J., « The construction of confounding arrangements », **Emp. J. Exp. Agric.,** 15, 107-112, 1947.

FINNEY, D.J., « Response curves and the planning of experiments », **Indian J. Agric. Sci.,** 23, 167-186, 1953.

FINNEY, D.J., « The statistician and the planning of field experiments », **J. R. Statist. Soc. A,** 119, 1-17, 1956.

FISHER, R.A. and **YATES, F., Statistical tables for biological, agricultural and medical research,** 6th edition, Edinburgh, Oliver and Boyd, 1963.

HEALY, M.J.R., « The analysis of a factorial experiment with additional treatments », **J. Agric. Sci.,** 47, 205-206, 1956.

PEARCE, S.C. and **TAYLOR, J.**, « The changing of treatments in a long-term trial », **J. Agric. Sci.,** 38, 402-410, 1948.

ROBSON, D.S., « A simple method for constructing orthogonal polynomials when the independent variable is unequally spaced », **Biometrics,** 15, 187-191, 1959.

YATES, F., The design and analysis of factorial experiments, T.C. n° 35, of the Comm. Bur. of Soils, Comm. Agric. Bur., Farnham Royal, Bucks., U.K., 1937.

Biom

ADDITIONAL TREATMENTS AND FACTORS IN FACTORIAL EXPERIMENTS

by Raymond VAN DEN DRIESSCHE

Office de la Recherche Scientifique et Technique Outre-Mer.

In a recent paper, **DUMONT** (1963) reviews some general features of factorially designed manurial experiments that may be regarded as disadvantageous ; these are, the equal spacing of doses, the presence of the zero level, and the limited value (for demonstrative purposes) of the manurial formulae applied. It is recommended by this author that unfertilized plots be appended to 3^n designs in which the doses of the factors are equally spaced, and all treatments are effective.

The limiting character of the first mentioned feature is moderated to a certain degree now that a simplified method of calculating the coefficients of orthogonal polynomials for unequally spaced doses is available (**ROBSON**, 1959). A consequence is that the unequal spacing does not interfere with the resolution of main effects or first order interactions into linear or quadratic components. Since these coefficients are not given in standard statistical tables (**FISHER** and **YATES**, 1963) they have been calculated for 3^n designs with doses 0, 1, 3 ; 0, 2, 3 ; 0, 1, 4 ; 0, 3 4 ; 0, 2, 5 ; 0, 3, 5 ; 0, 1, 5 and 0, 4, 5 **(table 1)**. It will be appreciated that the series 2, 3, 5, for example, requires the same coefficients as 0, 1, 3. When the quadratic component is significant the curve of adjustment of the mean yields obtained at the three rates of application always takes the form of part of a parabola.

It appears that adoption of doses 0, 1, 4 or 0, 3, 4 in preference to the equally spaced series 0, 2, 4 cannot be relied on to facilitate the determination of the op-

TABLE 1

Coefficients of orthogonal polynomials for 3^n experiments with unequally spaced nutrient levels

Doses			Linear coefficients			Divisors	Quadratic coefficients			Divisors
0	1	3	—4	—1	5	42 r	2	—3	1	14 r
0	2	3	—5	1	4	42 r	1	—3	2	14 r
0	1	4	—5	—2	7	78 r	3	—4	1	26 r
0	3	4	—7	2	5	78 r	1	—4	3	26 r
0	2	5	—7	—1	8	114 r	3	—5	2	38 r
0	3	5	—8	1	7	114 r	2	—5	3	38 r
0	1	5	—2	—1	3	14 r	4	—5	1	42 r
0	4	5	—3	1	2	14 r	1	—5	4	42 r

TABLE 2

Two-part analysis of the factorial design « m^n » plus additional treatments ($r \geqslant 1$)

Source of variation	Degrees of freedom
Replicates	$r - 1$
Blocks within replicates	$b - r$
Main effects	$mn - n$
Binary interactions	$(m-1)^2 . (n-1) \dfrac{n}{2}$
Residual error	by difference
Total	$rm^n - 1$
Blocks of 2 plots	$b - 1$
Additional treatments	1
Residual error	$b - 1$
Total	$2b - 1$

timum dose. The most effective aprpoach resides, on the contrary, in a choice of doses in the neighbourhood of 0, 1.2 and 2.4 times the presumed optimum (**FINNEY**, 1953, 1956). Thus, if there is reason to expect an optimum at about the level of 100 kg/ha the experimental dressings will be

0, 120, 240 kg/ha.

Estimating the optimum does not, however, appear to be impeded by the absence of a zero dressing, so that one might equally well use the series 0.8, 1.6 and 2.4 times the presumed optimum, i.e.

80, 160, 240 kg/ha.

It must be recognised that factorial experiments are an exploratory form of investigation, quite alien to considerations of demonstration. The conduct and interpretation of such experiments should therefore be followed up by a scheme of demonstration experiments which are, above all, multilocal.

In certain circumstances the experimenter may, having chosen a series of effective doses, introduce some supplementary « extra-factorial » plots, fertilized or not fertilized. This technique of experiments with additional treatments was envisaged some time ago by **YATES** (1937). A further examination of this principle from the statistical angle has appeared more recently (**HEALEY**, 1956).

A two-part analysis is in fact required, as shown in **table 2** in which r and b are the number of replicates and the number of blocks. Few degrees of freedom are available for the estimation of the effects of the additional treatments. When the two residual mean squares are homogeneous, a fusion can take place between them and the common variance can be used to estimate the precision of the contrasts between the means of any set of treatments.

The addition of new factors (and no more plots) to an experiment already in operation is usually done by dividing existing plots into sub-plots. The precision with which comparisons can be made is, thereafter, different, and difficulties of interpretation arise when the main factors are of greater interest than the additional factors. Moreover the number of experimental units rapidly becomes cumbersome. It is preferable to saturate the existing factorial layout in the course of the experiment without change of plot size. One may, in this manner, replace three replicates of a 3^3 experiment, confounding ABC^2 (the ABC Y component of **YATES,** 1937) in each replication, by a 3^4 design in which the interaction components ABC^2, AB^2D, ACD^2 and BCD are confounded with the 9 blocks. One will always have taken the precaution of allocating treatments within these blocks at random instead of grouping them in replicates. In addition to the fourth factor it is permissible to introduce a fifth. The result is a 3^5 experiment with threefold replication, with the definitive contrast ABCDE, the following :

$$\begin{array}{lcl} ABC^2 = ABD^2E^2 = CD^2E^2 \\ AB^2D = AC^2DE^2 = BC^2E^2 \\ ACD^2 = AB^2CE^2 = BD^2E \\ BCD = AB^2C^2D^2E = AE \end{array}$$

being confounded with the 9 blocks of 9 plots. The non-confounded triplet, $AE^2 = AB^2C^2D^2 = BCDE^2$ gives rise to no difficulty of interpretation if it is globally significant.

Increasing the number of factors entails a diminution — to an acceptable degree — of the number of residual degrees of freedom, which is sucessively 54, 40, 24. A 3^3 design (factors **a, b,** and **c**) transformable, as circumstances may require, into a 3^4 design with additional factor **d** or a 3^5 design with additional factors **d** and **e,** is shown in **table 3.** The laying out of such an experiment pre-supposes a randomisation within blocks and between blocks. The designation of the plots which will eventually receive the doses 1 and 2 of the additional factors is thus fixed before the experiment begins.

Statistical analysis of a 3^5 experiment with 81 plots follows the scheme of **table 4.** It may be useful to recall that the components AB and AB^2 **(FINNEY** 1947), or in **YATE**'s notation (1937) AB **J** and AB **I,** correspond to the results of the subdivision of treatments for the two orthogonal Latin squares :

$$\begin{array}{ccc} 0 & 1 & 2 \\ 1 & 2 & 0 \\ 2 & 0 & 1 \end{array} \quad \text{and} \quad \begin{array}{ccc} 0 & 1 & 2 \\ 2 & 0 & 1 \\ 1 & 2 & 0 \end{array}$$

It is possible to change from a 2^3 experiment with fourfold replication into a 2^4 with twofold replication, or into a 2^5 in 32 plots, or even into a half-replication

TABLE 3

Arrangement of a 3^3, 3^4 or 3^5 design with 81 plots

	Factors								
	abcde	abcde	abcde	abcde	abcde	abcde	abcde	abcde	abcde
	Treatments								
Blocks 1	10110	22122	12000	00021	02211	11220	01101	21012	20202
» 2	10200	00111	11010	20022	02001	21102	12120	01221	22212
» 3	10221	11001	22200	20010	21120	00102	01212	12111	02022
» 4	20211	11202	21021	00000	02220	22101	01110	10122	12012
» 5	00222	12201	22020	20100	11121	02112	01002	10011	21210
» 6	01122	20220	11211	00012	22110	02202	21000	10101	12021
» 7	02010	12102	21111	20001	10212	22221	01200	00120	11022
» 8	21222	12210	10020	22002	01011	20112	02121	11100	00201
» 9	02100	21201	20121	11112	22011	10002	00210	12222	01020

TABLE 4

Analysis of variance of a 3^5 design with 81 plots

Source of variation					Degrees of freedom
Blocks					8
A (décomposable)			= BCDE	= $AB^2C^2D^2E^2$	2
B			= ACDE	= AB^2CDE	2
C			= ABDE	= ABC^2DE	2
D			= ABCE	= $ABCD^2E$	2
E			= ABCD	= $ABCDE^2$	2
AB J	ou	AB	= CDE	= $ABC^2D^2E^2$	2
AB I		AB^2	= $BC^2D^2E^2$	= $AC^2D^2E^2$	2
AC J		AC	= BDE	= $AB^2CD^2E^2$	2
AC I		AC^2	= BC^2DE	= $AB^2D^2E^2$	2
AD J		AD	= BCE	= $AB^2C^2DE^2$	2
AD I		AD^2	= BCD^2E	= $AB^2C^2E^2$	2
AE I		AE^2	= $BCDE^2$	= $AB^2C^2D^2$	2
BC J		BC	= ADE	= AB^2C^2DE	2
BC I		BC^2	= AC^2DE	= AB^2DE	2
BD J		BD	= ACE	= AB^2CD^2E	2
BD I		BD^2	= ACD^2E	= AB^2CE	2
BE J		BE	= ACD	= AB^2CDE^2	2
BE I		BE^2	= $ACDE^2$	= AB^2CD	2
CD J		CD	= ABE	= ABC^2D^2E	2
CD I		CD^2	= ABD^2E	= ABC^2E	2
CE J		CE	= ABD	= ABC^2DE^2	2
CE I		CE^2	= $ABDE^2$	= ABC^2D	2
DE J		DE	= ABC	= $ABCD^2E^2$	2
DE I		DE^2	= ABCE	= $ABCD^2$	2
Residual error					24
Total					80

of a 2^6 design, without altering the plan of the plots. The 2^6 design of **table 5** rests on the definitive contrast ABCDEF and on confounding of the indivisible interaction-pairs

$$\begin{aligned} ABD &= CEF \\ CDE &= ABF \\ ABCE &= DF \end{aligned}$$

with the differences between blocks. The interactions ABD, CDE and ABCE are confounded in the corresponding 2^5 design, and it is ABD (not ABCD) that has been confounded in the initial 2^4 design.

It is helpful to envisage these possibilities of « saturation » when planning the layout of experiments of long duration. The preferential choice of an interaction or a component of interaction, is so far as it operates outside the two-factor interactions, does not complicate the experimental work. One is not, of course, confined to 3^3 designs with 3 replicates, or alternatively, to 32-plot layouts. The scheme of experimentation and layout of the plots must always be sufficiently rigorous from the statistical viewpoint, and flexible enough to suit the given objectives.

TABLE 5

Arrangement of 2^3, 2^4, 2^5 or 2^6 design with 32 plots

	Factors							
	abcdef	abcdef	abcdef	abcdef	abcdef	abcdef	abcdef	abcdef
	Treatments							
Blocks 1	101110	001001	111001	110011	000011	010100	100100	011110
» 2	111100	100001	101011	011011	010001	000110	001100	110110
» 3	100111	111010	001010	110000	010111	101101	011101	000000
» 4	101000	000101	001111	110101	010010	011000	100010	111111

PEARCE and **TAYLOR** (1948) in discussing experiments on perennial plants have recommended that plots be laid out with the prospect in mind of possible introduction of new treatments, either by extension of the layout or by substitution.

SUMMARY

It is pointed out that factorial experimentation, as developed by **YATES** (1937) is compatible with unequal intervals between treatment levels, with additional treatments (which may be unmanured control plots) and even with the introduction of supplementary factors into an existing design. Considerations of agricultural demonstration are foreign to this type of experimentation. The quite geometrical simplicity of the analysis of factorial designs should facilitate their extended use.

BIBLIOGRAPHY

DUMONT, M., « Essais factoriels avec témoin de référence », **Fertilité,** 18, 3-7, 1963.

FINNEY, D.J., « The construction of confounding arrangements », **Emp. J. Exp. Agric.,** 15, 107-112, 1947.

FINNEY, D.J., « Response curves and the planning of experiments », **Indian J. Agric. Sci.,** 23, 167-186, 1953.

FINNEY, D.J., « The statistician and the planning of field experiments », **J. R. Statist. Soc. A,** 119, 1-17, 1956.

FISHER, R.A. and **YATES, F.**, **Statistical tables for biological, agricultural and medical research,** 6th edition, Edinburgh, Oliver and Boyd, 1963.

HEALY, M.J.R., « The analysis of a factorial experiment with additional treatments », **J. Agric. Sci.,** 47, 205-206, 1956.

PEARCE, S.C. and **TAYLOR, J.**, « The changing of treatments in a long-term trial », **J. Agric. Sci.,** 38, 402-410, 1948.

ROBSON, D.S., « A simple method for constructing orthogonal polynomials when the independent variable is unequally spaced », **Biometrics,** 15, 187-191, 1959.

YATES, F., The design and analysis of factorial experiments, T.C. n° 35, of the Comm. Bur. of Soils, Comm. Agric. Bur., Farnham Royal, Bucks., U.K., 1937.

Biom.

FERTILITÉ

informations sur la fertilisation en régions tropicales et subtropicales

Van Den Driessche (R.)

REVUE TRIMESTRIELLE
OCTOBRE - NOVEMBRE
1965
25