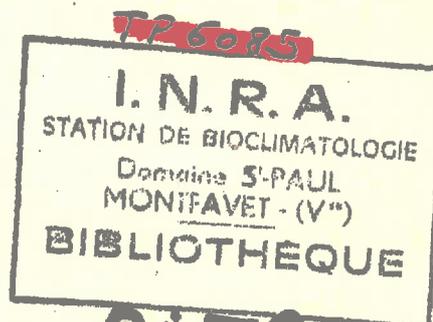


MINISTÈRE DE L'AGRICULTURE
CENTRE DE RECHERCHES AGRONOMIQUES
DU SUD-EST
STATION DE BIOCLIMATOLOGIE
54100 MONTEVET (France)

THESE



Bi TR 8

PRESENTEE A L'UNIVERSITE

DES SCIENCES ET TECHNIQUES DU LANGUEDOC

pour obtenir le grade de Docteur de 3ème cycle en :

Agronomie - option Phytotechnie

**Utilisation des facteurs agronomiques
dans l'élaboration de
modèles agrométéorologiques régionaux
de prévision des rendements du blé d'hiver**

par MARTINE OLLIVIER - GUERIF

soutenue le 9 novembre 1979 devant la commission d'examen

MM. R. JONARD President

Ch. BALDY
R. DURAND
P. GRIGNAC
Ph. MALET

} Examineurs

des rendements du blé d'hiver.

8



général de fumure est supérieur à celui du profil moyen ; aux valeurs négatives, les départements dont le niveau général est inférieur à celui du profil moyen.

Si, comme dans l'analyse précédente, l'on fait la cartographie de la première composante, en créant cinq classes de valeurs et en y répartissant les départements en fonction de leur coordonnée, on obtient la carte 4 (Fig. 17a).

Cette carte a beaucoup de ressemblances avec la carte synthétique issue de l'analyse précédente (Fig. 14). C'est dire que la quantité d'engrais consommée par hectare de terre labourable est très liée à l'assolement pratiqué.

Les petites différences observées, notamment pour les départements du Sud - Ouest et d'Alsace ainsi que l'Eure et Loir, tiennent sans doute à ce que les rubriques "céréales" et "plantes sarcelées" recouvrent selon les cas des cultures différentes (blé ou maïs, betterave à sucre ou fourragère ou pomme de terre...) qui ont des exigences en azote différentes.

Le deuxième axe, avec à peine 3 % de la variance, a par contre une signification liée au temps. En effet si l'on considère sa corrélation avec les variables, c'est à dire en fait l'évolution dans le temps de sa corrélation avec la quantité d'azote à l'hectare (Fig. 15), on voit que de négative dans les années 62 à 70 elle s'annule et devient positive dans les années 71 à 77; comme dans la première étude, on voit apparaître une coupure autour de l'année 70.

La signification de l'axe 2 est donc liée à l'évolution de la fumure au cours du temps. Considérons alors, pour chaque département, la pente de la droite d'ajustement de cette évolution, c'est à dire en fait la vitesse moyenne (Fig. 18) :

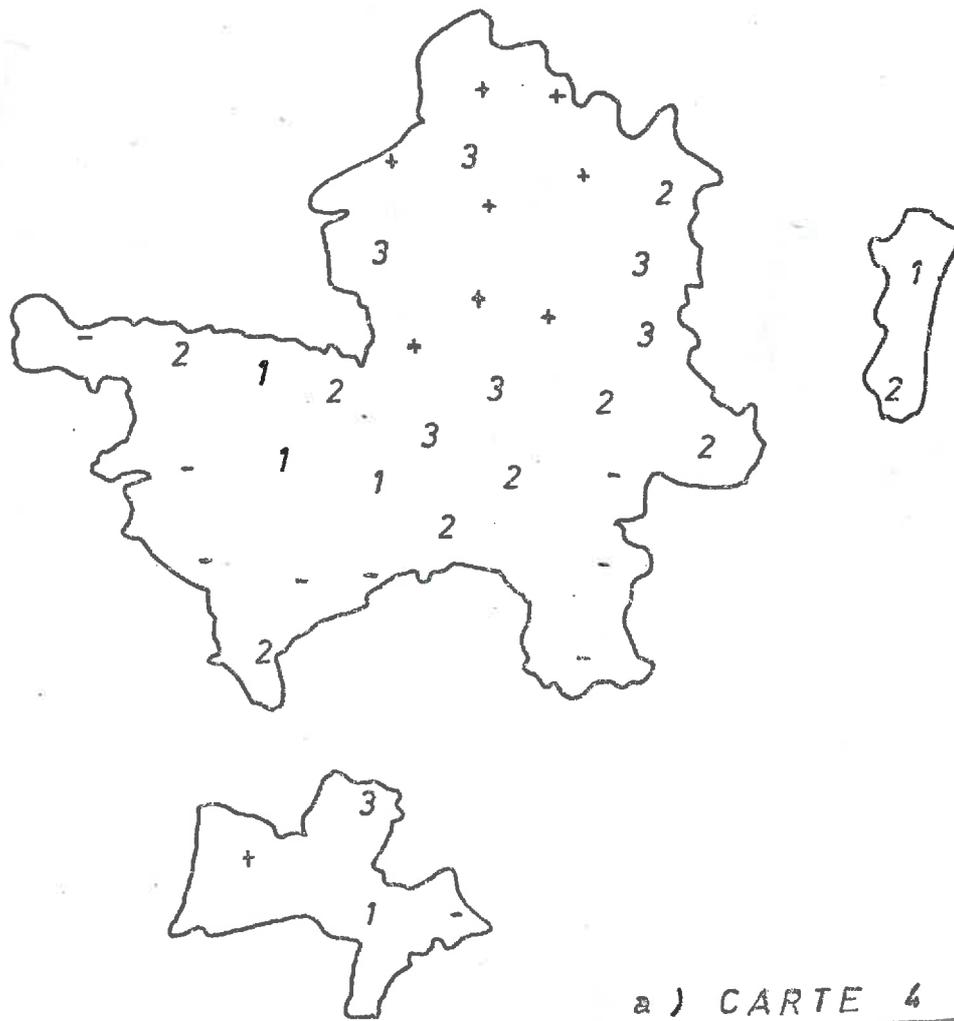
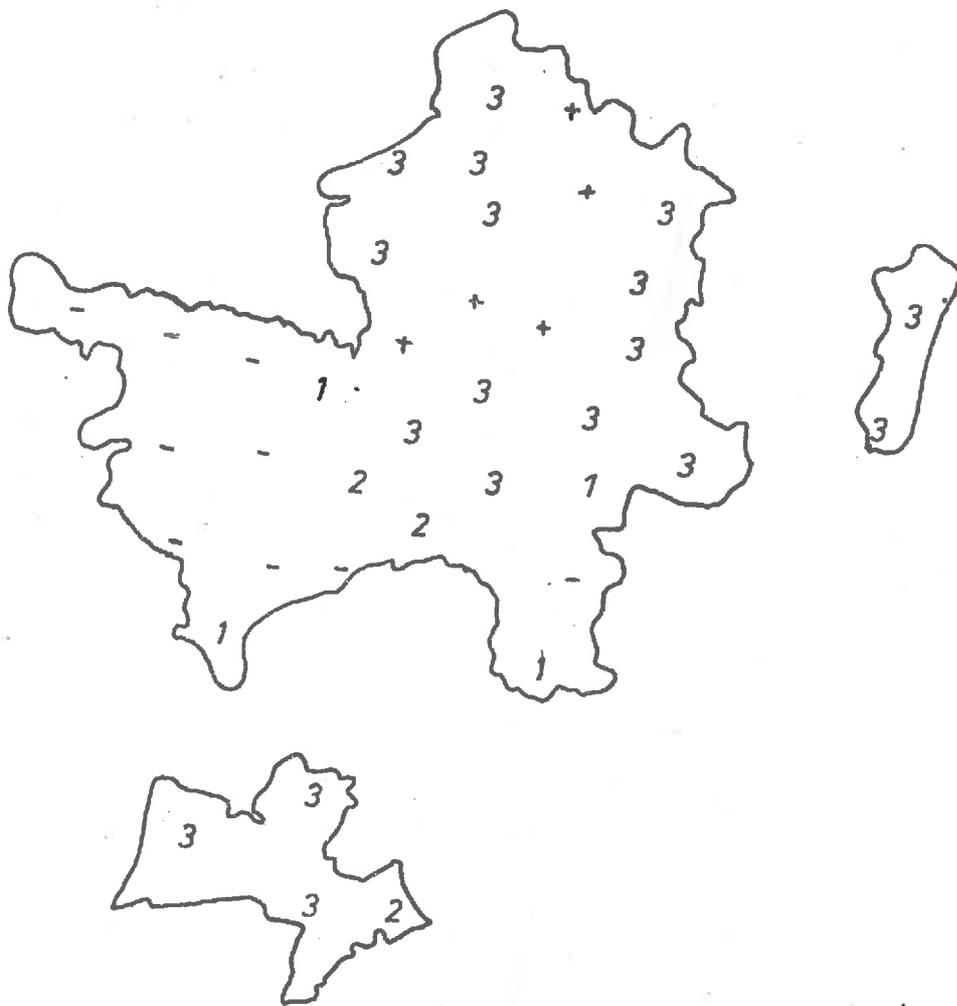


Fig. 17- Analyse des fumures- Cartographie des composantes (axes factorielles)

- a) Carte 4 : premier axe
- b) Carte 5 : deuxième axe



a) CARTE 1

Fig. 13- Analyse des assolements- Cartographie des axes factoriels. (voir tex
 a) Carte 1: première composante
 b) Carte 2: deuxième composante

Le deuxième axe explique 23 % de la variance. Il oppose des départements du Nord, tels que 02, 62, 80, 76, associés aux *plantes sarclées* à des départements du Centre et du Sud - Ouest (18, 36, 21, 89, 31, 32) associés de façon moins forte au groupe *jachère - oléagineux*.

L'axe 3 (10 % de la variance) représente la place des *textiles* dans l'assolement ; il est créé par 2 départements seulement : 76 et 27. Comme en outre cela ne concerne que de petites surfaces, l'axe 3 n'est pas d'un grand intérêt pour la définition de régions culturelles. Il en est de même de l'axe 4 (6 % de la variance), qui représente les *cultures industrielles* et dans une moindre mesure les *cultures autres* ; il n'est créé que par 3 départements : 59, 67, 47. On se souvient que dans l'étude précédente (§ 3) on avait d'ailleurs supprimé ces catégories de cultures.

Vis à vis de notre objectif, seuls les 2 premiers axes sont intéressants. Examinons donc le plan factoriel (1,2) (Fig. 12).

L'axe 1 détermine en gros trois groupes de départements :

- aux valeurs positives ("pôle *céréales*") correspond un groupe (A)
28 - 77 - 78 - 27 - 02 - 59 - 60 - 62 - 51 - 80 - 10 - 76
(40 - 41 - 45 - 08)

les départements entre parenthèses faisant la transition avec le groupe suivant

- aux valeurs presque nulles correspond un groupe (B)
(40 - 41 - 45 - 08) 21 - 47 - 32 - 18 - 89 - 68 - 67 - 36 -
31 (37)

- aux valeurs négatives ("pôle *fourrages*") correspond un groupe (C)
(37) - 63 - 72 - 17 - 58 - 86 - 49 - 79 - 03 - 35 - 22 - 53 -
85 - 44

On note la position très particulière du département 28, déjà remarquée dans la première étude.

A l'intérieur de ces groupes, l'axe 2 introduit une différenciation selon la situation entre le pôle *plantes sarclées* (pôle positif) et

THESE

PRESENTEE A L'UNIVERSITE

DES SCIENCES ET TECHNIQUES DU LANGUEDOC

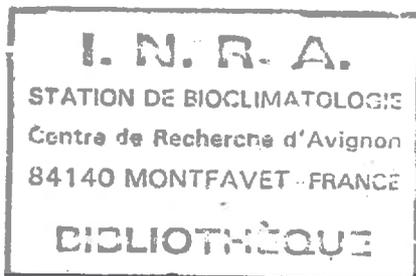
pour obtenir le grade de Docteur de 3ème cycle en :

Agronomie - option Phytotechnie

Utilisation des facteurs agronomiques dans l'élaboration de modèles agrométéorologiques régionaux de prévision des rendements du blé d'hiver

par MARTINE OLLIVIER

soutenue le 9 novembre 1979 devant la commission d'examen



M.M. R. JONARD President

Ch. BALDY
R. DURAND
P. GRIGNAC
Ph. MALET } Examineurs

BiTh 2 NOV. 1985

8118

E R R A T A

P. 4 - \hat{R}_{t-1}

une station expérimentale SWIFT

qui le rendent

P. 5 - x_k

a_0, a_k

P. 6 - pg. 1 HAUN, 1974

STAPLE et LEHANE, 1954, cités par ROBERTSON, 1974

pg. 2 THOMPSON, 1977

P. 8 - pg. 2 BROCHET et al., 1975, 1977...)

pg. 3 THOMPSON, 1977

P. 12 - pg. 4 surface de comptage

P. 23 - pg. 1 les axes factoriels

P. 27 Bis - Dernière ligne : significatif

P. 31 - pg. (i) Ce chapitre et non cet article

technologie + climat

P. 32 - pg. 3 variables climatiques présentées

P. 33 - pg. 2 maïs irrigué

- P. 34 - pg. 3 des séries
conclusion de la 1^o partie
- P. 37 - pg. 3 inter alia
- P. 40 - pg. 2 2^{ème} ligne: caractériser
6^{ème} ligne: le cas des betteraves
- P. 43 - 4^{ème} ligne: à partir du bas: maximums et non maxima
- P. 44 Bis - légende: chromosomes
- P. 50 - pg. 6 supprimer le département 51
- P. 51 - pg. 3 la variable
- P. 53 - pg. 3 ajouter le département 53.
pg. 4 4^o ligne: Le département 03
3.3.3. Bilan général
- P. 60 - pg. 4. plantes sarclées
- P. 68 - pg. 2 permettrait

BIBLIOGRAPHIE

- ajouter

OLLIVIER M., 1977 - Modèles agrométéorologiques linéaires de prévision de rendements : étude des conditions d'emploi et des possibilités d'extension sur une variété de blé cultivée en station expérimentale. Mémoire fin d'études - INA Paris-Grignon, ENSA Montpellier. 52 p.

- transformer

ROBERTSON G.W., BAIER W., 1968 en

BAIER W., ROBERTSON G.W., 1968

WILLIAMS G.D.V., JOYNT M.I., Mc CORMICK P.A., 1975

A V A N T - P R O P O S

Ce travail a été réalisé à la Station de Bioclimatologie (INRA) du Centre de Recherches Agronomiques d'Avignon, d'Octobre 1977 à Octobre 1979.

J'adresse mes remerciements aux membres du jury qui ont bien voulu juger ce travail.

A Monsieur JONARD, Professeur à l'Université des Sciences et Techniques du Languedoc, qui a bien voulu en accepter la présidence.

A Monsieur MALET, Ingénieur à l'INRA, qui est à l'origine de ce travail et qui l'a guidé tout au long de ces deux années.

A Monsieur GRIGNAC, Maître de Conférences à l'Ecole Nationale Supérieure Agronomique de Montpellier, qui m'a orientée vers la Bioclimatologie.

A Messieurs BALDY et DURAND, Maîtres de Recherches à l'INRA, dont les conseils m'ont été précieux pour la rédaction de ce mémoire.

Que tous ceux qui, de près ou de loin, m'ont aidée dans la réalisation de ce travail trouvent ici l'expression de mes sincères remerciements.

SOMMAIRE

INTRODUCTION GENERALE

PREMIERE PARTIE : Mise en évidence et modélisation du rôle des techniques culturales sur le rendement d'une variété de blé d'hiver cultivée dans un domaine expérimental

INTRODUCTION

1 - CONDITIONS DE L'ETUDE

- 1.1. L'échelle spatiale et ses incidences
- 1.2. Les données biologiques et agronomiques
- 1.3. Les données climatiques

2 - ANALYSE DE L'EVOLUTION DES RENDEMENTS

- 2.1. Description temporelle
 - 2.1.1. Des rendements
 - 2.1.2. Des composantes du rendement
- 2.2. Analyse factorielle
 - 2.2.1. Principe de la méthode
 - 2.2.2. Résultats

3 - MODELE D'ACTION DE LA FUMURE ET DU PRECEDENT CULTURAL SUR LE BLE

- 3.1. Principe
- 3.2. Performances du modèle
 - 3.2.1. Principe et critères d'évaluation
 - 3.2.2. Modèle technologique et tendance temporelle seuls
 - 3.2.3. Modèles agrométéorologiques
 - 3.2.3.1. La procédure
 - 3.2.3.2. Les variables explicatives
 - 3.2.3.3. Les résultats

4 - DISCUSSION

CONCLUSION

DEUXIEME PARTIE : Régionalisation des principaux départements producteurs de blé en fonction des doses d'engrais et de l'assolement

INTRODUCTION

1 - LES DONNEES

2 - LA METHODE DE REGIONALISATION

- 2.1. Les méthodes disponibles
- 2.2. Les méthodes adoptées

3 - METHODE GLOBALE

- 3.1. Transformation de svariables
- 3.2. Conduite de l'analyse
- 3.3. Résultats
 - 3.3.1. Analyse générale
 - 3.3.2. Analyses régionales
 - 3.3.3. Bilan

4 - METHODE FRACTIONNEE

- 4.1. Analyse des assolements
- 4.2. Analyse des fumures
- 4.3. Bilan

5 - DISCUSSION

- 5.1. Comparaison des deux méthodes
- 5.2. Critique

CONCLUSION

CONCLUSION GENERALE : PERSPECTIVES

INTRODUCTION GENERALE

La production de blé constitue un élément important de la politique économique mondiale : elle occupe en effet le premier rang des cultures alimentaires. Or, elle est, comme l'ensemble des productions végétales, soumise à l'action des facteurs climatiques. La chute désastreuse enregistrée en 1972 en est une illustration : elle continue à perturber le marché mondial du blé dans la mesure où les pays exportateurs n'ont pas réussi à reconstituer les stocks nécessaires.

Dans cette situation, l'intérêt est grand, pour les producteurs comme pour les responsables nationaux et internationaux de la planification et de la commercialisation de la production de blé, d'améliorer la prévision agrométéorologique des récoltes.

Cet intérêt s'est manifesté à différents niveaux. Les américains ont mis en oeuvre un vaste programme de surveillance des récoltes (Projet LACIE) fondé d'une part sur la télédétection -pour l'identification des surfaces emblavées - d'autre part sur des modèles agrométéorologiques - pour la prévision des rendements unitaires. L'objectif final de ce programme est de couvrir l'ensemble des pays producteurs de blé.

La Communauté Européenne initie un programme analogue dont l'objectif est adapté aux conditions européennes (polyculture).

En France, trois organismes sont principalement concernés par la prévision des rendements en blé :

- le Ministère de l'Agriculture : il obtient des estimations uniquement par sondages selon un plan d'échantillonnage, à différentes dates avant la récolte.

A la date de la récolte, ces estimations atteignent une précision de l'ordre de 2 à 4 % pour le blé.

- La Météorologie Nationale a mis au point un modèle statistique (c'est à dire fondé sur les relations statistiques entre rendements et facteurs climatiques), mais ses auteurs eux-mêmes reconnaissent qu'il manque encore de fiabilité, surtout pour les années climatiques exceptionnelles (l'erreur commise oscille entre 15 et 25 % de 1976 à 1978).

- Le Département de Bioclimatologie de l'Institut National de la Recherche Agronomique, à la suite des études menées par GESLIN (1944) sur les relations entre le climat et la croissance (au sens large de croissance et développement) du blé, a adopté jusqu'à présent une démarche de type analytique, fondée essentiellement sur la transposition des concepts issus des sciences physiques (ex : la notion de résistance électrique pour décrire les mouvements d'eau, de CO₂ et d'assimilats).

Si l'utilisation de ces concepts est d'un grand intérêt pour la compréhension des mécanismes de fonctionnement des plantes, par contre les modèles qui en ont été déduits ne sont pour l'instant valables qu'à l'échelle d'une parcelle expérimentale et non a celle d'une région ; d'autre part, ils ne sont pas applicables à l'ensemble du cycle végétatif d'une culture mais seulement à des périodes limitées.

Les modèles analytiques ne sont donc pas utilisables directement pour prévoir le rendement dans les conditions de plein champ. L'étude des conditions et des méthodes de passage d'une échelle expérimentale à une échelle régionale, et une approche plus globale intégrant des connaissances analytiques sur la détermination du développement du blé dans une modélisation de type statistique sont nécessaires. C'est dans cette voie que s'est orientée une équipe de chercheurs du Département de Bioclimatologie (MALET - DELECOLLE), en collaboration avec le Département d'Amélioration des Plantes (GRIGNAC à Montpellier, VINCENT à Dijon).

Notre premier travail a consisté en une étude bibliographique sur les modèles prédictifs existants que l'on regroupe sous la dénomination de modèles agrométéorologiques de prévision des rendements (OLLIVIER, 1977). Nous en rappellerons les principales conclusions.

Les modèles prédictifs sont des expressions reliant les rendements des cultures à un ensemble de variables météorologiques (plus rarement agrotechniques ou pédologiques) et dont les coefficients sont des ajustements statistiques effectués sur des séries chronologiques.

Il existe deux grandes formes de modèles prédictifs: la forme dite "statique", par régression multiple, et la forme dite "dynamique" beaucoup plus rare et mettant en oeuvre des techniques statistiques plus sophistiquées.

- Les modèles dynamiques

Ils essaient de refléter le plus possible le fonctionnement réel des plantes. Pour cela, il s'appuient sur un modèle statistique de développement qui définit les différentes périodes du cycle de végétation au cours desquelles les facteurs climatiques agissent de façon spécifique sur la croissance. Ils définissent alors, au terme de chacune de ces périodes, un rendement potentiel tenant compte de l'histoire passée et dont l'expression est modulée par le scénario climatique qui se déroulera entre le stade considéré et la récolte.

Ce type de modèle est capable de fournir plusieurs estimations de récolte à différentes dates sans avoir à changer d'expression, d'où sa dénomination de modèle dynamique.

Nous citerons le modèle que ROBERTSON (1973) fut le premier (et l'un des rares) à proposer :

$$\hat{R}_t = F(R_{t-1}) \cdot G_{t-1}^t(X_m)$$

où f est une fonction linéaire du rendement potentiel \hat{R}_{t-1} défini au stade précédent.

$G_{t-1}^t(X_m)$ est une fonction d'action des facteurs climatiques X_m entre les stades $t-1$ et t .

Les variables expliquées R sont les rendements obtenus dans différentes stations expérimentales (SWITT CURRENT, Canada) de 1922 à 1972. L'augmentation des rendements consécutive aux progrès techniques n'est prise en compte qu'en fin d'élaboration, au dernier stade de prévision, par une fonction du temps.

Les variables explicatives X_m sont la pluie, dont l'effet est supposé additif, les températures moyennes maximum et minimum et le rayonnement global dont les actions sont exprimées par des fonctions quadratiques. On ne trouve aucune variable agrotechnique ou pédologique. Le rythme de développement de la plante suivant à peu près le calendrier astronomique, le pas de temps est mensuel.

Ce type de modèle a des exigences qui le rende difficilement applicable directement à l'échelle régionale :

- des données sur la phénologie pour établir le modèle statistique de développement.
- un grand nombre de données pour permettre le calcul des coefficients du modèle (qui procède par itération numérique)

On ne peut donc envisager de le mettre en oeuvre à court terme. C'est pourquoi nous nous sommes intéressés aux modèles par régression multiple.

- Les modèles statiques

Ils sont élaborés en opérant, par régression multiple, une sélection parmi un certain nombre de facteurs du milieu X_i

$$\hat{Y} = a_0 + \sum_{k=1}^n a_k X_k$$

où \hat{Y} est l'estimation du rendement

X_k sont les variables météorologiques indexées à différentes périodes de la vie de la plante

a_0, a_i sont les coefficients estimés par la régression.

Cette forme linéaire est statique dans la mesure où une expression spécifique est nécessaire pour chaque date de prévision (il n'y a généralement qu'une, très proche de la récolte).

Comme les précédents, les modèles statiques se caractérisent par le nombre et la nature des variables explicatives, le pas de temps, les variables expliquées.

Les variables explicatives

Leur nombre k , est forcément limité par le nombre de degrés de liberté des données de base (le nombre d'années disponibles).

Leur nature : elle influence les résultats des modèles selon qu'il s'agit de variables brutes (c. à d. les mesures enregistrées dans les stations météorologiques) ou de variables "élaborées", décrivant mieux les véritables modes d'action des facteurs climatiques sur les plantes et les modes de réaction de la plante aux facteurs du milieu. Ainsi, après les premiers modèles utilisant des variables brutes telles que les pluies (STAPLE et LEHANE, 1954), les températures (THOMPSON, 1969 ; HAUN, 1976), on voit apparaître des modèles intégrant les réserves en eau du sol calculées à partir d'un sous-modèle (BAIER et ROBERTSON, 1967 et 1968), l'ETP (WILLIAMS, 1969 ; BROCHET et al., 1975), le rapport ETR/ETP (YAO, 1974), le rapport réserves en eau du sol / ETR moyenne (NIX et FITZPATRICK, 1969), l'indice foliaire (DALE, 1976) et même des taux de croissance (HAUN, 1974).

Certains auteurs, tels WILLIAMS et al. (1975), présentent aux côtés des variables climatiques des variables "sol" (texture et topographie) et des variables "temps" dont le rôle est de prendre en compte l'augmentation des rendements sous l'effet des progrès techniques. L'utilisation de variables "temps" s'est généralisée et perfectionnée dans les modèles (THOMPSON, 1976 ; PITTER, 1977).

Le pas de temps.

Son choix est limité dans la mesure où le nombre de variables est également limité. La plupart des auteurs ont adopté un pas de temps mensuel. Mais l'idéal serait bien sûr de régler le pas de temps sur le rythme de développement de la plante. En l'absence d'un véritable modèle (analytique) de développement, ROBERTSON (1968) a proposé un modèle par simulation permettant de calculer à l'aide de variables climatiques six "stades". L'utilisation de ce pas de temps "biométéorologique" s'avère beaucoup plus performant pour les modèles prédictifs que celle du pas de temps mensuel (BAIER et ROBERTSON, 1968).

Les variables expliquées

La plupart du temps, c'est le rendement lui-même qui est la variable expliquée. L'utilisation des composantes du rendement (pour le blé : nombre d'épis/m², nombre de grains/épi, poids moyen des grains), a priori plus séduisante, n'a été tentée que par BAIER et ROBERTSON (1968) sans qu'elle apparaisse meilleure.

Sans aborder le problème de l'appréciation des performances prédictives des différents modèles évoqués, une constatation s'impose : ils ont en commun de prendre en compte la tendance à l'augmentation des rendements au cours du temps (sous l'effet des progrès techniques) uniquement par une fonction du temps sans que les véritables facteurs de cette évolution soient explicités. Ceci est une faiblesse certaine des modèles prédictifs, à laquelle il nous a paru primordial de remédier : nous nous proposons donc d'étudier ces facteurs, essentiellement agrotechniques.

Dans une première étape, nous nous placerons dans les conditions d'une station expérimentale pour mettre en évidence l'action de ces facteurs (agrotechniques) et la modéliser. Ensuite, nous proposerons un moyen de passer de l'échelle de la station expérimentale à l'échelle nationale, en définissant des zones de production homogènes par rapport à l'évolution des techniques culturales.

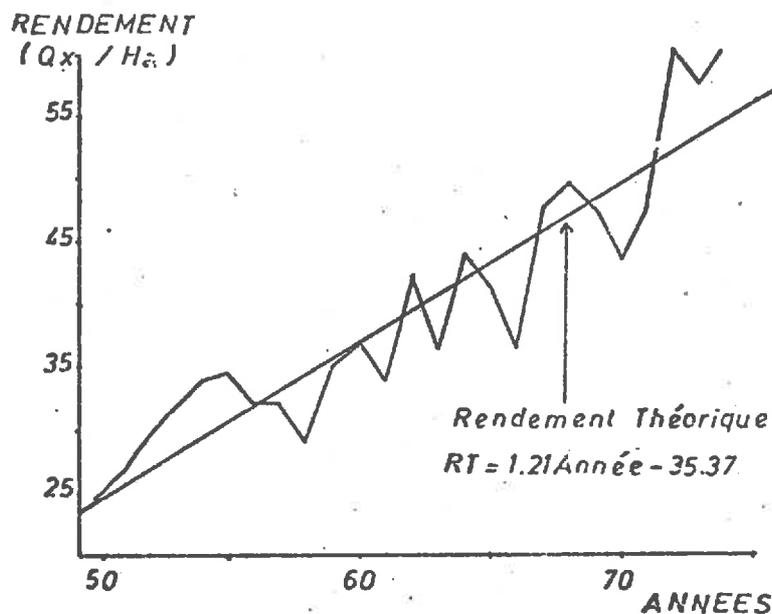
1ère Partie

MISE EN EVIDENCE ET MODELISATION DU ROLE DES
TECHNIQUES CULTURALES SUR LE RENDEMENT
D'UNE VARIETE DE BLE D'HIVER CULTIVEE
DANS UN DOMAINE EXPERIMENTAL

INTRODUCTION

Notre intention ici est de montrer qu'il est intéressant d'expliquer dans les modèles agrométéorologiques l'action des techniques culturales et que cette démarche est en particulier nettement plus performante que celles qui, faute de données sur les facteurs agrotechniques, consistent à décrire la progression des rendements au moyen d'une fonction du temps.

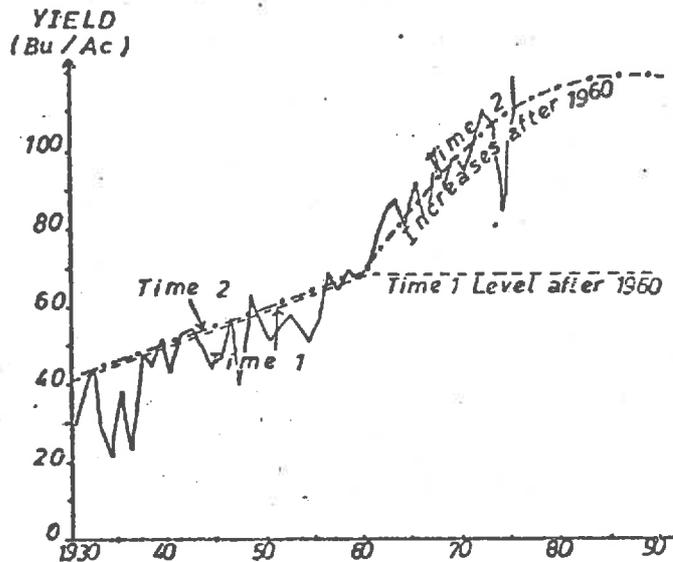
Parmi celles-ci nous avons déjà cité la simple régression linéaire, la plus utilisée (THOMPSON, 1969 ; WILLIAMS et al. 1975 ; BROCHET et al., 1976...).



-Rendements réels de la SEINE-ET-MARNE
et ajustement linéaire

(BROCHET et al., 1977)

Bien sûr, ce type de description peut être amélioré en introduisant un terme quadratique du temps (ct^2), lorsque la progression des rendements fléchit dans les dernières années de la série (THOMPSON, 1976) ;



—The time Trend to represent growth in
technology in ILLINOIS Corn yields

(THOMPSON , 1976)

ou bien en distinguant des sous régions et pour chacune plusieurs lois successives de progression des rendements (PITTER, 1977). Mais toutes ces descriptions temporelles sont à la merci d'un changement de tendance. NELSON et DALE (1978b) ont montré que la simple substitution de la fumure azotée à la variable temps suffit pour améliorer nettement la fiabilité d'un modèle agrométéorologique.

Pour expliciter davantage les facteurs de la tendance, des données statistiques relatives aux facteurs agrotechniques sont indispensables.

En France, le Service Central des Enquêtes et Etudes Statistiques (S.C.E.E.S.) du Ministère de l'Agriculture procède chaque année depuis 1962 à des enquêtes précises sur ces facteurs pour la production des céréales. Ce fichier comporte 84 variables qui décrivent, département par département, les conditions culturales du blé. Il a maintenant une taille suffisante pour que l'on puisse envisager l'élaboration d'un véritable modèle "technologique" du blé pour les principales zones productrices françaises.

Avant d'entreprendre une tâche aussi vaste, il est souhaitable d'en tester l'intérêt et de mettre au point la démarche sur des données à la fois moins abondantes et plus analytiques.

La présente étude a pour objectif d'élaborer, pour une variété de blé (ETOILE DE CHOISY) cultivée dans une station expérimentale, un modèle technologique explicitant les actions de la fumure et du précédent cultural. On montrera ainsi l'intérêt des données relatives à l'assolement qui, en plus des doses d'engrais, sont disponibles dans les statistiques agricoles départementales.

Bien sûr, le modèle obtenu sera comparé à la "description temporelle" des rendements, en examinant : (i) les deux séries de rendements technologiques potentiels obtenus, (ii) puis les prévisions fournies par l'un et l'autre lorsqu'ils sont intégrés dans un modèle agrométéorologique classique utilisant la régression multiple sur les variables climatiques.

1 - CONDITIONS DE L'ETUDE

1.1. L'échelle spatiale et ses incidences

Nous nous sommes placés dans les conditions d'une station expérimentale. Ce choix a une justification précise, : dans cette approche, de type méthodologique, il est important de contrôler au maximum l'environnement de la culture de façon à établir des relations directes et non pas de simples liaisons statistiques entre la productivité de la culture et un certain nombre de facteurs du milieu. L'échelle de la station expérimentale répond à cette exigence :

- un certain nombre de paramètres tels que les caractéristiques du sol, le choix des méthodes culturales (calendrier cultural, travail du sol...), la variété (on s'intéresse uniquement à la variété Etoile de Choisy) sont invariants.
- les facteurs agrotechniques que nous souhaitons étudier sont contrôlés, enregistrés et généralement indépendants les uns des autres (c'est la caractéristique des plans d'expérience).

Ce sont donc les conditions idéales pour déterminer les facteurs qui agissent réellement sur les plantes.

Il est bien évident que les résultats quantitatifs de cette étude et en particulier les coefficients du modèle ne sont pas transposables à un niveau régional puisqu'une station expérimentale n'est absolument pas représentative des conditions de culture qui prévalent dans la région qui l'entoure. En effet :

- (i) des phénomènes liés à la taille et au nombre (restreint) des parcelles expérimentales font que les coefficients de variation des rendements, obtenus dans les essais sont nettement plus élevés que ceux des rendements obtenus dans la région.
- (ii) les traitements pratiqués sur les parcelles expérimentales, du fait des protocoles expérimentaux visant la parfaite indépendance des facteurs, ne sont absolument pas représentatifs des distributions qui existent dans la région (que ce soit celle des variétés cultivées ou des niveaux de technicité pratiqués).
- (iii) enfin, se placer dans une station expérimentale sur laquelle existe un dispositif relativement complet d'enregistrement des données climatiques est une situation privilégiée : dans ce cas, la représentativité de ces enregistrements vis à vis du véritable environnement de la culture est évidemment optimum. Or c'est loin d'être le cas lorsqu'on se place à l'échelle régionale et que l'on considère la représentativité d'une station météorologique vis à vis de l'ensemble des parcelles de blé de la région.

1.2. Les données biologiques et agronomiques

Il s'agit des résultats d'une série d'essais variétaux de blé tendre réalisés par la station d'Amélioration des Plantes de Montpellier sur le domaine de l'Ecole Nationale Supérieure Agronomique de Montpellier de 1950 à 1957, puis au domaine de Lavalette depuis 1958 (ce changement de lieu correspond à un déplacement de quelques kilomètres sans que les conditions de milieu varient notablement). Il s'agit d'essais blocs ou de lattices balancés à 6 répétitions, la surface parcellaire est de 10 m² ; la surface de comptage du peuplement est de 0,50 m².

De ces essais nous avons retenu la variété témoin, Etoile de Choisy, qui représente la plus longue série chronologique : 28 années, de 1950 à 1978 (1954 manque), pour lesquelles on dispose :

- de notations culturales : date et densité de semis, niveaux de fumure N.P.K. et (à partir de 1958) précédent cultural.

- d'observations phénologiques : dates de début tallage, début montaison, épisaison, floraison et récolte.

- de mesures du rendement et de deux de ses composantes : nombre d'épis par m² et poids de mille grains.

Le nombre de grains par épi n'est pas noté dans les essais, mais on remarquera qu'il est calculable à partir des deux autres composantes du rendement (nombre d'épis et poids des grains) et du rendement lui-même :

$$\text{Nb grains/épi} = \text{Rendement (q/ha)} \times 10^4 / (\text{Nb épis/m}^2 \times P \text{ 1000 (g)})$$

Les observations phénologiques nous permettent de dater approximativement les principales étapes du cycle végétatif. Pour des semis effectués en règle générale dans la première quinzaine de Novembre, le tallage débute dans la première décade de Janvier, la montaison dans la première quinzaine de Mars, l'épisaison a lieu d'une façon très constante fin Avril-début Mai, la floraison 4 à 5 jours après et la récolte après la première décade de Juillet (Fig. 1).

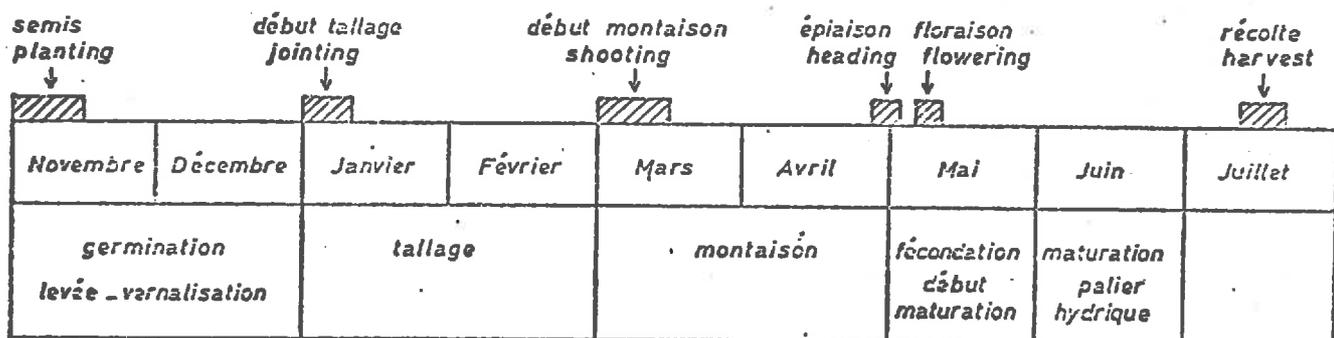


Fig. 1 - Calendrier phénologique du blé Etoile de Choisy à Montpellier

Le fait que les grandes étapes du développement commencent généralement en début de mois justifie l'utilisation d'un pas de temps mensuel dans les deux modèles climatiques que nous élaborerons pour évaluer l'intérêt d'un modèle technologique explicite.

1.3. Les données climatiques

Elles sont recueillies par la Station INRA de Montpellier Bel Air jusqu'en Décembre 1974, transférée dans l'enceinte de l'ENSA à partir de Janvier 1975. Les enregistrements sont journaliers, ils concernent : la vitesse du vent, l'humidité relative, les températures moyennes de l'air sous abri, les indices actinothermiques à 10 et 50 cm, la température du sol (à -10 cm et -50 cm), la durée d'insolation, le rayonnement global, l'évapotranspiration, l'évaporation Piche, la pluviométrie.

2. ANALYSE DE L'EVOLUTION DES RENDEMENTS

2.1. Description temporelle

2.1.1. Des rendements

La méthode consiste à décrire l'action des facteurs techniques par un simple ajustement statistique des rendements observés Y_i par rapport aux rangs ($i = 1, \dots, n$) des n années dont on dispose. Cet ajustement : $R_i = a.i + b$ fournit un rendement R_i appelé souvent Rendement théorique (GERBIER, 1976). Sur nos données, on obtient, pour des rendements exprimés en quintaux/ha et des rangs variant de 50 à 78 :

$$R_i = 0,69 i + 17,3$$

avec un coefficient de corrélation de 0,74 (Fig. 2). Mais cette progression linéaire, quoique apparemment justifiée par un coefficient de corrélation très significatif, n'est pas satisfaisante. En effet, l'observation de l'évolution des rendements montre un saut brusque à partir de 1965. Il semble donc préférable de considérer deux périodes, l'une de 1950 à 1964, l'autre de 1965 à 1978.

Equation $Y = 17.3 + 0.69 X$

Rendement

Coëff. de corrélation : 0.74

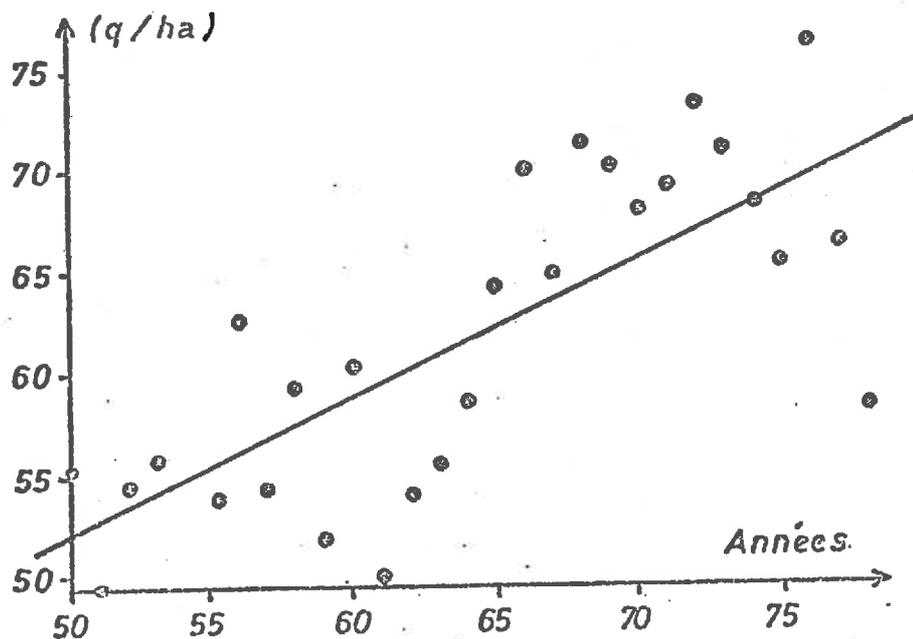
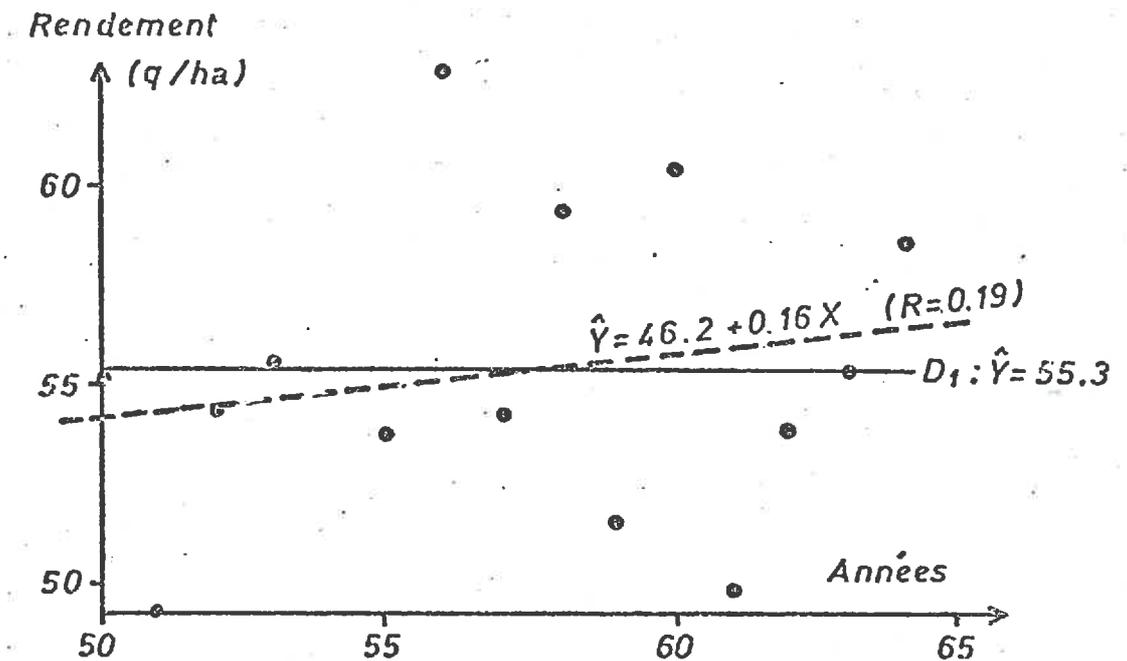


Fig. 2 - Ajustement linéaire de l'évolution des rendements au cours du temps pour la période 1950-1978. Equation de régression et coefficient de corrélation

(a) Période 1950-1964



(b) Période 1965-1978

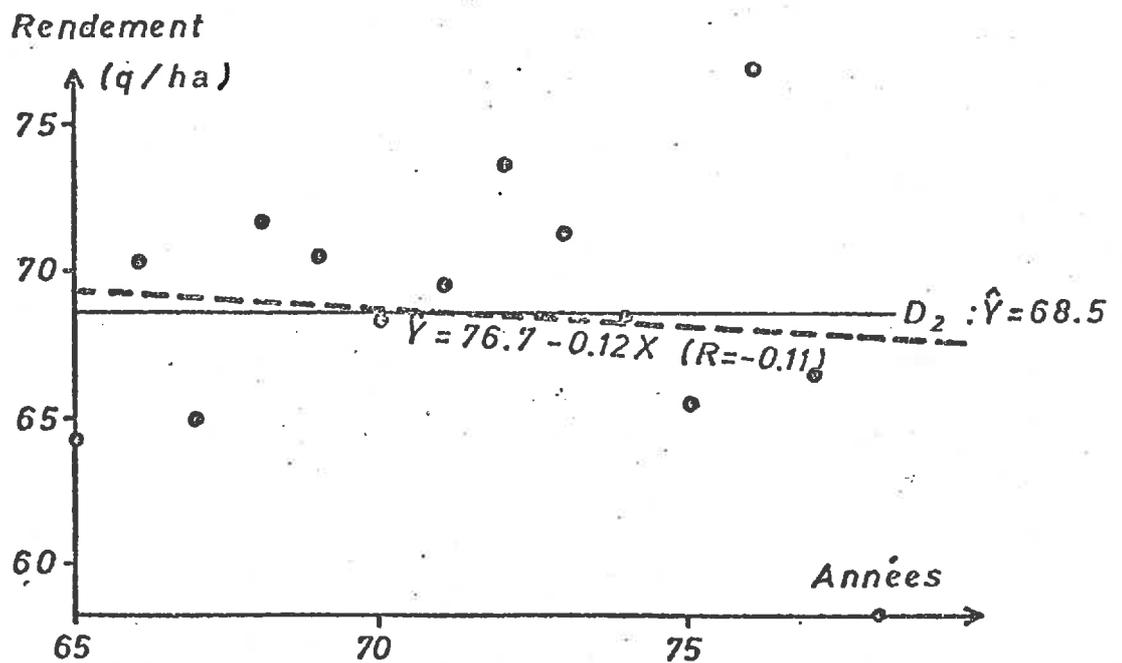


Fig. 3 - Double ajustement de l'évolution des rendements au cours du temps (périodes 1950-1964 et 1965-1978) :
 — par des droites parallèles à l'axe du temps passant par le point moyen
 - - - - par les droites de régression en fonction du temps

Si l'on fait une régression des rendements en fonction du temps pour chacune des sous périodes, il n'apparaît aucune tendance significative (Fig. 3). Par contre un ajustement de chaque sous période par une droite parallèle à l'axe du temps en passant par son point moyen (Cf. Fig. 3 droites D1 et D2) se justifie : tandis que la régression linéaire unique explique 55 % de la variance initiale, le double ajustement (qui a strictement le même nombre de degrés de liberté) en explique 70 %. D'autre part, la distribution des écarts relatifs $(Y_i - R_i)/Y_i$ entre rendement observé et rendement théorique (Fig. 4) est beaucoup moins dispersée (et plus symétrique) pour l'ajustement à deux droites que pour la régression unique.

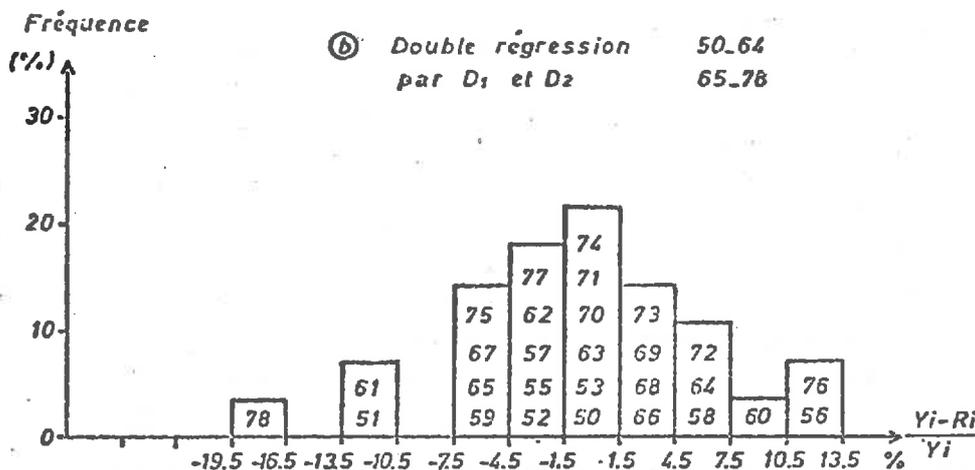
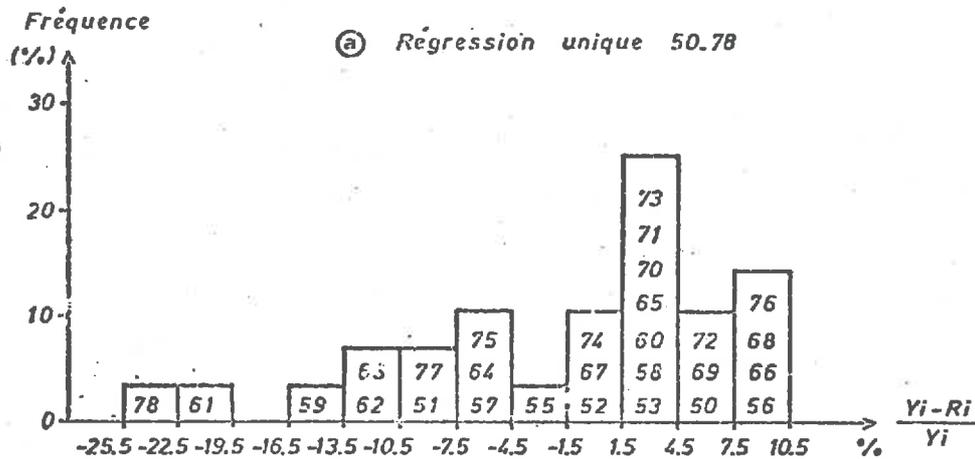


Fig. 4 - Comparaison des distributions des écarts $\frac{Y_i - R_i}{Y_i}$ entre rendement observé et rendement théorique exprimés en % du rendement observé

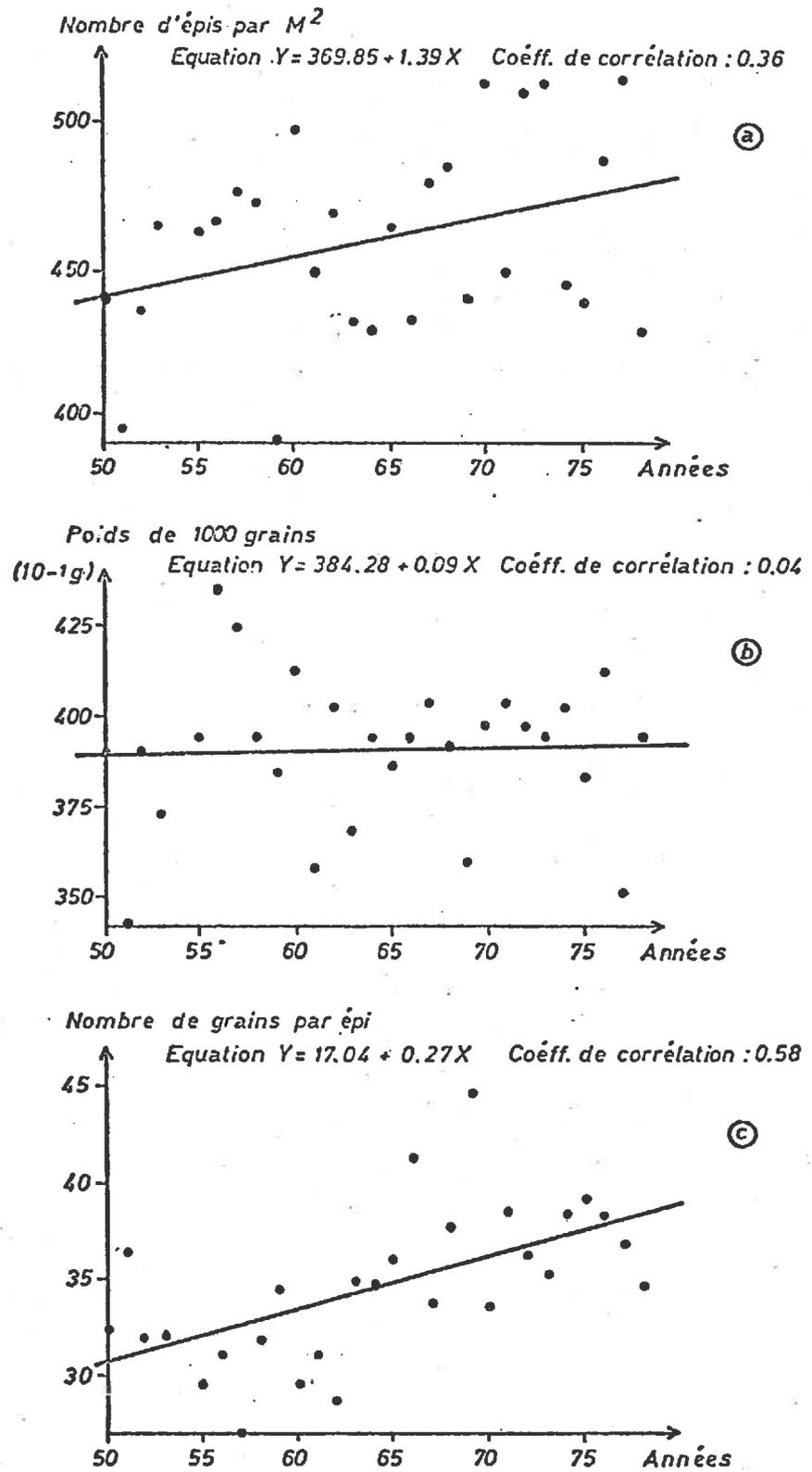


Fig. 5 - Ajustement linéaire de l'évolution des composantes du rendement au cours du temps pour la période 1950-1978

2.1.2. Des composantes du rendement

- le nombre d'épis par m² (Fig. 5 a) n'est pas significativement ($P < 0.95$) corrélé avec le temps ($R = 0,36$). Cependant le graphique fait apparaître une discrimination possible de la période 58-78 en deux populations : l'une, composée des années 58 - 60 - 62 - 65 - 67 - 68 - 70 - 72 - 73 - 76 - 77 correspond à un nombre moyen d'épis de 490 ; l'autre, composée des années 59 - 61 - 63 - 64 - 66 - 69 - 71 - 74 - 75 - 78 correspond à un nombre moyen d'épis de 432.

- le poids de mille grains (Fig. 5 b) ne semble pas affecté par une tendance quelconque.

- le nombre de grains par épi (Fig. 5 c) est la seule composante dont la corrélation avec le temps soit significative ($P > 0.95$). Mais on retrouve la coupure autour des années 64-65 : dans la première période le nombre moyen de grains est de 31,9 dans la deuxième il est de 37,4.

Ainsi l'évolution des techniques culturales a eu pour effet de faire croître sensiblement le nombre de grains par épi, d'influencer sans doute aussi le nombre d'épis par m², mais a eu très peu d'effet sur le poids de 1000 grains.

Ce type d'analyse partielle ne tient pas compte des interactions entre les composantes du rendement. Pour étudier simultanément leurs différents comportements et mettre en évidence les facteurs qui les provoquent, nous allons faire appel à une technique d'analyse des données : l'analyse factorielle.

2.2. Analyse factorielle

L'analyse factorielle représente un ensemble de méthodes de réduction et de description des grands tableaux de données (LEBART et al., 1977). Elle est fréquemment utilisée dans des études analogues à celle que nous nous proposons de faire (STRIZYKS et POUS, 1975; MALET et DELECOLLE 1976).

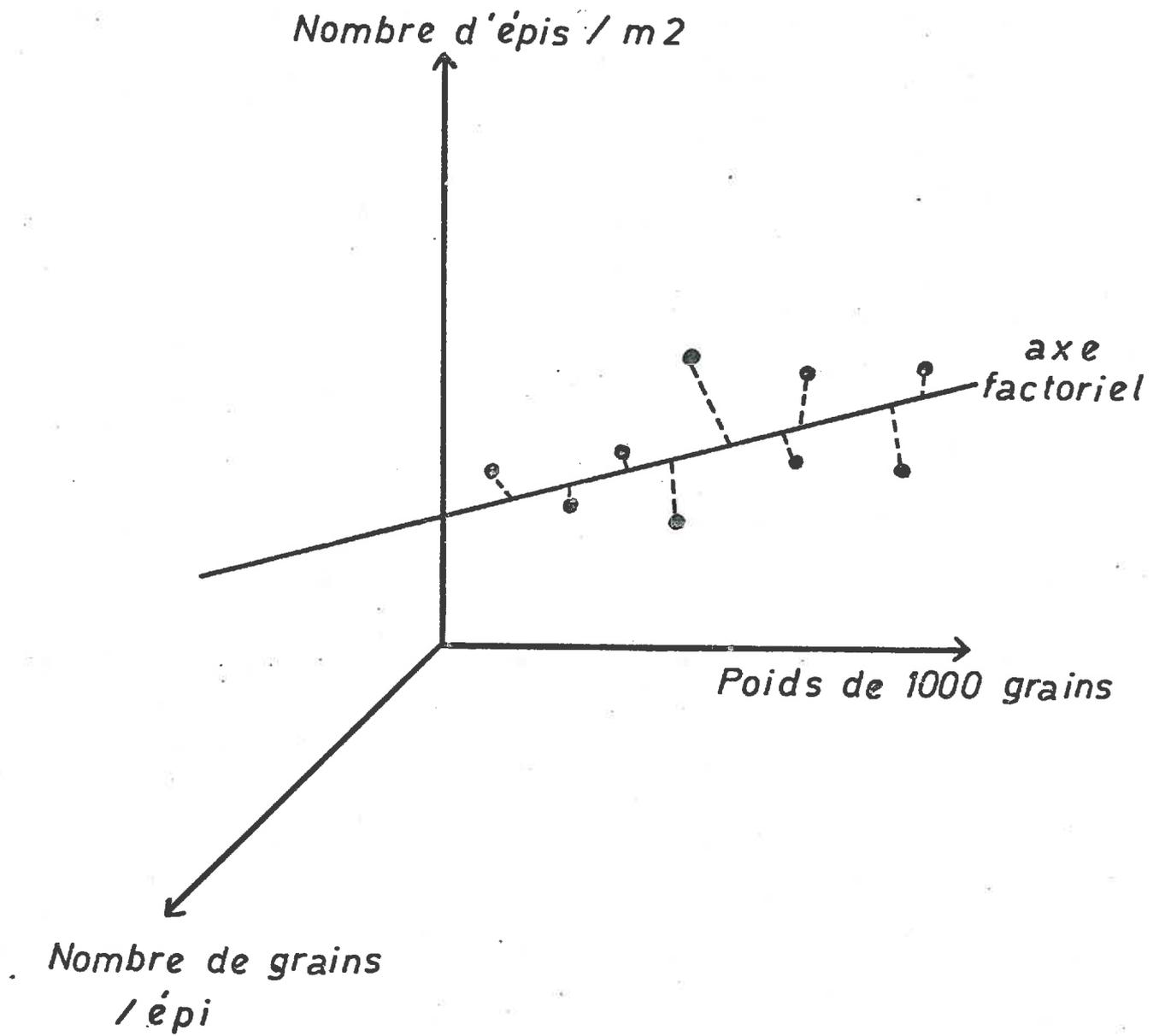


Fig. 6 - Représentation de l'espace des variables

2.2.1. Principe de la méthode

Nous en ferons un exposé succinct. On pourra en trouver une présentation complète dans l'ouvrage de LEBART et al. (1977). Pour comprendre les opérations de réduction pratiquées par ce type de technique l'interprétation géométrique est très utile. Le tableau des données (avec comme colonnes ou variables les composantes du rendement et comme lignes ou observations les années de la série) peut se représenter géométriquement de deux façons :

- dans l'espace des variables : chaque année est repérée dans un système de trois axes, chacun correspondant à une variable (Fig. 6)
- dans l'espace des observations : chaque composante du rendement est repérée dans un système de 26 axes, chacun correspondant à une année d'observation

Une analyse factorielle, par exemple une analyse en composantes principales (A.C.P.) consiste à transformer ces deux espaces en deux sous espaces, de dimensions réduites, de façon à pouvoir visualiser les données sans perte d'information notable. Pour cela, on cherche les combinaisons linéaires des variables (réciproquement des observations) qui définissent des axes non corrélés et tels que les projections des individus sur ces axes déforment le moins possible (selon le critère classique des moindres carrés) la structure des données. (Fig. 6).

L'ajustement se fait dans les deux sous-espaces : on obtient pour chacun un nouveau repère d'axes, dits "axes factoriels", hiérarchisés dans la mesure où chacun prend en compte une part décroissante de la variance totale du tableau de données.

La visualisation des résultats se fait par la projection des individus et des variables sur les plans factoriels déterminés par deux axes.

Notre objectif étant d'analyser les différences entre les années, nous placerons dans l'espace des variables et nous interpréterons la projection des années sur les plans factoriels.

(a)

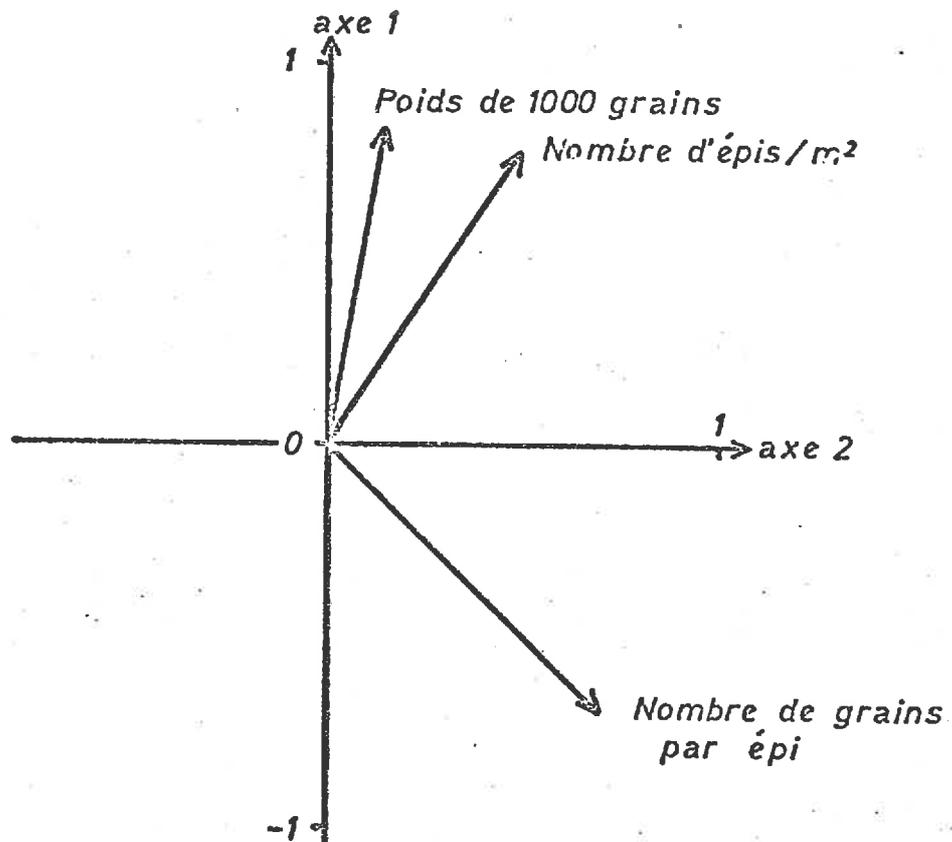


Fig. 7- a) Analyse en composantes principales sur les composantes du rendement pour la période 1950-1975- Direction et corrélation des variables dans le plan factoriel (1,2)

Les principes d'interprétation sont les suivants :

- projection des variables dans l'espace des observations : le cosinus de l'angle entre deux variables n'est autre que le coefficient de corrélation entre ces deux variables.

On interprète, de la même façon les angles que font les variables avec les axes factoriels et qui précisent la signification de ces axes.

- projection des observations dans l'espace des variables : la proximité entre observations s'interprète en termes de similitude de comportement vis à vis des variables.

Toutefois, les deux espaces étant distincts, il est hors de question d'interpréter la proximité entre un point-observation et un point variable. On peut cependant comparer la position relative de deux individus vis à vis de l'ensemble des variables.

Comme cette analyse va servir de support à l'élaboration d'un modèle de prévision, *nous réserverons les années 1976-77-78 comme tests pour la prévision : elles n'entrent donc pas dans l'analyse.*

2.2.2. Résultats

Les deux premiers axes factoriels représentent respectivement 59 et 25 %, soit à eux deux 84 % de la variabilité totale ; le plan factoriel qu'ils déterminent est donc une bonne représentation des données de base.

La projection des variables sur le plan factoriel déterminé par les deux premiers axes (Fig. 7a) montre que : le premier axe est corrélé positivement avec le poids de 1000 grains et le nombre d'épis par m², et négativement avec le nombre de grains par épi. Ce résultat est cohérent avec le fait qu'il y a une corrélation positive (0,32) entre nombre d'épis/m² et P1000, une corrélation négative (-0,35) entre le P1000 et le nombre de grains par épi et non significative (-0,18) entre le nombre d'épis/m² et le nombre de grains par épi (Cf. Tableau I).

	N. épis	P 1000	N. grains	Rend.
N. épis	1			
P 1000	0,32	1		
N. grains	- 0,18	- 0,35	1	
Rend.	0,54	0,27	0,65	1

Tableau 1 : Matrice de corrélation des 4 variables : nombre d'épis par m², poids de 1000 grains, nombre de grains par épi et rendement

L'examen de la projection des individus sur le plan factoriel éclaire ces différentes relations (Fig. 7.b).

En effet, l'axe 1 sépare les années dont on connaît les précédents cultureux (1958 à 1975) en deux populations déjà observées, à quelques différences près, sur le nombre d'épis par m² (Fig. 5a) :

a) Groupe 1 : 58, 60, 62, 67, 68, 70, 72, 73

b) Groupe 2 : 59, 61, 63, 64, 66, 69

Groupe 3 : 65, 71, 74

Or ces trois groupes se caractérisent effectivement par des précédents cultureux différents : maïs et luzerne à grains pour le premier ; sorgho, tournesol et chanvre pour le second ; céréales, sainfoin, féverole et lin pour le troisième..

L'axe 1 est donc un axe "précédent cultural" : pour de fortes valeurs de l'axe 1, c'est à dire pour les précédents cultureux du groupe 1, on a un nombre d'épis et un poids des grains élevés et un nombre de grains par épi faible. Réciproquement, bien sûr, aux faibles valeurs de l'axe 1, c'est à dire pour les précédents cultureux des groupes 2 et 3 correspondent un nombre d'épis et un poids des grains faibles et un nombre de grains par épi plus élevé.

On peut essayer d'expliquer cet effet "précédent cultural" en examinant les caractéristiques agronomiques de chacun des groupes de précédents :

- le maïs et la luzerne sont des cultures irriguées ; elles sont en outre récoltées suffisamment tôt en région méditerranéenne pour permettre une bonne préparation du sol pour les semis de blé

- le sorgho est irrigué à des doses comparables, le chanvre et le tournesol à des doses moindres ; mais ces cultures ont en commun de libérer les terres plus tardivement si bien qu'elles ne permettent pas une aussi bonne préparation des sols que le maïs et la luzerne. En outre le sorgho est une culture plus "épuisante" en azote pour le sol et dans cet essai, cet effet dépressif n'a pas été compensé par un apport d'azote supplémentaire. Sorgho, chanvre et tournesol constituent donc un groupe de précédents moins favorables au blé que le premier.

- les céréales, le sainfoin - féverole, le lin sont des cultures sèches ; en outre, elles laissent des terres plus "sales" en plantes adventices et parasites que les autres cultures. Elles constituent donc un groupe de précédents encore moins favorables.

Ainsi l'effet "précédent cultural" est la manifestation des conditions de sol (réserves hydriques, qualité du travail du sol, "propreté"...) qui sont réservées aux semis de blé.

Signalons que les deux composantes les plus corrélées au rendement sont le nombre d'épis par m² ($R = 0,54$) et le nombre de grains par épi ($R = 0,65$) (Cf. Tab. 1). Or le précédent cultural a un effet positif sur la première, négatif sur la deuxième. En bilan ces effets doivent en partie s'annuler de sorte que l'influence du précédent sur le rendement est probablement atténuée.

L'axe 2 lui, sépare d'un côté les années antérieures à 1965, de l'autre les années postérieures. Cette coupure, déjà observée sur le nombre de grains par épi (Fig. 5c) correspond à un changement important de

la fumure azotée survenu en 1965 : d'une part la dose apportée est passée de 100 à 150 unités, d'autre part le mode d'apport jusqu'alors unique est devenu fractionné (50 unités sont apportées à la montaison).

L'axe 2 est donc un axe "fumure". Celle-ci a un effet positif sur le nombre de grains par épi et, dans une moindre mesure, sur le nombre d'épis par m². Comme ces deux composantes sont les plus corrélées avec le rendement, on peut prévoir que le changement de fumure aura un poids important sur les rendements.

On remarquera que le changement de fumure survenu en 1958 (passage de 80 à 100 unités/ha) n'a pas eu de conséquences aussi nettes que celui de 1965, à la fois parce que les essais ont changé d'implantation (la "fertilité" du nouveau lieu d'expérimentation était sans doute plus faible) et que le mode d'apport est resté unique.

Ainsi, l'analyse factorielle fournit une explication claire de l'évolution des rendements, en mettant bien en évidence l'action des conditions culturales sur leur élaboration. Un modèle explicite de l'action de ces facteurs (essentiellement précédent cultural et fumure) apparaît donc tout à fait possible.

3 - MODELE D'ACTION DE LA FUMURE ET DU PRECEDENT CULTURAL

3.1. Principe

A partir des résultats de l'analyse factorielle, nous avons créé deux variables discrètes X_1 : "Précédent cultural" et X_2 "Fumure" qui représentent chacune un axe factoriel : à la variable X_1 nous avons donné la valeur +1 pour les précédents culturels du groupe 1, 0 pour ceux du groupe 2 et -1 pour ceux du groupe 3 ; à la variable X_2 nous avons donné la valeur 0 pour les fumures faibles (années 1950 à 1964), et +1 pour les fumures plus fortes et d'apport fractionné (années 1965 à 1975). Pour les années 1950 à 1957 dont on ne connaît pas le précédent cultural, les valeurs prises par la variable X_1 ont été fixées par la position des années dans le plan factoriel : -1 pour 1951, 0 pour 1950-52-53, +1 pour 1955-56-57.

Pour les années 1976-77-78 sur lesquelles on veut faire une prévision, les valeurs prises par les variables X_1 et X_2 seront déterminées non par leur projection sur les axes factoriels - que l'on ne peut obtenir qu'en connaissant déjà les composantes du rendement- mais par la nature du précédent cultural et les doses d'azote appliquées :

$X_2 = 1, X_1 = 1$ pour 1976 (maïs, précédent du groupe 2)

$X_2 = 1, X_1 = 0$ pour 1977-78 (soja, tournesol précédents du groupe 2)

On obtient donc le tableau de données suivant :

Variables	X_1	X_2
Observations		
1950	0	0
1951	-1	0
1952	0	0
1953	0	0
1955	1	0
1956	1	0
1957	1	0
1958	1	0
1959	-1	0
1960	1	0
1961	-1	0
1962	1	0
1963	-1	0
1964	-1	0
1965	0	1
1966	-1	1
1967	1	1
1968	1	1
1969	-1	1
1970	1	1
1971	0	1
1972	1	1
1973	1	1
1974	0	1
1975	-1	1
1976	1	1
1977	0	1
1978	0	1

En appliquant la procédure de la régression multiple sur les 25 années (1950-1975) ainsi codées, on obtient l'équation :

$$R_i = 55,19 + 1,63 X_{1i} + 13,37 X_{2i}$$

avec un coefficient de corrélation multiple (R) de 0,91 et de détermination (R^2) de 0,83. Le test de Student indique que l'introduction de la fumure (X_{2i}) est plus significative ($P > 0,99$) que celle du précédent cultural. ($P > 0,95$). D'après les coefficients de régression, la fumure a bien, comme prévu, un poids prédominant. D'ailleurs à elle seule elle explique 79 % de la variance.

3.2. Performances du modèle

3.2.1. Principe et critères d'évaluation

3.2.1.1. Principe

Il s'agit de mesurer les performances de ce modèle par comparaison avec la tendance temporelle à la fois pour la description de l'évolution des rendements et pour leur prévision agrométéorologique. Dans la première perspective, modèle technologique et tendance temporelle seront utilisés seuls. Dans la deuxième, il serviront de préalable à l'élaboration d'un modèle climatique, dans la mesure où ce sont leurs résidus (part de la variabilité non expliquée par la technologie ou la tendance) qui seront à expliquer par les facteurs climatiques.

3.2.1.2. Critères

Nous utiliserons deux types de critères d'appréciation des modèles :

a) des critères descriptifs : ce sont des critères qui permettent d'apprécier la façon dont, globalement, le modèle rend compte du phénomène contenu dans les données :

1) le coefficient de corrélation multiple (R)

2) le pourcentage de la variance initiale expliquée (V.E.). Ce critère n'ajoute rien au précédent lorsqu'il n'y a qu'un seul modèle de régression linéaire à juger puisqu'il est alors strictement égal à $100 R^2$. Par contre, c'est un critère intéressant et commode pour comparer entre eux des modèles dont la procédure d'élaboration n'établit pas directement le coefficient R et qui ont le même nombre de degrés de liberté (DDL) : ce sera le cas pour la comparaison des modèles technologie + climat et tendance + climat.

3) l'écart type (s) des erreurs d'estimation. Ce critère, lui aussi, n'ajoute rien aux deux précédents lorsqu'il n'y a qu'un seul modèle de régression linéaire à juger. En effet, si ce dernier a été établi sur n répétitions en utilisant k variables et si S était la variance initiale, on a la relation :

$$s^2 = S^2 (1 - R^2) \frac{n - 1}{n - k - 1}$$

4) la moyenne des valeurs *absolues* des erreurs d'estimation : (rendement observé - rendement estimé). Sur des modèles *sans biais*, tels que ceux que nous aurons à juger, la moyenne des valeurs *algébriques* des erreurs d'estimation est nulle par définition, et donc sans intérêt.

5) enfin, parmi les diverses techniques d'analyse des résidus conseillées par BRENOT et al. (1975), nous utiliserons la plus simple et immédiate : la recherche des tendances les plus compromettantes pour la fiabilité d'un modèle ; par exemple des résidus presque systématiquement négatifs pour les faibles rendements et positifs pour les forts.

b) des critères prédictifs : il s'agit de l'analyse des erreurs de prévision (écart entre rendement observé et rendement prévu) fait sur les années (1976-77-78), qui n'ont pas servi à l'élaboration des modèles. Le choix de ces années se justifie du fait qu'un modèle s'applique toujours aux années qui suivent celles qui ont servi de référence. Mais il se révèle gênant dans la mesure où ces trois années sont exceptionnelles, chacune à leur façon. 1976 est une très bonne année à Montpellier ; les deux années suivantes se caractérisent par des accidents pathologiques importants :

Tableau 2 : Comparaison du modèle technologique et de la tendance temporelle

a - Critères descriptifs sur les années 1950-1975

	Modèle technologique		Tendance temporelle	
D.D.L.	22		23	
R	0,91		0,81 (1)	
V.E.	83 %		65 %	
	q/Ha	% de Y_i	q/Ha	% de Y_i
$ Y_i - \hat{Y}_i $	2,6	4,3	3,7	6,1
s	3,1	5,1	4,6	7,5
Maxi ($Y_i - \hat{Y}_i$)	6,1	9,7	-10,0	-20,0
	(1956)		(1961)	

(1) Cette valeur diffère de celle calculée sur la série 1950-1978 (R = 0,74, § 211)

b - Critères prédictifs sur les années test

	Modèle technologique		Tendance temporelle	
	$Y_i - \hat{Y}_i$ en q/ha	$\frac{Y_i - \hat{Y}_i}{Y_i}$ en %	$Y_i - \hat{Y}_i$ en q/ha	$\frac{Y_i - \hat{Y}_i}{Y_i}$ en %
1976	6,4	9,1	4,6	6,0
1977	- 2,1	- 3,1	- 6,3	- 9,5
1978	- 10,3	- 17,6	- 15,3	- 26,2
$\overline{Y_i - \hat{Y}_i}$	- 2,0	- 3,0	- 5,7	- 8,4
$ Y_i - \hat{Y}_i $	6,3	9,3	8,7	13,0
s^*	4,1	6,1	5,8	8,6
maxi ($Y_i - \hat{Y}_i$)	- 10,3	- 17,6	- 15,3	- 26,2
	(1978)		(1978)	

en 1977, apparition d'une nouvelle race de rouille jaune, accompagnée de rouille brune et noire et de septoriose ; en 1978, très forte attaque de Chlorops au tallage, suivie de rouille jaune, septoriose et fusariose. Néanmoins, nous analyserons les résultats suivants :

a) la moyenne $\overline{|Y_i - \hat{Y}_i|}$ et l'écart type s^* des valeurs absolues (rendement observé - rendement estimé), ainsi que le préconisent NELSON et DALE (1978a)

b) l'erreur maximale de prévision $\text{Max}(Y_i - \hat{Y}_i)$ comparée à celle commise sur les années de référence, comme le préconise IN (1977).

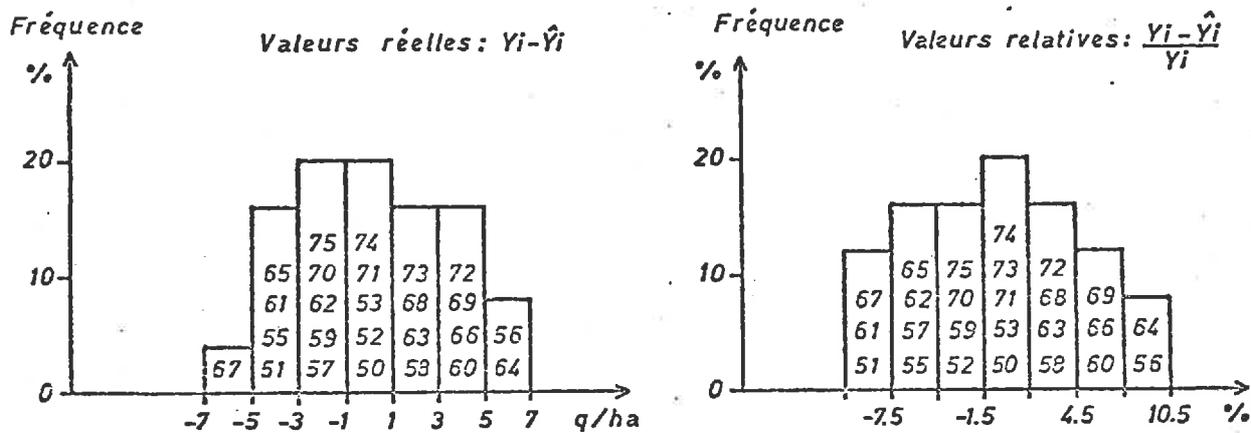
3.2.2. Modèle technologique et tendance temporelle seuls

Le tableau 2 et la figure 8 résument la comparaison entre les deux modèles suivant les divers critères que nous avons énumérés. Notons que le nombre de degrés de liberté n'est pas strictement identique pour les deux modèles (n-3, soit 22 pour le modèle technologique, n-2 soit 23 pour la description temporelle).

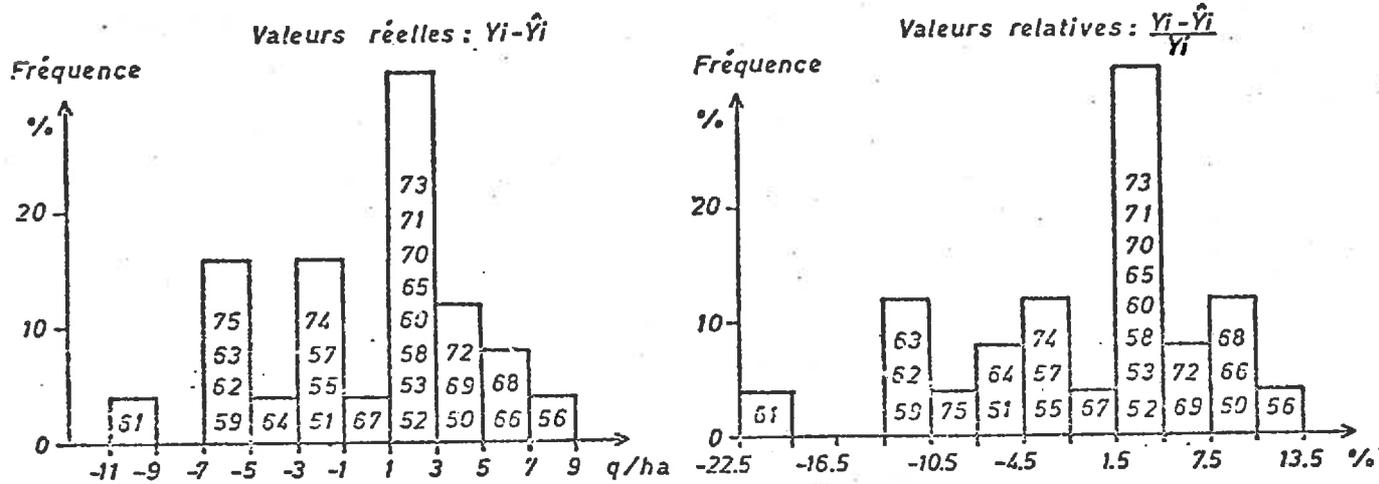
D'un point de vue descriptif (Tab. 2a), la tendance temporelle est nettement moins bonne que le modèle technologique, elle explique même moins de variance initiale (V.E. = 65 %) que le modèle technologique qui ne prend en compte que l'effet fumure (V.E. = 79 %).

Toutefois, les résidus des deux modèles (Fig. 8) ont une tendance à peu près équivalente à être négatifs pour les années à faibles rendements (1950 à 1964 à l'exception de 1956 et 1960 : Cf. Fig. 2) et positifs pour les années à forts rendements (1965 à 1975 et 1956, 1960). C'est évidemment la conséquence de l'interaction des techniques culturales avec le climat qui n'est pas encore pris en compte.

D'ailleurs, si les performances prédictives du modèle technologique sur les années test sont les meilleures (Tab. 2b), elles sont loin de ce que laissaient espérer les critères descriptifs.



Ⓐ Modèle technologique



Ⓑ Tendance temporelle

Fig. 8 - Comparaison des distributions des erreurs d'estimation du modèle technologique et de la tendance temporelle pour la période 1950-1975

3.2.3. Modèles agrométéorologiques

3.2.3.1. La procédure

Nous avons adopté le modèle climatique linéaire, très fréquemment utilisé (HANUS, 1969 ; THOMPSON, 1969 ; WILLIAMS, 1969 ; GERBIER, 1976), qui s'élabore à l'aide d'une procédure de régression multiple pas à pas (STEPWISE, en anglais). Le programme utilisé (REPRG du département de Biométrie de l'INRA) procède par sélection *ascendante* des variables (FORWARD Procedure) : à chaque étape est choisie la variable qui prend en compte la plus grande part de la variance restant à expliquer (La première variable introduite est donc celle qui a le plus grand coefficient de corrélation simple avec la variable à expliquer). Outre le test de Student qui mesure à chaque étape l'intérêt d'introduire la nouvelle variable et de maintenir les précédentes, le programme REPRG calcule aussi le facteur d'inflation de la variance (VIF) proposé par MARQUARDT et SNEE (1975). Ce facteur mesure pour chaque variable X_i les relations linéaires qui la lient aux autres variables introduites (1) : il croît au delà de l'unité au fur et à mesure que ces relations augmentent. C'est donc un critère très intéressant pour la robustesse des modèles.

Les résidus $r_i = Y_i - \hat{Y}_i$ du modèle technologique, et ceux $r_i' = Y_i - \hat{Y}_i'$ de la tendance temporelle ont été présentés tour à tour à cette procédure, en tant que variables à expliquer.

3.2.3.2. Les variables explicatives

Dans les deux cas, les variables explicatives proposées ont été les moyennes mensuelles (puisque le rythme du développement du blé l'autorise) des facteurs climatiques qui étaient le plus susceptibles a priori d'influencer le rendement du blé :

Pour les mois de Novembre et Décembre : les sommes des températures diurnes (STD) et nocturnes (STN), les indices actinothermiques minima à 10 cm (IA10) et à 50 cm (IA50), tout ceci en °C, et la pluviométrie (P) en mm .

$$(1) \text{ VIF } (X_i) = 1 / (1 - R_i)$$

R_i = coefficient de corrélation multiple de X_i avec toutes les variables X_j ($j \neq i$) introduites

VIF varie donc de 1 ($R_i = 0$) à l'infini ($R_i = 1$)

Tableau 3 : Modèles climatiques

Variables introduites :		Coefficients de la régression sur les résidus :	
Mois :	Paramètres :	du modèle technologique :	de la tendance temporelle :
Novembre :	IA 10 :	0,894*** (4) :	
Décembre :	P :	0,024*** (3) :	
Janvier :	STD :	- :	0,162** (1) :
Février :	P - ETP :	0,011 * (6) :	
Avril :	STD :	- 0,051 * (7) :	
Mai :	STN :	0,158** (2) :	
Juin :	P - ETP :	0,019** (5) :	
Juillet :	P - ETP :	0,132** (1) :	0,096 • (3) :
	IA 10 :	- :	1,29 * (2) :
Terme constant :		- 10,6 :	- 26,4 :
Coefficient de détermination (100xR ²) :		89 % :	51 % :
VIF maximum :		1,5 :	1,1 :

N.B. - Les chiffres entre parenthèses après les valeurs des coefficients de régression indiquent l'ordre d'entrée des variables.
 Les astérisques indiquent le résultat du test de Student sur les coefficients de régression : *** significatif à P = 0,01
 * significatif à P = 0,05
 • significatif à P = 0,10

Pour les mois de Janvier à Juin et pour la première décade de Juillet : toujours STB, STN, IA10, IA50 (en °C) plus le rayonnement global (RG) en MJ/m², et la différence entre la pluie et l'évapotranspiration potentielle calculée par la formule de PENMAN (P - ETP, en mm).

Ces données climatiques sont celles recueillies par la station INRA de Montpellier Bel Air de 1951 à 1974 puis à l'Ecole Nationale Supérieure Agronomique à partir de 1975. Les données antérieures n'étant pas disponibles en fichier informatique, les rendements de 1950 et 1951 ont dû être exclus de l'analyse. Celle-ci porte donc sur 23 ans (1952-1975, avec 1954 manquant).

3.2.3.3. Résultats

Le tableau 3 indique les variables introduites et leur coefficient de régression :

Pour les résidus du modèle technologique : jusqu'à la septième étape, car jusque là l'introduction de chaque variable est significative ($P > 0,95$) et le VIF maximum reste acceptable (1,5).

Pour les résidus de la tendance temporelle : jusqu'à la troisième étape seulement, car au-delà l'introduction d'une nouvelle variable n'est plus significative et le VIF maximum croît.

Notons que, sur les résidus du modèle technologique, le coefficient de détermination ($100 R^2$) est déjà 67 % à la troisième étape au lieu des 51 % sur les résidus de la tendance temporelle.

Pour évaluer la variance expliquée totale de chaque succession (technologie + climat = modèle 1, tendance + climat = modèle 2), on fait la somme de la fraction de la variance expliquée (VE1) par le modèle non climatique (technologique ou tendance temporelle) et de la fraction de la variance expliquée par le modèle climatique (VE2) appliquée à ce qu'il reste à expliquer ($1 - VE1$):

Tableau 4 : Comparaison des modèles 1 (technologie + climat) et 2 (tendance + climat)

a - Critères descriptifs sur les années 1952 -1975

	Modèle 1		Modèle 2	
	q/Ha	% de Y_i	q/Ha	% de Y_i
V.E. totale	98 %		83 %	
$\overline{Y_i - \hat{Y}_i}$	0,86	1,4	2,4	3,9
s	1,0	1,7	3,2	5,2
Maxi ($Y_i - \hat{Y}_i$)	- 2,2	- 3,3	6,9	11,6
	(1965)		(1958)	

b - Critères prédictifs sur les années test

	Modèle 1		Modèle 2	
	$Y_i - \hat{Y}_i$ en q/Ha	$\frac{Y_i - \hat{Y}_i}{Y_i}$ en %	$Y_i - \hat{Y}_i$ en q/Ha	$\frac{Y_i - \hat{Y}_i}{Y_i}$ en %
1976	- 7,2	- 9,4	- 16,3	- 21,3
1977	- 8,3	- 12,4	- 14,2	- 21,3
1978	- 13,7	- 23,5	- 15,8	- 27,1
$\overline{Y_i - \hat{Y}_i}$	- 9,7	- 14,5	- 15,4	- 23,0
$ \overline{Y_i - \hat{Y}_i} $	9,7	14,5	15,4	23,0
s*	3,5	5,2	1,1	1,6
Maxi ($Y_i - \hat{Y}_i$)	- 13,7	- 23,5	- 16,3	- 27,1
	(1978)		(1976)	(1978)

$$V.E. \text{ totale} = VE1 + VE2 (1 - VE1)$$

Pour obtenir un pourcentage, il suffit de multiplier ce résultat par 100 (Tab.4a).

La succession technologie + climat est pratiquement assurée dès le départ de meilleures performances descriptives, puisqu'elle contient de toute façon cinq variables de plus (quatre climatiques et une technologique), et les résultats figurant dans le tableau 4a étaient prévisibles. Aussi, les résultats importants de cette étude sont à extraire de l'analyse des résidus et des performances prédictives sur les années test.

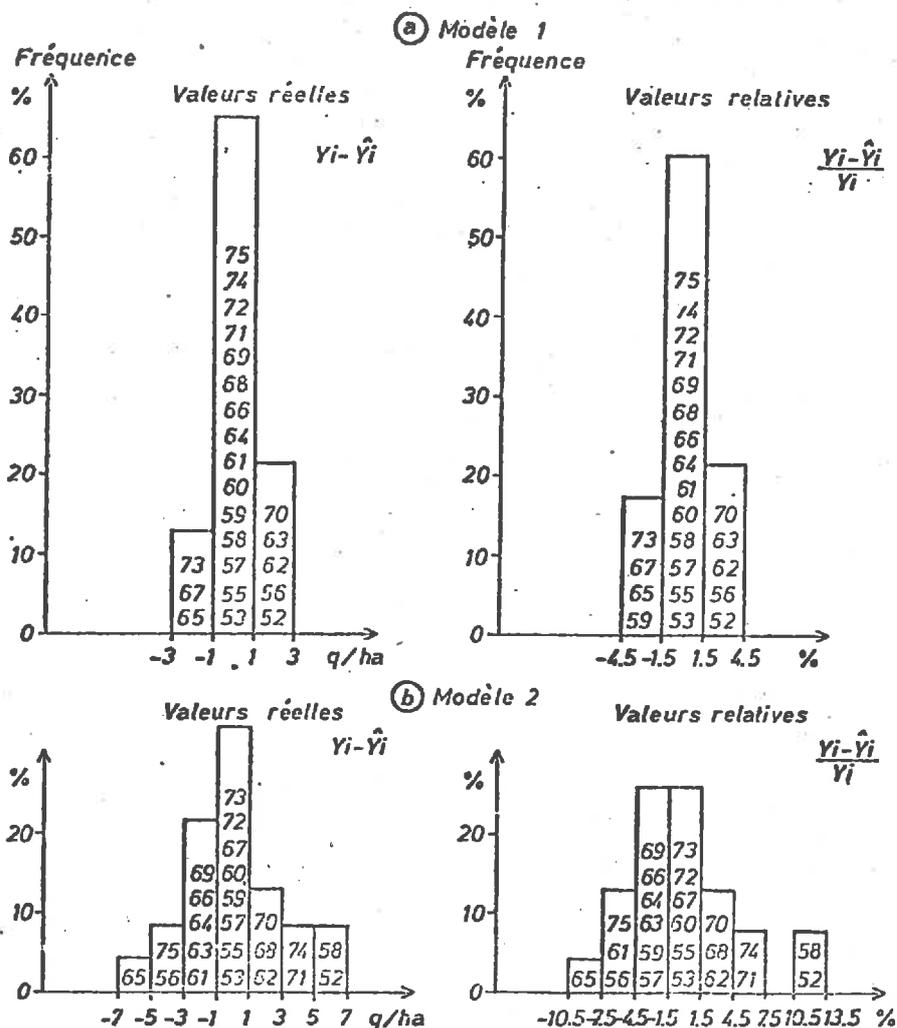


Fig. 9 - Comparaison des distributions des erreurs d'estimation des modèles 1 et 2 pour la période 1952-1975

Aucune tendance grave n'apparaît avec évidence sur la distribution des résidus (Fig.9). Bien sûr ceux du modèle 2 sont nettement plus dispersés ainsi que le laisse prévoir l'écart-type s du tableau 4a.

Encore une fois, les performances prédictives (Tab. 4b) sont très éloignées de ce qu'on pouvait espérer. Mais, elles sont tout de même nettement meilleures pour le modèle 1. On note au passage que l'écart-type des valeurs absolues des erreurs (s^*), critère proposé par DALE et NELSON (1978b), est très trompeur : *si toutes les valeurs absolues des erreurs sont presque identiques (comme ici pour le modèle 2), quel que soit leur niveau moyen l'écart type s^* est obligatoirement petit.*

4. DISCUSSION

Cette étude montre l'intérêt incontestable qu'il y a à expliciter l'évolution des rendements au cours du temps : (i) par l'augmentation de la fumure azotée, ainsi que NELSON et DALE (1978b) le démontrent aussi pour le maïs, et (ii) par les changements du précédent cultural qui, en effet, module significativement l'influence de la fumure.

Les précédents culturaux (ou, ce qui est équivalent, les assolements), sont donc des données aussi précieuses que les doses d'engrais pour établir des modèles agrométéorologiques robustes *dans les régions de polyculture*. On voit à quel point il est souhaitable de disposer, pour la plupart des régions de France et même d'Europe, de banques de données complètes tant pour les facteurs agrotechniques que pour les variables climatiques.

De plus, la méthodologie employée (une analyse factorielle) pour expliciter l'influence relative des facteurs agrotechniques a illustré l'intérêt qu'il y aurait à disposer aussi de mesures des composantes du rendement. Malheureusement, ces données n'existent pas dans des statistiques agricoles régionales ou nationales.

La procédure employée pour construire les modèles agrométéorologiques a consisté à élaborer un modèle climatique *sur les résidus* d'un modèle technologique (ou de description temporelle). Elle est également adoptée par certains auteurs (HANUS, 1969 ; BROCHET et al. 1977).

Son intérêt démonstratif évident explique que nous l'ayons choisie dans cette étude. Mais elle est très critiquable d'un point de vue statistique : d'une part, les résidus sur lesquels porte la régression avec les variables climatiques sont des valeurs estimées et donc *entachées d'erreurs* ; d'autre part, lorsque ces résidus manifestent une certaine tendance à être négatifs pour les faibles rendements et positifs pour les forts, ils ne sont sans doute pas absolument *indépendants les uns des autres*. Dans un cas comme dans l'autre, on sort des conditions d'application de la procédure de la régression multiple pas à pas. Afin d'éviter cet écueil, il convient de présenter *ensemble* facteurs agrotechniques et variables climatiques. C'est la voie choisie par NELSON et DALE (1978b). Cette procédure permet, en outre, d'introduire, si nécessaire, les interactions entre la technologie et le climat.

Mais, de toute façon, les performances d'un modèle agrométéorologique par régression multiple sont incontestablement tributaires :

(i) *du choix des variables présentées*. Cet article illustre ce point en ce qui concerne les facteurs agrotechniques. Mais il en est évidemment de même pour les variables climatiques. Par exemple, le modèle technologique + climat aurait sans doute des performances différentes si des variables climatiques moins nombreuses ou de nature différente, avaient été présentées. Notons à ce sujet qu'en choisissant, pour la première fois à notre connaissance, les sommes des températures diurnes (STD) et nocturnes (STN) au lieu des températures moyennes, on diminue le VIF maximum (1,5 à la septième étape au lieu de 2,0), c'est à dire les corrélations entre les variables explicatives.

(ii) *du choix de la procédure statistique.* Même pour une régression multiple pas à pas, il existe plusieurs procédures d'élaboration possibles : par exemple la sélection *descendante* des variables (BACKWARD procedure) au lieu de *l'ascendante* (FORWARD) à laquelle on a fait appel ici ; ou encore d'autres critères d'estimation des coefficients de régression que celui des moindres carrés. D'ailleurs dans des modèles de prévision il serait sans doute préférable d'utiliser des méthodes, telles que la "*RIDGE regression*" (MARQUARDT et SNEE, 1975) qui aboutissent à des coefficients de régressions *biaisés* mais beaucoup *moins variables*. Or les diverses procédures ne sélectionnent pas les mêmes séries de variables (HOCKING, 1976).

Dans ces conditions, il est relativement vain d'essayer d'interpréter ne serait-ce que la présence ou l'absence de telle ou telle variable climatique dans un modèle agrométéorologique.

Cette conclusion est parfaitement illustrée par le nombre et la nature des variables climatiques présentés dans le modèle 2 (tendance temporelle + climat). En raison de la façon dont est décrite l'action des facteurs agrotechniques, de la procédure d'élaboration scindée en deux étapes, du critère de sélection des variables et de calcul des coefficients de régression, on aboutit à trois variables seulement, dont deux ne concernent que les 10 derniers jours du cycle de végétation du blé (sur un total de 240 en moyenne à Montpellier) !

A cette réserve, s'ajoute enfin la différence systématique et importante trouvée entre les *performances descriptives* des modèles, (c'est à dire sur les années servant à leur élaboration) et leurs *performances prédictives* (sur les années test). Certes, un modèle est valable exclusivement pour les intervalles de variation des facteurs agissants (explicités dans le modèle ou implicites) qui prévalent pour les années sur lesquelles il a été établi.

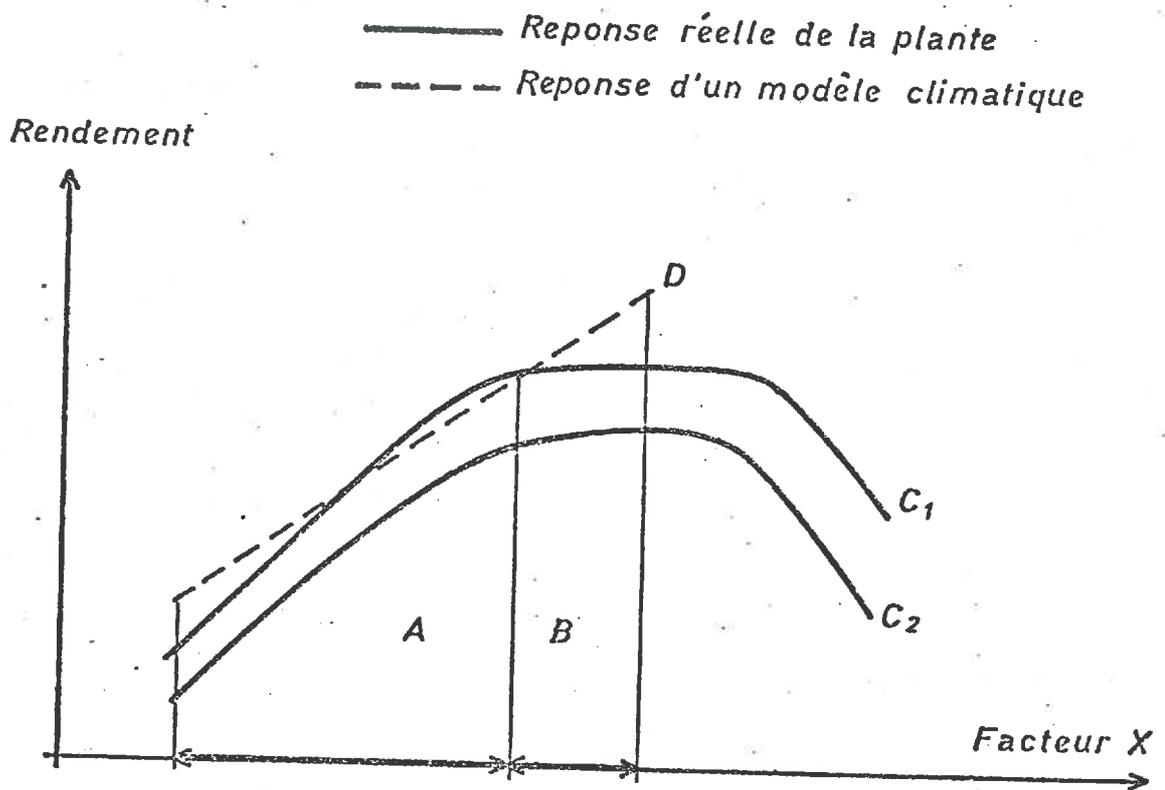


Fig. 10 - Réponse théorique d'une plante à un facteur X

Or, on a vu que les trois années test dont nous disposons en fin de série, étaient exceptionnelles chacune à leur façon.

Cependant pour 1976, on trouve bien dans la série de référence, une année (1972) comparable : même précédent cultural (maïs irriguée), même fumure azotée (150 kg/ha), et rendement du même ordre de grandeur (73,5 qx/ha au lieu de 76,6 qx/ha). Or l'erreur de prévision de 1976 par le modèle (technologie + climat) est dix fois supérieure (7,2 qx/ha : cf. Tab. 4b) à celle trouvée en 1972 (0,7 qx/ha : cf Fig. 9). Si la seule explication était le changement d'intervalle de variation des facteurs, il faudrait que le rendement de 1976 ait été atteint grâce à une combinaison de facteurs climatiques *radicalement différente* de celle qui produisit le rendement de 1972, ce qui est peu probable.

En réalité, la forme linéaire du modèle sans terme quadratique est probablement en cause. En effet, la plupart des facteurs ont une loi d'action qui comprend un "palier" plus ou moins large (Fig.10). Si l'intervalle de variation d'un facteur (X) dans la série des années de référence est la zone (A + B) un modèle linéaire sans terme quadratique (X^2), donnera comme réponse moyenne une droite telle que D. Pour toute année où le facteur X sera compris dans la zone B, celle des bons rendements, la prévision fournie par la droite D sera nettement supérieure au rendement réel ($Y_i - \hat{Y}_i < 0$) : cette situation correspond sans doute à celle de 1976.

Par contre, les changements d'intervalle de variation *du facteur "parasitisme"* peuvent expliquer presque à eux seuls les très mauvaises prévisions sur 1977 et 1978 : ces attaques parasitaires exceptionnelles ont sans doute déplacé à un niveau inférieur (de C1 à C2 sur la figure 9) les réponses de la plupart des facteurs. Aussi, même dans la zone A, à réponse linéaire, les prévisions au moyen d'une droite D sont obligatoirement optimistes ($Y_i - \hat{Y}_i < 0$).

Bien entendu, ce raisonnement est valable aussi pour un facteur agrotechnique : ainsi, un terme quadratique pour la fumure azotée sera superflu dans les régions de culture extensive (qui correspond à la zone A), mais nécessaire dans les zones de céréaliculture intensive (qui ont un intervalle de variation de la fumure chevauchant les zones A et B).

Dans ces conditions, pour obtenir des modèles de prévisions fiables *conservant la forme simple et commode de la régression multiple*, il est préférable de définir *des régions homogènes vis à vis des facteurs agrotechniques* et d'élaborer ensuite un modèle agrométéologique pour chaque région. Ce faisant, on réduira aussi les intervalles de variation des facteurs climatiques, si bien que tout concourra à une meilleure fiabilité des modèles.

Cependant, il reste nécessaire d'avoir des séries de données suffisamment longues pour être à peu près sûr de couvrir complètement dans chaque région l'intervalle de variation possible de chaque facteur.

CONCLUSION

La pratique courante d'un ajustement statistique des rendements en fonction du temps pour décrire l'effet des progrès techniques est une source certaine d'instabilité des modèles agrométéologiques. Cette étude démontre qu'il est beaucoup plus efficace *d'explicitier* l'action des facteurs agrotechniques, même au moyen du modèle linéaire le plus classique : il suffit d'y inclure le niveau de fumure azotée et, d'une façon ou d'une autre, le précédent cultural.

Dans cette étude, l'introduction du précédent cultural a été grandement facilitée par certaines qualités des données, qu'on ne peut malheureusement espérer obtenir qu'en stations expérimentales : (i) mesures des composantes du rendement, (ii) indépendance entre les niveaux de fumure et les précédents culturaux.

Nous avons cependant montré que la transposition du résultat à un niveau régional ou national est possible à condition : (i) de détenir bien sûr des données statistiques sur la fumure et les précédents culturaux ou, ce qui est équivalent, sur les assolements ; (ii) de définir au préalable des régions homogènes vis à vis de ces deux principaux facteurs agrotechniques ; (iii) d'élaborer des modèles agrométéorologiques pour chaque région.

En outre, cette étude met en évidence un certain nombre de contraintes et de difficultés statistiques inhérentes à l'objectif "prévisionnel" de tous les modèles agrométéorologiques.

2ème Partie

REGIONALISATION DES PRINCIPAUX DEPARTEMENTS
PRODUCTEURS DE BLE EN FONCTION DES DOSES
D'ENGRAIS ET DE L'ASSOLEMENT

INTRODUCTION

L'élaboration d'un modèle de prévision à l'échelle nationale passe par la mise au point préalable de modèles régionaux. La régionalisation (c. à d. la définition de zones homogènes par rapport aux facteurs du milieu) est justifiée à la fois par des exigences à court terme et par des préoccupations plus générales. En effet, à court terme, la régression multiple est la seule technique que l'on puisse envisager. Or pour avoir un ajustement stable et dont la variabilité d'interaction entre les facteurs sera faible, il est important de réduire les intervalles de variation des facteurs intervenant dans le modèle. (Cf. conclusions 1^o Partie)

De façon plus générale, régionaliser c'est aussi fixer un certain nombre de paramètres pédologiques, techniques et socio-économiques difficilement accessibles et quantifiables, qui s'expriment à travers une "potentialité régionale". Les distributions de ces divers facteurs et leurs liaisons sont "spécifiques" d'une région donnée (dans chaque région on cultive de préférence certaines variétés, on y pratique certaines techniques cultures...). Pour tenir compte de tous ces facteurs implicites un modèle de prévision a donc tout intérêt à être régional.

En outre, pour fournir une estimation du rendement à une date antérieure à la récolte, un modèle de prévision doit obligatoirement faire des hypothèses sur la séquence climatique à venir jusqu'à la récolte ; or la probabilité que ces hypothèses se réalisent dépend nécessairement du climat de la région concernée : pour cette raison aussi, un modèle de prévision des rendements doit être régional.

Quelques auteurs ont ressenti aussi cette nécessité, sans la formaliser : c'est le cas de WILLIAMS et al. (1975) qui, établissant un modèle de prévision du rendement des céréales pour 42 districts de la Prairie Canadienne, rangent ceux-ci en trois zones d'après le type de sol. Ils établissent pour chacune un modèle basé sur une série de 12 ans qui donne pour les districts de chaque zone des estimations de rendements plus précises que le modèle global.

PITTER (1977), établissant un modèle pour l'Oregon à partir des données des cinq districts qui le composent sur une série de 33 ans, caractérise chacune des unités de production par un terme constant quantifiant le potentiel moyen du district (défini par l'ordonnée à l'origine de la droite de régression des rendements en fonction du temps) et des variables discrètes décrivant l'évolution des rendements au cours du temps.

D'autres auteurs (BROCHET et al. 1977, interalia), élaborent un modèle à l'échelle nationale en sélectionnant un petit nombre d'unités régionales de façon qu'une combinaison linéaire de leurs rendements soit représentative de la production nationale : il leur suffit alors d'établir un modèle pour chacune d'elles. Malheureusement, ces combinaisons linéaires sont relativement instables car les évolutions dans le temps des différentes unités ne sont évidemment pas analogues. Par contre une régionalisation qui essaiera (entre autres contraintes) de regrouper des départements présentant une évolution semblable, garantira une certaine stabilité des modèles.

La régionalisation que nous présentons ci-après n'est pas fondée comme chez WILLIAMS et al. ou PITTER sur des critères extérieurs (type de sol ou district de production). Elle découle d'une analyse objective sur certains facteurs du futur modèle. Nous avons choisi les facteurs agrotechniques qui décrivent le mieux le système cultural : l'assolement et les niveaux de fumure. En effet :

(i) nous avons vu qu'au niveau d'une station expérimentale les facteurs "fumure" et "précédent cultural" (appréhendé partiellement par l'assolement au niveau départemental) sont déterminants.

(ii) ils sont plus faciles à manier, car moins nombreux

(iii) leur variation interannuelle est moins aléatoire dans la mesure où elle suit une évolution raisonnée

(iv) enfin, ils sont très liés au climat (l'assolement en particulier, mais aussi la fumure par sa liaison avec celui-ci) : en réduisant les intervalles de variation des facteurs agrotechniques, on réduit donc aussi ceux des facteurs climatiques. En fait, en fondant la régionalisation sur la notion de "système cultural" qui pour une région donnée est la résultante de tous les facteurs pédologique, climatique, économique..., on réduit l'intervalle de variation de tous ces facteurs.

1 - LES DONNEES

Notre objectif nécessite d'avoir des informations issues des principales zones françaises de production de blé, en nombre suffisant pour assurer la représentativité de la production nationale. Nous avons utilisé comme source la Statistique Agricole Annuelle établie par le Service Central d'Enquêtes et Etudes Statistiques (S.C.E.E.S.) du Ministère de l'Agriculture dont l'unité de "comptabilité" est le *département*. Celà est regrettable dans un propos tel que le nôtre puisqu'un département ne représente généralement pas une entité agricole.

Nous nous intéressons exclusivement à la production du blé tendre d'hiver. La statistique annuelle est établi à partir de recensements réalisés par des organismes officiels (O.N.I.C.) ou privés (organismes de stockage ou de traitement). On dispose ainsi des superficies emblavées et de la production commercialisée : le rendement unitaire qui est calculé est donc un rendement dit "économique" qui diffère du rendement réel au champ, dit "biologique" puisque des pertes ont pu intervenir à la récolte et pendant le transport. Par contre ces données ont été corrigées de l'autoconsommation éventuelle.

Les statistiques concernant les engrais N.P.K. proviennent des industriels des engrais. Il s'agit des quantités de produits purs livrées aux distributeurs en culture (coopératives, négociants) qui sont donc sensiblement différentes des quantités véritablement consommées et a fortiori des quantités apportées aux seules cultures de blé. Il en résulte d'une part, un moindre pouvoir explicatif de ces variables fumures sur le rendement du blé : celà n'est pas vraiment gênant par rapport à notre objectif immédiat de typologie des départements car on peut considérer la consommation d'engrais comme un indice de technicité du département. D'autre part, comme la consommation d'engrais est en grande partie déterminée par la nature des cultures pratiquées, il y a une liaison évidente entre nos variables "fumure" et "assolement".

Les données de répartition des terres labourables en différentes cultures (exprimées en p.cent) sont issues d'une enquête annuelle par sondage et à couverture nationale sur l'utilisation du territoire. Les classes de cultures sont : céréales (blé, orge, maïs,...), plantes sarclées (pommes de terre, betteraves industrielles, betteraves fourragères, choux fourragers,..etc...), plantes textiles, oléagineux, cultures industrielles diverses (houblon, tabac..), plantes médicinales et à parfum, légumes secs de plein champ, cultures légumières de plein champ, cultures florales de plein champ, cultures fourragères (prairies artificielles et temporaires, fourrages annuels), semences, jachère.

On remarquera l'inconvénient que présente une telle classification pour caractériser un assolement. Elle regroupe en effet sous la même étiquette des cultures souvent incompatibles dans un même assolement (c'est le cas du blé et du maïs dans la classe "céréales") ou qui caractérisent des systèmes culturaux très différents (c'est le cas des betteraves fourragères et des betteraves industrielles dans la classe "plantes sarclées").

D'autre part, la répartition des cultures en p.cent des terres labourables ne permet pas, évidemment, de tenir compte des fluctuations possibles de la superficie des terres labourables (variations au profit ou aux dépens de la Surface Toujours en Herbe).

2 - METHODES DE REGIONALISATION

2.1. Les techniques utilisables

Notre problème revient à décrire au mieux les proximités entre des départements caractérisés par un ensemble de variables de manière à les grouper en familles homogènes. Il relève donc de l'analyse de données qui recouvre en fait deux ensembles de techniques : l'analyse factorielle et la classification automatique (PAGES et al., 1979). Cette dernière est caractérisée par le choix d'un indice de proximité (ou distance) et d'un algorithme d'agrégation qui conduisent à un arbre de classification. En fait, le résultat dépend en grande partie de la méthode adoptée (CAILLIEZ et PAGES, 1976).

Or la classification recherchée a pour objectif l'élaboration d'un modèle dont on ne connaît ni la forme ni le poids relatif des différentes variables. Il est donc impossible de choisir a priori un indice de proximité et un mode d'agrégation.

On est donc conduit aux techniques d'analyse factorielle et principalement à l'Analyse en Composantes Principales (A.C.P.) ou à l'Analyse Factorielle des Correspondances (A.F.C.).

Nous avons exposé dans la Première Partie (§ 2.2.1.) le principe de l'A.C.P.. Celui de l'A.F.C. est tout à fait comparable. Cette dernière a deux caractéristiques principales

(i) elle est adaptée à des données qualitatives présentables exclusivement sous forme de fréquences

(ii) grâce aux propriétés particulières du tableau de données et à la distance choisie, on démontre que les deux espaces, celui des observations et celui des variables ont des rôles tout à fait symétriques : en effet les axes factoriels de même rang extraient de chaque espace la même part de variabilité du nuage des données, ce qui justifie la représentation simultanée des points - variables et des points - observations.

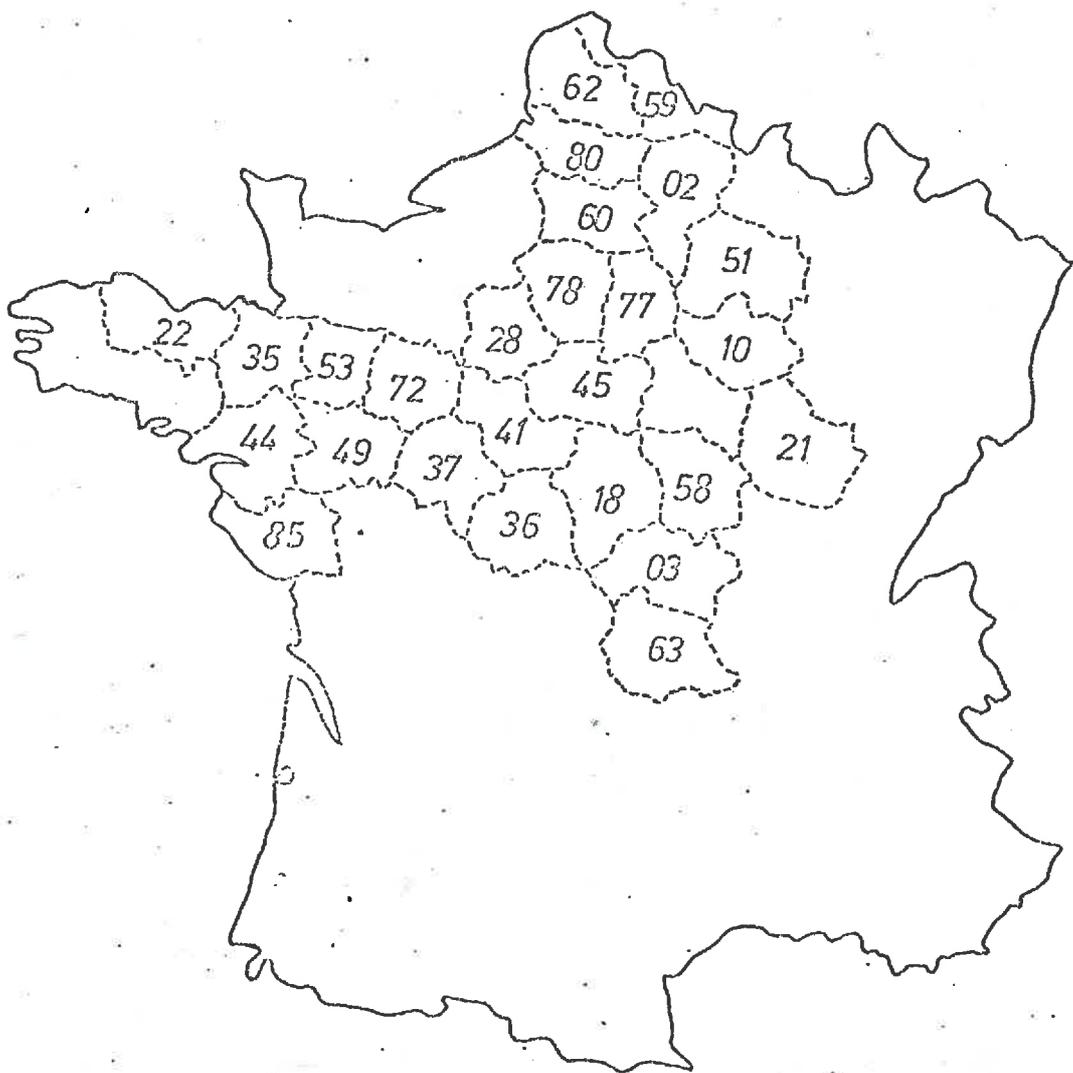


Fig. 1 - Les 26 départements étudiés

L'interprétation des graphiques d'A.F.C. se fait au moyen :

- des contributions absolues, qui mesurent la part que prend une variable ou une observation dans la variance expliquée par un axe factoriel. La contribution absolue est égale au carré de la coordonnée du point variable (ou observation) pondéré par le poids de cette variable ou de cette *observation*.
- des contributions relatives, qui mesurent la part de la dispersion de la variable (ou de l'observation) expliquée par un axe factoriel : Les contributions relatives donnent donc une information tout à fait analogue aux corrélations avec les axes factoriels calculées en A.C.P.

2.2. Les méthodes adoptées

Nous avons tenté deux types d'approche :

(i) l'une que nous appellerons "globale", portant sur l'ensemble du tableau de données (fumure et assolement). Pour cela, nous mettrons en oeuvre l'A.F.C., mieux adaptée aux variables d'assolement (pourcentages) non gaussiennes. Mais nous verrons que cela exige de transformer les données sur les engrais.

(ii) l'autre, que nous appellerons "fractionnée", consistera à analyser séparément chaque type de données : les données d'assolement par l'A.F.C., les données de fumure par l'A.C.P..

3 - METHODE GLOBALE

L'étude porte sur 26 départements (Fig. 1) qui représentent environ 60 % de la production française et sur une série de 14 ans (1962-1975). Les années 76 et 77 nous serviront à tester la stabilité des analyses. Pour ce qui concerne le département de la Seine et Oise (78), il est composé à partir de 1969 de la réunion des trois départements Yvelines (78), Essonne (91), Val d'Oise (94).

Le tableau des données brutes n'est pas directement justiciable de l'analyse des correspondances puisque le tableau des données est hétérogène (à côté de grandeurs sans dimension exprimées en %, on trouve des grandeurs exprimées en tonnes). Une transformation des variables fumure est donc nécessaire : cela revient en fait à les exprimer en *niveaux relatifs* par rapport à une norme.

3.1. Transformation des variables brutes

Il est important pour faire celle-ci de rappeler les objectifs de la régionalisation.

(i) réduire les intervalles de variation des facteurs : or on a vu que par leur nature même les niveaux absolus de fumure sont très liés à l'assolement ; en réduisant l'intervalle de variation de l'assolement on réduit aussi celui de la fumure. Le passage à des niveaux *relatifs* de fumure ne modifie pas ce résultat.

(ii) assurer une certaine qualité prédictive aux futurs modèles régionaux : pour cela il faut imposer comme critère de régionalisation une homogénéité d'évolution dans le temps des départements, particulièrement pour le facteur qui évolue le plus : la fumure. La transformation des variables fumure doit donc permettre la comparaison des évolutions relatives des différents départements.

On a donc été amené à choisir comme norme la valeur maximale atteinte par le département pendant la période 1962-1975. Les nouvelles variables fumure sont donc :

$$\frac{N_{ij}}{N \max j}, \quad \frac{P_{ij}}{P \max j}, \quad \frac{K_{ij}}{K \max j}$$

où N_{ij} , P_{ij} , K_{ij} sont les consommations du département j pour l'année i , en azote, phosphore, potassium et $N \max j$, $P \max j$, $K \max j$, sont les maxima atteints par le département j au cours de la période 1962-1975.

Ces variables fumure sont exprimées en pourcentages. On a ainsi rendu homogène le tableau de données, et fondé la discrimination des départements sur les vitesses d'évolution de la fumure dans le temps.

3.2. Conduite de l'analyse

Pour matérialiser un gradient dans l'évolution de la fumure on associe à chacune des variables créées sa variable complémentaire : $(1 - N/N \text{ max})$, $(1 - P/P \text{ max})$, $(1 - K/K \text{ max})$. Cela présente en outre l'avantage de donner le même poids à chaque catégorie de variable (assolement, azote, phosphore, potassium), puisque dans tous les cas, la somme des variables qui les définissent vaut 1. De ce fait aussi, quelle que soit l'année, la somme des variables pour chaque département vaut 4.

Notre démarche consistera à essayer de déceler, à partir de l'analyse générale (sur l'ensemble des départements) des groupes de départements, si possible contigus, dont le comportement, vis à vis de l'évolution des techniques culturales (au sens réduit de assolement + fumure) est homogène. Pour cela, la projection simultanée des individus et des variables sur les différents plans factoriels est un support d'analyse très important. Ensuite nous essayerons d'affiner le découpage en réitérant l'analyse sur les groupes mis en évidence. Notre critère permanent sera que le découpage final demeure cohérent d'un point de vue agronomique et que les groupes définis soient composés d'au moins 2 et de préférence 3 départements pour assurer un nombre suffisant de répétitions (c'est à dire de degrés de liberté pour le modèle ultérieur). Nous essayerons également d'étudier la stabilité des comportements des groupes au cours du temps en réitérant l'analyse sur des sous-périodes, le cas échéant.

Au cours de l'étude nous allons être amenés à modifier le groupe des variables en supprimant par exemple dans l'assolement les cultures qui ont un caractère très marginal ou totalement indépendant (dans ce cas une variable créée à elle seule un axe). Pour que les individus gardent cependant toujours un poids identique, nous introduirons alors les variables complémentaires des variables restantes.

Nous noterons () les variables complémentaires (ex : 1 - % céréale sera noté (% céréales)). Nous noterons (1,2) le plan factoriel défini par les axes 1 et 2, (1,3) celui défini par les axes 1 et 3... L'analyse détermine plusieurs axes factoriels : nous n'interprèterons que ceux qui ont un pourcentage "intéressant" de variance expliquée (ce pourcentage est porté

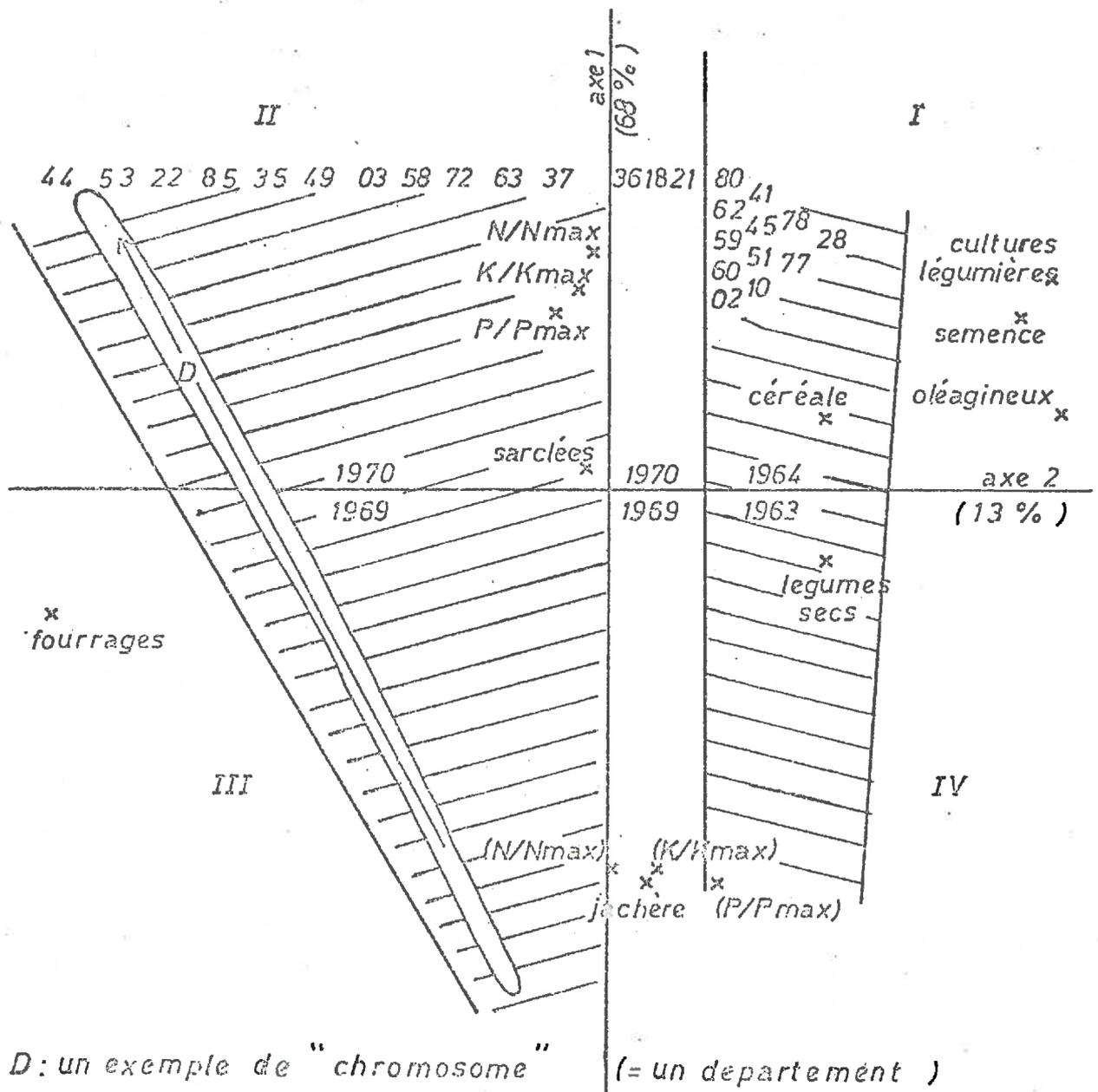


Fig. 2 - Analyse générale (26 départements, période 1962-75) : plan factoriel (1,2) (81 % de variance expliquée). Pour simplifier, on n'a pas noté tous les points représentatifs d'un département qui s'organisent "chromosomes" grossièrement parallèles à l'axe 1 ; on a seulement schématisé les 3 domaines dans lesquels ils se répartissent en indiquant pour chacun la date à laquelle les "chromosomes" franchissent l'axe 2. Les x sont les projections des variables. Celles notées entre parenthèses () sont les variables complémentaires (ex : $(N/N_{max}) = 1 - N/N_{max}$).

sur les graphiques). Sur les graphiques représentant la projection des individus et des variables dans les plans factoriels, nous avons réunis toutes les répétitions (années) d'un même département. Lorsqu'elle n'est pas évidente (Fig. 8b), nous avons noté par une flèche l'évolution des points représentatifs du département au cours du temps.

3.3. Résultats

3.3.1. Analyse générale

Elle porte sur 14 variables dont 8 d'assolement (on a éliminé légumes secs, cultures légumières, cultures florales, plantes médicinales) et 6 variables de fumure. Le premier axe (Fig. 2) est essentiellement déterminé par les variables de fumure : aux fortes valeurs de cet axe correspondent les rapports N/N max, P/P max, K/K max élevés (proches de 1) c'est à dire les années - départements où la fumure est proche du maximum ; aux valeurs faibles de l'axe correspondent des rapports faibles donc les années - départements où la fumure est loin du maximum. Le deuxième axe est déterminé par les deux têtes d'assolement *céréales* (pour les valeurs positives) et *fourrages* (pour les valeurs négatives).

Si l'on considère la projection des points et des variables dans le plan factoriel (1,2) on constate que :

- les années d'un même département s'individualisent assez nettement en un "chromosome" allongé, grossièrement parallèle à l'axe 1 ; elles sont rangées chronologiquement dans l'ordre des fumures croissantes
- les différents départements s'organisent dans des groupes plus ou moins bien délimités qui s'étagent le long de l'axe 2 :

- un premier groupe, vers les valeurs positives, composé des départements 28, 77, 78, 41, 45, 51, 59, 60, 80, 10, 62, 02, 21, 18, 36

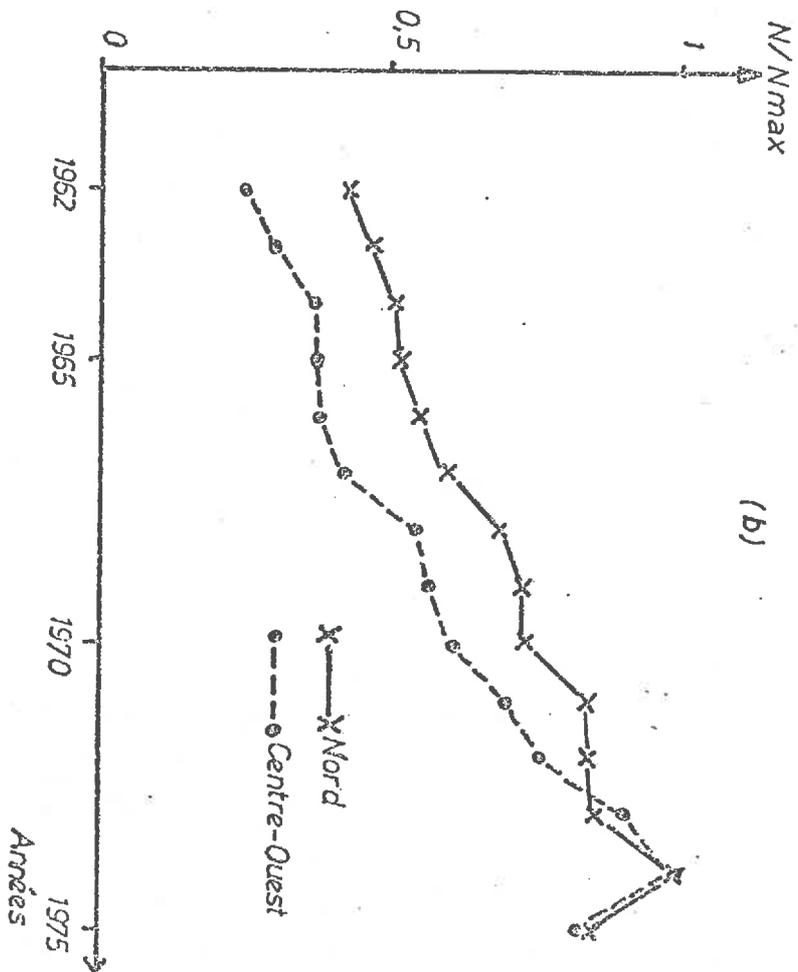
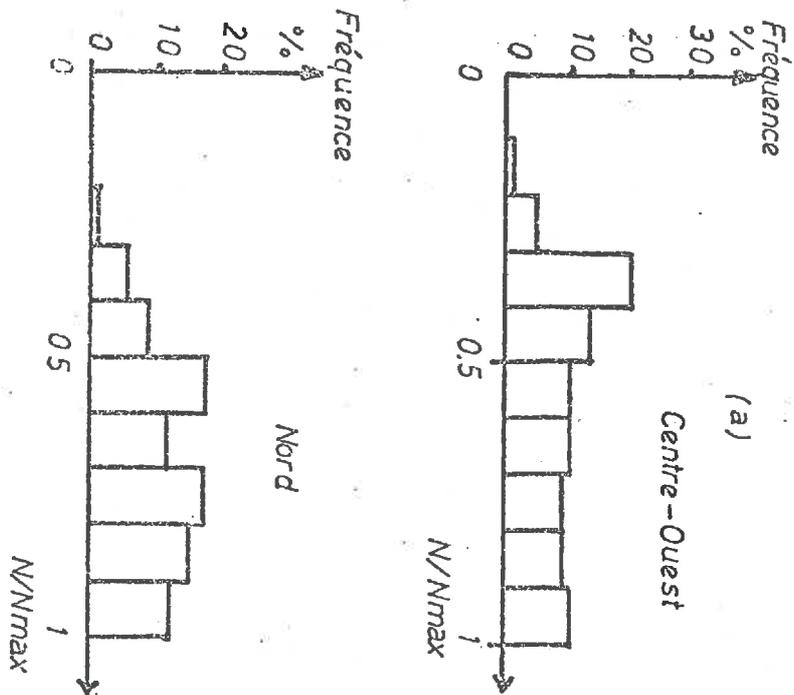


Fig. 3 - Valeurs des rapports N/N_{max} pour les départements des régions Nord et Centre Ouest
 (a) Histogrammes de fréquence
 (b) Evolution moyenne dans le temps

un second groupe, vers les valeurs négatives composé des départements 44, 53, 22, 85, 35, 49, 03, 58, 72, 63, 37. Les cinq derniers cités assurent la transition avec le groupe précédent.

Les quadrants III et IV concentrent les premières années de la série autour des valeurs nulles de l'axe 2 tandis que les années récentes figurent dans les quadrants I et II où le nuage des points s'étire le long de l'axe 2. Tout se passe comme si, d'une situation indifférenciée durant les années 60, on était passé à une spécialisation régionale les dernières années. Chacun des deux axes renferme donc une partie de la tendance temporelle : l'axe 1, l'intensification de la fumure, l'axe 2 la spécialisation des cultures.

La coupure dans le temps déterminée par l'origine de l'axe 1 (Fig. 2) a lieu vers 1969-70 pour les départements du 2ème groupe et les départements 36, 18, 21 du 1er groupe, vers 1967-68 ou même 1963-64 pour les autres départements. En d'autres termes, l'effort d'intensification de la fumure a été plus tardif pour le deuxième groupe que pour le premier.

On le vérifie en comparant les histogrammes de fréquence et les courbes d'évolution en fonction du temps du rapport N/N_{\max} établis pour les deux groupes (Fig. 3) :

- pour le premier groupe, que nous appellerons "Nord", la répartition est concentrée dans la plage 0,5 - 1, ce qui indique pendant la période considérée un stade avancé de l'intensification de la fumure. La vitesse relativement faible de l'évolution dans le temps traduit sans doute un niveau proche de la saturation.

- pour le deuxième groupe que nous appellerons "Centre Ouest", la répartition couvre toute la plage 0 - 1 ; elle est nettement dissymétrique à gauche avec un mode dans la plage 0 - 0,5, ce qui traduit un démarrage tardif de l'intensification. La vitesse en moyenne plus forte de l'évolution indique une situation encore éloignée de la saturation.

Il est intéressant de savoir si la coupure mise en évidence autour des années 69-70 détermine des comportements différents à l'in-

térieur des groupes de départements déjà constitués. En effet, on aura d'autant plus de chance de trouver des modèles stables qu'ils seront établis sur des périodes homogènes.

Nous sommes donc amenés à envisager une étude fractionnée :

- en deux régions : "Nord" (62, 59, 80, 02, 60, 51, 10, 77, 78, 28, 41, 45)
et "Centre Ouest" (44, 85, 35, 22, 49, 53, 72, 36, 37, 18, 21, 58, 03, 63)
- sur la période entière (1962-1975) et sur deux sous-périodes de longueur équivalente : P1 (1964-69) et P2 (1970-1975).

D'un point de vue descriptif les deux sous-périodes sont intéressantes à examiner ; cependant, seul le comportement des départements pendant les dernières années est essentiel pour assurer une certaine qualité de prévision aux futurs modèles. Nous nous bornerons donc à présenter brièvement les graphiques des analyses relatives à la période 1964-69.

On peut maintenant énoncer les principes d'interprétation dont l'essentiel est contenu dans les graphiques :

1) Signification des axes

La coordonnée (projection) d'une variable sur les axes factoriels ne renseigne pas nécessairement sur sa contribution absolue à la détermination des axes, (Cf. § 2.1.). C'est pourquoi, il est intéressant de considérer les couples (variable, complémentaire) dont le poids est constant : leur projections ont alors une signification en termes de contributions absolues. C'est le cas pour la variable *oléagineux* (Fig. 4) dont la contribution absolue au 2ème axe est très faible (3,5 %) alors que sa coordonnée sur cet axe est élevée : sa variable complémentaire se projette très près du centre de gravité, traduisant une très faible variabilité et par suite, le faible poids de la variable *oléagineux*. La comparaison avec la variable *plantes sarclées* dont la contribution au 2ème axe est de 51 % est très illustrative.

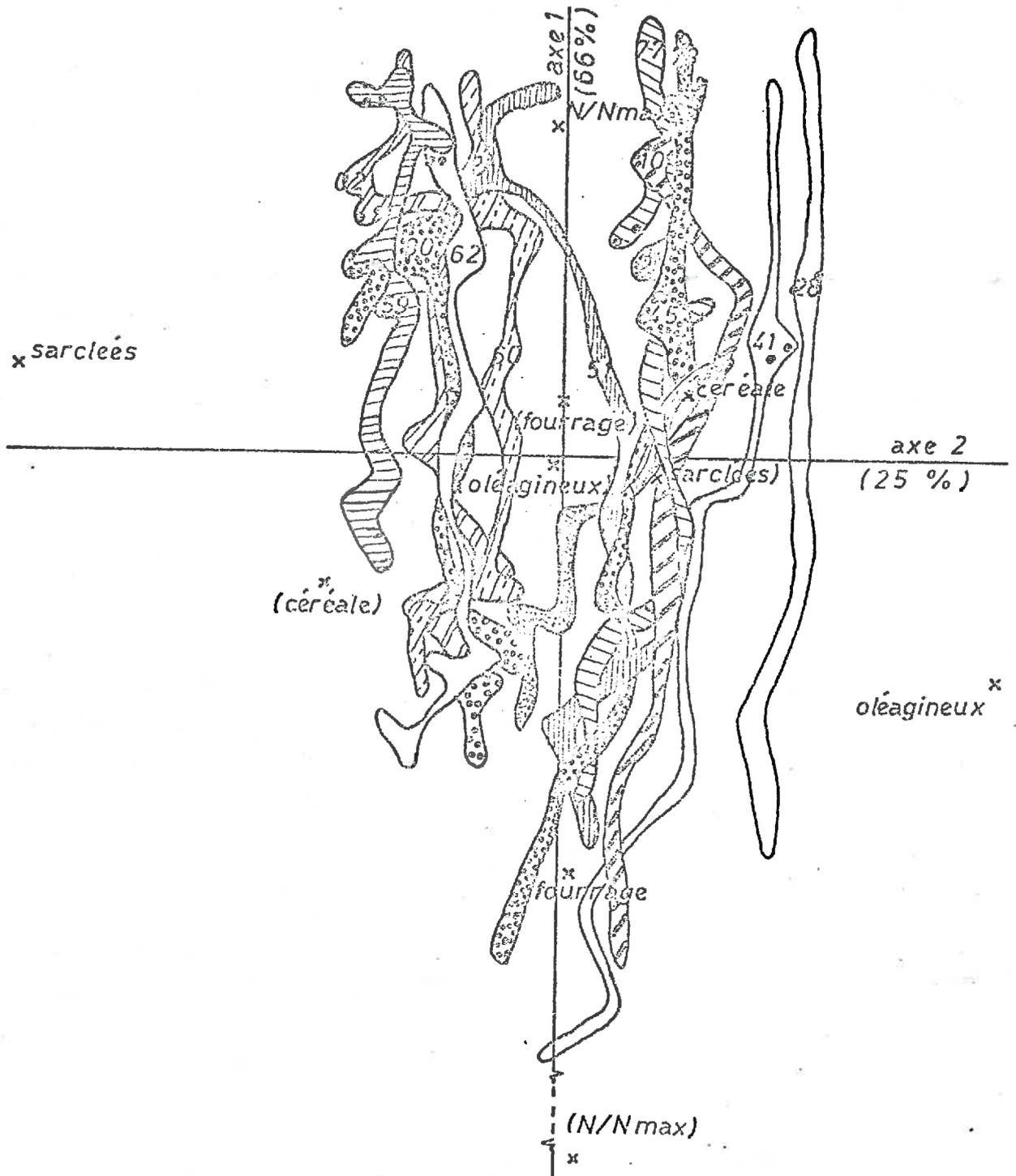


Fig. 4 - Analyse de la région Nord, période 1962-75 : plan factoriel (1,2) (91 % de la variation totale). On a noté e les années supplémentaires 1976 et 1977

L'angle que fait la direction d'une variable avec un axe illustre la contribution relative. Ainsi, une variable qui se projette très près d'un axe avec une coordonnée élevée est presque entièrement "expliquée" par cet axe. Là encore, il est intéressant de considérer les couples (variable + complément) : en effet, ils matérialisent des directions de signification connue (gradient de fumure...) qui font avec les axes factoriels des angles faciles à déterminer.

2) Projection des départements (les années d'un même département sont regroupées de façon à constituer un individu). La proximité des départements entre eux, leur position relative vis à vis de l'ensemble des variables assolement et fumure, leur plus ou moins grand étirement, sont autant de critères qui permettent de les décrire et de les discriminer.

3.3.2. Analyses régionales

Nous avons supprimé certaines variables qui ne sont pas indispensables du fait de leur liaison avec d'autres ou de leur faible part dans la détermination des axes. Il ne reste que 5 variables d'assolement (céréales, sarclées, oléagineux, fourrages, jachère) auxquelles on associe leurs variables complémentaires, et le couple N/N max, (N/N max).

3.3.2.1. Région Nord

Une analyse préliminaire nous a conduit à supprimer la variable *jachère*.

Période 1962-1975 (Fig. 4)

a) Signification des axes :

L'axe 1 est déterminé par l'évolution de la fumure et il est corrélé négativement avec la place des fourrages dans l'assolement. Le deuxième axe est déterminé par l'opposition *plantes sarclées* d'un côté, *céréales* et dans une moindre mesure *oléagineux* de l'autre. Indiquons que le 3ème axe (avec 6 p. cent seulement de la variance) caractérise la place des fourrages dans l'assolement.

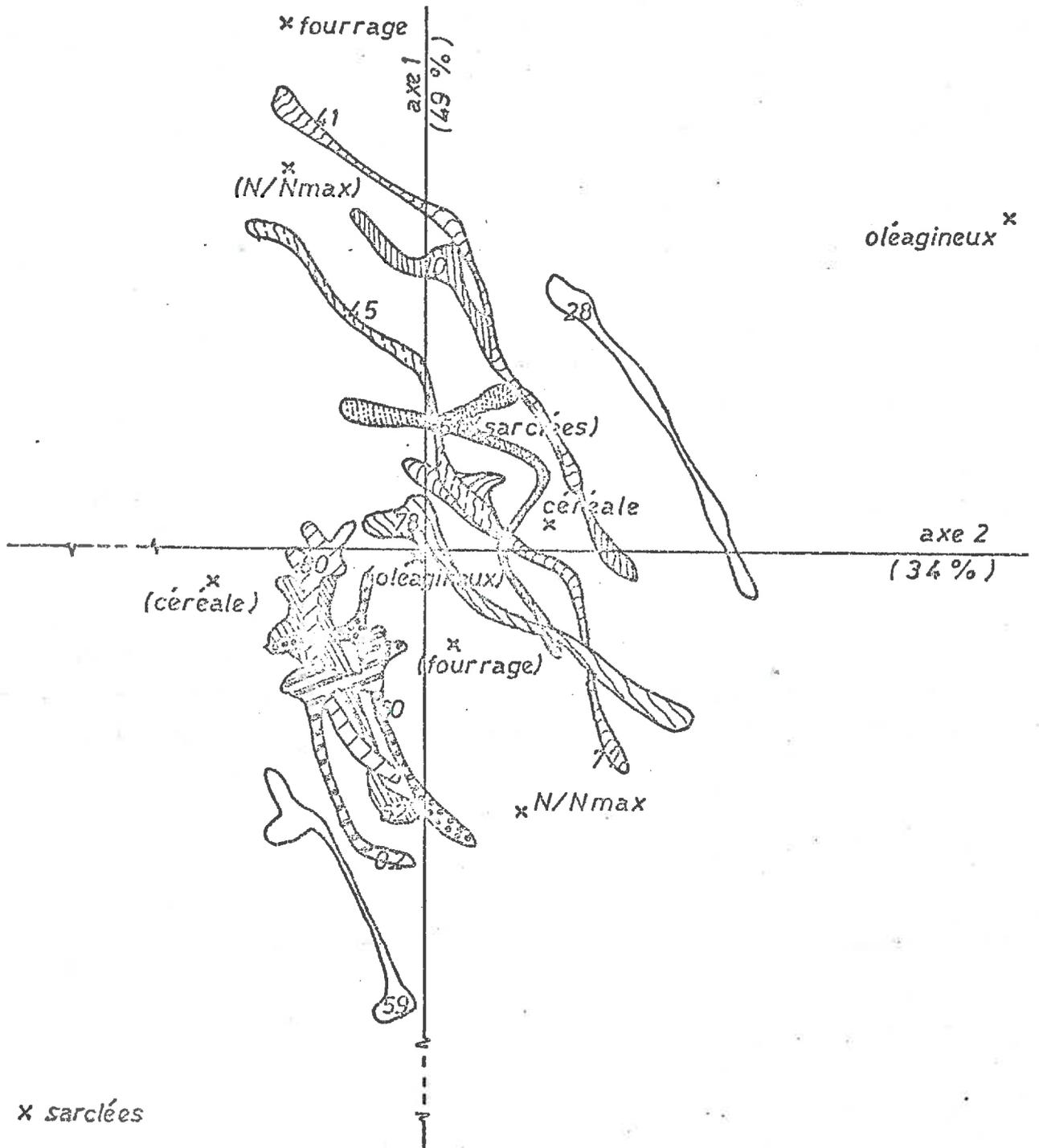


Fig. 5 - Analyse de la région Nord, période 1964-69 : plan factoriel (1,2)
(83 % de la variance totale)

b) Projection des départements sur le plan factoriel (1,2) (Fig. 4) :

Les années d'un même département s'étirent le long de l'axe 1, synonyme de gradient de fumure.

L'axe 2 induit une régionalisation : on distingue en effet deux groupes de départements dont les projections sur l'axe 2 sont :

(α) négatives : 2, 62, 80, 60, 59

(β) positives : 41, 45, 77, 78, 10, 28

On remarquera la position mixte du département 51 qui appartient au deuxième groupe pour les premières années de la série et au premier pour les dernières.

Le groupe (α) se caractérise par un assolement de type céréales - plantes sarclées alors que le groupe (β) a un assolement purement cérééalier où entrent en faible proportion oléagineux et plantes sarclées.

D'autre part, le groupe (β) est beaucoup plus étiré le long de l'axe 1 que le groupe (α), signe d'une intensification plus forte de la fumure (il est d'ailleurs parti d'un niveau N/N max plus bas).

Enfin, la projection des années supplémentaires 1976 et 1977 montre un comportement homogène à l'intérieur des groupes : faible récession de la fumure pour le groupe (α), récession plus marquée pour le groupe (β).

Période 1964- 1969 (Fig. 5)

Le pourcentage relatif de variance expliquée par les deux premiers axes est modifié. On retrouve les groupes précédents (le département 51 adhère entièrement au groupe (β)). Dès cette époque, le groupe (α) connaît, contrairement au groupe (β), des fumures proches du maximum.

Période 1970-1975 (Fig. 6)

a) Signification des axes

Le premier axe est déterminé par l'opposition *plantes sarclées - céréales*. L'importance de la fumure est ici nettement plus faible que pour la période précédente puisqu'elle est rejetée sur l'axe 2 (Fig. 6a). L'axe 3 (Fig. 6b) représente encore la place des fourrages dans l'assolement.

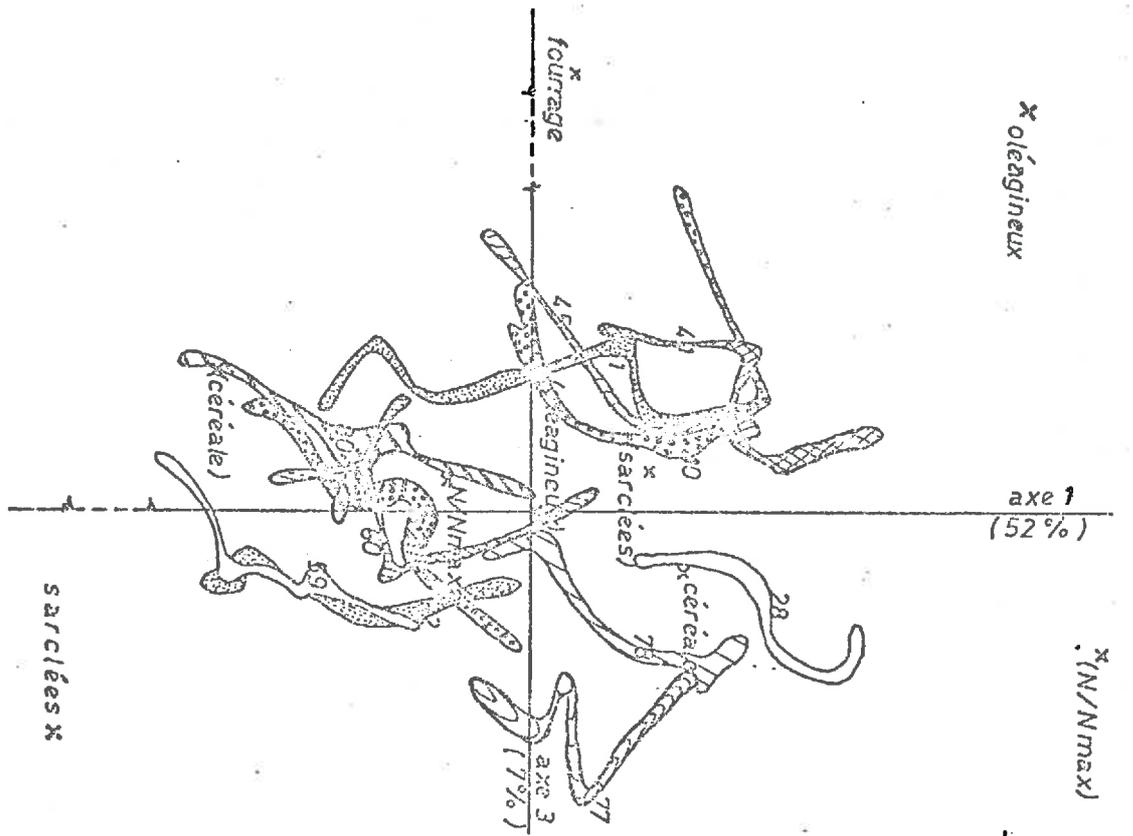
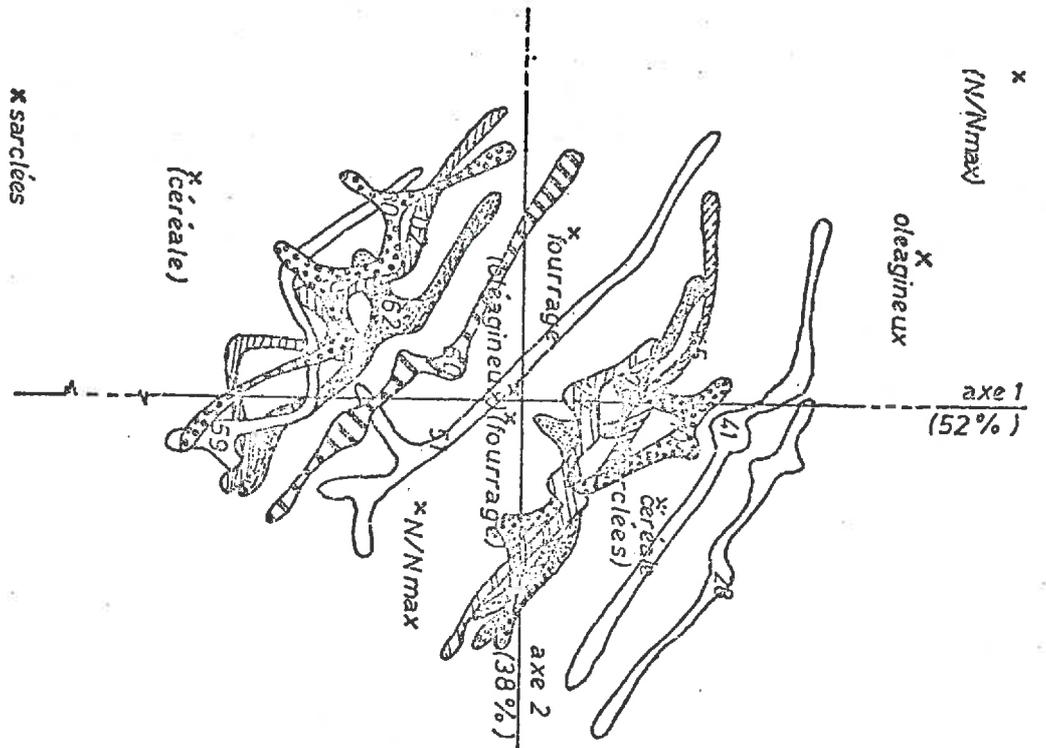


Fig. 6 - Analyse de la région Nord, période 1970-75

- (a) Plan factoriel (1,2) (90 % de la variance totale)
- (b) Plan factoriel (1,3) (59 % de la variance totale)

b) Projection des départements sur les plans factoriels

Le plan factoriel (1,2) (Fig. 6a) montre un nuage relativement homogène : si l'on fait toujours la distinction entre deux groupes d'assolements le long d'un axe plantes sarclées - céréales (matérialisé par la première bissectrice), l'évolution le long de l'axe fumure (matérialisé par la deuxième bissectrice) est identique pour tous les départements. Le département 51 se rapproche pendant cette période du groupe (α). Le plan factoriel (1,3) (Fig. 6b) fait apparaître une différenciation nette induite par l'axe 3, au sein des deux groupes :

- entre les départements 41, 45, 10 d'une part, 28, 77, 78 d'autre part
- à un degré moindre, entre les départements 80, 60, 62 et 59, 02.

Les premiers de ces sous-groupes réservent dans leur assolement une part plus importante aux fourrages que les seconds. Le département 51 est toujours partagé entre les premiers sous-groupes des groupes (α) et (β).

En bilan, l'étude de la région Nord a permis de mettre en évidence deux systèmes de cultures dont l'évolution est différente :

- l'un, composé des départements 28, 77, 78, 41, 45, 10, 51, correspond en gros au Bassin Parisien (Beauce, Brie, Champagne). L'assolement y est peu diversifié : il est essentiellement céréalier, avec accessoirement oléagineux et cultures fourragères. Ces dernières d'ailleurs, selon leur importance, définissent deux sous-groupes distincts.

L'intensification de la fumure, déjà avancée au début de la période étudiée s'est poursuivie de manière assez forte durant les années 1964 à 69.

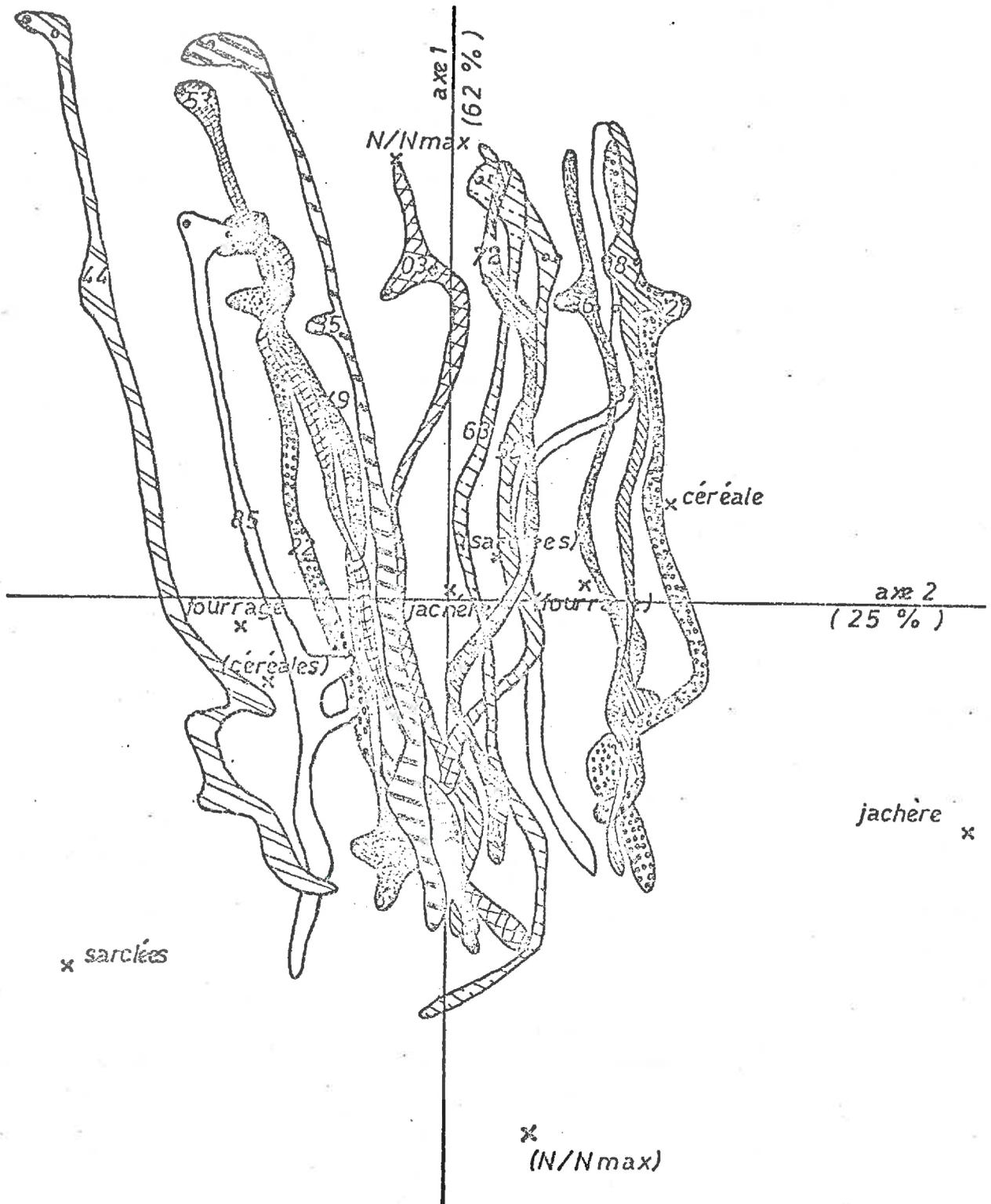


Fig. 7 - Analyse de la région Centre - Ouest, période 1962-75 : plan factoriel (1,2) (87 % de la variance).

On a noté * les années supplémentaires 1976 et 1977

- l'autre, composé des départements 80, 62, 59, 01, 60, correspond au Nord de la France (Nord, Picardie, Nord de Paris). L'assolement repose sur l'association plantes sarclées - céréales et l'importance des fourrages permet aussi de distinguer deux sous-groupes. Cette région, qui est pour l'essentiel la zone betteravière, a connu une intensification de la fumure précoce, dont l'essentiel s'est fait avant la période étudiée.

- le département 51, parti d'une situation analogue au premier groupe, a atteint des caractéristiques intermédiaires entre les deux groupes.

3.3.2.2. Région Centre Ouest

Une analyse préliminaire nous a conduit à supprimer variable *oléagineux*.

Période 1962-1975 (Fig. 7)

a) Signification des axes

Le premier axe représente l'évolution de la fumure. Le deuxième axe est déterminé par l'opposition qui existe dans l'assolement entre *céréales* d'un côté, *plantes sarclées* et *fourrages* de l'autre. Contrairement à ce qui se passe dans la région Nord, les plantes sarclées sont ici associées aux fourrages et non plus aux céréales : c'est qu'il ne s'agit plus de betteraves industrielles mais de plantes sarclées fourragères, (betteraves, choux,...) logiquement associées aux fourrages.

b) Projection des départements

La plan factoriel (1,2) montre la disposition classique des départements en bandes étirées le long de l'axe fumure (axe 1). L'étirement est pratiquement le même pour tous les départements, signe qu'ils ont subi une intensification de la fumure semblable au cours de la période. L'axe 2 discrimine un assolement de type céréale - jachère (départements 72, 63, 58, 36, 37, 18, 21), et un assolement de type fourrages - plantes sarclées (départements 22, 35, 53, 49, 44, 85), le département 03 ayant une position mitigée. La projection des années supplémentaires vérifie l'homogénéité à l'intérieur des groupes des comportements vis à vis de la fumure en laissant

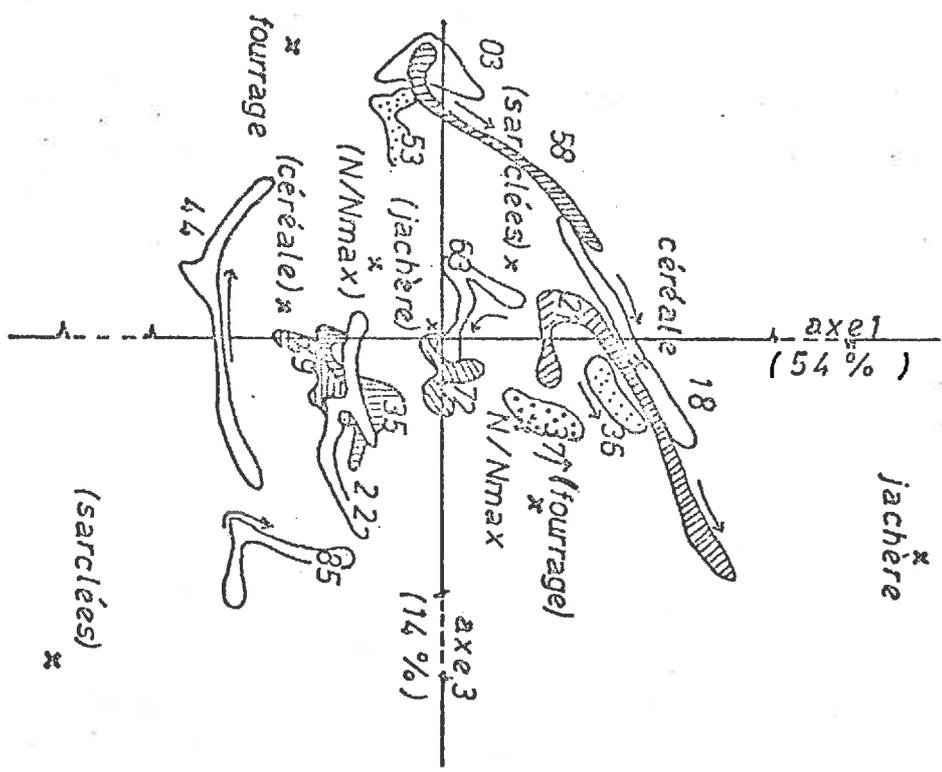
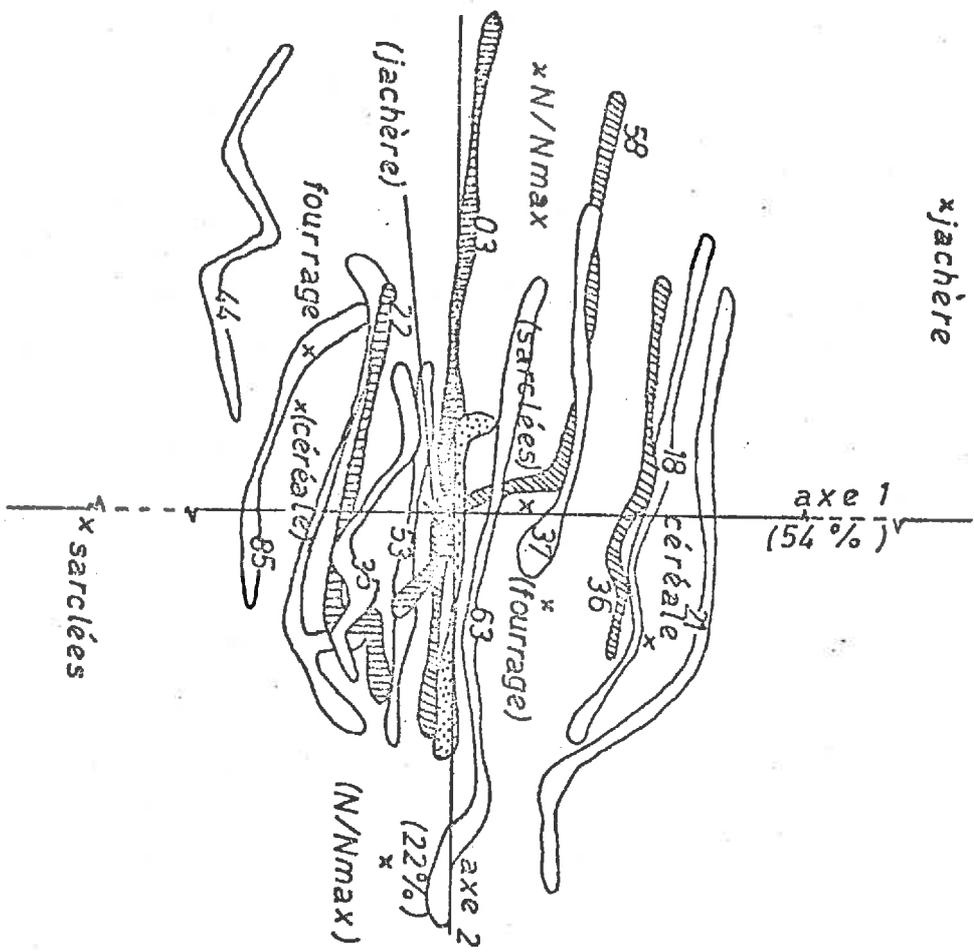


Fig. 8 - Analyse de la région Centre - Ouest, période 1964-69.
 (a) Plan factoriel (1,2) (76 % de la variance totale)
 (b) Plan factoriel (1,3) (68 % de la variance totale)

supposer des évolutions différentes pour les deux groupes. La proximité des variables *céréales, (fourrage)* et *fourrage, (céréales)* et leur projection proche du centre de gravité montrent que ces cultures caractérisent parfaitement les systèmes cultureux de la région Centre Ouest, qu'elles sont en outre complémentaires (l'une varie aux dépens de l'autre) et représentées dans des proportions où tous les intermédiaires existent. C'est la raison pour laquelle la coupure entre régions Centre et Ouest était peu nette dans l'analyse générale.

Période 1964-1969 (Fig. 8)

Le rôle respectif des deux premiers axes factoriels est inversé par rapport à l'analyse précédente. L'examen du plan factoriel (1,3) (Fig. 8b), d'où le facteur fumure est exclu, fait apparaître des évolutions particulières de l'assolement.

Période 1970-75 (Fig. 9)

a) Signification des axes

Comme dans la période précédente, l'axe 1 est déterminé par l'opposition *fourrages - plantes sarclées*, l'axe 2 par les variables de fumure. Ce dernier explique une part de variance beaucoup plus grande que dans la période précédente, signe que l'évolution de la fumure est ici plus rapide.

b) Projection des départements dans le plan factoriel (1,2)

On retrouve le long de l'axe 1 les deux grands groupes céréalier et fourrager, le département 03 ayant encore des caractéristiques moyennes (puisque'il se projette près du centre de gravité). C'est le deuxième groupe qui a maintenant l'intensification de fumure la plus forte alors que c'était le premier pendant la période précédente.

On peut en fait définir des sous groupes d'assolement plus homogènes en allant du type céréalier vers le fourrager : le groupe 18, 21, 36, 37, le groupe 63, 58, 72, le département 03 puis le groupe 35, 49, 22, 53, 85, et enfin le département 44.

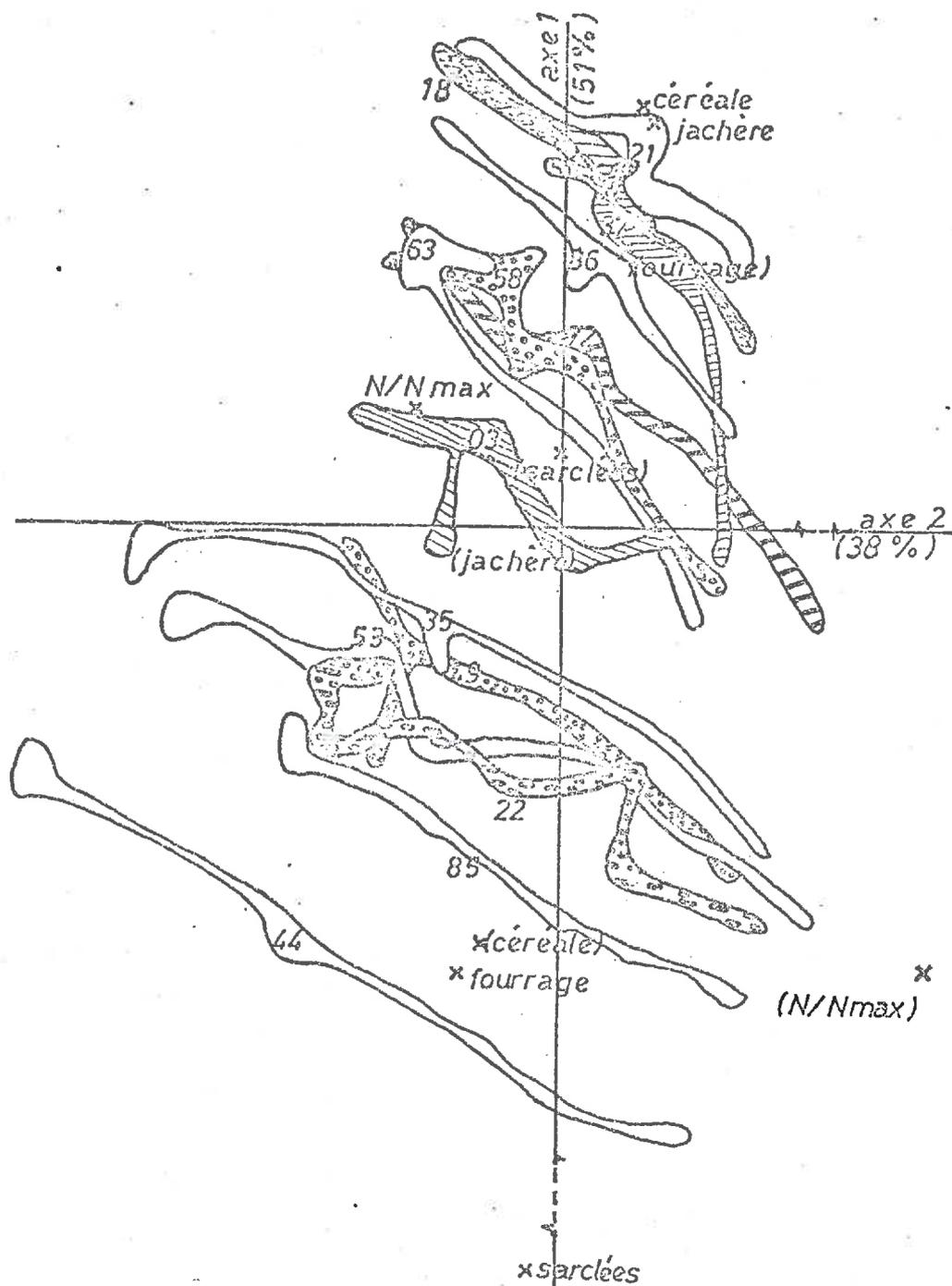


Fig. 9 - Analyse de la région Centre - Ouest, période 1970-75 : plan factoriel (1,2) (89 % de la variance)

En bilan l'étude de la région Centre Ouest à permis de distinguer

- un groupe à prédominance *céréales* (21, 18, 36, 37) correspondant à la région "Centre" de polyculture - élevage relativement intensive où l'essentiel de l'intensification de la fumure s'est fait pendant la période 1964-69.
- un groupe à prédominance *fourrages* (85, 22, 35, 49) correspondant à la zone "Ouest" d'élevage laitier où l'intensification de la fumure s'est faite tardivement, dans la période 1970-75. Le département 44 en est cas extrême.
- un groupe intermédiaire (72, 63, 58) caractérisé aussi par un système de polyculture -élevage moins intensif que le premier, où l'intensification de la fumure a été à peu près constante pendant toute la période étudiée. Le département 63, sans doute à cause de conditions de milieu plus contraignantes se singularise de ce groupe.

3.3.3. Bilan

Les différentes analyses ont permis d'individualiser parmi les 26 départements des groupes dont les caractéristiques de situation et d'évolution sont homogènes. On a mis en évidence différents niveaux d'agrégation ; à chacun correspond un facteur ou une combinaison de facteurs de discrimination matérialisés par les axes factoriels (assolement, évolution de la fumure, évolution de l'assolement) qui ont été définis sur les analyses globales ou régionales, portant sur la période entière 62-75 ou sur les sous-périodes.

On peut donc présenter les résultats sous la forme d'un arbre de classification (Tab. 1) où ne figurent que les niveaux d'agrégation (noeuds) relatifs aux périodes 1962-75 ou 1970-75. Trois noeuds apparaissent dont les deux premiers sont établis sur la période 1962-75 et le troisième sur la sous-période 1970-75. Les facteurs responsables des noeuds sont presque toujours une combinaison de l'assolement et de l'évolution de la fumure, l'évolution de l'assolement n'intervenant pas: cela traduit en fait une grande unité de comportement à l'intérieur d'un système cultural donné.

On peut visualiser encore mieux les résultats en portant sur une carte les régions trouvées (Fig. 10) :

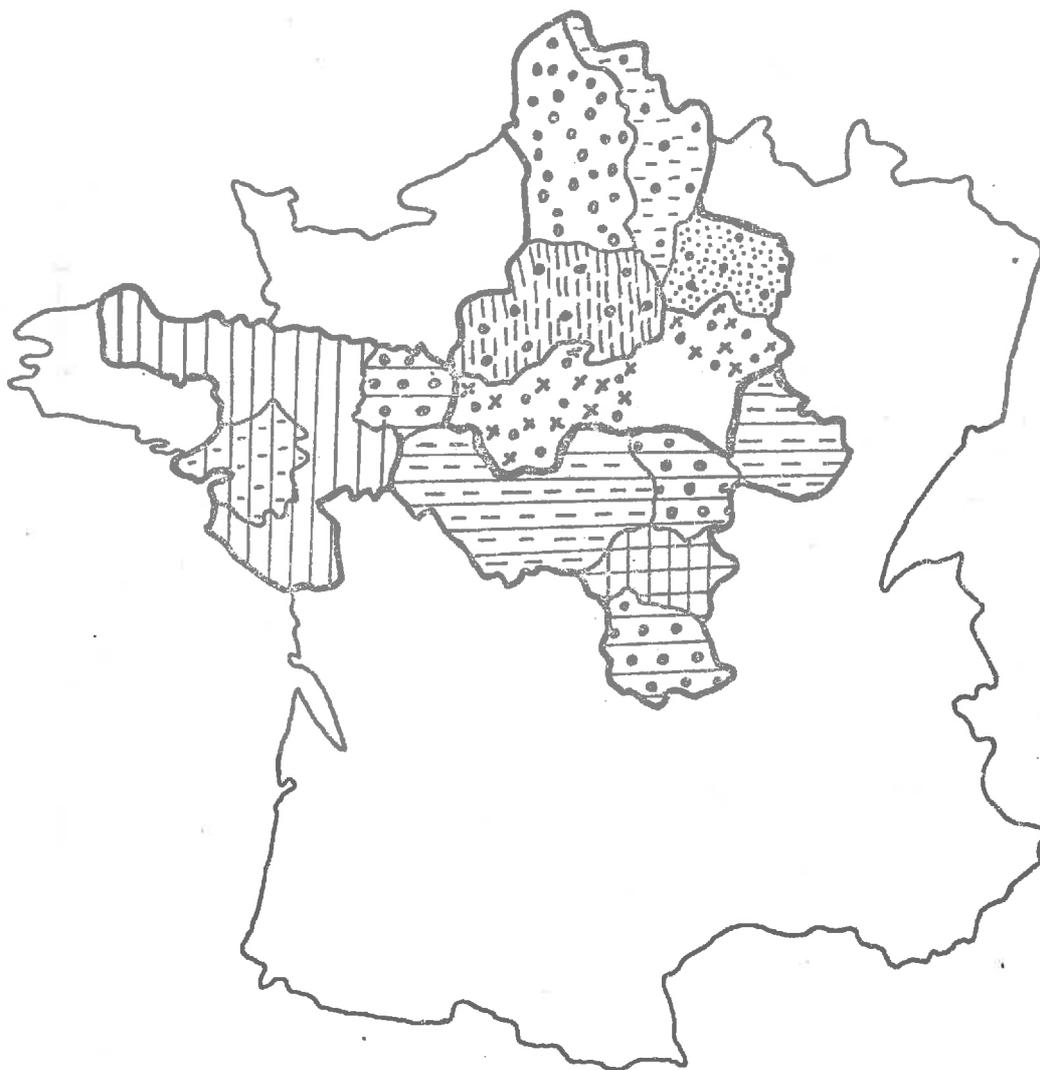
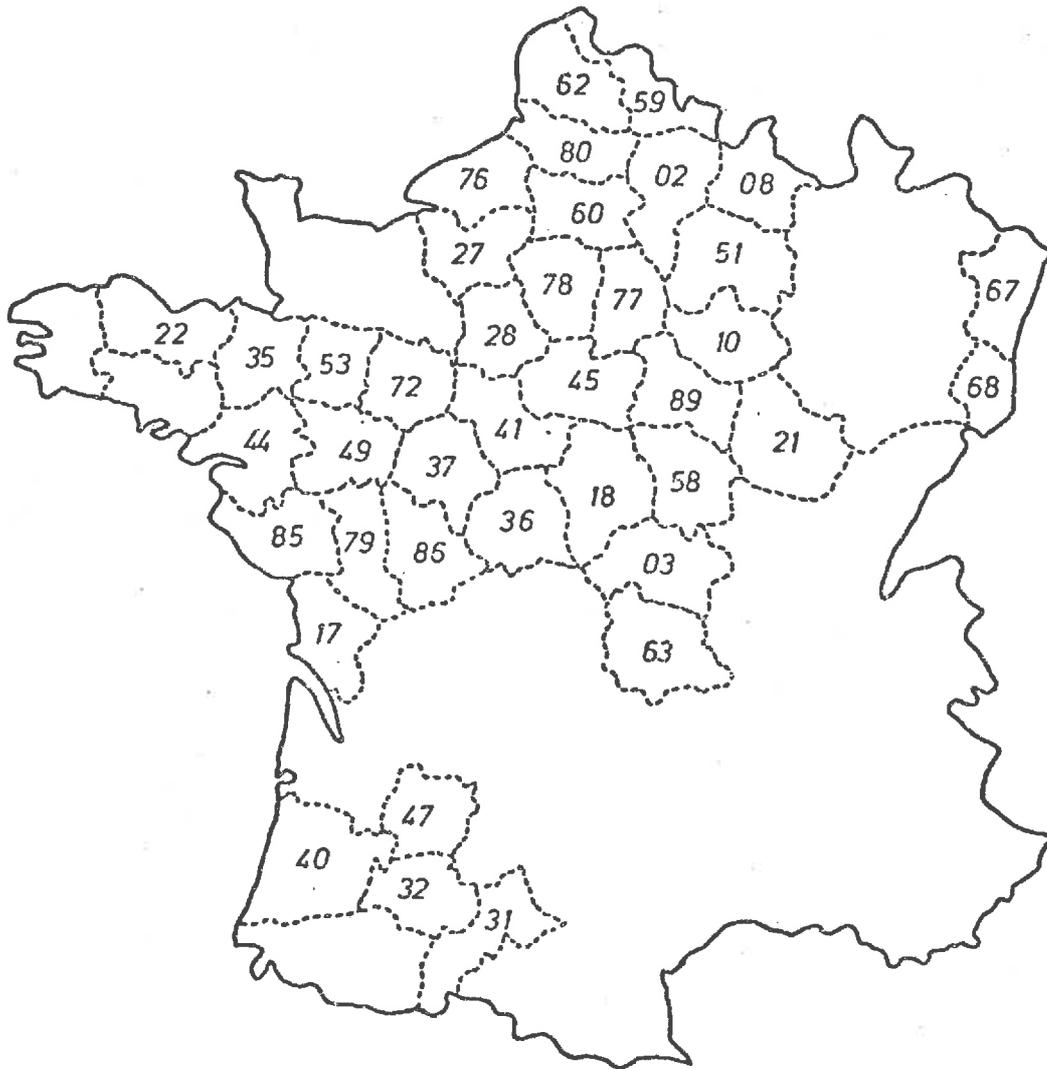


Fig. 10- Les différentes régions issues de l'analyse globale



4 - ANALYSE FRACTIONNEE

L'étude séparée des assolements et de leur évolution d'une part, des quantités de fumure et de leur évolution d'autre part et leur distribution régionale évite à la fois le problème de l'hétérogénéité des données (et donc de la transformation des variables fumure) et celui de la corrélation des deux types de données (fumure et assolement).

Nous l'avons donc menée en la considérant comme une sorte de test a posteriori de notre première méthode.

Dans cette deuxième phase, nous avons agrandi l'échantillon de départements en portant son effectif à 39 (Fig. 11).

Cet accroissement correspond au désir de représenter au mieux la production nationale (les 39 départements concernés représentent plus de 80 % de cette production) ; d'autre part, l'introduction de départements tels que les Haut et Bas Rhin et les départements du Sud-Ouest, dont les assolements sont assez semblables mais qui sont placés dans des situations climatiques différentes, peut permettre de comprendre un peu mieux les effets d'interaction entre techniques culturales et climat, lorsqu'on sera parvenu au stade de la modélisation.

Les analyses portent sur l'ensemble de la série 1962-1977.

4.1. Analyse des assolements

4.1.1. Méthode

On construit le tableau suivant :

Colonnes		Départements		
		1	2	39
Lignes				
Année 1	Céréales			
	Sarclées			
	Oléagineux			
	Industr:			
	Textile			%
	Fourrages			
	Semence			
	Jachère			
Autres				
Année 2	Céréales			
	'			
	'			
	'			
	'			
	'			
	'			
	'			

Les catégories "autres" regroupent les cultures apparues comme "marginales" au cours de la première approche (cultures légumières, légumes secs, cultures florales, plantes médicinales).

Etant donné la nature des données (pourcentages), l'analyse des correspondances est la plus appropriée. Nous utiliserons les critères d'interprétation déjà énoncés (§ 2.1.).

4.1.2. Résultats

Le premier axe factoriel explique 38 % de la variance. Quand on examine les contributions absolues des départements (colonnes du tableau) dans la détermination de l'axe 1, on voit apparaître l'opposition de deux groupes de départements qui correspondent en gros aux régions Nord - Bassin Parisien et Ouest définies précédemment. Quant aux contributions des lignes (Années-variables de l'assolement) elles indiquent que le 1^o axe représente l'opposition entre deux têtes d'assolement, *céréales* et *cultures fourragères*.

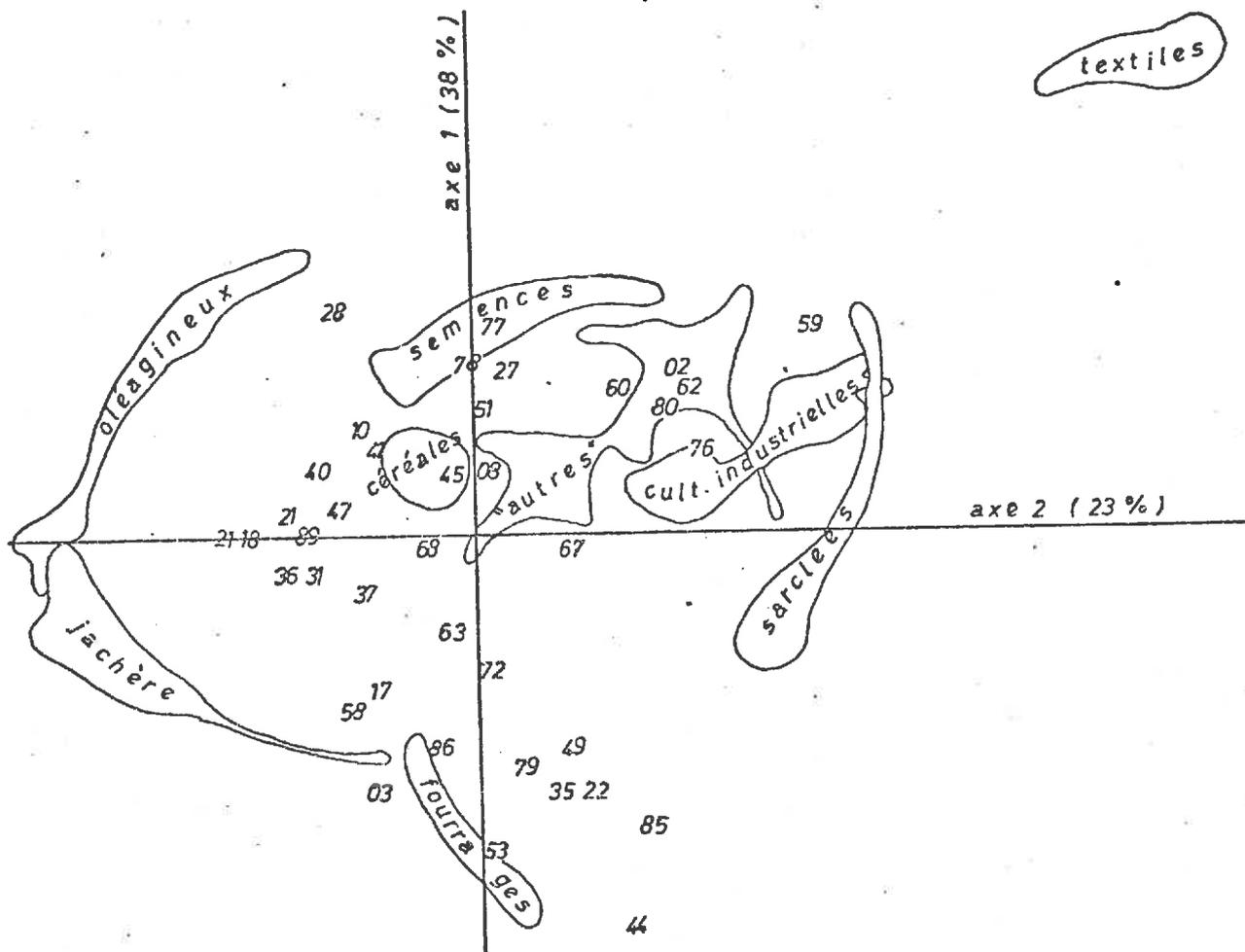


Fig. 12- Analyse des assolements : plan factoriel (1,2)(61% de la variance)

le pôle *jachère - oléagineux* (pôle négatif), c'est à dire en fait selon que le système est plus ou moins intensif. Ainsi,

- le groupe (A) se divise en (A₁) (28) 77 - 78 - 27 - 51 - 10
(40 - 41 - 45 - 08)
et (A₂) 60 - 02 - 59 - 62 - 80 - 76
- le groupe (B), tout entier situé vers le pôle négatif, n'est pas modifié
- le groupe (C) se divise en (C₁) (37) 63 - 72 - 17 - 58 - 86 - 03
et (C₂) 49 - 79 - 35 - 22 - 53 - 85 - 44

Procédant ainsi, on a privilégié le rôle de l'axe 1 par rapport à l'axe 2. En commençant le découpage par l'axe 2, on retrouve les groupes (A₂) et (C₁) et (C₂), inchangés ; par contre les groupes (A₁) et (B) deviennent :

- (A') 77 - 78 - 27 - 51 - 45 - 08 - 68 - 67
- (B') 28 - 10 - 40 - 41 - 21 - 47 - 32 - 18 - 89 - 36 - 31 (37)

Une autre visualisation des données consiste à faire une classification (par exemple en 5 classes) des coordonnées des départements sur chaque axe : à chaque département est attribuée une note (-, 1, 2, 3, +) et l'on dresse pour chaque axe factoriel une carte des départements ainsi notés. (Cartes 1 et 2 - Fig. 13).

La carte 1 montre la répartition des systèmes céréaliers (fortes notes); fourragers (faibles notes) et mixtes (notes moyennes). La carte 2 montre la localisation des plantes sarclées (fortes notes) et de la jachère, généralement associée aux oléagineux (faibles notes).

La superposition des deux cartes donne la carte 3 où l'on voit apparaître cinq régions. (Fig. 14).

Mais on retrouve ici les limites de la méthode qui, selon qu'on donne priorité au 1^o ou au 2^o axe conduit à des découpages différents (surtout pour les régions Centre et Bassin Parisien).

Coefficient
de corrélation

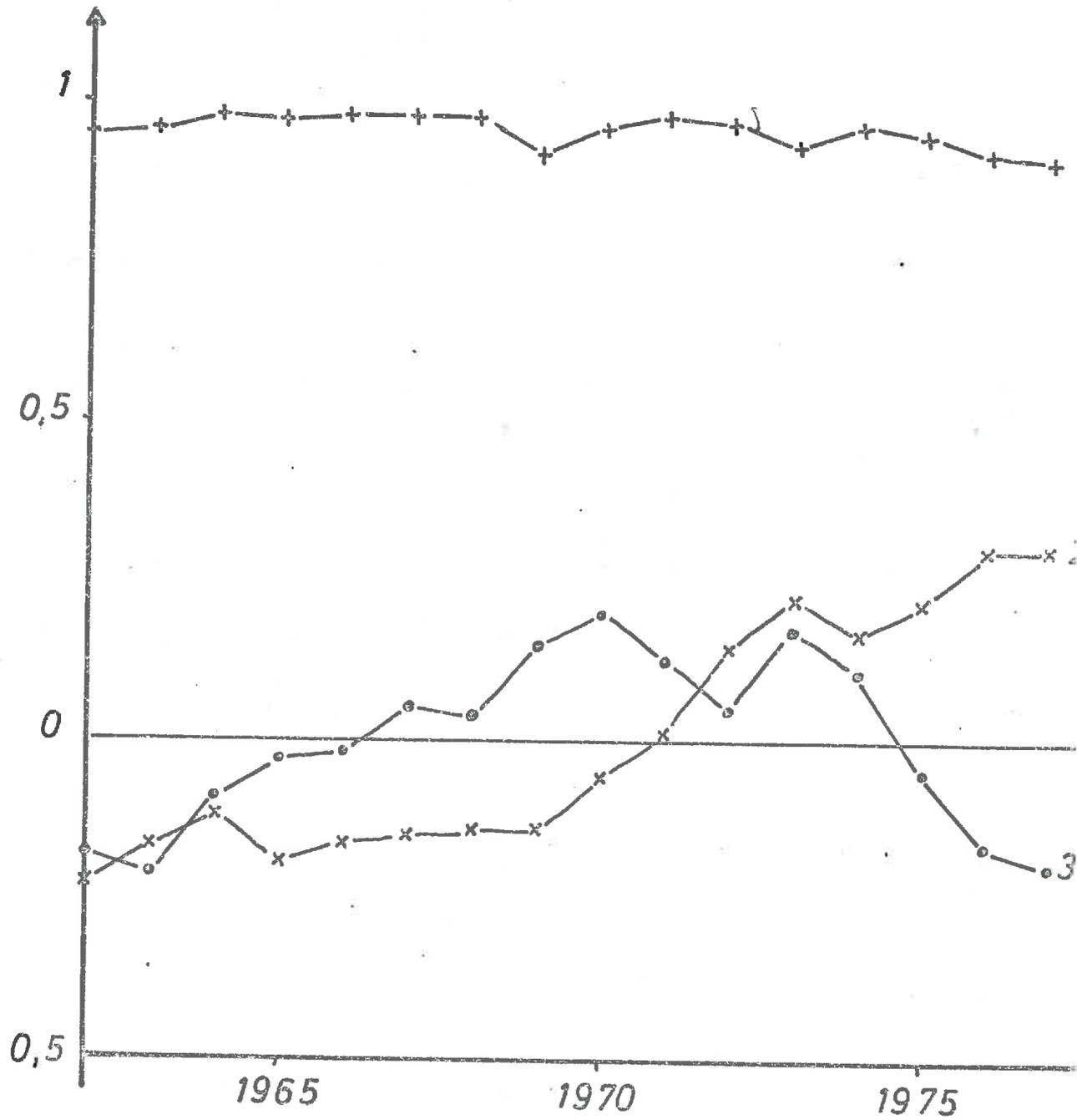


Fig. 15- Analyse des fumures- Corrélations des composantes principales 1,2,3 avec les variables (années)

4.2. Analyse des fumures

4.2.1. Méthode

Nous considérons ici les quantités d'engrais consommées, rapportées à 1 hectare de terres labourables. Etant donné la corrélation entre les engrais N, P, K, seul l'azote est étudié.

En privilégiant toujours l'aspect *évolution* nous construisons le tableau lignes x colonnes suivant :

Variables	Fumure azotée (kg/ha)			
	Année 1	Année 2	-----	Année 16
Observations				
Département 1				
Département 2				

Département 39				

Pour l'analyser, nous utiliserons l'Analyse en Composantes Principales dont le principe a déjà été exposé (§ 1.2.2.)

4.2.2. Résultats

Le premier axe explique 92 % de la variance. Sa signification n'est pas un effet lié au temps puisque chacune des variables (qui sont des années - fumure) a avec lui une corrélation comparable (Fig. 15).

En examinant, pour chaque département, sa coordonnée sur l'axe 1 et les niveaux de fumure pratiqués, on constate que cet axe différencie les départements par *la quantité d'engrais consommée par hectare* (Fig. 16). Aux valeurs positives de l'axe correspondent les départements dont le niveau

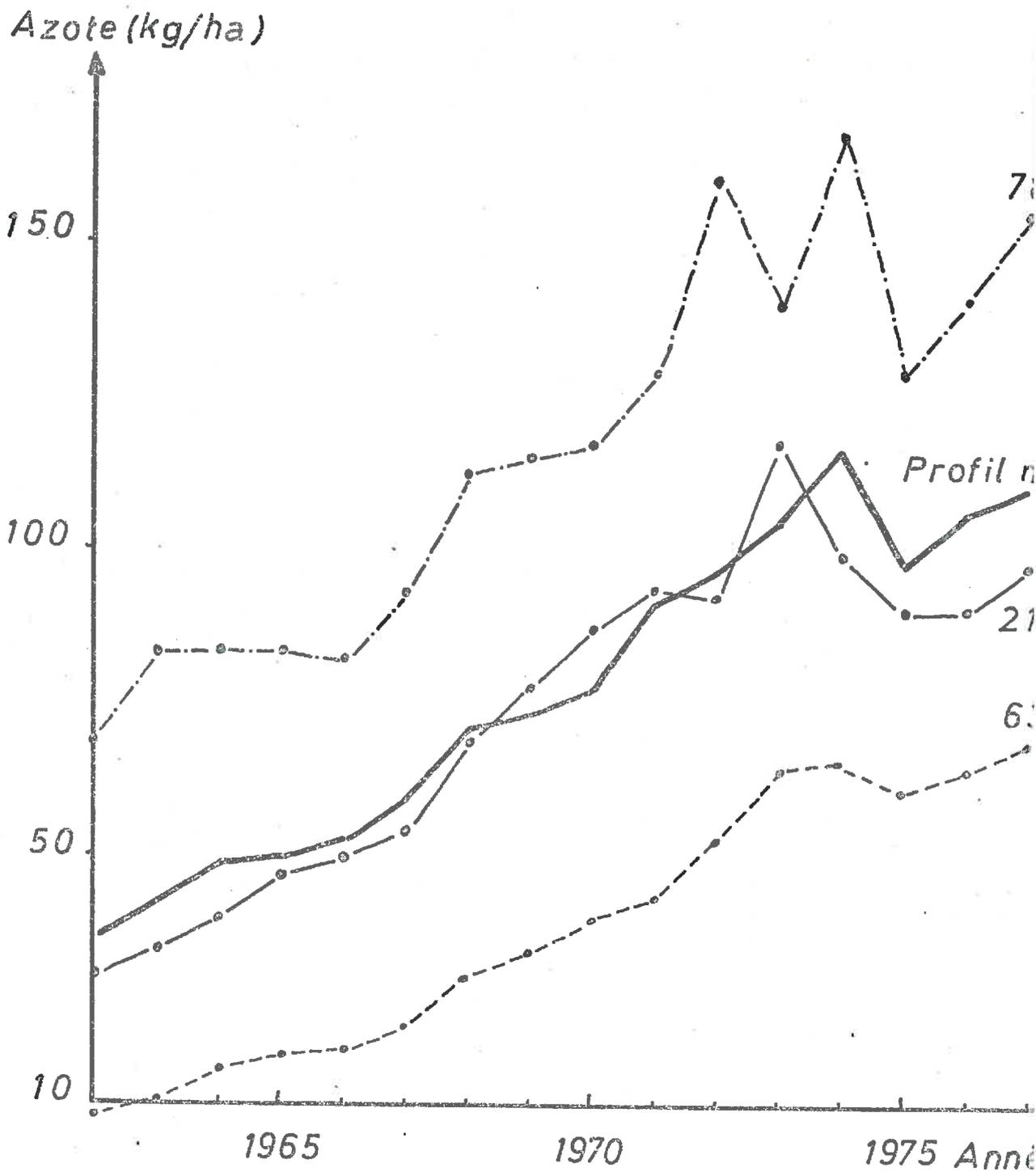
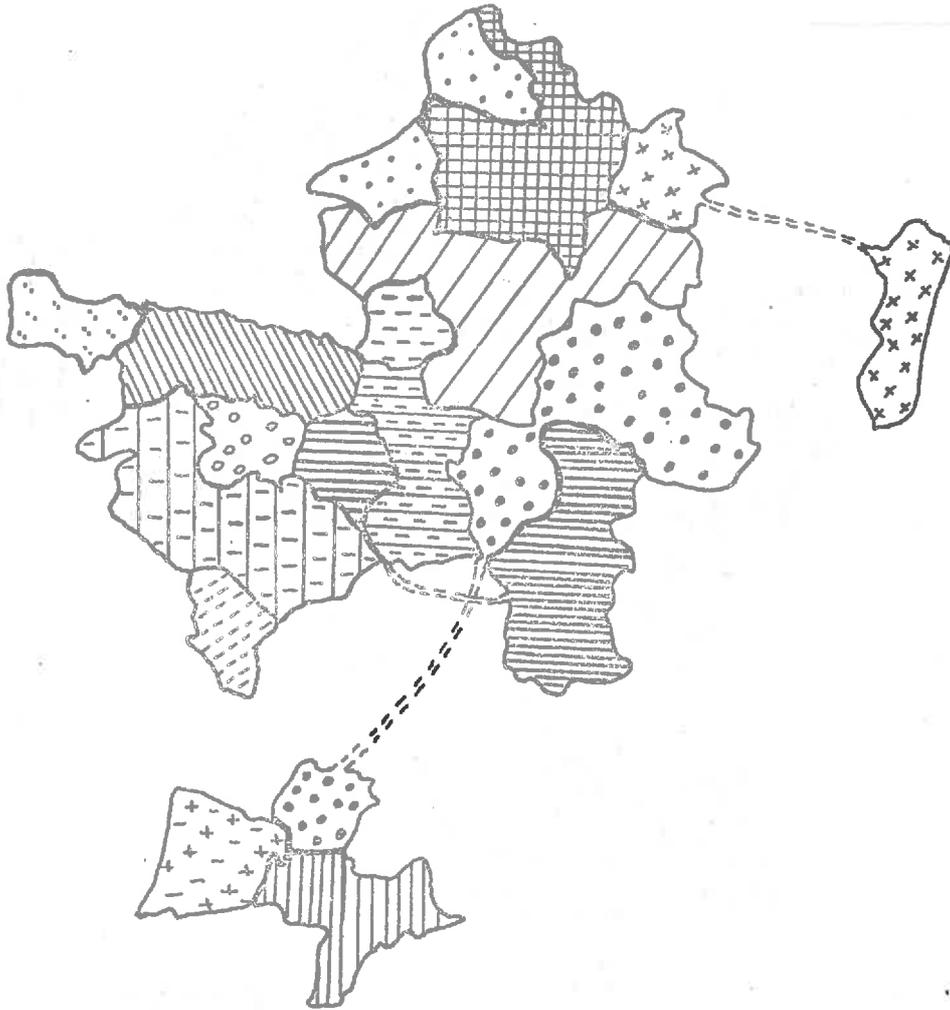


Fig. 16- Analyse des fumures- Evolution de la quantité d'engrais (N) consommée par hectare pour trois départements (78,21,63) dont la coordonnée sur le premier axe factoriel est respectivement positive (+) , nulle (0) , négative (-).
 Comparaison avec le profil moyen



CARTE 7

Fig. 21- Bilan de l'analyse fractionnée (Assolement + Fumure)-
Carte 7 : superposition des cartes 3 et 6

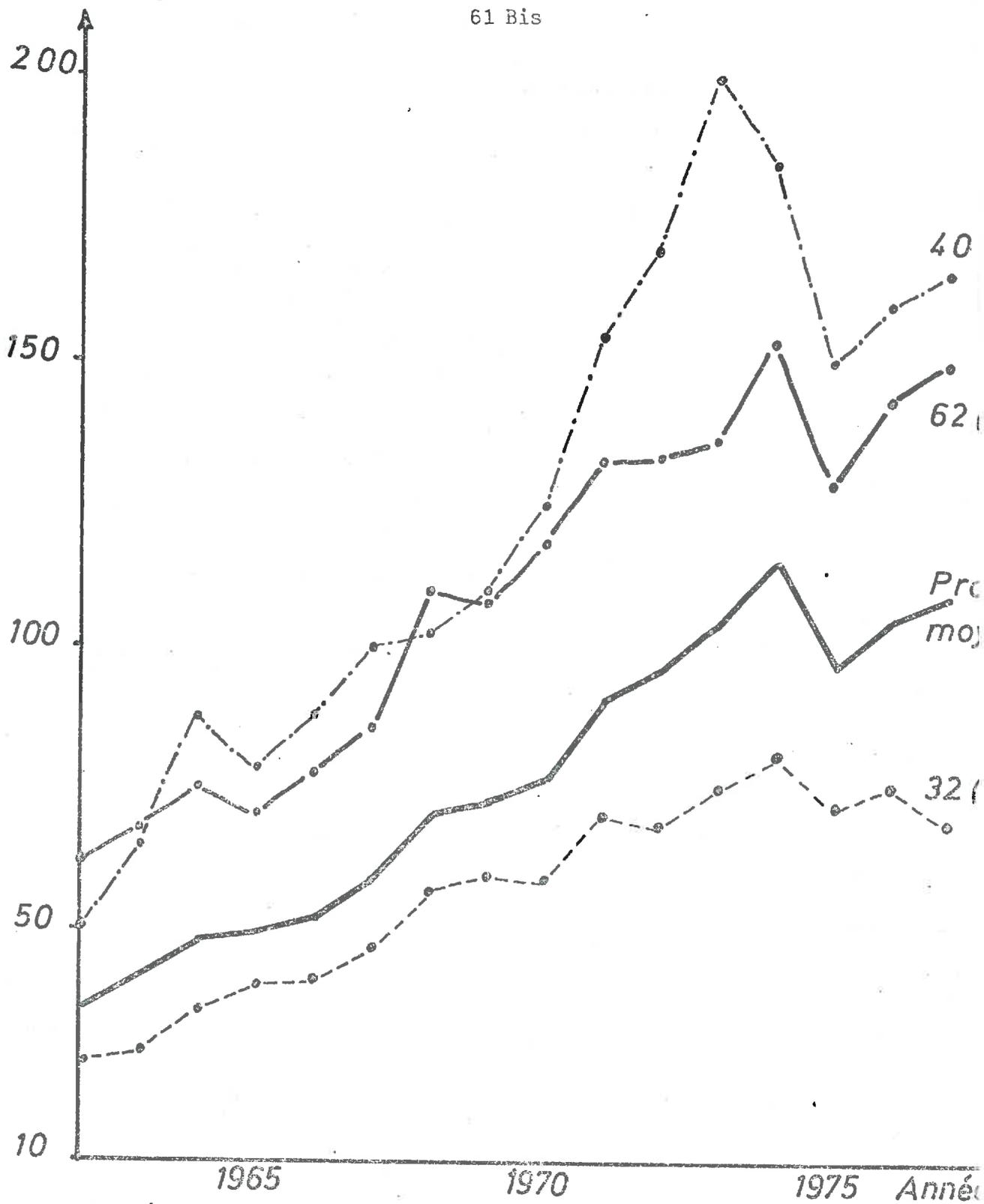


Fig. 19- Analyse des fumures- Evolution de la quantité d'engrais (N) consommée par hectare pour trois départements (40,62,32) dont la coordonnée sur le deuxième axe factoriel est respectivement positive (+) , nulle (0) , négative (-). Comparaison avec le profil moyen

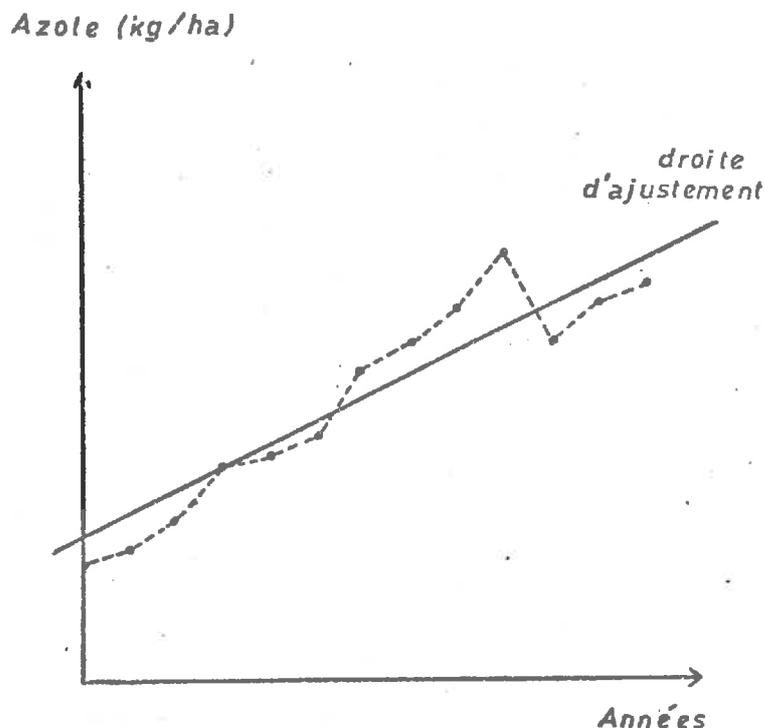


Fig. 18- Evolution de la fumure au cours du temps et vitesse moyenne

aux valeurs négatives de l'axe 2 correspondent les évolutions moins rapides que l'évolution du profil "moyen" et aux valeurs positives correspondent les évolutions plus rapides (Fig. 19). Cependant, la cartographie de la deuxième composante (Fig. 17b) n'arrive pas à parfaitement "régionaliser" l'évolution dans le temps de la fumure azotée.

Il reste que l'évolution de la fumure apparaît linéairement indépendante des niveaux pratiqués (puisque ces deux facteurs sont sur des axes orthogonaux par construction).

La superposition des cartes 4 et 5 (carte 6, Fig. 20) amène à un morcellement important du territoire dû au caractère très peu régional du caractère "vitesse d'évolution" de la fumure.

4.2.3. Bilan

Si l'on tente une superposition des caractères relatifs à l'assolement et ceux relatifs à la fumure on obtient un découpage (Carte 7, Fig. 21) peu différent de celui fourni par les seuls caractères "fumure". Ceci n'est pas étonnant puisque l'on a déjà remarqué l'analogie entre la carte synthétique de l'assolement (Carte 3) et celle du niveau général de fumure (Carte 4).

5 - DISCUSSION

5.1. Comparaison des deux méthodes

Bien que la comparaison des résultats obtenus par chacune des méthodes soit légèrement faussée par la différence de taille des échantillons, il est intéressant de l'esquisser.

Tout d'abord, la deuxième méthode vient confirmer un certain nombre d'idées acquises lors de la première approche :

- (i) cinq types de cultures suffisent pratiquement pour caractériser les assolements : céréales, cultures fourragères, plantes sarclées, oléagineux, jachère.
- (ii) la répartition des niveaux absolus de fumure est tout à fait analogue à celle des assolements ce qui confirme la liaison entre les données fumure et assolement (et justifie le passage aux niveaux relatifs $\frac{N_{ij}}{N \max j}$ dans la 1^o méthode).
- (iii) la cartographie de la vitesse moyenne d'évolution de la fumure (2^o composante. Carte-5) confirme l'existence d'une évolution plus marquée dans les départements de la région que nous avons appelé Centre Ouest que dans la région Nord.
- (iv) on retrouve dans l'étude de cette vitesse moyenne une coupure vers 1970.

Toutefois nous n'avons pas réitéré l'étude sur des sous périodes, ce qui ne nous permet pas de décrire l'évolution de la fumure aussi bien que par la première méthode.

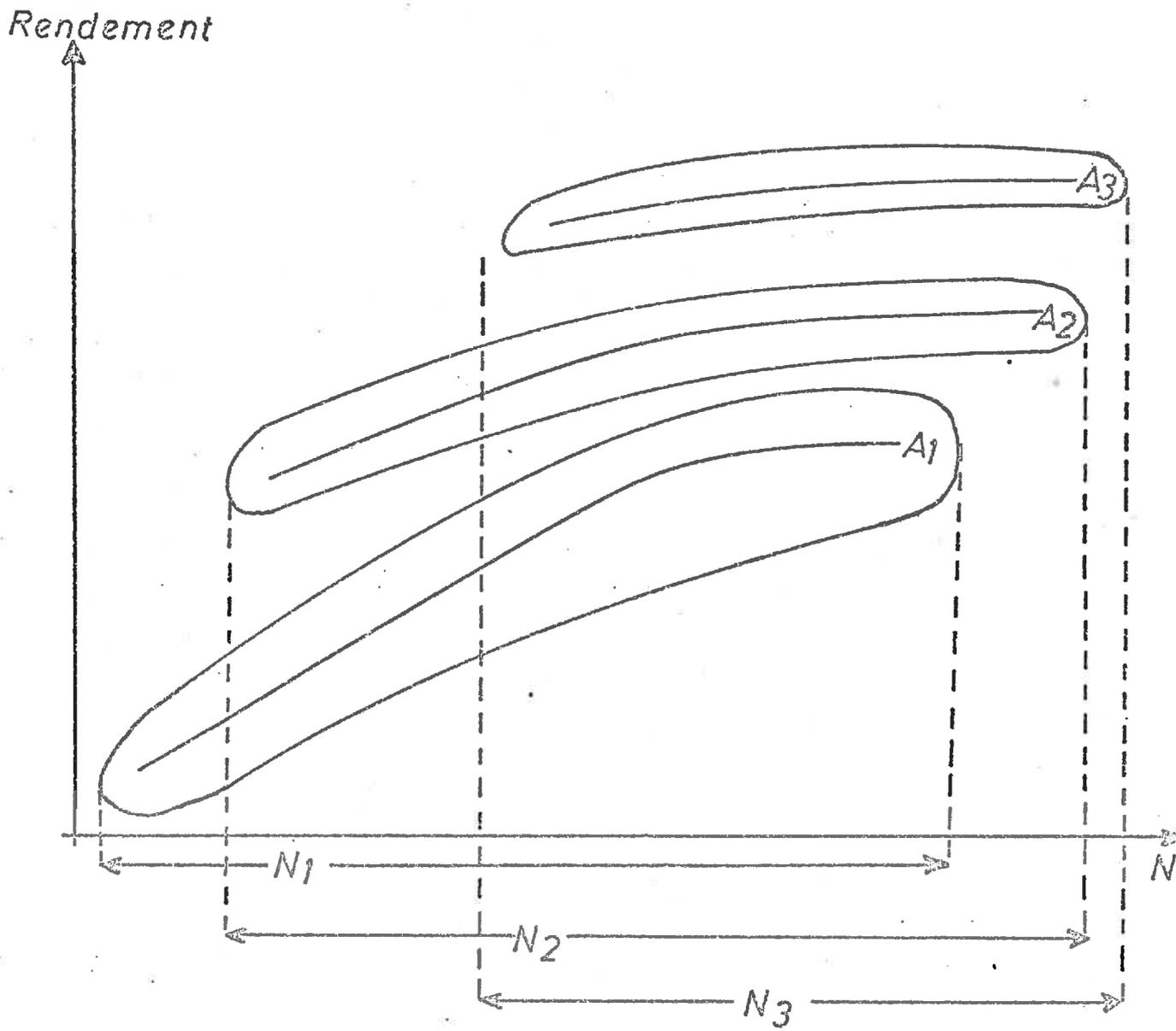


Fig. 22- Réponse théorique du blé au facteur azote (N) et interaction avec le facteur assolement (A)- On a indiqué dans chaque cas l'ordre de grandeur de la variabilité de la réponse

En bilan si la deuxième méthode permet une description individuelle (donc plus claire) des caractères de l'assolement et de la fumure pris séparément elle oblige à une synthèse visuelle dans laquelle il reste une part de subjectivité. Cela, ajouté à l'augmentation du nombre de départements étudiés, explique les petites différences constatées entre les deux cartes Fig. 10 et Fig. 21.

5.2. Critique des méthodes de régionalisation

Les résultats de notre étude coïncident bien avec les connaissances que l'on a par ailleurs de la géographie agricole de la France. En particulier, les groupes trouvés (à l'exception des départements frontières) sont constitués de départements voisins sans que l'on ait imposé de contraintes de contiguïté. Cela est dû bien sûr au facteur assolement dont la répartition dans l'espace correspond bien à une zonation géographique. La suppression des niveaux absolus de fumure dans la 1^o méthode n'a absolument pas gêné le respect de la contiguïté. Au contraire, la prise en compte de la variable N/N max et la priorité accordée à la vitesse d'évolution de la fumure ajoute un critère de contiguïté puisque cette vitesse est liée à la diffusion de la "technicité" au sens large qui procède de proche en proche, à partir de départements "pilotes".

Il reste à savoir si les méthodes utilisées nous ont permis d'atteindre les objectifs fixés :

a) Réduire les intervalles de variation des facteurs :

Considérons la réponse théorique du blé au facteur fumure (Fig. 22) : les niveaux de fumure appliqués au blé dépendent de l'assolement dans lequel il se situe, a fortiori les niveaux de fumure dont nous disposons N_1, N_2, N_3 , qui sont ceux appliqués à l'ensemble des cultures, sont liés aux assolements A_1, A_2, A_3 .

L'association (A_1, N_1) caractérise un système de production non spécialisé de type polyculture élevage, où le blé n'est pas dans sa zone de productivité maximale. L'association (A_3, N_3) est caractéristique au contraire d'un système très spécialisé, intensif où les conditions permettent l'utilisation de variétés très productives et l'obtention de rendements

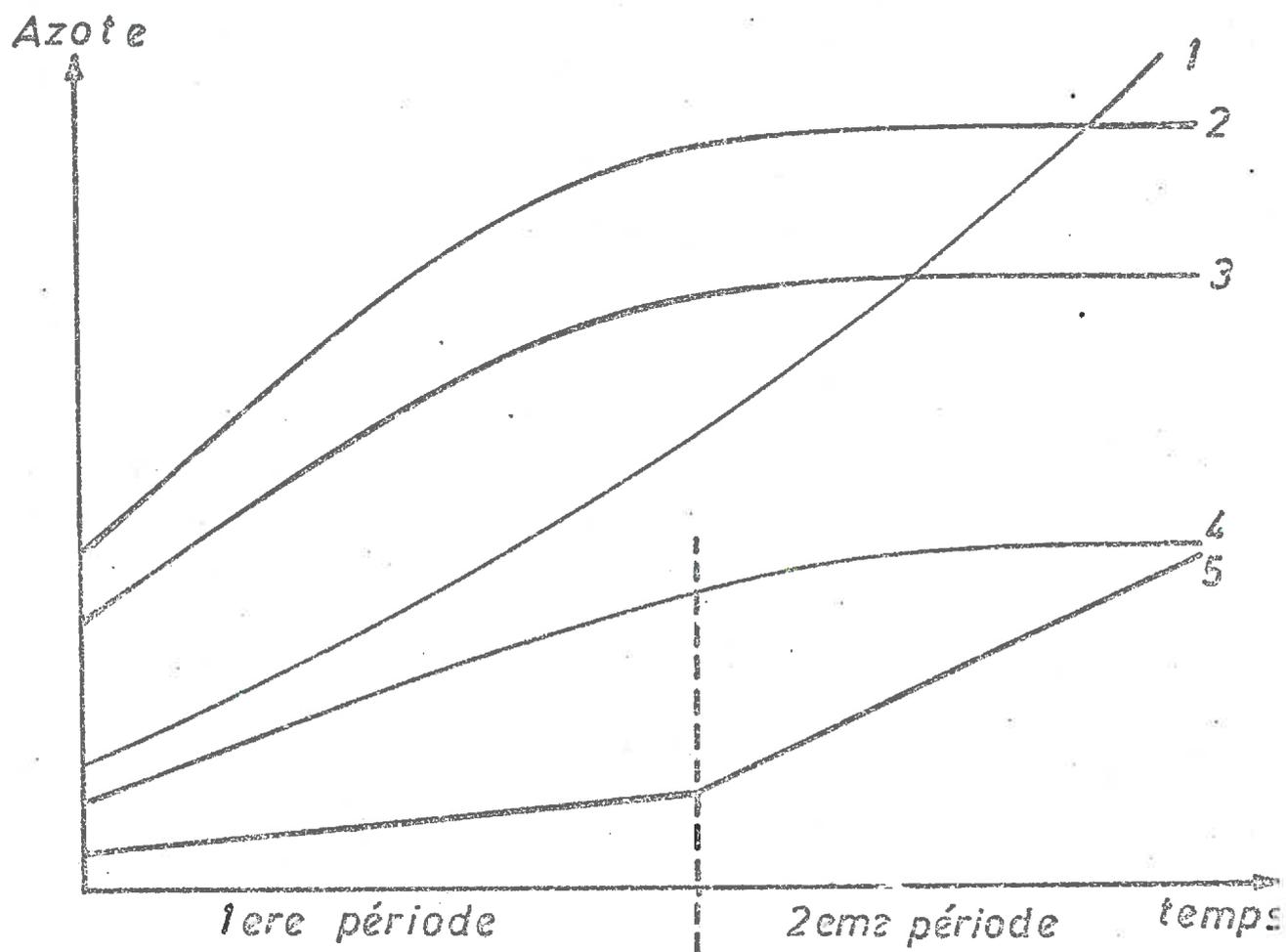


Fig. 23- Différents types d'évolution dans le temps de la fumure azotée

maximaux ; on est dans une zone "non économique" où toute augmentation de la fumure produit un gain de rendement non significatif.

En régionalisation sur l'assolement, c'est à dire en discriminant les différents assolements A1, A2, A3, on réduit aussi l'intervalle de variation des niveaux de fumure. Ce faisant, on réduit également la variabilité de la réponse possible du blé due à l'interaction entre les facteurs fumure et assolement. Ainsi les futurs modèles, établis pour chacune des situations 1, 2, 3 fourniront une réponse moyenne plus stable que s'ils avaient été établis sur l'ensemble (1 + 2 + 3).

b) Assurer une certaine homogénéité d'évolution à l'intérieur des groupes

La 1^o méthode ne permet pas de réaliser pleinement cet objectif, c'est à dire sélectionner des évolutions parfaitement parallèles. Mais l'utilisation du rapport N/N max a du moins permis de regrouper ensemble les départements dont les vitesses moyennes d'évolution de la fumure, pendant la deuxième période, étaient semblables. En effet, en régionalisant sur le critère N/N max, on regroupe des départements tels que 2, 3 et 4 (Fig. 23) et on les discrimine d'un département tel que 1. Comme en plus, le niveau absolu *moyen* de la fumure dépend de l'assolement, on distingue aussi, par l'intermédiaire du critère assolement, les départements 2 et 3 du département 4. Enfin, le fractionnement de l'étude sur deux sous-périodes, permet de discriminer les départements 4 et 5 en faisant apparaître des comportements différents, alors que sur l'ensemble de la période ils ont une vitesse *moyenne* d'évolution identique (c'est le cas des trois sous-groupes céréalier, fourrager et intermédiaire de la région Centre Ouest).

Dans la deuxième méthode, l'utilisation des niveaux absolus de consommation d'azote (kg/ha) fait porter tout le poids de la discrimination sur le caractère "niveau de consommation" (92 % de la variance est expliquée par le premier axe factoriel) qui, nous l'avons constaté, est redondant avec le caractère "assolement". Cependant, en portant son attention sur seulement les 3 % de la variabilité des données de fumure azotées expliqués par le deuxième axe factoriel, on peut discriminer aussi les départements en fonction de leur vitesse moyenne d'évolution de la fumure et mettre en évidence une rupture de l'évolution *moyenne* vers 1970.

Cette détection d'un changement de vitesse moyenne dans l'évolution de la fumure est importante. En effet, un modèle prédictif a d'autant plus de chances d'être fiable que pendant la période de référence (sur laquelle il a été établi), les facteurs ont des lois d'évolution simples (de type linéaire). De ce point de vue, l'ensemble des années de la série n'est généralement pas souhaitable puisque l'évolution peut y être complexe ; seule la période la plus récente où l'évolution est monotone constitue la période "utile" : sa détermination est donc très importante.

En outre, le choix de l'homogénéité des vitesses d'évolution comme critère de régionalisation permet aussi de prendre en compte les facteurs techniques "implicites" dont la vitesse d'évolution est liée (sans préjuger du sens cause - effet) à celle de la fumure (STRIZYCKS et POUS, 1975) : c'est le cas par exemple de la diffusion de nouvelles variétés. Considérons 2 départements (D1) et (D2) partis l'année a d'un même niveau moyen N_a de fumure à l'hectare, dont l'un (D1) atteint le niveau $(N + \Delta N)$ l'année $a + 2$, tandis que l'autre (D2) l'atteint l'année $a + 10$: on peut affirmer que pour (D1) l'accroissement de fumure a porté sur des variétés de blé pratiquement identiques (au niveau départemental, la diffusion des variétés nouvelles est très progressive) ; pour (D2) au contraire, les variétés cultivées ont pu changer considérablement et, par leurs potentialités et leurs besoins différents, modifier sensiblement la relation rendement - fumure.

CONCLUSION

Dans l'état actuel des connaissances analytiques sur l'élaboration du rendement du blé et des méthodes statistiques utilisées dans les modèles agrométéorologiques, la régionalisation des lieux de production, qui permet de contrôler un certain nombre de facteurs, est un préalable indispensable.

On a proposé ici deux méthodes de régionalisation objectives, fondées sur les facteurs agrotechniques dont l'utilité pour les futurs modèles avait été démontrée dans la Première Partie.

La première de ces méthodes a un caractère plus synthétique, donc mieux adapté à un objectif de "classification" tel que le nôtre. La deuxième est plus analytique et révèle plus de subtilités dans les phénomènes (évolution de la fumure en particulier) ; mais elle oblige à une synthèse visuelle plus délicate.

L'une et l'autre méthodes permettent de prendre en compte les contraintes liées à l'objectif d'une modélisation :

- réduire les intervalles de variation des facteurs de façon à avoir des réponses stables

- assurer à l'intérieur des régions une homogénéité d'évolution qui garantit une certaine qualité prédictive tout en contournant la difficulté qui consiste à régionaliser suivant des facteurs dont on ne connaît pas le poids dans les futurs modèles.

En bilan, les principales limites de la régionalisation effectuée résident actuellement dans la qualité des données utilisées.

On a déjà souligné l'inadaptation du découpage administratif à ce type d'étude. Le cas de l'Eure-et-Loir est particulièrement illustratif de cet état de fait puisqu'on y distingue en réalité trois systèmes de cultures différents : l'Ouest du département, limitrophe de la Normandie, est de type fourrager ; le Nord-Est (région de Chartres) est la zone typi-

quement céréalière : la betterave industrielle y a complètement disparu alors qu'on en trouve encore dans le Sud-Est. Déjà, l'échelle infra-départementale correspondant aux sous-préfectures et pour laquelle les données sont certainement disponibles correspond à des entités naturelles plus homogènes et donnerait sans aucun doute une régionalisation plus précise.

De même, une classification des cultures fondée sur des principes agronomiques permettait une meilleure définition des véritables assolements. On pourrait par exemple distinguer en Beauce les systèmes où la monoculture du blé (ou céréales secondaires) est de règle de ceux où, grâce à des conditions moins sèches (naturelles ou irriguées), la rotation maïs - blé est possible (Cf. HEBERT, 1976).

Enfin une meilleure caractérisation des techniques culturales du blé (fumure réellement appliquée au blé, mode d'apport, variétés cultivées..) permettrait d'orienter davantage la régionalisation vers les objectifs de modélisation du rendement. Or, il existe de telles données, très complètes, pour un certain nombre de départements qui font l'objet depuis 1962 des "Enquêtes sur la Production de céréales" réalisées par le S.C.E.E.S., à l'échelle de l'exploitation agricole (à raison de 80 exploitations par département). Elles constituent évidemment un matériel de choix pour l'application de notre méthode, que ce soit :

(i) au niveau d'un département ou d'une petite région pour l'étude détaillée des systèmes de culture

(ii) au niveau de l'ensemble des départements pour un propos tel que le nôtre où l'on veut établir les bases de futurs *modèles agrométéorologiques régionaux*.

CONCLUSION GENERALE :

PERSPECTIVES

Par définition un modèle agrométéorologique *de prévision* des rendements est statistique dans la mesure où, au moment où il fait une estimation, il fait des hypothèses sur la séquence climatique à venir jusqu'à la récolte. Mais d'autre part un modèle purement statistique qui ne tient aucun compte de la logique de la plante n'a aucune chance d'être fiable. L'intégration de connaissances analytiques est donc de toute évidence, la voie d'amélioration des modèles de prévision. Or c'est un travail pluridisciplinaire, de longue haleine et dont on trouve peu d'écho dans la littérature. Par ailleurs, la demande en modèles agrométéorologiques de prévision est très forte. Notre rôle est donc de réaliser un compromis en proposant des *solutions d'attente* fiables, tout en ne nous détournant pas de notre objectif à long terme.

Notre travail présente donc le double aspect de ce compromis :

- la prise en compte des facteurs agrotechniques est une amélioration nécessaire des modèles de prévision aussi bien pour l'immédiat que pour le futur (on pourra alors utiliser les apports des études analytiques dont ces facteurs font l'objet).

- la régionalisation fait partie des solutions d'attente dans la mesure où elle est liée à l'utilisation de la régression multiple, seule technique que nous soyons en mesure de mettre en oeuvre sans délai. Mais elle est également nécessaire pour le futur dans la mesure où il ne sera pratiquement jamais possible d'intégrer tous les facteurs implicites du milieu (Cf introduction Deuxième Partie).

Les limites actuelles de précision des résultats résident essentiellement dans le nombre et la qualité des données disponibles pour les facteurs agrotechniques. Un fichier très complet existe cependant ; il est constitué depuis 1962 par le Service Central d'Enquêtes et Etudes Statistiques du Ministère de l'Agriculture lors des "Enquêtes sur la Production de Céréales". Son exploitation sur l'ensemble de la série disponible, qui, à notre connaissance, n'a jamais été réalisée, se révélerait certainement très fructueuse et devrait pouvoir faire l'objet d'une étude pluridisciplinaire.

La suite logique de ce travail, à court terme est l'élaboration de modèles de prévision régionaux intégrant facteurs climatiques et technologiques. A plus long terme, c'est la réalisation de l'objectif final d'élaboration de modèles de prévision "ouverts" aux connaissances analytiques.

Ces deux programmes se heurtent à un problème méthodologique de taille que nous considérons comme primordial : la disponibilité de données, tant biologiques (rendement et ses composantes) qu'agronomiques (techniques culturales, variétés...) et climatiques. Elle doivent être en nombre suffisant pour assurer des degrés de liberté aux futurs modèles, d'autant plus que la régionalisation définit des unités ne comprenant quelquefois que 2 départements. On voit tout de suite que, pour les données biologiques et agronomiques, le réseau administratif départemental, outre le caractère sommaire des données qu'il fournit (à travers la Statistique Annuelle), est insuffisant. Pour les données climatiques, il existe le réseau de la Météorologie Nationale et celui, plus récent et partiel de l'INRA. Etant donné l'exigence en données météorologiques (et surtout bioclimatiques) des modèles, il est probable que ce réseau ne fournisse pas non plus le minimum d'une station par département. Si on ajoute à cela le problème de la représentativité d'une station météorologique vis à vis des cultures du département, il apparaît clairement que le problème des données, indépendamment de toutes les améliorations apportées par ailleurs aux modèles, imposera toujours des limites importantes à la précision de la prévision.

Parmi les améliorations possibles, la principale réside, nous l'avons dit, dans la prise en compte des connaissances analytiques.

Ces dernières concernent à la fois la logique interne de la plante (particulièrement le développement), l'action des techniques culturales et les modèles élémentaires de croissance.

Le développement - Il n'existe pratiquement pas à l'heure actuelle de modèle "analytique" de développement : seuls fonctionnent des modèles statistiques. Les plus courants, et de loin, prennent en compte uniquement la température (somme des températures, Q_{10}) et ne prédisent généralement qu'un stade phénologique, pratiquement toujours l'épiaison dans le cas du blé (CROSS et ZUBER, 1972 ; BROCHET et al., 1975) ; d'autres plus sophistiqués comme celui de ROBERTSON (1968) intègrent températures et photopériodes dans des équations qui simulent l'ensemble du développement du blé de printemps au moyen de six stades phénologiques (qui définissent cinq périodes).

VINCENT et MALET (1977) sont pratiquement les seuls à tenter de mettre au point un modèle explicite de la morphogénèse du blé.

L'action des techniques culturales

Le modèle d'action que nous avons proposé n'était qu'une approche sommaire. Il est évident que les effets des facteurs agrotechniques ne sont pas additifs et les études analytiques dont ils sont l'objet devraient proposer des formes d'action plus réalistes.

Les modèles élémentaires de croissance

Ils sont obtenus en conditions expérimentales, donc pour de faibles gammes de variation des variables et des paramètres d'état. Leur possibilité d'extension à l'échelle régionale peut être testée par l'étude de leur sensibilité à une variabilité simulée (au moyen d'un ordinateur) de leurs variables

et paramètres. On se rend compte alors qu'aucun modèle analytique n'est applicable directement à l'échelle régionale.

On peut cependant tirer de ces modèles des enseignements qualitatifs particulièrement intéressants :

- d'une part pour sélectionner les variables qui agissent réellement sur la plante pendant une période donnée
- d'autre part pour proposer aux procédures statistiques des modes d'action de ces variables qui se rapprochent le plus possibles de la réalité.

L'objectif idéal est donc d'aboutir à des modèles prédictifs "ouverts" aux connaissances analytiques acquises par ailleurs. Cela suppose obligatoirement un travail de collaboration entre plusieurs disciplines : l'Agronomie pour ce qui concerne les techniques culturales et la caractérisation des potentialités des sols, l'Amélioration des Plantes pour ce qui concerne le développement du blé, la Bioclimatologie pour les modèles de croissance et la Biométrie pour la mise en oeuvre de procédures statistiques appropriées.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BAIER W., ROBERTSON G.W., 1967 - Estimating yield components of wheat from calculated soil moisture. *Can. J. Plant. Sci.* 47, 617-630
- BAIER W., 1977 - Crop-weather models and their use in yield assessments. Technical note n° 151. W.M.O. n° 458
- BRENOT J., CAZES P., LACOURLY N., 1975 - Pratique de la régression : qualité et protection. Cahiers du bureau universitaire de recherche opérationnelle. Série Recherche. Cahier n° 23, 100 pp.
- BROCHET P., GERBIER N., BEDEL J., 1975 - Contribution à l'étude agrométéorologique du maïs. Application à la prévision des phases phénologiques et des rendements. Monographie de la Météor. Nationale. N° 95, 66 p.
- BROCHET P., GERBIER N., REMOIS P., 1977 - Etude agrométéorologique du blé tendre d'hiver. Monographie n° 101 de la Météorologie Nationale, 79 pp
- CAILLIEZ F. PAGES J.P., 1976 - Introduction à l'Analyse des Données. S.M.A.S.H. Paris
- CHARIOT M., 1976 - Etudes des incidences climatiques sur le rendement du blé d'hiver en Beauce. Mémoire de Maîtrise. Paris 76 p.
- CROSS H.Z., ZUBER M.S., 1972 - Prediction of flowering dates in maize based on different methods of estimating thermal units. *Agron. J.*, 64, 351-355
- DALE R.F., 1976 - An energy crop growth variable for identifying weather effects upon maize growth and yield. *Abst. X.M.O. Symp. on the Agrometeorology of Maize crop.* AMS, IOWA, July 1976.
- GERBIER N., 1976 - Contribution à l'étude agrométéorologique de la production du maïs grain en France. *Proc. WHO Symp. on the Agrometeorology of the maize (corn) crop.* AMES, IOWA 5-9 July 1976. 314-349
- GESLIN H., 1944 - Etude des lois de croissance d'une plante en fonction des facteurs du climat (température et radiation solaire). Contribution à l'étude du climat du blé. Thèse 1944. Imprimerie Nationale 116 p.
- HANUS H., 1969 - Une méthode de prévision des rendements à la récolte à partir des données climatiques (en allemand) *Z. Acker.-u. Pflanzenbau*, 129, 101-111
- HAUN J.R., 1974 - Prediction of spring wheat yields from temperature and precipitation data. *Agron. J.*, 66, 405-409

- HEBERT J., 1976 - Le bassin parisien produit près de 60 % du blé français. Fermes modernes, n° hors série F.28 "Le blé, céréale d'avenir" p. 170-175
- HOCKING R.R., 1976 - The analysis and selection of variables in linear regression. Biometrics, vol. 32, n° 1, pp. 1-50
- IN K., 1977 - Prévision des rendements des plantes cultivées à partir de données météorologiques par régression multiple. Bull. Rech. Agron. Gembloux. 12 (1-2). 37-54
- LEBART L., MORINEAU A., TABARD N., 1977 - Techniques de la description statistique. Méthodes et logiciels pour l'analyse des grands tableaux. 351 p. Dunod
- MALET P., DELECOLLE R., 1976 - Possibilités d'étude de l'influence d'un aménagement bocager sur la croissance d'un maïs par l'analyse factorielle. CR Table Ronde CNRS "Ecosystèmes bocagers" Rennes, 1976. p. 299-304
- MALET P., 1978 - Perspectives et intérêt de développement pour la communauté européenne des modèles agrométéorologiques de prévision de récoltes susceptibles d'intégrer les diverses données acquises par télédétection. Rapport pour la Communauté Européenne. ISPRA (Italie) 232 p.
- MARQUARDT D.W., SNEE R.D., 1975 - Ridge regression in practice. The American Statistician, 29 : 3-20
- NELSON W.L., DALE R.F., 1978a - A methodology for testing the accuracy of yield predictions from weather - yield regression models for corn. Agron. J., 70, 734-740
- NELSON W.L., DALE R.F., 1978b - Effect of trend or technology variables and record period on prediction of corn yields with weather variables. J. Appl. Meteor., Vol. 17, N° 7, 926-933
- NIX H.A., FITZPATRICK E.A., 1969 - An index of crop water stress related to wheat and grain sorghum yields. Agric. Meteorol., 6, 321-337
- PAGES J.P., CAILLIEZ F., ESCOUFIER Y., 1979 - Analyse factorielle : un peu d'histoire et de géométrie. Revue de statistique Appliquée, Vol. XXVII (1), 5-28
- PITTER R.L., 1977 - The effect of weather and technology on wheat yield in Oregon. Agric. Meteorol., 18, 115-131
- ROBERTSON G.W., 1968 - A biometeorological time scale for a cereal crop involving day and night temperatures and photoperiod. Int. J. Biometeorol. 12 (3), 191-223

- ROBERTSON G.W., BAIER W., 1968 - The performance of soil moisture estimates as compared with the direct use of climatological data for estimating crop yield. *Agric. Meteorol.*, 5, 17-31
- ROBERTSON G.W., 1973 - A factorial yield weather model for wheat. *Pro. W.M.O. n° 396. "Agrometeorology of wheat crop" Braunschweig, Fed. Rep. Germany. 22-27 Oct. 1973*
- ROBERTSON G.W., 1974 - Wheat yields for 50 years Swift Current, Saskatchewan, in relation to weather. *Can. J. Plant. Sci.* 54, 625-650
- STRIZYCKS S., POUS B., 1975 - Etude des facteurs influant sur les rendements en blé tendre. *Cahiers de Statistiques Agricoles*, n° 22, 41-57
- TALLUR B., 1978 - Etude de l'Agriculture régionale française par une méthode de classification automatique I.R.I.S.A. publication interne n° 103
- THOMPSON L.M., 1969 - Weather and technology in the production of corn in the U.S. Corn Belt. *Agron. J.*, 61, 453-456
- THOMPSON L.M., 1977 - Weather and Technology in corn production. *Proc. WMO Symp. on the Agrometeorology of the maize (corn) crop. AMES, IOWA, 5-9 July 1976. 309-313*
- VINCENT A., MALET P., 1977 - Principes de fonctionnement intégré du blé. *Bull. de liaison du Dép. d'Am. des Plantes 5 : 282-288*
- WILLIAMS G.D.V., 1969 - Weather and Prairie wheat production. *Can. J. Agric. Econ.*, 17, 99-109
- WILLIAMS G.D.V., JOYNT M.I., Mc CORMICK P.A., 1976 - Regression analyses of Canadian Prairie crop-district cereal yields, 1961-1972, in relation to weather, soil and trend. *Can. J. Soil Sci.*, 55, 43-53
- YAO A.Y.M., 1974 - Agricultural potential estimated from ratio of actual to potential evapotranspiration. *Agric. Meteorol.*, 13, 405-419.

