

ETUDE SUR LA FERTILISATION DES SOLS AU MAROC

Première partie — Introduction

C. MICHEL

SOMMAIRE

Méthodes d'expérimentation employées pour l'étude des engrais au Maroc

- Méthodes classiques : factorielle et à somme constante
- Méthodes des variantes systématiques du Professeur HOMÈS

Méthodes d'interprétation statistique utilisées pour l'analyse des résultats

- Méthode de FISHER
- Méthode d'HOMÈS
- Méthode de régression

Exemples d'interprétation par les méthodes de Fisher et d'Homès comparées à la méthode de régression

Cette étude a été entreprise dans le but d'exploiter les résultats d'essais de fertilisation obtenus depuis une dizaine d'années par le Service de la Recherche Agronomique dans ses différentes stations expérimentales.

Elle ne représente pas une synthèse de nos connaissances en matière de fertilisation au Maroc. Elle vise simplement à contribuer à la résolution des problèmes qui se posent quand on veut augmenter le rendement des cultures.

Les résultats de nos essais d'engrais amènent souvent à des conclusions plutôt décevantes. Les différences constatées entre les traitements ne sont pas significatives dans la majorité des cas. On a recherché depuis longtemps la cause de cet insuccès. On a tout d'abord changé de principe d'expérimentation : c'est ainsi qu'en 1956 on a adopté, à la Recherche Agronomique, la méthode des variantes systématiques. Plus récemment, à la suite de l'étude de G. BRYSSINE sur « La fertilité naturelle du sol et l'efficacité des engrais », nous avons revu tous les résultats d'expériences déjà réalisées en les analysant par la méthode de régression.

Aussi, dans la première partie de notre étude, croyons-nous utile de rappeler les différentes méthodes d'expérimentation qui ont été employées

dans nos essais et les principaux moyens qui ont été mis en œuvre pour interpréter les résultats.

Méthodes d'expérimentation

Méthodes classiques

Jusqu'en 1956, seuls les éléments NPK retenaient l'attention des chercheurs au Maroc. Leur étude se faisait soit par la méthode factorielle, soit par la méthode à somme constante.

a. Méthode factorielle

Elle consiste à ne faire varier qu'un seul facteur à la fois, toutes les conditions étant aussi uniformes et égales que possible. Sous sa forme la plus simple, elle se résume à l'étude d'un seul facteur, par exemple l'effet d'un apport d'azote dans le sol à différentes doses :

- dose 0 d'azote (témoin),
- dose 1 d'azote,
- dose 2 d'azote.

Si l'on veut étudier l'interaction entre 2 facteurs (azote et phosphore par exemple), on obtient les combinaisons suivantes :

- azote 0 — phosphore 0 : témoin,
- azote 0 — phosphore 1 : étude isolée de P,
- azote 1 — phosphore 0 : étude isolée de N,
- azote 1 — phosphore 1 : interaction entre N et P.

Suivant cette conception, lorsqu'on compare deux traitements entre eux, la dose de tous les autres éléments apportés est partout la même, mais les traitements diffèrent entre eux par la dose totale du mélange d'engrais.

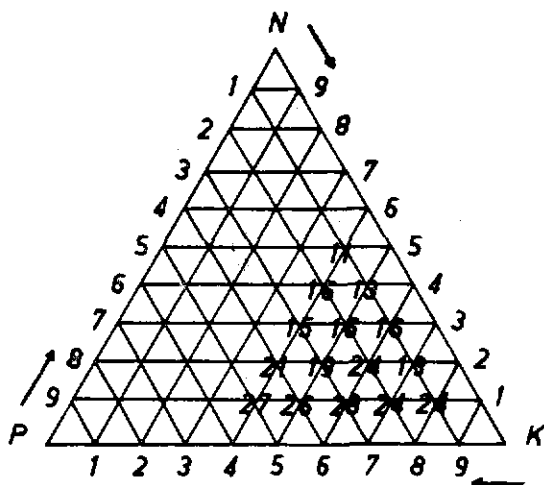
b. Méthode à somme constante

Dans cette méthode, le procédé est très différent. On maintient à un total constant la somme des éléments nutritifs dans les différentes formules à tester et on introduit la notion d'équilibre ; un quelconque des éléments a la possibilité de se substituer à un autre, exemple :

N %	P ($P_2 O_5$) %	K ($K_2 O$) %
60	10	30
50	20	30
50	10	40
40	30	30
40	20	40
	etc.	

A partir de ces combinaisons on arrive à dégager, à l'aide d'un diagramme triangulaire (GRAPH. 1) une zone où se groupent les meilleurs rendements. On en déduit un équilibre optimum entre les éléments N.P.K.

GRAPHIQUE 1



Méthode des variantes systématiques

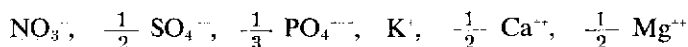
Cette méthode est beaucoup moins connue que les précédentes. Le Professeur HOMÈS dans son ouvrage sur « L'alimentation minérale des plantes et les problèmes des engrais chimiques » en a très largement exposé le principe.

Dans cette méthode, les six éléments majeurs (N S P, K Ca Mg) sont pris en considération.

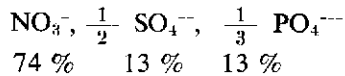
— Ils se groupent par 3 : les éléments anioniques d'un côté, l'azote toujours considéré comme anion NO_3^- , le soufre SO_4^{--} , le phosphore PO_4^{---} et les éléments cationiques de l'autre, le potassium K, le calcium Ca et le magnésium Mg.

— La concentration relative entre ces éléments varie mais leur somme globale reste constante.

— Les formules à tester sont calculées sur la base d'équivalents chimiques (c'est-à-dire la masse d'un élément ou d'un radical divisé par sa valence) :



— Chaque traitement correspond à une formule d'engrais dans laquelle un seul élément prédomine, par exemple le traitement azote :



Cette méthode permet,

- dans une première phase, de déterminer le meilleur équilibre entre les anions d'une part et entre les cations d'autre part ;
- dans une seconde phase, de trouver le meilleur rapport entre la somme des anions et celle des cations ;
- dans une troisième phase, de fixer la dose optimum d'engrais à employer.

Comparée aux méthodes précédentes, elle diminue considérablement le nombre de traitements puisqu'on arrive avec un nombre restreint de formules à établir les proportions optima entre les divers éléments (anioniques et cationiques).

Méthodes d'interprétation

Méthode de Fisher (la plus employée)

Dans un essai suivant le dispositif en blocs, cette méthode permet de séparer dans la fluctuation totale la part imputable :

- aux différences entre traitements (variance entre traitements),
- aux différences entre blocs (variance entre blocs),
- à l'erreur expérimentale (variance résiduelle) qui tient compte de toutes les causes de variations autres que les causes contrôlées.

« La variance des traitements et la variance de l'erreur sont deux estimations indépendantes d'une même grandeur qui est la variance d'un résultat expérimental individuel. Le rapport entre ces deux estimations parallèles offre un critérium que l'on peut calculer pour un échantillonnage dans lequel n'intervient que le hasard, ce qui correspond au cas où les divers traitements mis en cause sont identiques et donnent des résultats expérimentaux appartenant à la même population (hypothèse nulle).

« Dans n'importe quelle expérience, plus la valeur de F ($\frac{\text{variance des traitements}}{\text{variance de l'erreur}}$) est grande, et plus il est probable que les variances comparées sont significativement différentes et que les traitements ont, dans leur ensemble, exercé une action différente. Rappelons que lorsqu'une valeur calculée de F dépasse celle de la table pour une probabilité donnée ($P = 0,05$ ou $0,01$) et pour les nombres de degrés indépendants n_1 et n_2

(n_1 représentant le nombre de degrés indépendants de la plus grande variance, n_2 celui afférent à la plus petite), la variance des traitements est significative. Si cette valeur de F est inférieure à celle des tables, les variances comparées ne sont pas significativement différentes et les fluctuations enregistrées sont attribuées au hasard. Lorsqu'on obtient pour F une valeur calculée supérieure à celle des tables, pour une probabilité de $P = 0,01$, la variance des traitements est hautement significative...

« ...Le critérium F ayant montré que l'expérience est significative, c'est-à-dire que l'ensemble des différences constatées entre les traitements étudiés ne sont pas imputables à l'action du hasard, il convient de déterminer celles d'entre elles qui diffèrent significativement. Pour cela, on emploie le critérium « t » afin de calculer la plus petite différence significative :

$$d = t \times \sigma d$$

formule dans laquelle t correspond à $P = 0,05$ et n est le nombre de degrés indépendants affectant la variance de l'erreur expérimentale :

$$\sigma d = \sqrt{\frac{2 \times \text{variance de l'erreur}}{\text{nombre de répétitions de chaque traitement.}}} \quad \text{» [4]}$$

Par cette méthode nous arrivons rarement dans nos essais à avoir des différences significatives entre les traitements. En effet, d'après les droites de régression que nous avons établies, il semble que souvent la fertilité naturelle des parcelles est en moyenne trop élevée pour permettre à l'effet des engrais de s'extérioriser. Ceux-ci sont manifestement efficaces dans les parcelles pauvres alors qu'ils accusent un effet dépressif dans les parcelles moyennement riches ou riches. Les actions positives et négatives des traitements s'équilibrent plus ou moins dans les moyennes. On observe la plupart du temps que le rendement moyen des parcelles non traitées est supérieur, ou tout au moins égal, aux rendements moyens des parcelles traitées. Dans ces conditions, on est obligé souvent de conclure à la non signification des essais.

Méthode Homès

La méthode d'analyse de la variance peut très bien s'appliquer, dans le cas des essais de variantes systématiques, pour déterminer si les différences constatées entre l'action des divers éléments (N S P, K Ca Mg) sont significatives. Toutefois on se heurte toujours aux mêmes difficultés que pour nos essais classiques.

Ce qu'il y a de particulier dans les essais de variantes systématiques c'est la phase finale d'interprétation. En partant des rendements observés,

le Professeur HOMÈS a mis au point une méthode de calcul permettant de déterminer les proportions optima entre les éléments anioniques d'une part et les éléments cationiques d'autre part.

Par cette méthode, on établit tout d'abord les *rendements bruts* à partir des résultats parcellaires. Pour cela, on calcule pour chacun des traitements (N S P, K Ca Mg) la moyenne affectée de son erreur, erreur qui provient des différences de rendement pour un même traitement sur des parcelles différentes et qui est représentée par la déviation standard.

On obtient ensuite les *rendements clés* en éliminant par le calcul la fertilité naturelle du sol à l'aide d'un facteur de fertilité.

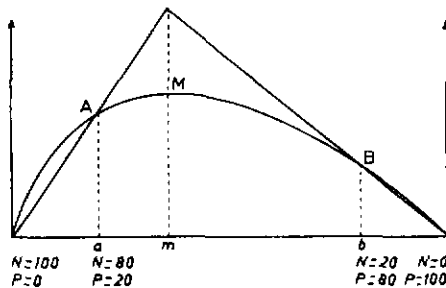
On établit enfin les proportions optima à partir des rendements clés ; exemple d'un équilibre anionique tiré d'un de nos essais :

RENDEMENTS-CLÉS en q/ha	EQUILIBRE ANIONIQUE en %
Traitement N = 3,35 ± 1,04	Proportion de N = 36,77 ± 11,41
S = 3,15 ± 1,65	S = 34,58 ± 18,11
P = 2,61 ± 1,35	P = 28,65 ± 14,81

Dans l'établissement de la formule de fumure, d'après le Professeur HOMÈS, il suffit de respecter les erreurs dont sont affectés les différents éléments pour obtenir un mélange d'engrais répondant aux exigences de la plante et aux carences du sol.

GRAPHIQUE 2

Détermination de l'équilibre optimum entre N et P en milieu artificiel



M = Maximum de rendement.
m = Optimum de concentration relative.

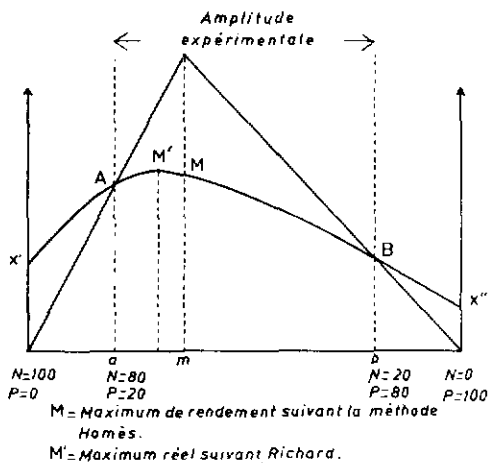
Il nous faut signaler que le Professeur HOMÈS fait intervenir le facteur de fertilité par le fait même qu'en étudiant les équilibres entre les éléments pris 2 à 2 (N-S, P-S, etc.) il ne considère que 2 niveaux de concentration

relative par exemple : N 80-P 20 et N 20-P 80, négligeant dans la détermination du maximum de rendement les éléments apportés par le sol lui-même (GRAPH. 2).

L. RICHARD [6] a montré dans une étude sur l'« Adaptation au milieu naturel de la méthode des variantes systématiques » que la transposition pure et simple de la méthode, telle qu'elle a été conçue en milieu artificiel (sables stériles), au milieu naturel (sol), comportait une cause d'erreur, surtout dans le cas où le maximum se trouve en dehors de l'amplitude expérimentale (GRAPH. 3 et 4).

GRAPHIQUE 3

Détermination du maximum suivant Homès et Richard dans le cas où ce maximum se trouve à l'intérieur de l'amplitude expérimentale



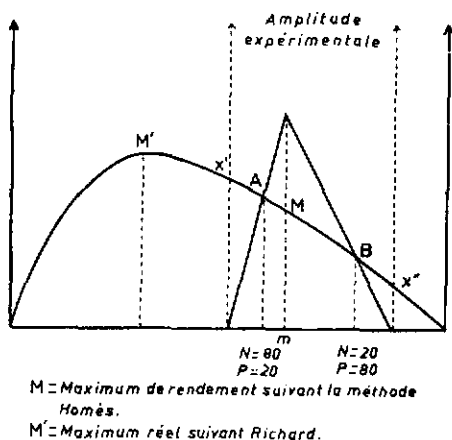
Il préconise d'augmenter le nombre de concentrations relatives pour avoir directement l'action du sol quand un élément s'annule : N 100 P 0, N 80 P 20, N 20 P 80, N 0 P 100. Dans ce cas, les sécantes qui déterminent le point maximum M entre 2 éléments, au lieu de prendre leur origine à 0 (0 de l'amplitude expérimentale) sur l'axe des abscisses, débutent à un point x' et à un point x'' sur l'axe des ordonnées, points qui représentent la fertilité naturelle du sol pour chacun des éléments (GRAPH. 3).

Que l'on emploie la méthode d'HOMÈS ou la variante de RICHARD, on obtient toujours une erreur pour chaque élément. Cette erreur semble dénoter principalement la variabilité due à ce que tel élément marque plus

ou moins selon que les parcelles l'ayant reçu en ont un besoin plus ou moins élevé. En d'autres termes, si on prend la proportion de NO_3 dans l'équilibre anionique donné plus haut ($\text{NO}_3 = 36,77 \pm 11,41$), on devrait logiquement pouvoir tenir compte, dans l'établissement de la formule de fumure, de l'écart $\pm 11,41$ et savoir dans quel sens il évolue par rapport aux autres éléments en fonction du niveau de fertilité naturelle du sol.

GRAPHIQUE 4

Détermination du maximum suivant Homès et Richard dans le cas où ce maximum se trouve en dehors de l'amplitude expérimentale



Nous verrons plus loin, par un exemple, comment la méthode de régression pourrait peut-être répondre à cette question.

Méthode de régression

Devant les difficultés rencontrées dans l'interprétation de nos résultats d'essais d'engrais, G. BRYSSINE a proposé une méthode basée sur l'emploi de la fonction de régression et du coefficient de corrélation. Bien qu'elle ne soit pas encore tout-à-fait mise au point, nous l'avons cependant employée pour analyser nos résultats, car elle paraît apporter des éléments intéressants comparativement aux autres méthodes d'interprétation statistique. Elle a déjà été exposée dans le numéro 1 d'« Al Awamia ». Nous en rappellerons l'essentiel en citant un passage de l'article de G. BRYSSINE :

Fonction de régression

Cette fonction « prend l'aspect d'une équation du premier degré du type :

$$y = a - bx,$$

fonction décroissante...

« ...Elle représente une courbe linéaire descendante, c'est-à-dire qu'au fur et à mesure de l'augmentation de la fertilité naturelle des sols, traduite par les rendements des parcelles non traitées, l'accroissement des rendements des parcelles traitées diminue jusqu'à

$$y = 0$$

A ce moment,

$$x = \frac{a}{b}$$

et représente la valeur limite au-delà de laquelle l'apport des engrais aura des effets dépressifs (accroissements négatifs). Cette valeur de x est le *coefficient L*. Les variations de l'accroissement des rendements quand on passe d'un niveau de fertilité à l'autre, seront proportionnelles à $-b$, dérivée de la fonction

$$y = a - bx,$$

l'augmentation des rendements diminuant proportionnellement à la valeur de « b » quand la fertilité du sol augmente.

Le paramètre « a » représente l'action spécifique des engrais car :

$$y = a \quad \text{quand} \quad x = 0$$

(milieu à fertilité chimique nulle). Dans ce cas, seuls les engrais apportent les éléments fertilisants nécessaires à la vie et à la croissance des plantes. Leur utilisation dépendra des conditions physiques du milieu. Ce paramètre peut varier, pour une culture donnée, d'une année à l'autre ». [1].

a. Méthode de régression appliquée aux essais NPK

Nous avons vu que la méthode de FISHER, en éliminant les différences de fertilité entre les parcelles témoins, ne faisait souvent ressortir que des différences non significatives entre les traitements.

Cette méthode a aussi pour inconvénient d'être uniquement qualitative. En effet après avoir calculé la plus petite différence significative, dans le cas d'un essai significatif, on est en droit de dire qu'un traitement est significativement supérieur au témoin ou à un autre traitement (ceci n'est valable que dans les conditions de l'expérience : fertilité moyenne x_1). Mais il est impossible de prévoir de façon précise, si l'on répète le

même essai dans d'autres conditions (fertilité moyenne x_2), l'augmentation de rendement qu'apportera un traitement donné par rapport au témoin non traité.

La méthode de régression, au contraire, pourrait servir de test à la fois qualitatif et quantitatif. On remarque, en effet, que :

— d'une part, comme le coefficient « a » qui représente l'action spécifique des engrais varie suivant les traitements, il est possible de classer ces derniers par ordre d'intensité d'action ;

— d'autre part, l'établissement de la droite de régression nécessitant une gamme de fertilité assez étendue, on pourrait à partir de cette droite, pour un traitement donné, rechercher graphiquement ou par le calcul les accroissements de rendements correspondant aux différents niveaux de fertilité.

En d'autres termes, connaissant la richesse naturelle d'une parcelle ou d'un champ, il serait possible, en se basant sur la droite de régression, d'évaluer approximativement l'accroissement de rendement qu'on obtiendra si on applique un traitement : par exemple dose x d'N ou de P_2O_5 ou de K_2O . Partant de là, il paraît possible de calculer l'économie d'une fumure.

Signalons ici que les dispositifs utilisés jusqu'à présent dans nos essais, en particulier la méthode des blocs, ne semblent pas adaptés à l'emploi de la fonction de régression. Comme les traitements sont répartis au hasard au sein d'un même bloc, il arrive très souvent que la parcelle témoin soit trop éloignée et trop différente d'une parcelle traitée pour qu'on puisse les comparer. De plus, les blocs sont parfois trop homogènes pour fournir une gamme de fertilité suffisante permettant d'établir la droite de régression.

Nous nous proposons d'entreprendre bientôt une étude pour essayer de remédier à ces inconvénients. Elle portera sur les points suivants :

- la détermination de l'hétérogénéité du terrain ;
- la répartition des témoins et des traitements de façon systématique suivant l'hétérogénéité, chaque traitement étant accompagné d'un témoin ;
- la fixation dans ces conditions du nombre de répétitions minimales indispensable.

b. Méthode de régression appliquée aux variantes systématiques

En utilisant les différents niveaux de fertilité, il paraît possible de se rendre compte de la façon dont varient les proportions optima à l'intérieur des équilibres suivant le degré de richesse du sol (richesse globale). Certains éléments semblent dominer aux faibles fertilités et passer au second rang quand la fertilité du sol augmente. Dans le calcul des équi-

libres, au lieu de se baser sur les moyennes comme dans la méthode d'HOMÈS, on pourrait faire appel aux accroissements de rendement obtenus à chaque niveau de fertilité. Plus l'accroissement de rendement est élevé pour un élément, plus la proportion de cet élément, à l'intérieur de l'équilibre, serait grande. Il arriverait même pour certains niveaux (fertilité très élevée) que l'équilibre se réduise à un seul élément, le sol étant suffisamment pourvu en d'autres éléments qui, s'ils sont apportés, peuvent provoquer l'effet dépressif.

Exemples d'interprétation Comparaison des méthodes Fisher et Homès à la méthode de régression

Méthode de Fisher

Un essai d'engrais phosphatés sur blé tendre 386 a été réalisé en 1953 pour fixer la forme et la dose d'apport de l'acide phosphorique dans le sol de Fès. Les traitements étaient les suivants (doses en kg/ha) :

PRODUITS TRAITEMENTS	HYPERPHOSPHATE	KOURIFOS	SUPERPHOSPHATE	SCORIES
H 600	600	—	—	—
H 900	900	—	—	—
K 600	—	600	—	—
K 900	—	900	—	—
S 400	—	—	400	—
S 600	—	—	600	—
Sc 400	—	—	—	400
Sc 600	—	—	—	600
H 300 + S 200	300	—	200	—
Sc 300 + S 200	—	—	200	300
K 300 + S 200	—	300	200	—
K 300 + Sc 200	—	300	—	200
Témoin	sans acide phosphorique			

Toutes les parcelles (6 répétitions par traitement) avaient reçu une fumure complémentaire de 100 kg de sulfate d'ammoniaque et 100 kg de chlorure de potassium à l'hectare.

Moyenne des rendements de chaque traitement exprimés en q/ha

TÉMOIN	H 600	H 900	K 600	K 900	S 400	S 600
27,1	21,4	26,9	23,7	23,2	23,0	25,8
	Sc 400	Sc 600	H 300 S 200	Sc 300 S 200	K 300 S 200	K 300 Sc 200
	21,8	26,5	23,3	21,2	26,0	21,1

L'analyse de cet essai par la méthode FISHER fait ressortir que ni la variance entre blocs, ni la variance entre traitements ne sont significatives.

VARIATIONS	F CALCULÉ	F DES TABLES	
		P = 0,05	P = 0,01
Blocs	2,13	2,37	3,34
Traitements	1,42	1,92	2,50

Dans le cas présent, la certitude n'existant pas, on est obligé de conclure que les différences constatées ne sont pas dues aux traitements.

Seulement, si on compare les rendements moyens des traitements au rendement moyen du témoin, on constate que l'engrais, en l'occurrence l'acide phosphorique, a eu un effet dépressif par rapport au rendement du témoin. On pourrait croire, si l'on s'en tient à la méthode de la variance, que cet effet dépressif observé provient du hasard. C'est là justement que la méthode de régression paraît pouvoir expliquer ce qui se passe en réalité.

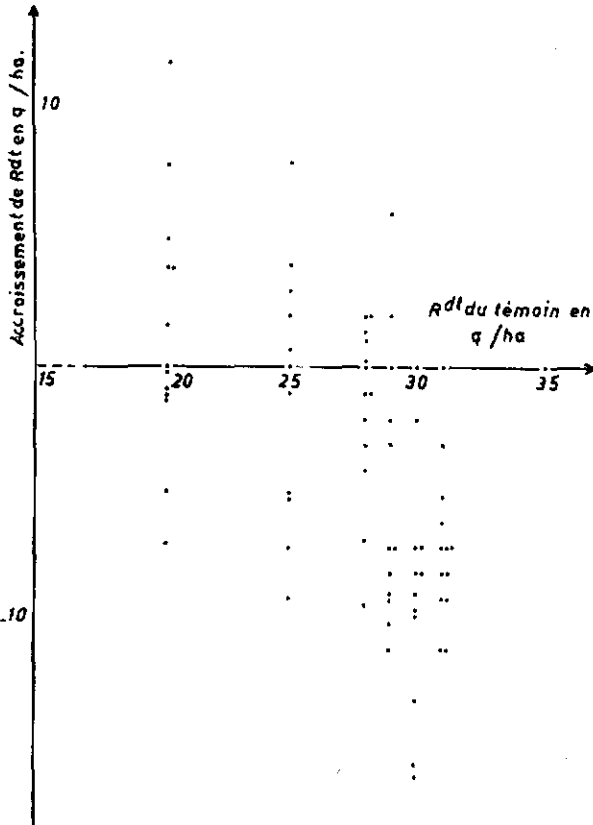
Dans l'exemple choisi, si on porte en abscisse les rendements des parcelles témoins et en ordonnée ceux des parcelles traitées, on remarque qu'à partir de 25 quintaux à l'hectare comme rendement du témoin, la grande majorité des écarts de rendement deviennent négatifs (GRAPH. 5). Les droites de régression, tout au moins celles qui sont significatives (K 900, S 600, Sc 600, H 300 + S 200, H 600) donnent une valeur limite d'action de l'engrais qui se situe aux environs de 25 quintaux. Comme les rendements des parcelles non traitées sont ou bien égaux ou bien supérieurs à cette limite, il paraît donc logique de dire que l'engrais agit de façon dépressive.

GRAPHIQUE 5

Station de Fès

Essais d'engrais phosphatés sur blé tendre 386

1952-1953



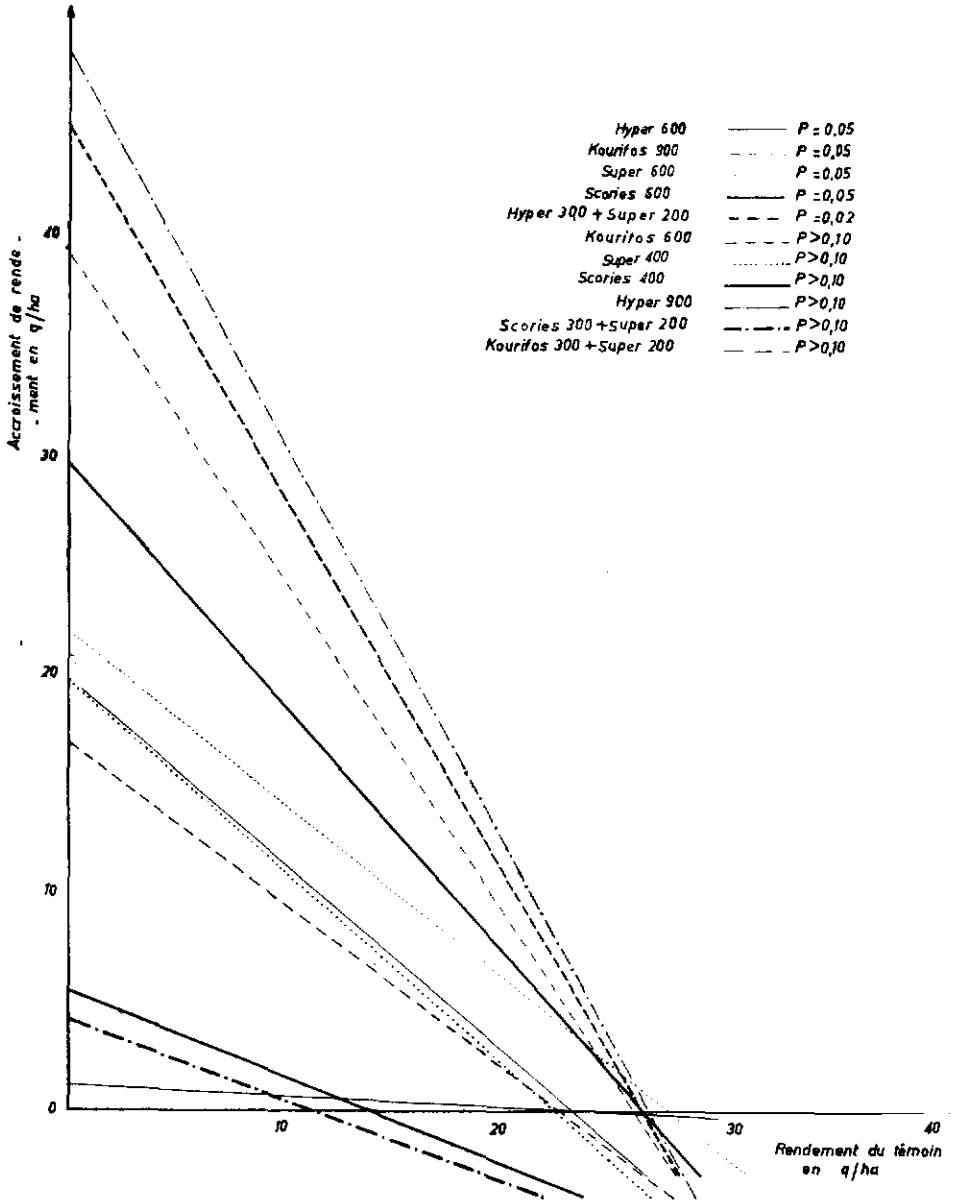
Bien que l'acide phosphorique n'ait pas marqué positivement à ce niveau de fertilité (entre 20 et 31 q/ha), on pourrait cependant prévoir, à l'aide des droites de régression (GRAPH. 6), les accroissements de rendement positifs que peuvent donner les différents types d'engrais phosphatés si on les applique dans des parcelles dont la richesse est inférieure à 25 q.

Malheureusement la corrélation n'est pas toujours très bonne pour tous les traitements, ce qui nous empêche de comparer entre eux les différents engrais. Ceci est dû probablement à deux causes :

GRAPHIQUE 6

Station de Fès
Essais d'engrais phosphatés sur blé tendre 386

1952-1953



— du fait qu'on a un nombre élevé de traitements (12 + 1 témoin = 13) par bloc, on peut penser que le témoin n'est pas nécessairement représentatif du bloc. Il existe donc des accroissements qui sont plus ou moins aberrants ;

— de plus, la fertilité naturelle des parcelles non traitées de cet essai varie trop peu pour pouvoir fournir une gamme de fertilité suffisamment étendue (T = 20,1 — 25,0 — 28,0 — 29,0 — 30,0 et 31,0 q/ha). Le même essai a été reconduit en 1954.

Moyenne des rendements de chaque traitement exprimés en q/ha

TÉMOIN	H 600	H 900	K 600	K 900	S 400	S 600
24,3	24,1	22,8	23,2	23,2	27,2	23,3
	Sc 400	Sc 600	H 300 S 200	Sc 300 S 200	K 300 S 200	K 300 Sc 200
	20,4	23,0	26,0	23,7	23,7	23,0

L'analyse de la variance montre qu'il n'existe pas de différences significatives entre les traitements.

VARIATIONS	F CALCULÉ	F DES TABLES	
		P = 0,05	P = 0,01
Blocs	5,59	2,37	3,34
Traitements	1,41	1,92	2,50

Là encore apparaît l'effet dépressif de l'acide phosphorique sur le rendement. On se trouve une nouvelle fois dans les niveaux de fertilité correspondant à la limite d'action de l'engrais (environ 25 q/ha). Les rendements des parcelles traitées sont pour la plupart inférieurs aux rendements des parcelles témoins (GRAPH. 7) (T = 20 - 22 - 26 - 25 - 26 - 27). Les droites de régression (GRAPH. 8) bien que non significatives donnent, dans ce cas également, l'allure générale des accroissements de rendement pour les parcelles pauvres ou moyennement riches, c'est-à-dire celles dont le niveau de fertilité ne dépasse pas 25 q/ha.

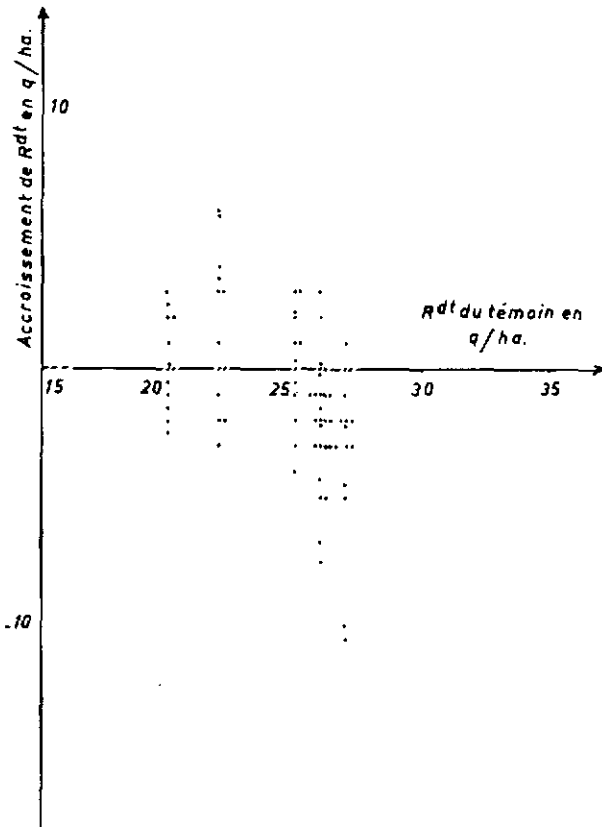
En 1955, on a modifié le protocole d'essai et on a limité la comparaison à trois types d'engrais phosphatés : le phosphate bicalcique, le superphosphate et l'hyperphosphate.

GRAPHIQUE 7

Station de Fès

Essais d'engrais phosphatés sur blé tendre 386

1953-1954



Moyenne des rendements de chaque traitement exprimés en q/ha

(essai 1955)

TÉMOIN	PHOSPHATE BICALCIQUE	SUPERPHOSPHATE	HYPERPHOSPHATE
17,7	19,5	19,7	18,7

Testé par l'analyse de la variance, l'essai n'est pas significatif mais se rapproche du seuil de signification $P = 0,05$.

VARIATIONS	F CALCULÉ	F DES TABLES	
		P = 0,05	P = 0,01
Blocs	0,76	2,90	4,56
Traitements	2,89	3,22	5,42

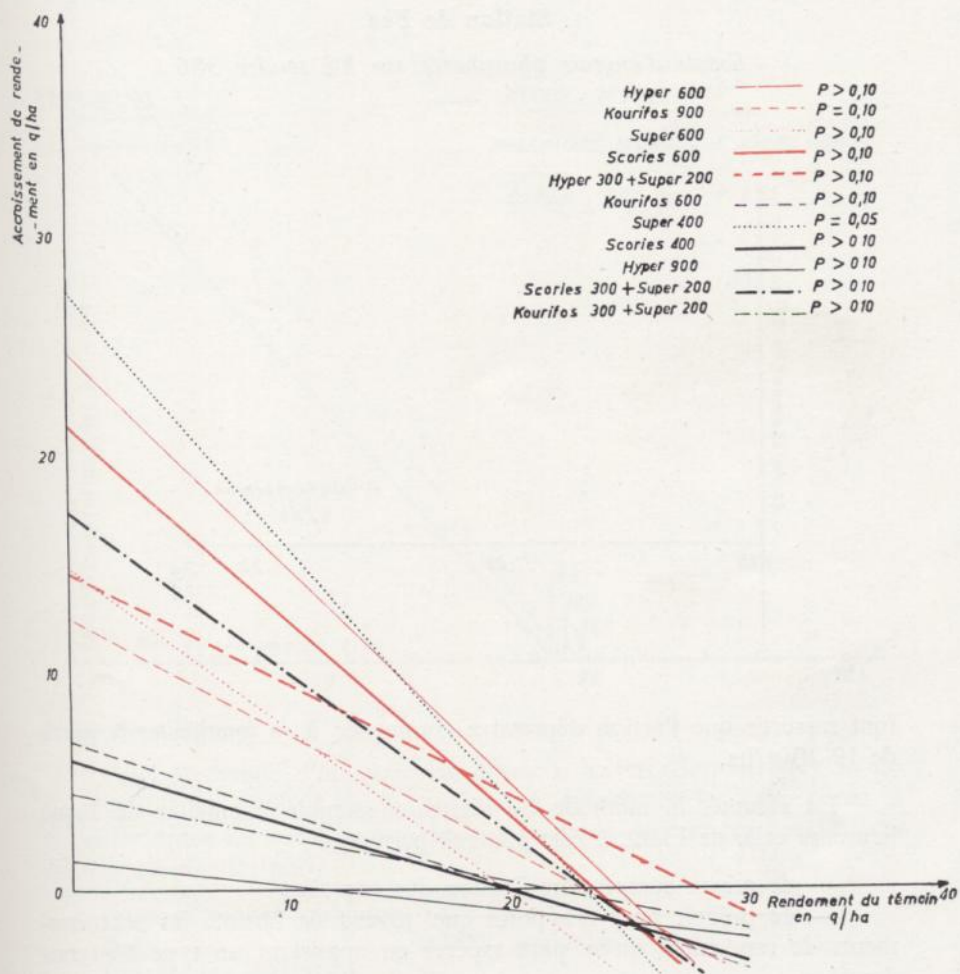
à P = 0,05 d = 1,4

GRAPHIQUE 8

Station de Fès

Essais d'engrais phosphatés sur blé tendre 386

1953-1954



On pourrait, en forçant un peu, dire que le superphosphate et le phosphate bicalcique ont eu une action positive alors que l'hyperphosphate est resté sans effet.

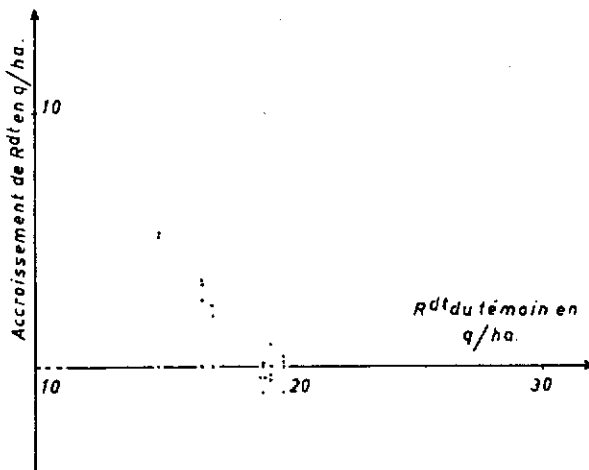
Contrairement à ce qui se passe pour les années précédentes, le niveau de fertilité des parcelles témoins ($T = 14,9 - 16,6 - 17,0 - 19,0 - 19,3 - 19,8$) est moins élevé et inférieur à la valeur limite. Les écarts de rendement, par rapport au témoin, se placent en majorité dans la zone positive (GRAPH. 9). Les droites de régression significatives (GRAPH. 10)

GRAPHIQUE 9

Station de Fès

Essais d'engrais phosphatés sur blé tendre 386

1954-1955



font ressortir que l'action dépressive commence à se manifester à partir de 19-20 q/ha.

En résumé, la méthode de régression semble compléter de façon heureuse celle de FISHER. Elle pourrait permettre :

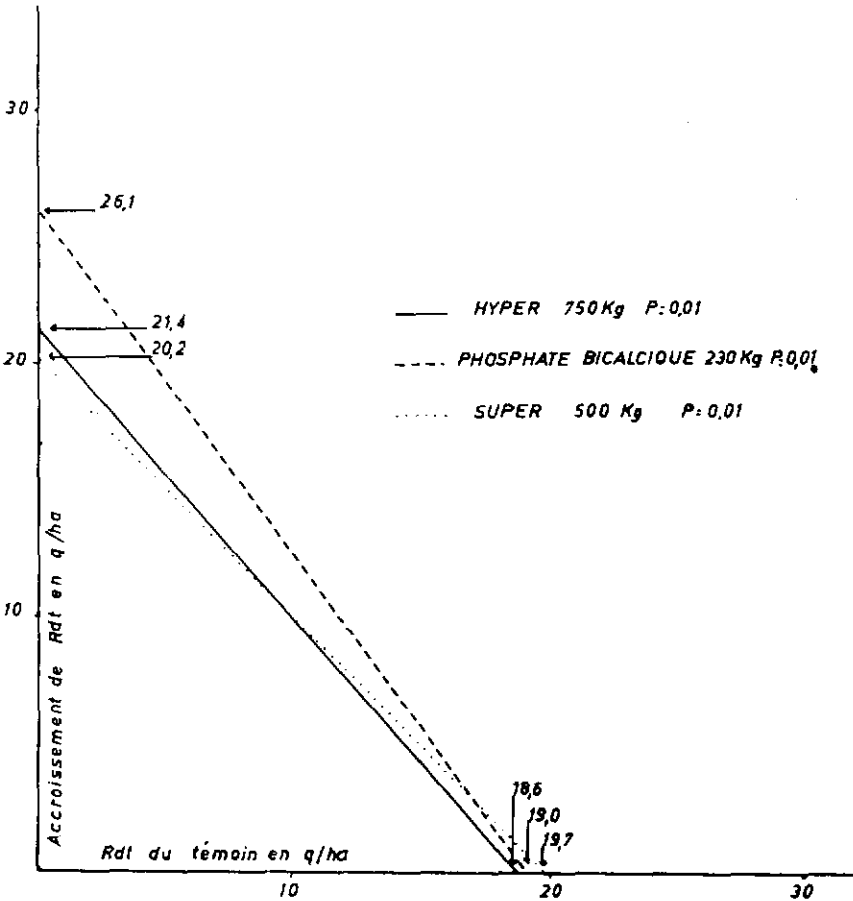
- de mieux comprendre l'action des engrais,
- de prévoir pour n'importe quel niveau de fertilité les accroissements de rendement qu'on peut espérer en apportant un type d'engrais donné.

GRAPHIQUE 10

Station de Fès

Essais d'engrais phosphatés sur blé tendre 386

1954-1955



Méthode d'Homès

Voici l'exemple d'un essai sur fèves à Xavier Bernard (région de Casablanca) en 1960. L'essai consistait à déterminer les proportions à respecter entre les constituants anioniques d'une part et les constituants cationiques d'autre part.

Proportions des variantes 74 - 13 - 13,
 Dose 20 000 équivalents à l'ha,
 Nombre de répétitions 6.

Rendement moyen de chaque traitement exprimé en q/ha

TÉMOIN	ANIONS			CATIONS		
	NO ₃	$\frac{1}{2}$ SO ₄	$\frac{1}{3}$ PO ₄	K	$\frac{1}{2}$ Ca	$\frac{1}{2}$ Mg
9,45	10,42	10,21	9,68	10,23	10,97	9,71

Sans entrer dans le détail des calculs, nous donnons les équilibres anioniques et cationiques déterminés :

a. Par la méthode d'Homès :

EQUILIBRE ANIONIQUE en %	EQUILIBRE CATIONIQUE en %
NO ₃ = 36,77 ± 11,41	K = 32,54 ± 15,30
$\frac{1}{2}$ SO ₄ = 34,58 ± 18,11	$\frac{1}{2}$ Ca = 40,52 ± 12,28
$\frac{1}{3}$ PO ₄ = 28,65 ± 14,81	$\frac{1}{2}$ Mg = 26,94 ± 12,28

b. Par la méthode de régression :

Etablissement des formules pour différents niveaux de fertilité en partant des équations de régression significatives (GRAPH. 11, GRAPH. 12) :

RENDEMENT DU TÉMOIN en q/ha	EQUILIBRE ANIONIQUE en %	EQUILIBRE CATIONIQUE en %
0	NO ₃ = 33,92	K = 39,14
	$\frac{1}{2}$ SO ₄ = 36,28	$\frac{1}{2}$ Ca = 39,14
	$\frac{1}{3}$ PO ₄ = 29,80	$\frac{1}{2}$ Mg = 21,72
2,50	NO ₃ = 34,15	K = 38,98
	$\frac{1}{2}$ SO ₄ = 36,59	$\frac{1}{2}$ Ca = 39,83
	$\frac{1}{3}$ PO ₄ = 29,26	$\frac{1}{2}$ Mg = 21,19

RENDEMENT DU TÉMOIN en q/ha	EQUILIBRE ANIONIQUE en %	EQUILIBRE CATIONIQUE en %
5,00	$\text{NO}_3 = 35,25$	$\text{K} = 38,75$
	$\frac{1}{2} \text{SO}_4 = 35,97$	$\frac{1}{2} \text{Ca} = 40,62$
	$\frac{1}{3} \text{PO}_4 = 28,78$	$\frac{1}{2} \text{Mg} = 20,63$
9,00	$\text{NO}_3 = 41,93$	$\text{K} = 35,00$
	$\frac{1}{2} \text{SO}_4 = 38,70$	$\frac{1}{2} \text{Ca} = 50,00$
	$\frac{1}{3} \text{PO}_4 = 19,35$	$\frac{1}{2} \text{Mg} = 15,00$
9,71 (anions)	$\text{NO}_3 = 58,33$	$\text{K} = 26,67$
9,81 (cations)	$\frac{1}{2} \text{SO}_4 = 41,67$	$\frac{1}{2} \text{Ca} = 73,33$
	$\frac{1}{3} \text{PO}_4 = 0$	$\frac{1}{2} \text{Mg} = 0$

Si nous comparons les équilibres fournis par les deux méthodes, nous constatons que :

1. les proportions entre les différents éléments sont à peu près identiques dans les deux cas au niveau de fertilité de 9 q/ha (richesse moyenne du témoin dans cet essai). Ce sont toujours les mêmes éléments qui dominent : l'azote et le soufre dans le groupe des anions, le calcium et le potassium dans celui des cations ;

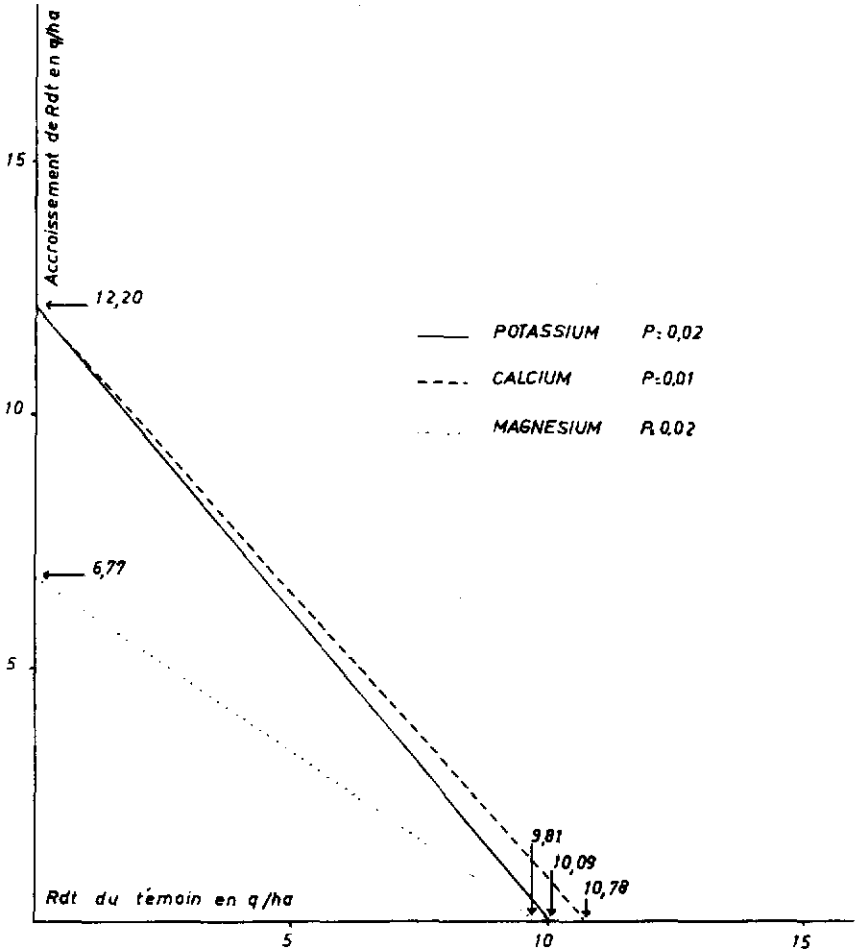
2. par la méthode d'HOMÈS, la variabilité due à chacun des éléments est très élevée, beaucoup trop élevée pour qu'on puisse la négliger : c'est ainsi que le soufre peut prendre à l'intérieur de l'équilibre anionique les valeurs extrêmes de 27,34 (au minimum) et 41,82 (au maximum) ;

3. par la méthode de régression on pourrait parvenir à saisir le sens de variation des divers éléments. Dans l'exemple que nous citons, on remarque que plus la richesse du sol augmente (richesse globale dans laquelle interviennent probablement les facteurs physiques aussi bien que chimiques), plus les écarts entre les proportions des éléments s'accroissent. Pour des rendements du témoin de 0 - 2,5 - 5,0 - 9,0 q/ha, la proportion de NO_3 prend les valeurs suivantes : 33,92 - 34,15 - 35,25 - 41,93. Ceci voudrait dire que plus le niveau de fertilité du sol est élevé, plus il faut

GRAPHIQUE 11

Station de Xavier Bernard
Détermination de l'équilibre cationique sur fèves 276

1959-1960



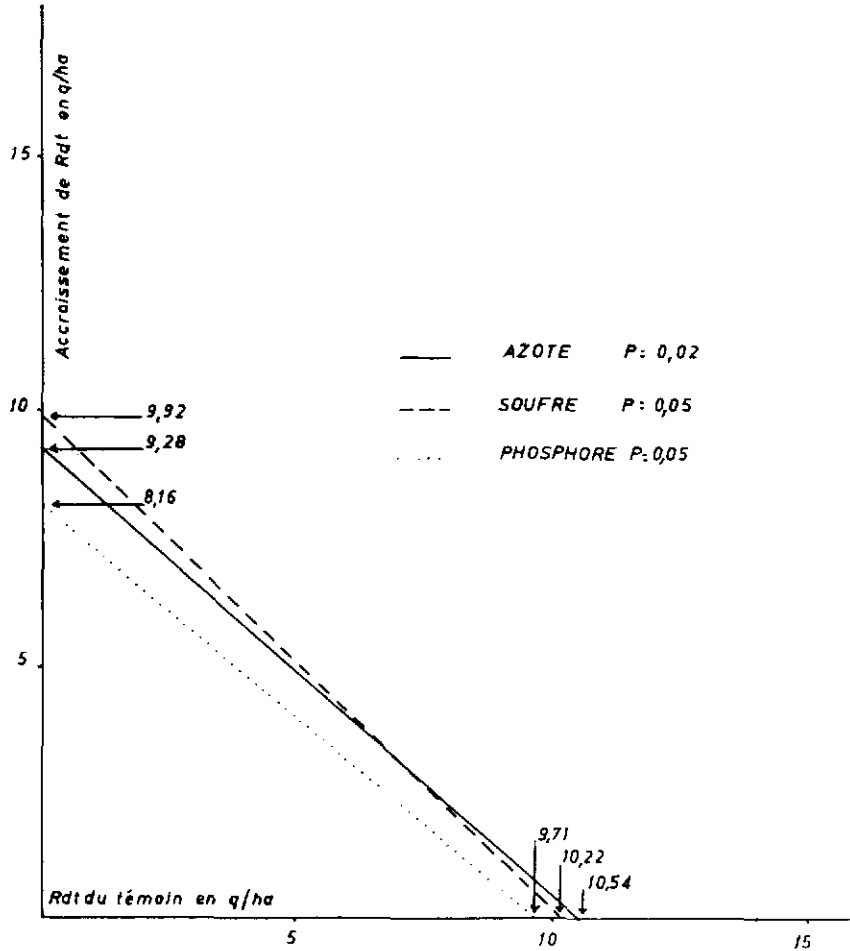
augmenter la quantité d'azote dans l'équilibre anionique. Le contraire se produirait pour le phosphore. A partir d'un niveau de fertilité de 9,71 q/ha, sa présence dans la formule de fumure ne se justifie plus puisqu'il provoque à ce degré de richesse un effet dépressif. Quant au soufre, il paraît dans ce cas-ci être indifférent car il conserve toujours à peu près la même valeur quelque soit le rendement du témoin. On pourrait tenir le même raisonnement pour les cations ;

GRAPHIQUE 12

Station de Xavier Bernard

Détermination de l'équilibre anionique sur fèves 276

1959-1960



4. enfin du point de vue pratique, il paraît possible de se baser sur les droites de régression pour établir des formules de fumure correspondant à des niveaux de fertilité plus ou moins « caractéristiques », par exemple sol pauvre, sol moyennement riche et sol riche.

Dans cette première partie, nous avons soulevé quelques problèmes qui se posent dans la fertilisation des sols au Maroc. Nous avons essayé

de montrer comment l'emploi de la méthode de régression pourrait peut-être arriver à les résoudre. Malheureusement à l'heure actuelle, nous ne pouvons pas être trop affirmatifs, car nos études pour l'adaptation de la méthode aux essais d'engrais n'en sont qu'à leur début. Nous avons cependant l'espoir que la méthode de régression pourra dans un proche avenir nous fournir des bases nouvelles pour mieux étudier le problème de la fertilisation.

ملخص

في القسم الاول من هذه الدراسة يعيد المؤلف النظر في الطرق المستعملة لدراسة تجربة الاسمدة في المغرب ذاكرا للاهم من هذه الطرق «طرق قديمة» : فكتورين ومجرب محقق، طريقة التغيرات الدورية» ويستعرض بالتالي الطرق المستعملة لتفسير تحليل التجارب الاحصائية. ويظهر كيفية استخدام طريقة التثقف في مادة الاخصاب ويستطيع تنميم طريقة فيشي وكذلك طريقة الاستاذ همس. وفي الاخير لكي يوضح عرضه هذا يعطي بعض التجارب عاملا على استخراج العناصر لجديدة التي يظهر انها معتنية بطريقة التثقف بالنسبة الى طرق تحليل النتائج الاخرى.

RÉSUMÉ

Dans la première partie de cette étude, l'auteur passe en revue les méthodes d'expérimentation employées au Maroc pour l'étude des engrais, en rappelant les principes de ces méthodes (méthodes classiques : factorielle et à somme constante, méthode des variantes systématiques). Il expose ensuite les méthodes d'interprétation statistique utilisées pour l'analyse des résultats et montre comment l'emploi de la méthode de régression, en matière de fertilisation, pourrait compléter la méthode de FISHER et celle du professeur HOMÈS. Enfin, pour illustrer son exposé, il donne quelques exemples en faisant ressortir les éléments nouveaux que semble apporter la méthode de régression par rapport aux autres méthodes d'analyse des résultats.

RESUMEN

En la primera parte de este estudio, el autor describe someramente los métodos de experimentación empleados en Marruecos para el estudio

de los abonos, recordando los principios de dichos métodos (métodos clásicos, factorial, de sumas constantes, método de las variantes sistemáticas). A continuación expone los métodos de interpretación estadística utilizados, y demuestra como el empleo del método de regresión, en cuestión de fertilización, completa el método FISHER y el del profesor HOMÈS. Por último, da algunos ejemplos, haciendo resaltar los nuevos elementos que parece ser aporta este método, en relación con los otros.

J.G.

SUMMARY

In the first part of this paper, the author reviews the experimental methods used in Morocco in fertilizer studies and briefly states their principles (classical methods: factorial and constant sum methods, method of systematic variables). He further explains the statistical interpretation methods used for result analysis and shows how in the case of fertilizer trials the regression method may complete the method of FISHER and that of Professor HOMÈS. Finally, as an illustration of his subject, he gives a few examples to bring out the new elements the regression method would seem to provide as compared with the other methods of result analysis.

BIBLIOGRAPHIE

1. BRYSSINE, G. — 1961. Fertilité naturelle du sol et efficacité des engrais. — *Al Awamia*, 1, pp. 11-43.
2. HOMÈS, M.V. — 1953. L'alimentation minérale des plantes et le problème des engrais chimiques. — Masson et C^{ie} Editeurs, Paris, 142 p.
3. HOMÈS, M.V., G. VAN SCHOOR & J.R. ANSLAUX — 1954. Détermination de la fumure en champs par la méthode des variantes systématiques. — Actes et C.R., Transactions du cinquième congrès international de la science du sol (Léopoldville). Commission IV, pp. 321-331.
4. MASSIBOT, J.A. — 1946. La technique des essais culturaux et des études d'écologie agricole. — Ed. Georges Frères, Tourcoing, pp. 69-70.
5. MOLLE, A. — 1957. L'alimentation minérale du caféier. — Publications de l'Institut National pour l'Etude Agronomique du Congo belge (I N E A C), 163 p.
6. RICHARD, L. — 1959. Adaptation au milieu naturel de la méthode des variantes systématiques. — *Fertilité*, 7 (juin), pp. 21-31.
7. VESSEREAU, A. — 1948. Méthodes statistiques en biologie et en agromonie. — *Nouvelle Encyclopédie Agricole*, Paris, 381 p.