



HAL
open science

Prise en compte de l'éducation comme facteur de production agricole : une analyse départementale

Francois Bonnieux

► **To cite this version:**

Francois Bonnieux. Prise en compte de l'éducation comme facteur de production agricole : une analyse départementale. Colloque ASRDLF "les changements structurels regionaux", Dec 1988, Walferdange, Luxembourg. 19 p., 1988. hal-02854026

HAL Id: hal-02854026

<https://hal.inrae.fr/hal-02854026>

Submitted on 7 Jun 2020

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

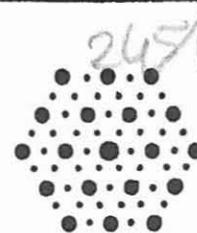
L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial - NoDerivatives 4.0 International License

CEPS INSTEAD

Division Entreprise



12



A.S.R.D.L.F.
ASSOCIATION DE SCIENCE REGIONALE
DE LANGUE FRANCAISE

COLLOQUE INTERNATIONAL

LES CHANGEMENTS
STRUCTURELS REGIONAUX

INRA.ESR.REM

FB n° 38

WALFERDANGE

1988

Colloque ASRDLF

LES CHANGEMENTS STRUCTURELS REGIONAUX

1-2 septembre 1988, Walferdange (Grand Duché du Luxembourg)

PRISE EN COMPTE DE L'EDUCATION COMME FACTEUR DE PRODUCTION
AGRICOLE : UNE ANALYSE DEPARTEMENTALE

F. BONNIEUX

I.N.R.A. - Economie
65, rue de St-Brieuc

F35042 RENNES CEDEX

Les disparités départementales de l'agriculture française appréciées à partir d'indicateurs de productivité sont considérables. L'écart de productivité totale des facteurs atteint près de 2,4 lorsqu'on compare le département le mieux placé à celui qui est situé en bas de l'échelle (Bonnieux, Fouet et Rainelli, 1987). Les analyses régionales de productivité opposent les orientations végétales aux orientations animales, les premières bénéficiant d'une efficacité supérieure aux secondes. A l'intérieur de ces groupes, il faut aussi insister sur une forte hétérogénéité sauf pour les productions de type hors-sol (porcs, volailles et oeufs).

Un écart de productivité en faveur d'une région signifie une production plus élevée pour un niveau identique d'emploi des facteurs de production (engrais, aliments du bétail, matériel, terre, salariés ...). Certes ce concept renvoie à une abstraction, difficile à concevoir puisqu'il s'agit de comparer des unités géographiques dissemblables. Le raisonnement sous la clause toutes choses égales par ailleurs est plus complexe dans sa dimension spatiale que lorsqu'on l'applique à l'évolution d'une même région. Il n'en reste pas moins exact qu'il existe des différences régionales d'efficacité de l'agriculture qui ne peuvent être expliquées par les seuls inputs pris en compte. Pour faire progresser l'analyse, il convient de relier ces écarts de productivité totale, ce résidu, à des facteurs explicatifs.

Au rang des variables générales, les travaux pionniers de Hayami (1969) et de Hayami et Ruttan (1970) ont introduit le capital humain dans des comparaisons internationales de productivité. Depuis, divers prolongements ont été effectués (Kawagoe, Hayami et Ruttan, 1983), toujours sur le même plan ou au niveau interrégional par Lopez (1984). De nombreuses études fondées sur des échantillons d'exploitations agricoles dont Jamison et Lai (1982) proposent une revue ont également été développées.

On se propose ici d'introduire l'éducation comme variable supplémentaire dans une fonction de production agricole et d'estimer son influence sur le niveau de production apprécié à l'échelle du département. Auparavant il convient de s'interroger sur la pertinence de ce facteur et tout particulièrement sur sa variabilité dans l'espace. Cet examen a pu être mené à partir du Recensement Général de l'Agriculture qui fournit des informations sur la formation agricole et générale des agriculteurs.

1. MODELE ECONOMETRIQUE

Plaçons nous à l'échelon départemental ; la production étant désignée par Y et le niveau d'emploi des facteurs par X, la fonction de production de l'agriculture est donnée par :

$$Y = F(X, E)$$

Cette équation fait intervenir une variable E qui représente l'ensemble des facteurs qui influencent le niveau de production et qui ne sont pas pris en compte par la variable X. Il peut s'agir de facteurs liés à la localisation, à des effets externes tels que ceux des services de vulgarisation ou au capital humain. Celui-ci est appréhendé à travers des variables comme l'âge considéré comme un indicateur d'expérience professionnelle ou la durée de la scolarité par type de formation. Le contenu de la variable E sera précisé par la suite mais nous nous limiterons aux effets de l'éducation qui sera introduite dans le modèle par l'intermédiaire d'un indicateur synthétique du niveau de formation des agriculteurs.

On fait l'hypothèse que les agriculteurs sont économiquement efficaces, ce qui suppose à la fois l'efficacité technique et un comportement de maximisation du profit (figure 1). L'efficacité

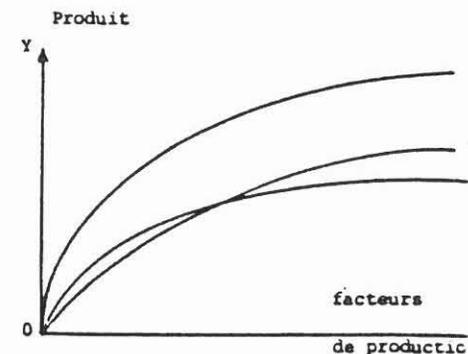
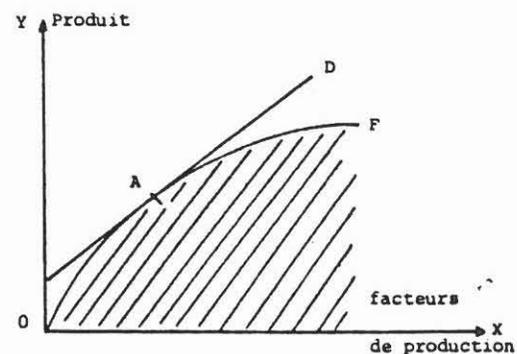
technique implique que seules les combinaisons input-output appartenant à la frontière F de l'ensemble de production sont réalisées, les points situés dans la surface hachurée ne sont donc pas pris en compte. Les prix p et q du produit et des facteurs étant exogènes, le profit s'écrit :

$$\pi = p Y - q X$$

et est représenté par un faisceau de droites parallèles de pente q/p, c'est-à-dire égale au prix relatif des inputs par rapport au prix de l'output. La maximisation du profit se traduit par la réalisation de la combinaison productive qui correspond à A, point de contact entre la droite D représentative du profit et la frontière F de l'ensemble de production. Lorsque le prix relatif des facteurs diminue le point A se déplace vers la droite, il se rapproche au contraire de l'origine lorsque ce même prix relatif augmente.

Figure 1. Efficacité économique

Figure 2. Niveaux techniques



Sur la figure 2, on a représenté les frontières de production associées à trois départements, donc à trois valeurs différentes de E. Quel que soit le niveau d'emploi des facteurs de production, l'output obtenu par le premier département est supérieur à celui des deux autres, cette différence correspond à un niveau technique plus élevé. La relation entre les deux autres départements est plus ambiguë puisque les courbes représentatives des frontières de production se coupent, la comparaison de leurs niveaux techniques dépend donc du niveau d'emploi des facteurs.

Dans le cadre du modèle que nous avons introduit, pour une valeur fixée de X les différences d'output sont imputables aux écarts de niveau technique et donc attribuables à des valeurs différentes prises par la variable E. Dans cette analyse l'hypothèse d'un comportement économiquement efficace joue évidemment un rôle central pour isoler les effets du niveau technique de ceux d'un comportement qui ne serait pas techniquement efficace ou qui s'écarterait des conditions de maximisation du profit. En l'absence d'informations sur la forme exacte de la frontière de production et qui pourraient être fournies par des recherches agronomiques, il est difficile d'isoler ce qui relève de l'efficacité technique de ce qui est dû au niveau technique. Ainsi Welch (1970), lorsqu'il analyse les effets de la formation sur la productivité utilise un concept qui combine ces deux aspects. Il le distingue bien du concept d'efficacité dans l'allocation qui porte lui sur la réalisation de la maximisation du profit. Lorsque la droite de profit est représentée par D (figure 1) il s'agit de se situer au point A ; tout autre point de la frontière F bien que techniquement efficace ne réalise pas le profit maximum compte tenu des prix et n'est donc pas efficace au sens de l'allocation.

La mise en oeuvre du modèle passe par la spécification d'une forme fonctionnelle pour la fonction F. Pour l'essentiel, les travaux empiriques qui analysent la relation entre éducation et

productivité utilisent une fonction de production de Cobb-Douglas. Ceci est vrai des recherches menées dans la lignée des premiers travaux de Hayami et Ruttan, et qui portent sur des comparaisons internationales. Il en va de même pour les analyses faites à partir d'échantillons d'exploitations agricoles, la plupart du temps dans des pays en voie de développement.

Les avantages de la Cobb-Douglas tiennent à sa facilité de mise en oeuvre ; ses limites résultent des restrictions qu'elle introduit sur les relations entre les facteurs de production. En imposant des élasticités de substitution unitaires, elle introduit une hypothèse par trop limitative comme le montrent les travaux récents menés sur l'agriculture française (Bonnieux 1986, Guyomard 1988) tout comme sur l'agriculture d'autres pays développés en particulier les Etats-Unis et le Canada. Aussi, nous utilisons ici une forme flexible pour représenter la fonction de production de l'agriculture française. Il s'agit d'une fonction translog qui doit être interprétée comme une approximation du second ordre de la vraie fonction de production sous-jacente. Cette approche permet de restreindre le corps d'hypothèses sur cette dernière, ce qui autorise la prise en compte de toutes les formes possibles de substituabilité et de complémentarité entre les facteurs de production. La fonction de Cobb-Douglas peut alors être considérée comme un cas dégénéré de translog et être interprétée comme une approximation du premier ordre de la vraie fonction de production.

La fonction translog s'écrit alors :

$$\text{Log } Y = a_0 + a_E \text{ Log } E + \sum_i a_i \text{ Log } X_i + \frac{1}{2} \sum_{i,j} b_{ij} \text{ Log } X_i \text{ Log } X_j + \frac{1}{2} b_{EE} (\text{Log } E)^2 + \sum_i b_{iE} \text{ Log } X_i \text{ Log } E$$

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

On considère en effet quatre facteurs de production. Il s'agit des trois facteurs primaires : capital, terre et travail et des consommations intermédiaires, Y est donc un indicateur de production totale et non pas de valeur ajoutée. Dans le secteur agricole, à l'inverse d'autres branches d'activité, il s'avère que les consommations intermédiaires ne sont pas séparables des facteurs primaires et doivent être traitées comme de vrais facteurs de production ; il est par conséquent incorrect de considérer une fonction de valeur ajoutée puisque cela reviendrait à admettre que les élasticités de substitution partielle entre les consommations intermédiaires et les trois facteurs primaires sont identiques (Bonnieux, 1986).

Cette spécification est quadratique en $\log X_i$ et $\log E$. La variable éducation E intervient tout d'abord sur le niveau général de production par l'intermédiaire des paramètres a_E et b_{EE} . Elle influence aussi la productivité marginale des facteurs de production à travers les paramètres b_{iE} . La fonction translog n'impose donc pas la neutralité par rapport aux différents facteurs de la variable E, comme le fait la fonction de Cobb-Douglas. Cette dernière correspond au cas dégénéré où :

$$b_{ij} = b_{EE} = b_{iE} = 0 \quad i, j = 1 \dots 4$$

c'est-à-dire où l'on a :

$$Y = F(X, E) = A(E) G(X)$$

La variable E intervient alors sous forme multiplicative en jouant uniquement sur le niveau technique général. Cette spécification simplifiée ne permet évidemment pas de représenter le cas des frontières F_2 et F_3 de la figure 2.

L'introduction de l'hypothèse de rendements d'échelle constants entraîne une réduction du nombre de paramètres indépendants. En effet, les relations suivantes sont alors vérifiées :

$$\sum_i a_i = 1 ; \quad \sum_i b_{ij} = \sum_j b_{ij} = 0 ; \quad \sum_i b_{iE} = 0$$

$i, j = 1 \dots 4$.

On a donc 15 paramètres indépendants : a_0, a_E, b_{EE} , trois paramètres de la forme a_i , trois b_{iE} et 6 b_{ij} . Il est clair ici que le degré de généralité permis par la fonction translog se traduit par l'introduction d'un nombre élevé de paramètres supplémentaires.

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

$$M_i = \partial \log Y / \partial \log X_i = q_i X_i / pY$$

qui représente la part du produit consacrée à la rémunération du facteur X_i . Tout le produit étant distribué on a :

$$\sum_i M_i = 1.$$

La différentiation logarithmique de la fonction de production permet d'exprimer les parts de facteur M_i en faisant intervenir les paramètres inconnus :

$$M_i = a_i + \sum_j b_{ij} \log X_j + b_{iE} \log E \quad i, j = 1 \dots 4$$

18

Compte-tenu de la contrainte sur les M_i , on a donc un système de quatre équations dont trois sont indépendantes. Les paramètres b_{iE} représentent les effets de la variable E sur les parts de facteurs et par conséquent sur la demande de facteurs. Par analogie avec l'analyse des effets du progrès technique, on les interprétera comme des biais dus à la variable E.

Connaissant les paramètres b_{ij} on peut déterminer la demande Hicksienne de facteurs. Ce calcul passe par celui de la matrice des élasticités de substitution partielle de Allen qui est assez fastidieux (Bonnieux 1980, p. 343 et sq.) ; c'est une matrice symétrique d'ordre quatre et de terme général s_{ij} . De là on obtient l'élasticité de la demande de X_i par rapport au prix q_j de X_j :

$$e_{ij} = \partial \text{Log } X_i / \partial \text{Log } q_j = s_{ij} M_j \quad i, j = 1, \dots, 4,$$

avec $\sum_j e_{ij} = 0$ et $e_{ii} < 0$. Ces deux dernières relations expriment d'une part que la demande de X_i est homogène et degré zéro par rapport aux prix q_1, \dots, q_4 (absence d'illusion monétaire) et que d'autre part la demande d'un facteur diminue lorsque son propre prix s'accroît.

La matrice de terme général s_{ij} et a fortiori la matrice de terme général e_{ij} dépendent des valeurs prises par les facteurs de production. Elles permettent donc des études locales de statique comparative. Dans le cas dégénéré d'une fonction de Cobb-Douglas, on a :

$$s_{ii} = (M_i - 1) / M_i \quad \text{et} \quad s_{ij} = 1 \quad (i \neq j)$$

$$\text{d'où} \quad e_{ii} = M_i - 1 \quad \text{et} \quad e_{ij} = M_j \quad (i \neq j)$$

On obtient une équation supplémentaire, en différentiant la fonction de production par rapport à E, ce qui donne :

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

Cette relation exprime l'effet de la variable E sur le niveau de production. Elle fournit donc le déplacement relatif de la frontière de production dû aux variations relatives de E. C'est une équation de productivité puisqu'elle permet de mesurer les variations de production qui ne sont pas expliquées par les variations d'emploi des facteurs.

Compte tenu du nombre de paramètres, l'estimation directe de la fonction de production est exclue. La méthode désormais classique consiste à éliminer une équation de part de facteurs et à considérer le système formé par les trois restantes et l'équation de productivité. L'estimation de ce système de quatre équations par la méthode du maximum de vraisemblance à information complète assure que les estimateurs obtenus sont indépendants de l'équation éliminée, qu'ils convergent vers la vraie valeur des paramètres et sont asymptotiquement efficaces. Les paramètres restants, ceux de l'équation éliminée, sont obtenus en utilisant les contraintes entraînées par l'hypothèse de rendements d'échelle constants.

La fonction de production estimée n'est pas régulière pour toutes les valeurs des inputs aussi doit-on s'assurer localement que les produits marginaux sont positifs et que les isoquantes sont convexes pour pouvoir inférer des conclusions économiquement valides à partir des estimations. Ce contrôle se fait à partir de deux tests simples qui portent sur les parts de facteurs estimées, qui doivent être positives et sur la matrice estimée des élasticités de substitution partielle d'Allen, qui doit être semi-définie négative.

2. DONNEES ET RESULTATS

Le modèle économétrique est estimé à partir d'une coupe départementale relative à l'année 1980. La France est divisée en 89 unités puisque les départements de la région Ile-de-France à l'exception de la Seine-et-Marne ont été regroupés, ainsi que la Corse-du-Sud et la Haute-Corse.

Les variables départementales requises concernent la production, les parts et les services des facteurs ainsi que la variable E. En termes de données le modèle fondé sur une fonction translog n'est pas plus exigeant que celui qui utilise une fonction de Cobb-Douglas.

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 de 1979-80. Les valeurs départementales sont enfin centrées par rapport à leur moyenne géométrique.

Pour estimer le premier membre de l'équation de productivité c'est-à-dire $\partial \text{Log } Y / \partial \text{Log } E$, on recourt à un indice spatial de productivité totale des facteurs (Bonnieux 1986, p. 232 et sq.). L'indice P_{no} du département n par rapport à la moyenne nationale recadrée par l'indice 0, est donné par :

$$\text{Log } P_{no} = \text{Log } Y_n / Y_0 - 1/2 \sum_i (M_{in} + M_{io}) \text{Log } X_{in} / X_{io}$$

où M_{in} et M_{io} désignent la part du facteur X_i respectivement dans Y_n et Y_0 . On note que l'indice P_{no} s'écrit comme une moyenne géométrique pondérée des productivités partielles $(Y_n/X_{in}) / (Y_0/X_{io})$, les pondérations étant égales aux moyennes arithmétiques des parts de facteurs. Cet indice correspond donc à une adaptation au cadre spatial de l'indice de Divisia (Denny et Fuss 1980).

La variable E est une variable synthétique construite à partir d'un ensemble de onze variables données par le Recensement Général de l'Agriculture de 1979-80, qui décrivent la formation scolaire des chefs d'exploitation et des membres de leur famille. Les sept

premières concernent le nombre de chefs d'exploitation selon leur niveau de formation :

- AP agricole primaire,
- GP générale primaire,
- ASC agricole secondaire courte,
- ASL agricole secondaire longue,
- GSC générale secondaire courte,
- AS agricole supérieure,
- GS générale secondaire.

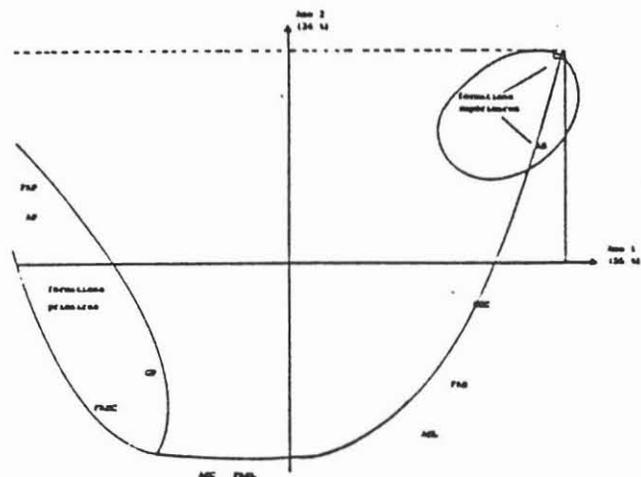
Les quatre dernières portent sur les membres de la famille mais ne concernent que l'enseignement agricole. Elles fournissent les effectifs selon les modalités suivantes de la formation scolaire :

- FAP agricole primaire,
- FASC agricole secondaire courte,
- FASL agricole secondaire longue,
- FAS agricole supérieure.

La répartition des agriculteurs par niveau de formation initiale est inégalitaire sur le territoire français (Rattin, 1983). La proportion de chefs d'exploitation ayant reçu une formation agricole est par exemple plus élevée dans le quart nord-est que dans le reste du pays. En termes de formation générale ce groupe de tête s'élargit pour inclure le pourtour méditerranéen. Si on se limite à la scolarité secondaire et supérieure on trouve en tête l'Ile-de-France, la Picardie suivies du Nord-Pas-de-Calais.

Le graphique indique la projection de ces onze variables sur le premier plan factoriel d'une analyse en composantes principales. Le premier axe représente 56 % de l'inertie totale et le second 24 %, on a donc une bonne représentation des variables dans ce plan factoriel.

Graphique Représentation de la formation scolaire dans le premier plan factoriel



Pour les chefs d'exploitation, on a une opposition entre les formations les plus courtes et les plus longues avec une hiérarchie entre l'enseignement secondaire agricole et l'enseignement secondaire général. La même opposition selon la durée de la scolarité se retrouve pour les membres de la famille.

Sur le graphique les points représentatifs des variables se répartissent le long d'une parabole, ce qui traduit un effet Guttman (Rainelli, 1983). Il signifie qu'il y a un phénomène unidimensionnel sous-jacent qui peut s'exprimer par une relation fonctionnelle.

Les coordonnées des départements sur le premier axe factoriel sont liées au niveau de production puisque le coefficient de corrélation vaut 0,80. On n'observe pas de liaison sensible entre coordonnées sur le second axe et production, le coefficient de corrélation n'étant que de 0,03. Ces résultats sont faciles à interpréter puisque le premier axe fournit une échelle des

formations scolaires, avec une hiérarchie allant des plus courtes aux plus longues. Le second ne permet pas une interprétation de cette nature. On a donc défini la variable E à partir du premier axe factoriel, la valeur attribuée à chaque département étant égale à sa coordonnée sur cet axe.

Plus la proportion de chefs d'exploitation et de membres de leur famille ayant suivi des formations scolaires longues est élevée, plus la valeur de E est grande. Il s'agit donc bien d'une variable synthétique qui décrit la formation scolaire des agriculteurs et de leur famille. La corrélation positive entre cette variable et les résultats économiques de l'agriculture ne fait qu'exprimer un truisme. La question est de savoir si le niveau de formation joue ou non sur les résultats économiques à niveau d'emploi des facteurs constant, c'est-à-dire sous la clause toutes choses égales par ailleurs.

Nous centrons la discussion des résultats sur les effets de la variable éducation sans passer en revue l'estimation des paramètres a_i et b_{ij} qui conditionnent le choix de la combinaison productive. Ils ont fait l'objet de commentaires approfondis à partir d'estimations pour les années 1970, 1975 et 1980 (Bonnieux 1986 et 1988) que nous nous contenterons de résumer.

La fonction de production estimée satisfait aux conditions de régularité au point moyen. Les résultats présentés sont donc relatifs à une moyenne France entière qui se caractérise en 1980 par la répartition suivante de la production entre facteurs :

- consommations intermédiaires (hors intra-consommation)	49,4 %
- capital (matériel, bâtiments et plantations)	12,5 %
- foncier (terre louée et terre en faire valoir direct)	7,7 %
- travail (familial et salarié)	30,4 %

Une analyse départementale des parts de facteurs montre des disparités très fortes qui correspondent à la diversité des orientations de production. Une typologie simplifiée autour de trois pôles

- céréales, grandes-cultures (betterave sucrière, oléagineux)
- cultures méditerranéennes (légumes, fruits, vins)
- productions animales,

permet d'en rendre compte. Une analyse plus approfondie nécessite de l'affiner en distinguant surtout du troisième pôle, des sous-groupes, en particulier le hors-sol (porcs, oeufs, volailles), la production laitière et la production spécialisée de viande bovine.

Le tableau 1 fournit les élasticités-prix des demandes de facteurs de production évaluées au point moyen. Les demandes de facteurs sont élastiques par rapport à leur propre prix puisque les élasticités directes varient de -0,99 pour le capital à -1,18 pour les consommations intermédiaires. Les élasticités croisées confirment que les consommations intermédiaires sont substituables aux facteurs primaires. Le capital et la terre sont des substituts du travail, résultat qui est confirmé par l'analyse de l'évolution du secteur agricole. Il faut noter enfin la relation de complémentarité entre la terre et le capital. Les demandes de facteurs primaires sont élastiques par rapport au prix des consommations intermédiaires, avec des élasticités croisées qui varient de 1,00 à 1,03. Les autres élasticités croisées sont par contre inférieures à l'unité.

Tableau 1. Elasticités prix des demandes de facteurs

demandes	prix	CI	capital	terre	travail
CI		-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

L'estimation de l'équation de productivité (tableau 2) permet tout d'abord de mettre en évidence l'influence positive du niveau de formation sur le montant de la production pour une valeur fixée des inputs. Le paramètre a_E est significativement positif et b_{EE} n'est différent de zéro qu'au niveau de confiance de 80 %. Leur influence combinée est positive et correspond à un déplacement vers le haut de la frontière de production (graphique 2) donc plus le niveau de formation est élevé, plus le niveau technique est important.

Tableau 2. Estimation de l'équation de productivité

a_E	b_{EE}	biais de productivité			
		CI b_{1E}	capital b_{2E}	terre b_{3E}	travail b_{4E}
1,0679	0,0278	-0,0131	-0,0072	0,0064	0,0137
(20,82)	(1,31)	(1,69)	(1,77)	(1,43)	(1,28)

Les valeurs entre parenthèses sont celles du t de Student.

Globalement les biais de productivité sont différents de zéro, toutefois leurs valeurs sont estimées de façon imprécise ce qui rend difficile leur comparaison. Pour préciser les choses nous avons estimé le système d'équations de parts de facteurs, sans tenir compte de l'équation de productivité ce qui donne :

$$\begin{aligned}
 b_{1E} &= -0,0031 & b_{2E} &= -0,0069 \\
 &(0,32) & &(1,65) \\
 b_{3E} &= 0,0011 & b_{4E} &= 0,0089 \\
 &(2,37) & &(2,52)
 \end{aligned}$$

Bien que cette procédure soit incorrecte sur le plan économétrique elle aide à interpréter les résultats du tableau 2 puisque les signes des biais sont les mêmes. A ce stade on peut admettre que le niveau de formation influence de façon non neutre les différents facteurs de production. On aurait la relation suivante :

$$b_{1E} \cdot b_{2E} < b_{3E} \cdot b_{4E}$$

Dans la répartition du produit, le niveau de formation joue en faveur du foncier et du travail mais corrélativement au détriment des consommations intermédiaires et du capital.

L'influence générale du niveau de formation sur la productivité de l'agriculture est cohérent avec un ensemble de travaux. La valeur de a_E correspond à l'élasticité de la production au point moyen (compte tenu de la procédure de normalisation des variables). Celle-ci est donc sensiblement supérieure à 1 %. Ce résultat est difficile à interpréter compte tenu de la nature de la variable E, qui est de plus 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). Enfin l'existence des biais de productivité, c'est-à-dire la non-neutralité de la formation est une hypothèse intéressante qui demanderait à être confirmée, à ce stade il faut y voir une piste de recherche. C'est d'ailleurs un point qui a été rarement abordé dans les études empiriques sur la relation formation-productivité. Signalons toutefois que Jamison et Lau (1982 p. 135 et sa) acceptent l'hypothèse de neutralité pour deux échantillons d'exploitation agricoles, l'un relatif à la Thaïlande et l'autre à la Corée.

BIBLIOGRAPHIE

- BONNIEUX F., 1986. Etude économétrique des disparités de l'agriculture française sur la base de données départementales. INRA, Rennes, X + 401 p.
- BONNIEUX F., 1988. Spécialisation régionale et efficacité de l'agriculture. Cahiers d'Economie et Sociologie Rurales, n°3, INRA, Paris.
- BONNIEUX F., FOUET J.P., RAINELLI P., 1987. Dynamique des systèmes régionaux agricoles. Actes et Communications n°1, 51-84, INRA, Paris.
- BONNIEUX F., RAINELLI P., 1983. Regional disparities in Western European agriculture. European Review of Agricultural Economics Vol. 10, 295-301.
- DENNY M., FUSS M., 1980. Intertemporal and interspatial comparisons of cost efficiency and productivity. University of Toronto, Institute for policy analysis, working paper, n°8018, 31p.
- FOUET J.P., 1986. Comptaagri : une base de données départementales des comptes de l'agriculture (1959-1985). Bulletin interne ESR n°25/4, 64-73, INRA, Paris.
- GUYOMARD H., 1988. Investissement et choix techniques du secteur agricole français. Etude économétrique. Thèse de doctorat de l'Université de Rennes 1, 429 p.
- HAYAMI Y., 1960. Sources of agricultural productivity gap among selected countries. American Journal of Agricultural Economics, vol. 51, 564-575.

HAYAMI Y., RUTTAN V.W., 1970. Agricultural productivity differences among countries. American Economic Review Vol.60, 695-911.

JAMISON D.T., LAU L.J., 1982. Farmer education and farm efficiency. The Johns Hopkins University Press. XVIII + 292 p.

KAWAGOE J., HAYAMI Y., RUTTAN V.W., 1985. The intercountry agricultural production function and productivity differences among countries. Journal of Development Economics. Vol. 19, 113-132.

LOPEZ R.E., 1984. Estimating substitution and expansion effects using a profit function framework. American Journal of Agricultural Economics Vol. 66, 358-367.

RAINELLI P., 1983. Utilisation de l'analyse des données en économie. Economie rurale n°157, 15-33.

RATTIN S., 1983. Formation des chefs d'exploitation et enseignement technique agricole. Cahiers de Statistique Agricole n°6, 23-44.

S.C.E.E.S., 1981. Estimation des amortissements départementaux de l'agriculture. Synthèses statistiques, Comptes et revenus, n°35, 40 p.

WELCH F., 1970. Education in production. Journal of Political Economy, vol. 78, 35-59.