



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Spécialisation régionale et efficacité de l'agriculture

F. BONNIEUX

L'insertion croissante de l'agriculture dans l'économie de marché a profondément modifié la localisation des productions. Il en est résulté une plus grande spécialisation régionale et corrélativement une plus forte concentration géographique. Ce processus de longue période se repère en France dès la première moitié du XIX^e siècle, dans des départements comme le Pas-de-Calais où le développement minier et industriel ainsi que l'ouverture de débouchés en Angleterre ont joué un rôle important (Hub-scher, 1979-1980, 3^e partie).

Ce mouvement s'est poursuivi à un rythme élevé pendant les dernières décennies. La politique agricole commune, par la hiérarchie des prix qu'elle a instituée a accentué le phénomène. Elle a aussi favorisé des distorsions géographiques, au premier rang desquelles il faut citer l'extension de la production céréalière hors des zones naturellement propices.

Une photographie des orientations productives révèle désormais des systèmes départementaux très simplifiés. Quelques catégories suffisent à rendre compte de la réalité à cet échelon géographique, comme nous le verrons dans une première partie.

La deuxième partie constitue le corps de l'article. Elle est consacrée à un modèle de la technologie de l'agriculture, représentée par une fonction de production flexible qui tient compte des spécificités des grandes orientations de production. Cette fonction estimée sur une coupe départementale retient quatre facteurs de production : les consommations intermédiaires, le capital, la terre et le travail. La technologie est caractérisée en termes de substitution factorielle et d'élasticité de la demande dérivée d'in-puts. De plus l'agrégation du travail salarié et du travail familial en un seul facteur est discutée et remise en cause.

La troisième partie est une synthèse, dans la mesure où elle tente de répondre à la question : y-a-t-il une relation entre orientation des productions et efficacité de l'agriculture ? Au-delà du constat de fortes disparités régionales de productivité des facteurs, il semble bien que cette question appelle une réponse positive.

L'orientation des productions

Cette première partie s'appuie sur un ensemble de travaux de typologie régionale initiés par Rainelli et Kerbaol (1975) et emprunte ses résultats à une synthèse récente (Bonnieux, Fouet, Rainelli, 1987). Un de leurs principaux apports méthodologiques est d'avoir montré qu'il était possible de rendre compte de l'agriculture au plan régional en ayant recours à un jeu simplifié de variables.

La typologie présentée constitue une photographie au début des années 80 et s'appuie sur les éléments du compte de production départemental. Cette typologie statique est le résultat d'un processus de spécialisation-concentration régionale qui explique la simplification des systèmes de production. Elle est présentée en deux paragraphes, le premier insiste sur ses pôles principaux, tandis que le second est davantage centré sur les situations intermédiaires, susceptibles de s'orienter vers un des pôles si l'évolution antérieure se poursuit.

Les grandes orientations

Trois pôles nettement différenciés se dégagent. Il s'agit des départements consacrés aux productions animales, de ceux tournés vers la viticul-

ture et ceux de nature céréalière. Le résultat peut être concrétisé à partir des *coefficients de spécificité* ⁽¹⁾ des différents postes qui constituent la production finale et des composantes des consommations intermédiaires ; un indice égal à l'unité correspond à la moyenne nationale et signifie donc que pour la variable considérée le département étudié ne s'en écarte pas.

On a reporté, au tableau 1, les coefficients de spécificité de sept départements caractéristiques du pôle "productions animales". Ils concernent la part de l'ensemble des productions animales dans la production finale totale, ainsi que les parts des bovins, du lait et du groupe formé par les porcs-oeufs-volailles. Par ailleurs, on a indiqué le coefficient de spécificité relatif à la part des *charges animales* ⁽²⁾ dans le total des consommations intermédiaires.

Tableau 1.
Coefficients de
spécificité du pôle
"productions animales"

| | Productions animales | Bovins | Porcs, œufs volailles | Lait | Charges animales |
|-----------------|-------------------------|--------|--------------------------|------|---------------------|
| Côtes-du-Nord | 1,7 | 0,8 | 3,6 | 1,5 | 2,7 |
| Morbihan | 1,7 | 0,8 | 3,1 | 1,8 | 2,7 |
| Finistère | 1,6 | 1,1 | 3,1 | 1,4 | 2,4 |
| Ille-et-Vilaine | 1,7 | 1,3 | 1,9 | 2,2 | 2,1 |
| Mayenne | 1,7 | 1,9 | 1,3 | 2,0 | 1,4 |
| Manche | 1,7 | 1,6 | 0,7 | 2,9 | 1,3 |
| Doubs | 1,8 | 1,6 | 0,5 | 3,1 | 1,0 |

La spécificité de l'orientation vers les productions animales est du même ordre pour les sept départements, puisque le coefficient de spécificité associé à l'ensemble de ces productions évolue de 1,6 à 1,8. Sur la base des coefficients associés aux différentes productions, on peut établir des distinctions dans cet ensemble. On oppose alors un groupe caractérisé par le hors-sol et un deuxième nettement marqué par l'orientation laitière. On a dans le premier les Côtes-du-Nord, le Finistère et le Morbihan avec des coefficients supérieurs à 3 pour l'ensemble porcs-oeufs-volailles et à 2 pour les charges animales. Le second est constitué par la Manche et le Doubs, le coefficient associé au lait est de l'ordre de 3, la production bovine est développée et les charges animales relativement plus faibles.

La Mayenne et l'Ille-et-Vilaine correspondent à des situations intermédiaires. Si l'on considère le couple hors-sol et les charges animales, la première se rapproche davantage du groupe laitier et la seconde des trois autres départements bretons.

Le tableau 2 est établi sur les mêmes principes que le tableau 1 et concerne 13 départements caractéristiques du pôle céréalière. Les coefficients de spécificité, outre la production végétale, concernent les céréales et les charges végétales. Les départements ont été classés par spécificité céréalière décroissante. Celle-ci va de pair avec une part plus élevée des charges végétales dans l'ensemble des consommations intermédiaires.

(1) Il s'agit des rapports entre la part de chaque production dans le total départemental et la part de la même production dans le total national. Des coefficients analogues sont calculés pour les différentes consommations intermédiaires.

(2) Les différentes consommations intermédiaires sont regroupées en trois agrégats : charges animales (aliments du bétail, produits et services vétérinaires...), charges végétales (engrais, produits phytosanitaires...) et charges de mécanisation (produits pétroliers, services des artisans mécaniciens).

Tableau 2.
Coefficients de
spécificité
du pôle céréaliier

| | Productions végétales | Céréales | Charges végétales |
|-------------------|--------------------------|----------|----------------------|
| Eure-et-Loir | 1,8 | 4,0 | 1,6 |
| Seine-et-Marne | 2,0 | 3,3 | 1,7 |
| Aube | 1,8 | 2,9 | 1,7 |
| Loir-et-Cher | 1,5 | 2,8 | 1,6 |
| Yonne | 1,5 | 2,8 | 1,2 |
| Loiret | 1,7 | 2,5 | 1,4 |
| Cher | 1,4 | 2,5 | 1,8 |
| Oise | 1,6 | 2,4 | 1,4 |
| Indre | 1,3 | 2,4 | 2,1 |
| Eure | 1,2 | 2,1 | 1,3 |
| Aisne | 1,5 | 1,8 | 1,3 |
| Seine-et-Oise (1) | 1,9 | 1,8 | 1,0 |
| Somme | 1,3 | 1,7 | 1,5 |

(1) Seine-et-Oise désigne la Région Parisienne à l'exclusion de la Seine-et-Marne.

La part des charges végétales apparaît faible dans certains départements comme l'Eure-et-Loir, eu égard à l'importance des céréales. Elle est à l'inverse élevée dans le Cher et l'Indre. Pour ces deux départements, on observe aussi des charges de mécanisation relativement importantes, puisque le coefficient de spécificité correspondant vaut respectivement 1,6 et 1,8 alors qu'il oscille entre 0,8 et 1,2 pour les onze autres départements. Ces valeurs correspondent à une plus forte utilisation de consommations intermédiaires, toutes choses égales par ailleurs.

L'orientation céréalière caractérise principalement ce groupe mais les autres grandes cultures y sont bien représentées. Il s'agit en particulier de la betterave sucrière (Loiret, Picardie), de la pomme de terre féculière (Picardie), du lin et du chanvre (Seine-et-Marne) et du colza (Centre). Il s'agit donc d'un pôle "céréales — grandes cultures". Outre cette dominante, il faut signaler des orientations plus secondaires comme le maraîchage et l'horticulture (Seine-et-Oise) et le vin (Aube) — les premières en régression relative et la seconde progressant.

Au tableau 3, qui concerne le pôle "vin", nous avons fait figurer outre le coefficient de spécificité des productions végétales et du vin, celui de l'ensemble légumes — fruits — horticulture. Par contre, nous n'avons pas retenu celui des charges végétales, sa valeur est toujours faible puisqu'elle ne dépasse pas 1,1.

Tableau 3.
Coefficients de
spécificité du pôle vin

| | Productions végétales | Légumes - fruits - hortic. | vin |
|---------------------|--------------------------|-------------------------------|-----|
| Hérault | 2,1 | 1,1 | 8,5 |
| Aude | 1,9 | 0,5 | 7,1 |
| Gironde | 1,8 | 0,8 | 6,5 |
| Pyrénées-Orientales | 2,1 | 3,9 | 5,5 |
| Corse | 1,7 | 1,9 | 5,3 |
| Gard | 2,0 | 3,4 | 4,8 |

La production du vin obéit à des contraintes de localisation très fortes, ce qui explique les valeurs élevées du coefficient de spécificité correspon-

dant. A l'intérieur du pôle vin, il faut distinguer les cas où l'orientation viticole domine et ceux où il y a équilibre entre vin et légumes-fruits ou horticulture (Pyrénées-Orientales et Gard).

Les situations intermédiaires

Dans le premier plan d'une analyse factorielle, les pôles principaux délimitent un triangle. Le passage d'un sommet à l'autre permet de décrire des situations intermédiaires, en s'aidant de l'examen d'autres plans factoriels ou d'arbres de classification automatique.

Le déplacement de l'équilibre entre le vin et les légumes-fruits permet d'identifier une catégorie définie par cette dernière orientation. Elle est caractéristique de l'agriculture d'une partie de la Région Provence-Côte d'Azur, de la vallée du Rhône et de la moyenne Garonne. L'équilibre céréales-vin des Charentes, de la Vienne, de la Côte-d'Or ou de la Marne constitue un autre cas intéressant de situation intermédiaire.

Mis à part l'orientation hors-sol, il est plus délicat de désagréger le pôle productions animales. Une orientation viande bovine peut toutefois être définie à partir du cas de la Nièvre et de l'Allier, le coefficient de spécificité de la production de bovins y atteint respectivement 2,5 et 2,7. D'autres cas s'y rattachent, mais correspondent à des équilibres bovins-vin pour la Saône-et-Loire et bovins-ovins pour la Haute-Vienne. Un groupe important de départements est caractérisé par la production laitière. Il concerne tout d'abord la Basse-Normandie, une partie des Pays de la Loire et la Seine-Maritime. Le second bassin laitier est le plus étendu et va des Alpes du Nord à la Lorraine en incluant la Franche-Comté et la Haute-Marne. Enfin, un troisième ensemble de départements laitiers est situé dans le Massif Central. Par nature, la production laitière s'accompagne de production de viande bovine ; dans un certain nombre de cas, comme l'Orne et la Mayenne à l'Ouest, la Moselle dans l'Est ou le Puy-de-Dôme, on constate un équilibre lait-viande bovine, ce qui conduit à définir une sous-catégorie dans ce groupe laitier.

Un nombre assez élevé de départements (dix-sept) n'ont pas de spécialisation affirmée et sont donc difficiles à classer. Ils se rattachent à une catégorie de polyculture. Parmi eux, un premier groupe réalise un équilibre productions végétales — productions animales identique à la moyenne nationale. Pour le décrire, il faut faire intervenir des caractéristiques plus

Tableau 4
Classification
des départements par
orientation
(début des années 80)

| Catégorie | nombre départements |
|---------------------------------|------------------------|
| Céréales - grandes cultures | 19 |
| Légumes - fruits - horticulture | 10 |
| Vin | 12 |
| Polyculture | 17 |
| Hors-sol | 3 |
| Bovin - viande | 7 |
| Lait | 21 |
| (dont lait - viande bovine) | (8) |
| | 89 |

La Région Parisienne n'est pas subdivisée en départements, mais en deux unités seulement ; la Corse constitue aussi une seule unité.

particulières comme l'horticulture dans le Maine-et-Loire par exemple. L'autre partie de ce groupe s'apparente davantage à une orientation polyculture-élevage. Il convient ici de distinguer une sous-orientation vers la production de viande bovine (Vendée, Hautes-Pyrénées) et une sous-orientation de type laitier (Ille-et-Vilaine, Sarthe, Ain), un département comme l'Aveyron se rapprochant d'un équilibre lait-viande bovine.

En dépit de quelques cas difficiles à classer, il est possible de répartir l'ensemble des départements en sept catégories principales et une sous-catégorie qui correspond à l'équilibre lait-viande bovine (tableau 4).

Evolution et perspectives

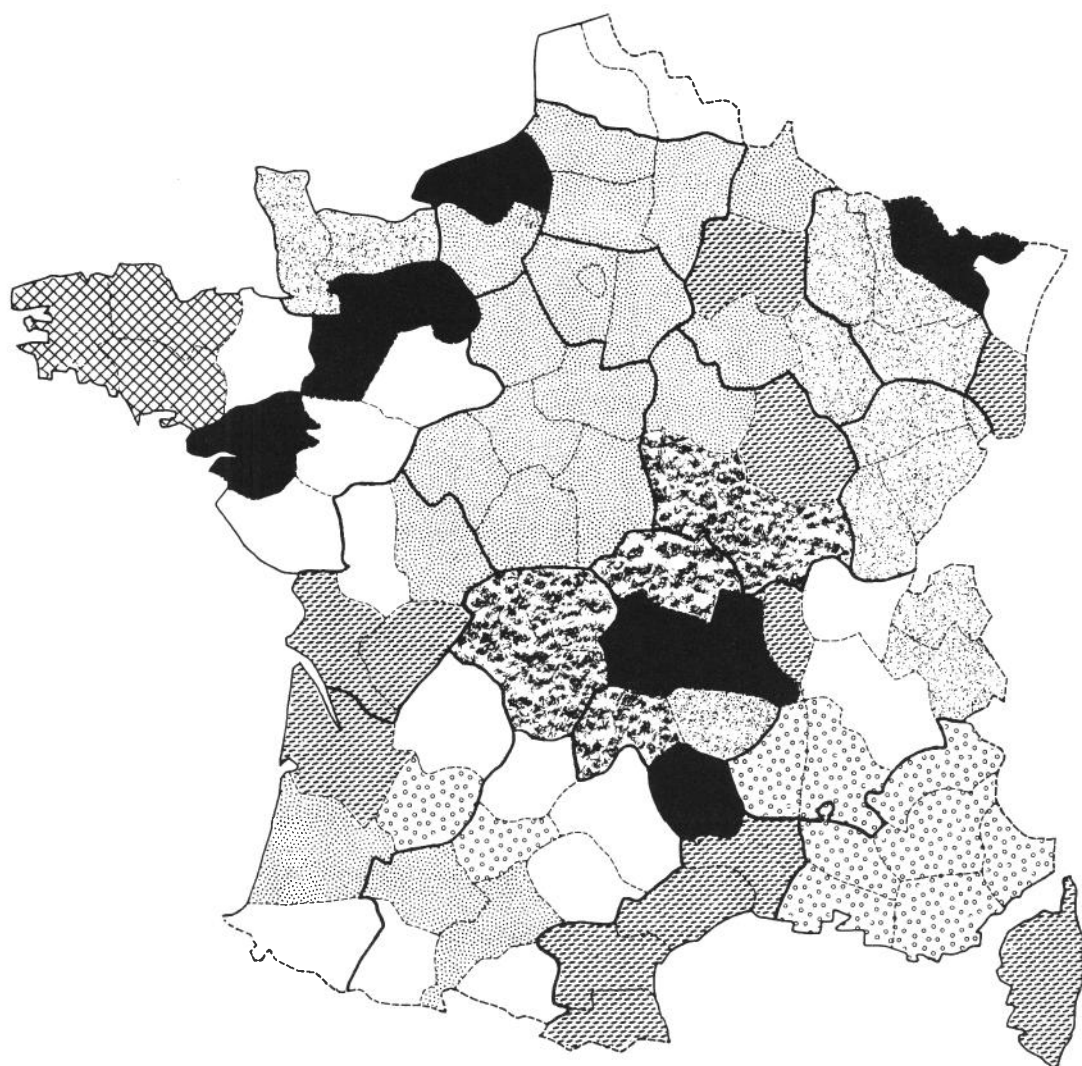
Une comparaison de cette typologie (carte), avec des typologies analogues, établis à partir de données relatives aux années 60 et 70, permet d'insister sur la simplification des systèmes de production départementaux. Ce mouvement de spécialisation régionale a eu pour corollaire une plus forte concentration géographique des productions. L'évolution a été particulièrement nette pour les productions animales qui étaient plus également réparties sur le territoire que les productions végétales (Bonnieux, Fouet et Rainelli, 1987, p. 68-69).


Cette comparaison conduit à s'interroger sur les perspectives d'évolution et tout particulièrement sur la poursuite de processus engagés de longue date. La contraction du groupe de départements caractérisés par la polyculture au profit de systèmes départementaux spécialisés a été conditionnée par les structures agraires. Le mouvement de spécialisation vers les productions hors-sol de l'agriculture bretonne, au cours des années 60 s'est inscrit dans le cadre de petites exploitations. A l'inverse, des rapports terre-homme plus élevés ont favorisé une évolution vers des orientations de type céréalier et de grandes-cultures (Haute-Garonne, Ardennes). Le développement de la production laitière caractérise l'évolution récente de régions où dominent les exploitations petites et moyennes (Ille-et-Vilaine, Ain). La mise en place d'une politique de limitation de l'offre, en particulier l'instauration de quotas, peut provisoirement geler la situation. Toutefois, à plus ou moins long terme, elle ne devrait pas freiner le mouvement de spécialisation laitière de l'Ouest. Le maintien d'une production importante dans les régions moins favorisées nécessitera de plus en plus des débouchés spécifiques (fabrication de fromages) ou une politique d'aides.

- La baisse du prix des céréales et les mesures visant à limiter la croissance de la production (prélèvement de coresponsabilité) peuvent freiner l'extension de la zone céréalière là où le rapport terre-homme est élevé (Meuse). Elles peuvent aussi remettre en cause la spécialisation céréalière de zones à la périphérie de la région Centre. La croissance considérable de la production d'oléo-protéagineux a été favorisée par les mêmes facteurs que la croissance de la production céréalière : fort rythme du progrès technique, améliorations foncières et prix élevés. La limitation de l'aide aux producteurs de colza et de tournesol, peut pénaliser des régions comme Midi-Pyrénées et Poitou-Charentes qui ne bénéficient pas de structures agraires aussi favorables que le Bassin Parisien.


L'évolution de la demande tant intérieure qu'à l'exportation a entraîné une augmentation de la production de vins de qualité dans l'ensemble des régions viticoles. Les progrès réalisés au niveau des cépages, des techniques culturales et de vinification ont permis aux régions méditerranéennes et même au Languedoc voué jusqu'alors aux vins courants de bénéficier


Typologie des départements au début des années 80



 céréales, grandes cultures

 vin


 fruits, légumes, horticulture

 polyculture

 hors-sol

 lait

 bovins

 lait et bovins

de cette croissance. De façon corrélative, la diminution de la consommation de vins courants a bouleversé l'économie agricole de ces régions ; la pérennité de la spécialisation viticole masque donc des mutations.

Modèle économétrique

Cette partie a tout d'abord pour objet de fixer la méthodologie qui permet d'estimer la fonction de production de l'agriculture. Les principaux résultats nécessaires concernant la forme fonctionnelle sont tout d'abord rappelés (Bonnieux 1986, p. 336 et sq) et appliqués au cas de quatre facteurs de production : les consommations intermédiaires et les trois facteurs primaires (capital, terre, travail). Mais la majeure partie de ce paragraphe porte sur les résultats économétriques obtenus sur une coupe départementale centrée sur l'année 1980. Un rapprochement avec les résultats d'autres travaux sur l'agriculture française et des agricultures étrangères est par ailleurs proposé.

Forme fonctionnelle

La fonction de production de l'agriculture est représentée par une fonction translog. En tant que forme fonctionnelle flexible, elle n'impose aucune contrainte *a priori* aux valeurs des élasticités de substitution entre facteurs de production ; ce qui constitue un avantage important par rapport à des formes classiques comme la Cobb-Douglas ou la CES. De plus, par l'intermédiaire du jeu de variables indicatrices, le modèle retenu prend en compte l'hétérogénéité spatiale révélée par la typologie départementale. Il permet donc de tester l'influence de l'orientation des productions sur le niveau de production.

Le niveau de production étant désigné par Y et le niveau d'emploi des facteurs par X_i , le modèle s'écrit :

$$\text{Log } Y = a_0 + \sum_{i,k} (a_i + a_{ik} D_k) \text{Log } X_i + 1/2 \sum_{i,j} b_{ij} \text{Log } X_i \text{Log } X_j$$

$$i, j = 1, \dots, I; k = 1 \dots K-1. (1)$$

Dans la suite, I est égal à quatre puisque les inputs retenus sont les consommations intermédiaires et les trois facteurs primaires. D_k désigne la variable indicatrice associée à la classe k de la typologie départementale, K vaut donc sept ; on n'a pas distingué la sous-catégorie qui correspond à un équilibre entre la production laitière et celle de viande bovine.

Le paramètre a_0 est un paramètre d'échelle peu important, les autres paramètres a_i , a_{ik} et b_{ij} permettent de caractériser la technologie. Si l'hypothèse d'homogénéité de degré un est adoptée, ils respectent les contraintes suivantes :

$$\sum_i a_i = 1; \sum_i a_{ik} = 0 \quad k = 1, \dots, 6; \sum_i b_{ij} = \sum_j b_{ij} = 0$$

$$i, j = 1, \dots, 4. (2)$$

ce qui ramène le nombre de paramètres indépendants à $(I - 1) K = 21$ pour les a_i et a_{ik} , et $I(I - 1)/2 = 6$ pour les b_{ij} .

Sous l'hypothèse de maximisation du profit, les prix étant supposés exogènes, $\partial Y / \partial X_i = p_i$ prix relatif du facteur X_i par rapport au prix du produit Y . On définit alors :

$$M_i = \partial \text{Log } Y / \partial \text{Log } X_i = p_i X_i / Y$$

qui représente la part du produit consacrée à la rémunération du facteur X_i .

La différentiation de la fonction de production (1) aboutit au système d'équations des parts de facteurs :

$$M_i = a_i + \sum_k a_{ik} D_k + \sum_j b_{ij} \text{Log } X_j \quad i = 1, \dots, 4 \quad (3)$$

$\sum_i M_i = 1$; Le nombre d'équations indépendantes est égal à $1 - 1 = 3$, puisque les facteurs épuisent complètement le produit.

Pour achever la présentation de la forme fonctionnelle, il faut rappeler que la fonction translog n'est pas régulière en tout point de l'espace des inputs. Cette limitation constitue une contrepartie de sa flexibilité. Aussi, pour toute combinaison particulière des facteurs de production, doit-on vérifier les conditions de régularité : produits marginaux positifs et quasi-convexité des isoquantes. La première condition équivaut à ce que les parts de facteurs calculées soient positives et la seconde peut être remplacée par un test sur la matrice des élasticités de substitution d'Allen, celle-ci devant être semi-définie négative.

Les différentes élasticités se déduisent des paramètres estimés en appliquant une procédure présentée par Berndt et Christensen (1973) dans le cas de trois facteurs de production. La première étape consiste à calculer les élasticités de substitution d'Allen, la seconde aboutit aux élasticités-prix de la demande dérivée.

Il convient tout d'abord de rappeler la définition de l'élasticité de substitution d'Allen entre deux facteurs de production X_i et X_j . Elle est donnée par :

$$s_{ij} = (Y / X_i X_j) ([F_{ij}] / [F]) \quad -\infty < s_{ij} < \infty$$

$$i, j = 1, \dots, 4 \text{ (Allen, 1938)}$$

où $[F]$ est le déterminant de la matrice hessienne bordée F de la fonction de production et $[F_{ij}]$ le cofacteur de $\partial^2 Y / \partial X_i \partial X_j$.

Pour calculer la matrice S de terme général s_{ij} , on définit la matrice symétrique d'ordre $1 + 1 = 5$ suivante :

$$G = \begin{bmatrix} 0 & M_1 & M_2 & M_3 & M_4 \\ M_1 & b_{11} + M_1^2 - M_1 & b_{12} + M_1 M_2 & b_{13} + M_1 M_3 & b_{14} + M_1 M_4 \\ M_2 & b_{12} + M_1 M_2 & b_{22} + M_2^2 - M_2 & b_{23} + M_2 M_3 & b_{24} + M_2 M_4 \\ M_3 & b_{13} + M_1 M_3 & b_{23} + M_2 M_3 & b_{33} + M_3^2 - M_3 & b_{34} + M_3 M_4 \\ M_4 & b_{14} + M_1 M_4 & b_{24} + M_2 M_4 & b_{34} + M_3 M_4 & b_{44} + M_4^2 - M_4 \end{bmatrix}$$

$$\text{alors } s_{ii} = [G_{ii}]/[G] \quad i = 1, \dots, 4$$

$$s_{ij} = [G_{ij}]/[G] \quad i, j = 1, \dots, 4 \quad i \neq j$$

où $[G]$ est le déterminant de G , $[G_{ii}]$ le cofacteur de $b_{ii} + M_i^2 - M_i$

et $[G_{ij}]$ le cofacteur de $b_{ij} + M_i M_j$.

Mise en œuvre du modèle

Le système des équations des parts de facteurs (3) fournit l'ensemble des paramètres nécessaires pour estimer les élasticités de substitution et les équations de demande de facteur. L'estimation de ce système est préférée à l'estimation directe de la fonction de production (1) afin d'éviter des difficultés dues à la colinéarité des variables explicatives.

Pour passer du système (3) à un modèle économétrique, un terme d'erreur est ajouté à chaque équation. Il représente les écarts entre le comportement observé et le comportement de maximisation du profit. La somme des parts de facteurs étant égale à un, la matrice de variance-covariance des erreurs est singulière, une des équations est donc éliminée. La méthode d'estimation est appliquée à un système de $I - 1 = 3$ équations. Les résultats obtenus en utilisant la méthode du maximum de vraisemblance à information complète sont indépendants de l'équation éliminée. Cette méthode fournit des estimations convergentes et asymptotiquement efficaces des paramètres. Pour estimer les paramètres de l'équation éliminée, on utilise les contraintes linéaires (2), les estimateurs obtenus ont donc les mêmes propriétés.

Pour déterminer la matrice S des élasticités de substitution d'Allen, il suffit donc d'inverser la matrice G et d'en extraire la matrice carrée d'ordre $I = 4$, convenable. Les conditions de régularité de la fonction de production sont alors vérifiées localement, une fois l'estimation terminée. Cette vérification a été faite pour les combinaisons de facteurs de production correspondant à la moyenne nationale ainsi qu'à la moyenne de chacune des catégories de la typologie départementale.

Dès lors que la fonction de production estimée est régulière en un point, on en déduit les élasticités-prix correspondantes de la demande dérivée. L'élasticité prix propre de la demande du facteur X_i est donnée par :

$$e_{ii} = s_{ii} M_i < 0 \quad i = 1, \dots, 4.$$

et l'élasticité de la demande de X_i par rapport au prix de X_j par :

$$e_{ij} = s_{ij} M_j \quad i, j = 1, \dots, 4 ; i \neq j.$$

Les élasticités d'Allen s_{ij} et les élasticités prix e_{ij} ont le même signe, et peuvent donc servir indifféremment à classer les couples de facteurs. Si s_{ij} est positive, X_i et X_j sont des facteurs substituables ; si elle est négative, ils sont complémentaires.

Résultats empiriques

Le modèle est estimé à partir d'une coupe départementale centrée sur l'année 1980. Les données nécessaires portent sur les parts et le niveau

d'emploi des facteurs. Elles sont issues d'une banque de données présentée en annexe.

Les résultats de l'estimation des paramètres structurels obtenus en appliquant la méthode du maximum de vraisemblance au système d'équations (3) sont reportés aux tableaux 5 et 6.

Tableau 5.
Estimation du terme
constant
des équations des
parts de facteurs

| Equation Catégories de départements | Consom- mations intermé- diaires | Capital | Terre | Travail |
|---|---|-------------------|-------------------|-------------------|
| Céréales grandes cultures | 0,4273 (23,80) | 0,1145 (14,76) | 0,0783 (9,05) | 0,3799 (16,00) |
| Légumes - fruits horticulture | 0,4623 (23,80) | 0,1059 (10,59) | 0,1121 (10,23) | 0,3197 (11,11) |
| Vin | 0,3920 (19,60) | 0,0755 (8,44) | 0,1400 (11,67) | 0,3925 (15,18) |
| Polyculture | 0,5145 (31,31) | 0,1262 (19,95) | 0,0843 (10,08) | 0,2750 (12,88) |
| Hors-sol | 0,6009 (14,49) | 0,1210 (5,65) | 0,0736 (3,59) | 0,2045 (3,84) |
| Bovins-viande | 0,4716 (17,00) | 0,1487 (11,76) | 0,0983 (7,33) | 0,2814 (7,53) |
| Lait | 0,4970 (31,43) | 0,1206 (19,07) | 0,0940 (12,14) | 0,2884 (15,32) |

Les valeurs du t de Student sont entre parenthèses.

Les coefficients de la partie du premier degré en $\log X_i$ de la fonction de production varient selon l'orientation des productions. Ils correspondent aux termes constants, paramètres a_i et a_{ik} , des équations de parts de facteurs (tableau 5). Les coefficients de la partie quadratique, paramètres b_{ij} , sont par contre identiques pour toutes les catégories de départements. Ce sont encore les coefficients des équations de parts de facteurs (tableau 6).

Tableau 6.
Estimation
des coefficients
des équations de parts
de facteurs
(matrice symétrique)

| Equation \ Facteur | Consom- mations intermé- diaires | Capital | Terre | Travail |
|---------------------------------|---|--------------------|--------------------|--------------------|
| Consommations intermédiaires | 0,1371 (6,82) | — 0,0260 (2,68) | — 0,0302 (3,38) | — 0,0809 (3,42) |
| Capital | | 0,0021 (0,18) | 0,0204 (3,12) | 0,0035 (0,32) |
| Terre | | | 0,0127 (1,43) | — 0,0029 (0,25) |
| Travail | | | | 0,0803 (2,45) |

Les valeurs du t de Student sont entre parenthèses

Le modèle estimé satisfait aux conditions de régularité pour chaque catégorie de départements, ainsi que pour la combinaison de facteurs correspondant à la moyenne nationale. Il est donc possible d'en déduire des conclusions économiques.

L'homogénéité des catégories de départements est rejetée sur la base d'un test statistique du rapport de vraisemblance. Le logarithme de la vraisemblance passe en effet de 499,9 à 465,9 pour une diminution du nombre de paramètres indépendants de 27 à 9 ; ce qui donne une valeur du test de 68, largement supérieure à 37,2 valeur critique du X^2 à 18 degrés de liberté pour un niveau de confiance de 99,5 %. L'hétérogénéité inter-catégories apparaît clairement à la lecture du tableau 5, les différences de valeurs s'interprètent en termes de rémunération des facteurs de production. Pour chaque input, les orientations de production sont classées en fonction de la part du produit qui lui est consacrée. Par exemple, si l'on considère le travail, il y a une opposition entre les orientations à dominante animale et les orientations à dominante végétale, la rémunération relative de ce facteur augmentant lorsque l'on passe des premières aux secondes.

D'autres spécifications du modèle fondées sur des regroupements de catégories de départements ou des contraintes sur les paramètres ont été considérées. Elles ont été écartées soit sur la base d'un rejet de la régularité en certains points importants, soit à partir d'un test du rapport de vraisemblance. Ainsi la lecture du tableau 6 a-t-elle conduit à considérer le cas où les coefficients b_{22} , b_{24} et b_{34} sont nuls. L'ajustement correspondant n'entraîne pas de diminution significative du logarithme de la vraisemblance, mais les conditions de régularité ne sont pas vérifiées pour trois catégories de départements (légumes-fruits-horticulture, hors-sol, bovin-viande).

Les paramètres b_{ij} n'ont pas d'interprétation économique directe, ce qui conduit à considérer les différentes élasticités qui s'en déduisent. Le tableau 7 fournit une estimation des élasticités de substitution d'Allen par catégorie de départements.

Tableau 7.
Elasticités de
substitution d'Allen
par orientation
de production

| | Consom. intermédiaires | | | Capital | | Terre |
|-----------------------|------------------------|-------|---------|---------|---------|---------|
| | Capital | Terre | Travail | Terre | Travail | Travail |
| Céréales | 2,28 | 3,06 | 2,09 | - 2,87 | 0,52 | 0,52 |
| grandes cultures | | | | | | |
| Légumes - | | | | | | |
| fruits - horticulture | 2,27 | 2,42 | 2,17 | - 1,70 | 0,48 | 0,65 |
| Vin | 3,22 | 2,60 | 2,34 | - 1,65 | 0,34 | 0,66 |
| Polyculture | 1,97 | 2,56 | 2,66 | - 2,07 | 0,48 | 0,54 |
| Hors-sol | 2,41 | 3,69 | 3,70 | - 8,53 | - 0,98 | - 1,06 |
| Bovin-viande | 1,90 | 2,40 | 2,51 | - 0,60 | 0,59 | 0,61 |
| Lait | 1,99 | 2,42 | 2,67 | - 1,47 | 0,52 | 0,61 |

Les élasticités sont calculées au point moyen de chaque catégorie.

La forte substitution entre les consommations intermédiaires et les facteurs primaires corrobore des résultats antérieurs obtenus sur des coupes départementales pour 1970 et 1975, ainsi que pour 1980 avec des conventions un peu différentes pour déterminer les services des facteurs de production (Bonnieux, 1986). Il est difficile de tirer des conclusions des différences constatées selon les catégories. Pour aller plus loin, il est nécessaire

de désagréger le poste consommations intermédiaires de façon à isoler des composantes aussi importantes que les engrais ou les aliments. Mais la prise en compte d'un nombre élevé de postes rencontre des difficultés d'ordre économétrique.

Globalement, le capital et la terre sont complémentaires. On enregistre des différences sensibles d'élasticité selon les catégories. La valeur de l'élasticité trouvée pour l'orientation hors-sol est sans doute irréaliste, mais reflète une technologie utilisant très peu de terre par rapport à un input bâtiment important. La complémentarité apparaît relativement forte dans les orientations grandes cultures qui associent des superficies élevées par travailleur et utilisent beaucoup de matériel.

Le hors-sol excepté, le capital et la terre sont des substituts du travail. Les différences d'élasticité sont modestes d'une catégorie à l'autre. Les systèmes intensifs fondés sur le hors-sol ne bénéficient pas d'autant de possibilités de substitution que les autres orientations. Les principales portent sur les consommations intermédiaires.

Comparaison avec d'autres analyses

Cet ensemble de résultats est cohérent avec la dynamique de long terme du secteur agricole dominée par la substitution des consommations intermédiaires, du capital et de la terre au travail. Il est cependant difficile de comparer les élasticités obtenues avec celles d'autres études. Un obstacle important réside dans les différences de définition des inputs. L'estimation d'une fonction de coût translog sur données nationales relatives à la période 1959-84, avec les mêmes définitions des facteurs de production (Guyomard 1987) conduit à des résultats convergents. Pris deux à deux, les inputs sont substituables, sauf le couple terre-capital pour lequel une élasticité d'Allen non significativement différente de zéro est obtenue. De plus cette analyse montre que l'intensité de la relation de substitution entre les consommations intermédiaires et le capital a augmenté au cours de la période. Pour les quatre mêmes facteurs de production, Capalbo (1985) trouve des relations de substitution entre inputs pour l'agriculture américaine. Enfin Lopez (1980) aboutit au même résultat dans le cas de l'agriculture canadienne.

L'approche de Binswanger (1974) est proche de notre analyse puisqu'il a considéré quatre coupes de 39 régions réparties en cinq catégories. Mais il a retenu cinq inputs (terre, travail, matériel, engrais et autres), ce qui rend les rapprochements difficiles. Notons cependant qu'il a trouvé une relation de complémentarité entre le travail et les engrais, qui pourrait être considérée comme contradictoire avec la relation de substitution travail — consommations intermédiaires obtenue ici. Cette différence peut d'abord être due à ce que les engrais ne constituent qu'un élément des consommations intermédiaires. Par ailleurs, ce résultat de Binswanger est contredit par différentes analyses basées sur des séries chronologiques et qui aboutissent à une relation de substitution entre le travail et les engrais (Boyle, 1981 ; Kako, 1978 ; Lopez, 1980 ; Ray, 1982).

Le tableau 8 donne les élasticités prix des demandes de facteurs. Les élasticités-prix propres varient de $-0,99$ pour le capital à $-1,18$ pour les consommations intermédiaires. Par ailleurs, les demandes de facteurs primaires sont élastiques par rapport aux prix des consommations intermédiaires. Les autres élasticités-prix croisés sont inférieures à un. En particu-

lier, les prix du capital et de la terre ont une faible influence sur la demande de travail.

Tableau 8.
Elasticités prix
des demandes
de facteurs

| demandes | prix | Consom- mations intermé- diaires | Capital | Terre | Travail |
|---------------------------------|------|---|---------|--------|---------|
| Consommations intermédiaires | | - 1,18 | 0,24 | 0,24 | 0,70 |
| Capital | | 1,00 | - 0,99 | - 0,17 | 0,16 |
| Terre | | 1,17 | - 0,20 | - 1,17 | 0,20 |
| Travail | | 1,03 | 0,06 | 0,06 | - 1,14 |

Les élasticités sont évaluées au point correspondant de la moyenne nationale.

L'intervalle de variation des élasticités prix publiées par ailleurs est assez large. On peut citer des élasticités-prix propres élevées pour le capital (Binswanger 1974 ; Lopez 1984) ou le travail (Binswanger 1974 ; Ray 1982). Peu d'auteurs considèrent l'ensemble des consommations intermédiaires, parmi eux Capalbo (1985) obtient une élasticité-prix propre inférieure à un. Il est cependant courant d'aboutir à des élasticités-prix propres élevées pour des composantes comme les engrais azotés (Boyle, 1981) les semences et les produits de traitement (Batista, 1985). Nos résultats peuvent donc être considérés comme cohérents avec les élasticités obtenues par d'autres auteurs.

Remarques sur le travail

Jusqu'ici le travail a été considéré comme constituant un seul facteur de production. Cet agrégat recouvre le travail salarié et le travail familial, ce dernier se décomposant en travail du chef d'exploitation et travail des membres de la famille. Les statistiques de base s'appuient sur une classification en termes de nombre d'heures de travail et procèdent par une simple addition qui ne tient pas compte des différences de qualification.

Cette procédure serait justifiée, si les différentes catégories de travail étaient parfaitement substituables. Comme le note Lopez (1984), cette hypothèse est irréaliste dans la mesure par exemple où l'exploitant et les salariés n'exécutent pas les mêmes tâches. Le travail de direction constitue en particulier une part importante de l'activité de l'exploitant, ce qui n'est pas en général le cas des salariés par exemple. Cette remarque aura peut-être une portée plus faible dans l'avenir, puisque la qualification des salariés tend à augmenter et apparaît plus élevée chez les plus jeunes d'entre eux (Colliez, 1984).

Nous avons donc considéré une désagrégation du travail en deux composantes : travail familial et travail salarié. Un modèle analogue au précédent, mais à cinq facteurs de production, a alors pu être considéré. Le modèle ajusté ne satisfait malheureusement pas aux conditions de régularité pour trois catégories de départements (vin, hors-sol et bovin-viande) ce qui en limite la portée. Néanmoins, pour les autres, on aboutit à une relation de complémentarité entre les composantes du travail, puisque l'élasticité d'Allen varie de - 0,47 pour le lait à - 1,38 pour l'orientation céréales - grandes cultures avec une valeur de - 0,80 pour la moyenne nationale. Ce résultat est analogue à ceux de Lopez (1984) pour l'agricul-

ture canadienne. Pour l'agriculture américaine, Brown et Christensen (1981) trouvent une relation de substitution de 1947 à 1953, puis une relation de complémentarité par la suite. Ces résultats économétriques remettent donc en cause le calcul d'un indicateur synthétique par simple addition d'unités de travail.

Orientation des productions et efficacité

Il est banal d'observer une relation étroite entre le revenu agricole et l'orientation des productions. Plus précisément, une relation statistique a pu être établie entre le niveau de valeur ajoutée par tête et la typologie départementale (Bonnieux 1986, p. 149 et sq ; Bonnieux, Fouet, Rainelli, 1987). Ainsi l'accroissement de la spécialisation céréalière s'accompagne d'une augmentation de cet indicateur de productivité apparente du travail, alors qu'à l'inverse il diminue lorsqu'on considère une plus grande spécialisation animale.

La valeur ajoutée par tête ne fournit qu'une vision partielle de l'efficacité de l'agriculture. Dépasser ce premier constat nécessite le recours à une vision plus globale. Dans un premier temps, on propose une interprétation de l'hétérogénéité départementale en termes de différences de productivité totale des facteurs. Ensuite, on introduit le niveau d'éducation comme variable instrumentale représentative de ces écarts. Il repose donc sur l'hypothèse que les investissements humains permettent d'accroître l'efficacité de l'agriculture.

Ré-examen du modèle

Comme toute typologie, la typologie départementale fournit une vision simplifiée de la réalité. Elle nous a conduit à insister sur l'hétérogénéité inter-catégories, mais à laisser dans l'ombre les écarts intra-catégories. Aussi, considérons une ré-écriture de la forme fonctionnelle (1) qui permette de dépasser cette limitation.

Au lieu d'introduire dans la spécification du modèle des variables indicatrices pour les catégories de département, considérons un indicateur technologique T_n propre à chaque département. On a alors un modèle avec des coefficients départementaux spécifiques, puisque le niveau de production Y_n du département n , dépend non seulement du niveau d'emploi des facteurs X_{in} , mais aussi de la valeur de cet indicateur T_n . La relation (1) est alors remplacée par :

$$\text{Log } Y_n = a_0 + a_{0n} T_n + \sum_i (a_i + a_{in} T_n) \text{Log } X_{in}$$

$$+ 1/2 \sum_{i,j} b_{ij} \text{Log } X_{in} \text{Log } X_{jn}$$

$$i, j = 1, \dots, 4 ; n = 1, \dots, 89. \quad (4)$$

Les contraintes (2) sont toujours supposées vérifiées, puisque l'hypothèse d'homogénéité de degré un est conservée. Cette fonction compte trop de paramètres indépendants pour être estimée. Cependant si elle est considérée comme la fonction de production sous-jacente, il est possible

de dériver des formules de productivité, qui permettent de faire des comparaisons spatiales de productivité totale des facteurs.

En s'appuyant sur les résultats de Diewert (1976) et leur extension au cadre spatial (Denny et Fuss, 1980), il est possible de montrer (Bonnieux 1986, p. 232 et sq) que la productivité totale des facteurs P_{no} du département n par rapport à la moyenne nationale, repérée par l'indice o , est donnée par :

$$\text{Log } P_{no} = \text{Log } Y_n / \text{Log } Y_o - 1/2 \sum_i (M_{in} + M_{io}) \text{Log } X_{in} / \text{Log } X_{io}$$

où M_{in} et M_{io} désignent la part du facteur X_i respectivement dans Y_n et Y_o .

Cet indice permet de classer les départements par ordre de productivité totale croissante (Bonnieux, Fouet, Rainelli, 1987, p. 74). Cette échelle fait apparaître des disparités importantes, de 1 à 2,4 entre extrêmes. Pour un indice 100 correspondant à la moyenne nationale, cinq départements se situent en-dessous de l'indice 80 (Creuse, Dordogne, Lot, Savoie et Tarn) et six au-dessus de 140 (Aube, Eure-et-Loir, Marne, Oise, Seine-et-Marne et Vaucluse).

L'examen des valeurs de l'indicateur de productivité totale oppose les orientations végétales aux orientations animales, les premières bénéficiant d'un niveau d'efficacité plus élevé. A l'intérieur de chaque catégorie de départements, il faut insister sur une forte hétérogénéité, sauf pour le hors-sol. Toutefois, comme le montre une analyse de la variance (Bonnieux 1986, p. 253-254) les écarts inter-catégories sont statistiquement significatifs. Ce résultat autorise donc à considérer la typologie comme pertinente vis-à-vis d'une analyse de l'efficacité de l'agriculture ; les variables indicatrices correspondent à des écarts de productivité totale des facteurs.

Il est donc possible de classer les orientations de production, appréciées à l'échelon départemental, en termes d'efficacité. L'orientation céréales — grandes cultures se révèle la plus efficace, suivie des deux autres orientations végétales. A l'opposé, on trouve les orientations bovin-viande et lait ; la polyculture et le hors-sol occupent des positions intermédiaires.

Influence du niveau d'éducation

Les différences départementales de productivité peuvent être dues à de nombreux facteurs. Même si des techniques identiques sont disponibles partout, on peut faire l'hypothèse que le niveau d'éducation des agriculteurs joue sur l'adoption et la diffusion des innovations. Ceci est cohérent avec la théorie du capital humain. Le niveau d'éducation a été pris en compte dans de nombreux travaux portant sur les écarts internationaux de productivité, à la suite de Hayami (1969), et Hayami et Ruttan, (1970). Plus récemment il faut citer une analyse interrégionale canadienne (Lopez, 1984).

Le niveau d'éducation E est considéré comme un facteur supplémentaire qui influence, toutes choses égales par ailleurs, le niveau de production. Dans le droit fil de l'analyse du paragraphe précédent, il peut être vu comme une variable instrumentale représentant les écarts de productivité

totale. Il intervient donc à la place de l'indicateur T_n de productivité, dans la fonction de production, qui s'écrit alors :

$$\begin{aligned} \text{Log } Y = & a_o + a_E \text{ Log } E + \sum_i a_i \text{ Log } X_i + 1/2 \sum_{ij} b_{ij} \text{ Log } X_i \text{ Log } X_j \\ & + 1/2 b_{EE} (\text{Log } E)^2 + \sum_i b_{iE} \text{ Log } X_i \text{ Log } E \quad (5) \end{aligned}$$

$i, j = 1, \dots, 4.$

L'homogénéité de degré un impose, outre les conditions (2), la contrainte suivante :

$$\sum_i b_{iE} = 0$$

La différenciation logarithmique de la relation (5) conduit à un système d'équations de parts de facteurs semblable au système (3) :

$$M_i = a_i + \sum_j b_{ij} \text{ Log } X_j + b_{iE} \text{ Log } E \quad i = 1, \dots, 4. \quad (6)$$

avec $\sum_i M_i = 1.$

Les paramètres b_{iE} représentent l'effet de l'éducation sur les parts de facteurs et donc sur les demandes de facteurs. En faisant une analogie avec l'influence du progrès technique, ces paramètres peuvent s'interpréter comme des biais de productivité dus aux différences régionales d'efficacité de l'agriculture.

La différenciation logarithmique de la fonction de production (5) par rapport à E conduit à une équation supplémentaire :

$$\partial \text{Log } Y / \partial \text{Log } E = a_E + b_{EE} \text{ Log } E + \sum_i b_{iE} \text{ Log } X_i \quad (7)$$

Cette équation porte sur l'influence de l'éducation sur le niveau de production. Elle donne en effet les déplacements de la frontière de production dus au facteur éducation. Son membre de gauche peut être estimé par l'indice de productivité totale des facteurs. Aussi est-elle désignée sous le nom d'équation de productivité. Les biais b_{iE} indiquent l'influence du niveau d'emploi des facteurs sur la productivité totale.

Dans les calculs économétriques, E est définie comme une variable synthétique. C'est la première composante principale d'un ensemble de onze variables issues du Recensement Général de l'Agriculture 1979-80 (Bonnieux 1986, p. 289 et sq). Cet ensemble décrit le niveau d'éducation du chef d'exploitation et des membres de sa famille. La variable E représente 56 % de la variance totale de cet ensemble.

L'estimation simultanée du système d'équations (6) et de l'équation de productivité (7) aboutit à des valeurs des b_{ij} proches de celles du tableau 6. Cette nouvelle spécification n'apporte donc pas d'informations supplémentaires sur les substitutions factorielles et les élasticités de la demande.

Considérons donc uniquement les nouveaux paramètres, qui apparaissent dans l'équation de productivité (tableau 9).

Tableau 9.
Estimation
de l'équation
de productivité

| a_{EE} | b_{EE} | Biais sur | | | |
|-------------------|------------------|----------------------|--------------------|------------------|------------------|
| | | consom. interméd. | capital | terre | travail |
| 1,0679 (20,52) | 0,0278 (1,31) | — 0,0131 (1,49) | — 0,0072 (1,77) | 0,0064 (1,43) | 0,0137 (1,28) |

Les valeurs entre parenthèses sont celles du t de Student.

L'estimateur de l'ordonnée à l'origine de l'équation de productivité est significativement différent de zéro, ce qui traduit une nette influence positive de la variable éducation sur le niveau de production. L'influence du terme en $(\text{Log } E)^2$ est moins nette, b_{EE} nul n'étant rejetée qu'au niveau de confiance de 80 %. L'estimation des biais est plus fragile ; cependant au même niveau de confiance, on peut admettre que l'éducation influence, toutes choses égales par ailleurs, la répartition du produit et joue en faveur de la terre et du travail. La part des consommations intermédiaires et du capital diminue lorsque le niveau d'éducation augmente. Ce résultat est conforté sur le plan statistique par une estimation du seul système (6) sans tenir compte de l'équation (7). Par ailleurs, il ne contredit pas la théorie du capital humain, mais ne saurait suffire à en constituer un test déterminant. En effet la variable E est étroitement corrélée avec des facteurs liés au développement général, dont l'influence sur les résultats économiques de l'agriculture au plan régional a pu être montrée (Bonnieux et Rainelli, 1983).

Conclusion

La présentation d'une typologie départementale des orientations de production est l'occasion d'un rappel de résultats connus. Ils soulignent qu'il est possible de décrire l'agriculture au niveau régional, à partir de quelques catégories clairement identifiées sur la base du compte de production. Une typologie en sept catégories correspond à une géographie agricole simplifiée, résultat d'un long processus de spécialisation-concentration.

Le niveau de production départemental est convenablement expliqué par un modèle d'équilibre statique à quatre facteurs de production, qui prend en compte les spécificités mises en évidence par la typologie départementale. L'utilisation d'une forme fonctionnelle flexible, comme la fonction de production translog, a permis de s'affranchir des contraintes habituelles sur les élasticités de substitutions factorielles.

Les facteurs de production sont substituables, sauf la terre et le capital qui sont complémentaires. L'intensité des substitutions entre consommations intermédiaires et facteurs primaires apparaît relativement importante. Il est vrai qu'il s'agit d'élasticités de long terme, puisque tous les inputs sont supposés variables. Ces résultats, ainsi que les élasticités-prix de la demande dérivée corroborent ceux d'autres études qui portent sur l'agriculture française ou celles d'autres pays développés. La demande de

chaque facteur apparaît élastique à son propre prix, de plus les demandes de facteurs primaires sont élastiques par rapport aux prix des consommations intermédiaires. Ces résultats confortent l'hypothèse de l'efficacité d'une politique d'action sur les prix des facteurs de production pour réduire l'emploi de certains d'entre eux.

La désagrégation du travail en deux postes montre la complémentarité entre le travail familial et le travail salarié. Les conclusions déduites d'un modèle à cinq facteurs sont cependant plus fragiles sur le plan statistique et amènent à une remarque de portée plus générale. Il apparaît difficile de désagréger les facteurs (capital matériel et capital bâtiment, engrais, aliments, ...) sans hypothèse *a priori* sur la structure de la fonction de production ; nous pensons ici à des hypothèses de séparabilité.

L'interprétation des variables indicatrices en termes d'écarts inter-catégories de productivité totale des facteurs aboutit à la mise en évidence d'une liaison entre l'orientation des productions et l'efficacité de l'agriculture. Le facteur éducation rend compte en partie de ces écarts. Il est tentant d'y voir une confirmation de la théorie du capital humain. On ne saurait cependant être trop prudent face à une telle conclusion obtenue toutes choses égales par ailleurs, c'est-à-dire dans un cadre hypothétique. De plus, la variable éducation peut représenter d'autres facteurs et en particulier le développement économique général.

ANNEXE

Base de données

Les éléments du compte de production, les parts et le niveau d'emploi des facteurs sont issus d'une banque de données départementales qui débute en 1959 (Fouet, 1986). Pour éliminer les variations dues aux erreurs statistiques ou aux fluctuations climatiques, les données de base utilisées ont été lissées ; elles se rapportent à une moyenne triennale centrée sur 1980.

Le calcul des parts de facteurs repose sur une décomposition de la production finale qui fait tout d'abord apparaître les consommations intermédiaires. Les informations permettant de décomposer la valeur ajoutée brute sont fournies par les comptes départementaux et le calcul des amortissements en matériel et bâtiments (SCEES, 1981). La rémunération des terres en faire-valoir direct est basée sur un coût fictif à l'hectare calculé pour chaque département. Le même coût est appliqué à l'ensemble des terres, les superficies respectives provenant du Recensement Général de l'Agriculture de 1979-80.

Ces calculs aboutissent à la rémunération du capital (matériel et bâtiments), de la terre et du travail salarié. Plutôt que de calculer un coût d'opportunité, la rémunération du travail familial a été considérée comme un solde ; ce qui revient à faire l'hypothèse d'un épuisement de la valeur ajoutée brute par les facteurs primaires.

Les services des facteurs primaires sont exprimés en unités physiques. Il s'agit pour la terre des superficies pondérées par le mode d'utilisation du sol. Pour le capital, on utilise une moyenne pondérée de la puissance du matériel et de la superficie des bâtiments. Enfin pour le travail, on raisonne en unités de travail. Les informations de base proviennent du Recensement Général de l'Agriculture. Les valeurs départementales sont enfin centrées par rapport à leur moyenne géométrique.

BIBLIOGRAPHIE

ALLEN (R.G.D.), 1938 — *Mathematical analysis for economists*. London, Mc Graw-Hill.

BATISTA (J.C.), 1985 — *Regional opportunity cost of producing milk and the agricultural production effects of alternative spatial pricing policies in dairying*. Doctoral Dissertation, Faculty of the Graduate School of Cornell University.

BERNDT (E.R.) et CHRISTENSEN (L.R.), 1973 — "The translog function and the substitution of equipment, structures and labor in US manufacturing 1929-68", *Journal of Econometrics*, vol. 1, pp. 81-114.

BINSWANGER (H.P.), 1974 — "A cost function approach to the measurement of elasticities of factor demand and elasticities of substitutions", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 56, pp. 377-386.

BONNIEUX (F.), 1986 — *Etude économétrique des disparités de l'agriculture française sur la base de données départementales*. Rennes, INRA-ESR.

BONNIEUX (F.), FOUET (J.P.) et RAINELLI (P.), 1987 — "Dynamique des systèmes régionaux agricoles", *Actes et Communications*, n° 1, pp.51-84. Paris, INRA-ESR.

BONNIEUX (F.) et RAINELLI (P.), 1987 — "Regional disparities in Western European agriculture", *European Review of Agricultural Economics*, vol.10, pp.295-301.

BOYLE (G.), 1981 — "Input substitution and technical change in Irish agriculture". *Economic and Social Review*, vol. 12, 1981, pp. 149-161.

BROWN (R.S.) et CHRISTENSEN (L.R.), 1981 — "Estimating elasticities of substitution in a model of partial static equilibrium : an application to US agriculture, 1947 to 1974" in BERNDT (E.R.) et FIELD (B.C.) ed. — *Modeling and measuring natural resource substitution*. Cambridge Mass., MIT Press, chap. 10.

CAPALBO (S.M.), 1985 — *A comparison of econometric models of US agricultural productivity and technology structure*. Discussion Paper Series n° RR 85-05, Resources for the Future, Washington.

COLLIEZ (J.P.), 1984 — "Les salariés agricoles permanents, leur rémunération en octobre 1982", *Collections de Statistique Agricole*, n° 228.

DENNY (M.) et FUSS (M.), 1980 — *Intertemporal interspatial of cost efficiency and productivity*. Working Paper n° 8018, Institute for Policy Analysis, University of Toronto.

DIEWERT (W.E.), 1976 — "Exact and superlative index numbers", *Journal of Econometrics*, vol 4, pp. 115-145.

FOUET (J.P.), 1986 — "Comptagri : une banque de données départementales des comptes de l'agriculture (1959-1985)", *Bulletin Interne INRA ESR*, Paris, novembre, pp. 64-73.

GUYOMARD (H.), 1987 — *Décisions d'investissement et demande de facteurs en agriculture : une étude économétrique de 1959 à 1984*. Rennes, INRA-ESR.

HAYAMI (Y.), 1969 — "Sources of agricultural productivity gap among selected countries", *American Journal of Agricultural Economy*, vol 51, pp. 564-575.

HAYAMI (Y.) et RUTTAN (V.W.), 1970 — "Agricultural productivity differences among countries", *American Economic Review*, vol 60, pp. 895-911.

HUBSCHER (R.H.), 1979-80 — *L'agriculture et la société rurale dans le Pas-de-Calais du milieu du XIX^e siècle à 1914*. Amiens, thèse éditée par la Commission départementale des Monuments historiques, 964 p.

KAKO (T.), 1978 — "Decomposition analysis of derived demand for factor inputs : the case of rice production in Japan", *American Journal of Agricultural Economics*, vol 160, pp. 628-635.

LOPEZ (R.E.), 1980 — "The structure of production and the derived demand for inputs in Canadian agriculture", *American Journal of Agricultural Economics*, vol 62, pp. 38-45.

LOPEZ (R.E.), 1984 — “Estimating substitution and expansion effects using a profit function framework”, *American Journal of Agricultural Economics*, vol 66, pp. 358-367.

RAINELLI (P.) et KERBAOL (M.), 1975 — *Analyse régionale des structures socio-économiques agricoles : essai de typologie pour la Communauté des Six*. Bruxelles, CCE, Informations Internes sur l'Agriculture, n° 139, 225 p.

RAY (S.C.), 1982 — “A translog cost function analysis of US agriculture 1939-77”, *American Journal of Agricultural Economics*, vol 66, pp. 490-498.

SCEES, 1981 — *Estimation des amortissements départementaux de l'agriculture*. Paris, Synthèses Statistiques, Comptes et Revenus, n° 35, 49 p.