



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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.

Les disparités départementales de l'agriculture française : essai d'explication

Mr François Bonnieux, Pierre Rainelli

Citer ce document / Cite this document :

Bonnieux François, Rainelli Pierre. Les disparités départementales de l'agriculture française : essai d'explication. In: Économie rurale. N°137, 1980. pp. 10-19;

doi : <https://doi.org/10.3406/ecoru.1980.2702>

https://www.persee.fr/doc/ecoru_0013-0559_1980_num_137_1_2702

Fichier pdf généré le 08/05/2018

Abstract

In the first part of this paper we bring up an overview of disparities in French agriculture at the regional level (the regional unit is in fact the department). We propose to classify them according to two factors. The first is concerned with the representative type of farming and the second is related to the general level of development.

In the second part we use econometric analysis to explain agricultural incomes (defined as gross value added by standard man day) through a set of variables : land use, livestock, deadstock and the share of agriculture in active population.

In the third part we discuss with some details the discrepancies between (observed) value added and (adjusted) value added using the model. Then we emphasize on the limitations of this approach.

Résumé

Dans une première partie descriptive cet article présente une estimation des disparités départementales de l'agriculture française et les résultats d'une analyse typologique. Celle-ci permet un classement des départements selon les systèmes de production dominants et le niveau de développement. L'influence de ces facteurs sur le niveau de valeur ajoutée par personne-année-travail est étudiée dans une seconde partie à l'aide d'un modèle économétrique. Celui-ci permet de séparer les effets des variables proprement agricoles, des facteurs exogènes à l'agriculture dans l'étude des disparités de revenu agricole.

L'analyse critique des écarts modèle-réalité fait l'objet de la troisième partie. Elle débouche sur des propositions d'approfondissement de l'analyse et sur la nécessité de passer à une approche dynamique.

ESSAI D'EXPLICATION DES DISPARITES DEPARTEMENTALES DE L'AGRICULTURE FRANÇAISE

F. BONNIEUX, P. RAINELLI

INRA, Station d'Economie Rurale, Rennes

Dans une première partie descriptive cet article présente une estimation des disparités départementales de l'agriculture française et les résultats d'une analyse typologique. Celle-ci permet un classement des départements selon les systèmes de production dominants et le niveau de développement. L'influence de ces facteurs sur le niveau de valeur ajoutée par personne-année-travail est étudiée dans une seconde partie à l'aide d'un modèle économétrique. Celui-ci permet de séparer les effets des variables proprement agricoles, des facteurs exogènes à l'agriculture dans l'étude des disparités de revenu agricole.

L'analyse critique des écarts modèle-réalité fait l'objet de la troisième partie. Elle débouche sur des propositions d'approfondissement de l'analyse et sur la nécessité de passer à une approche dynamique.

DISPARITIES IN FRENCH AGRICULTURE AT THE REGIONAL LEVEL

In the first part of this paper we bring up an overview of disparities in French agriculture at the regional level (the regional unit is in fact the department). We propose to classify them according to two factors. The first is concerned with the representative type of farming and the second is related to the general level of development.

In the second part we use econometric analysis to explain agricultural incomes (defined as gross value added by standard man day) through a set of variables : land use, livestock, deadstock and the share of agriculture in active population.

In the third part we discuss with some details the discrepancies between (observed) value added and (adjusted) value added using the model. Then we emphasize on the limitations of this approach.

L'observateur attentif de l'agriculture française ne peut manquer d'être frappé par sa très grande diversité. Un des meilleurs connaisseurs, J. KLATZMANN (1978 p. 30), estime même que cette diversité est plus grande en France que dans la plupart des autres pays. Cette variété de situations se traduit évidemment par des inégalités considérables, et l'on peut penser qu'il n'y a pas de groupe social où les écarts soient supérieurs !

L'analyse de ces disparités emprunte plusieurs voies que l'on peut évoquer. Replaçant le fonctionnement de l'agriculture dans le système social, GER-

VAIS (1972) explique la différenciation des systèmes de production par la hiérarchie des prix agricoles et son évolution différentielle. Le jeu de ces prix est lui-même fonction de la puissance politique des groupes de pression. Pour SERVOLIN (1972) la différenciation correspond à l'existence de deux types d'exploitations : celles de taille réduite orientées vers l'élevage, du domaine de la petite production marchande, et les grandes, de type céréalière à caractère capitaliste, même s'il ne s'agit que de " tout petits capitalistes ". Selon SERVOLIN, ces deux types d'exploitations évoluent de manière non antagoniste, car il n'y a pas de concurrence entre les spéculations pratiquées.

De ces analyses découlent des recherches empiriques centrées sur les notions de système de production ou plus concrètement sur les orientations technico-économiques des exploitations (OTE) croisées avec les classes de surface. Ainsi les résultats du Réseau d'Information Comptable Agricole (RICA) relatifs à 1977 font-ils apparaître des écarts de 1 à 3,6 entre les revenus (1) par travailleur obtenus dans les exploitations de plus de 50 ha de type agriculture générale et dans celles de 10 à 20 ha orientées vers la production bovine, lait ou viande (INSEE 1979). L'étude par système de production fait l'objet de nombreux travaux, au rang desquels on peut citer ceux de CARLES-NANQUETTE (1978) basés sur les enregistrements comptables.

L'autre voie, d'inspiration néo-classique, emprunte comme outil d'étude des disparités internes à l'agriculture, la fonction de production. Ainsi DEGAND-PORTUGAL (1977) travaillant sur la Belgique, prennent des zones de production ayant sensiblement les mêmes conditions agro-écologiques. Puis ils formalisent les différences entre types d'agriculture en comparant les résultats de la combinaison des facteurs de production, sous la forme de fonctions de Cobb-Douglas. Ces fonctions sont estimées sur la base de résultats de comptabilités d'exploitation.

Une des conclusions de ce travail est que " les différences agro-écologiques n'expliquent pas la différence régionale constatée : les régions les plus favorisées... ne présentent donc pas forcément la productivité globale la plus élevée pour les facteurs utilisés " (DEGAND-PORTUGAL 1977, p. 65). En dehors des problèmes de théorie économique posés par le recours aux fonctions de production on voit que ce type d'approche ne prend en compte ni l'insertion de l'agriculture dans son contexte global, ni la spécificité régionale.

Un des points caractéristiques de la diversité agricole est la composante régionale. Les disparités s'expliquent par le système de production et par sa

localisation, des liens étroits existant entre les deux. Ainsi les écarts de revenu par travailleur selon les OTE en 1977 apparaissent deux fois plus importants si on tient compte de l'aspect régional. En effet, entre l'OTE agriculture générale sur plus de 100 ha de Nord-Picardie, et l'OTE bovins-terres arables de Midi-Pyrénées entre 10 et 20 ha, la valeur ajoutée brute par unité de travail varie de 1 à 7,0 (INSEE, 1979).

Ainsi est-il clair que les disparités agricoles s'expliquent par les orientations de production, elles-mêmes liées aux structures. Tous éléments ayant une très forte pondération spatiale. Mais l'agriculture n'est pas un secteur autonome sans rapport avec la réalité sociale et économique. Le fonctionnement du système économique fait que les centres industriels et urbains ont modelé l'agriculture périphérique par action indirecte avec l'appel de main-d'œuvre. On pourrait résumer ces relations complexes en indiquant que l'agriculture régionale est liée au développement économique local. Pour PAUTARD (1965, p. 173) «le mécanisme de formation des disparités régionales dans l'agriculture apparaît... comme lié au processus général de la croissance de l'économie toute entière».

Ces deux hypothèses, d'une part l'importance de la dotation en moyens naturels et l'orientation du système, et d'autre part le niveau de développement régional, sont à la base du travail entrepris. Afin de cerner la réalité économique et sociale et les spécificités agricoles, l'unité de base retenue est le département. C'est en effet le meilleur compromis, au point de vue découpage géographique, entre finesse des circonscriptions de base et disponibilité en statistiques.

Dans une seconde partie, on dépassera ce stade descriptif en proposant un modèle économétrique formalisant les relations entre les diverses variables retenues. Ce modèle nous permettra de tester l'importance de chacune d'entre elles.

Enfin, nous nous interrogerons sur les limites de notre démarche et les développements possibles.

PRESENTATION DESCRIPTIVE

Pour des raisons de commodité statistique, la période d'étude se situe au début des années 1970. En effet nous avons utilisé nombre d'informations issues du Recensement Général de l'Agriculture dont on n'avait pas l'équivalent pour 1975, tel le croisement Orientation Technico-Economique - Classe de surface par département, pour l'estimation du capital matériel.

Les résultats économiques sont appréciés au plan départemental (2) à partir de la valeur ajoutée brute par personne-année-travail. Ce critère a été retenu car il nous paraît être le plus satisfaisant. Comme agrégat, la valeur ajoutée brute correspond à la somme des revenus issus de l'activité agricole et servant à rémunérer l'ensemble des moyens de produc-

tion. Ramenée au nombre d'actifs à temps plein, c'est un indicateur de résultat facile à utiliser et d'interprétation aisée.

En ce qui concerne le résultat économique, le rapport entre les dix premiers départements et les dix derniers est dans la proportion de 1 à 5,05. Entre le premier (Seine-et-Marne) et le dernier (Savoie) il est de 1 à 6,36. Mais si l'on prend en compte les différences de moyens de production on constate des chiffres plus élevés. Ainsi la SAU par personne-année-travail n'est que de 4,80 ha dans le Vaucluse contre 50,03 en Corse, soit un rapport entre maximum et minimum s'élevant à 10,43. Toutefois le handicap entre ces deux départements, qui ne figurent pas aux extrêmes pour la valeur ajoutée par personne-année-

travail (3), est compensé par une substitution terre-capital. Le Vaucluse est le département où l'accumulation de capital matériel (4) est la plus élevée avec un montant de 2 156 F à l'hectare de SAU, alors que la Corse vient au dernier rang avec une valeur de 326 F à l'hectare. Ceci donne un écart de 1 à 6,62.

Le tableau 1 donne des indications sur les valeurs extrêmes et moyennes pour le résultat économique et les principaux moyens de production ramenés au travailleur à temps plein, ou à l'hectare comme c'est le cas pour le matériel.

Tableau 1. — Résultats économiques et moyens de production : valeurs extrêmes et moyenne par département au début des années 1970.

	valeur ajoutée par PAT* (en F)	SAU par PAT (en ha)	cheptel par PAT (en UB)	matériel en F par ha
minimum (départ.)	8 474 F (Savoie)	4,80 ha (Vaucluse)	0,04 (Var)	326 F (Corse)
maximum (départ.)	53 500 F (Seine-et-Marne)	50,03 ha (Corse)	22,39 (Ardennes)	2 156 F (Vaucluse)
Max/Min.	6,36	10,43	55,98	6,62
Moyenne	22 181 F	14,65 ha	9,91	922 F
coef. de variation	0,358	0,434	0,519	0,234
coef. de Gini	0,185	0,222	0,297	0,121

* PAT : personne-année-travail. UB : unité de bétail.

Pour apprécier la dispersion interdépartementale des résultats économiques et des moyens de production nous utilisons deux indices de concentration : le coefficient de variation et le coefficient de Gini. La valeur de ce dernier est comprise entre zéro et un. Elle varie dans le même sens que le degré de concentration.

Tableau 2. — Concentration des résultats et des moyens de production pour les dix départements de tête et pour les dix départements de queue

	valeur ajoutée	SAU	répartition de la SAU				cheptel	capital matériel
			terres lab.	céréales	prairies perman.	cult. perman.		
<u>10 derniers</u>								
en % du total	4,65	8,37	5,46	4,72	12,16	6,52	7,20	7,99
moy./PAT	11 580 F	13,78	4,69	2,23	8,54	0,55 ha	8,01 UB	12 124 F
<u>10 premiers</u>								
en % du total	15,23	12,92	19,72	24,80	5,91	2,13	7,89	12,92
moy./PAT	58 450 F	22,22	17,70	12,33	4,33	0,19 ha	9,17 UB	20 471 F

L'examen de la dispersion des paramètres étudiés dans le tableau 1 fait ressortir, aussi bien pour le rapport maximum sur minimum, que pour le coefficient de variation ou le coefficient de Gini, une très forte inégalité interdépartementale du cheptel. Viennent ensuite la SAU et la valeur ajoutée, enfin le capital matériel à l'hectare. Notons que pour ce dernier l'écart entre les extrêmes (6,62) est plus élevé que pour la valeur ajoutée (6,36), alors que le degré de concentration exprimé à l'aide du coefficient de variation, ou du coefficient de Gini, est moindre.

Compte-tenu des substitutions possibles entre moyens de production, il est plus intéressant de comparer les caractéristiques des départements ayant obtenu les meilleurs résultats, avec celles des départements qui se classent le moins bien. Ceci est un premier pas permettant de comprendre le jeu des facteurs expliquant le niveau de revenu atteint par les diverses régions.

Outre les moyens de production pris en compte de manière simplifiée dans le tableau 1, il convient d'introduire une notion de système de production. Divers travaux (RAINELLI, 1975) ont montré qu'à l'aide de quelques variables simples telles que

l'importance en terres labourables, en surfaces toujours en herbe et en cultures permanentes, on pouvait assez bien décrire les modes d'utilisation du sol. Si l'on complète ces données par le montant de cheptel exprimé en Unités de Bétail (UB) on a un nombre restreint de variables de caractère opérationnel. Notons que l'indication des surfaces en céréales à l'intérieur des terres labourables constitue un indicateur assez significatif.

Dans le tableau 2 on a fait figurer ces diverses variables pour les dix premiers départements et pour les dix derniers. On a seulement indiqué la valeur moyenne par PAT ainsi que le poids relatif des deux groupes dans l'ensemble France entière.

Les réflexions ébauchées précédemment sont complétées par les éléments rassemblés dans le tableau 2. Ainsi les disparités de valeur ajoutée entre régions défavorisées et favorisées sont mises en lumière : 4,65% du résultat France entière pour les premières et 15,23% pour les dernières. Mais on voit qu'au plan des surfaces disponibles les inégalités ne sont pas aussi flagrantes puisque les départements les plus pauvres occupent 8,37% de la SAU contre 12,92% pour les plus riches. Le même rapport s'observe aussi au niveau du capital alors que pour le

cheptel il n'y a pas de grande différence entre les deux groupes.

L'explication des différences de résultats entre derniers et premiers se situe clairement au niveau du mode d'utilisation du sol. Les terres labourables, et plus encore les surfaces en céréales, sont concentrées dans les zones riches. A l'inverse, les prairies permanentes se trouvent surtout dans les zones pauvres. Les cultures permanentes, quasi-inexistantes dans les deux cas, jouent un rôle marginal.

Ainsi près de 20% des terres labourables se trouvent dans les régions de tête contre à peine plus de 5% dans les régions de queue. Pour les céréales on a près d'un quart contre moins de 5%. En valeur absolue cela correspond à 17,70 ha en moyenne pour les départements les plus riches contre seulement 2,23 ha pour les plus pauvres. Pour les prairies permanentes c'est l'inverse avec respectivement 4,33 ha et 8,54 ha.

Il est clair qu'une relation entre le complexe taille-système et résultats existe. De manière qualitative on peut la saisir quand on sait (BONNIEUX, RAINELLI, 1978) que sur les dix départements de tête, neuf sont caractérisés par de grandes structures agraires et une orientation terres arables, du type agriculture générale. Il s'agit, dans l'ordre des valeurs ajoutées par personne-année-travail décroissantes, de la Seine-et-Marne, la Marne, l'Eure-et-Loir, l'Oise, l'Aube, l'Aisne, la Seine-et-Oise, la Somme, le Loiret. Le dixième département est celui des Ardennes avec un système fourrager à base de prairies permanentes, sur de grandes surfaces.

Pour les dix circonscriptions les moins bien placées, on a des systèmes herbages extensifs, avec des prairies permanentes, ou même très extensifs, avec des landes. Les départements concernés sont l'Ardèche, le Tarn, la Loire, les Hautes-Pyrénées, la Haute-Loire, la Creuse, la Corrèze, le Lot, la Lozère, la Savoie. Les structures sont en revanche plus

hétérogènes, importantes en Lozère, grandes en Creuse, moyennes dans le Lot, petites en Haute-Loire et Corrèze.

La localisation des régions riches est très limitée puisque tous les départements de tête se situent dans la zone du Bassin Parisien avec une extension vers le Nord-Est (Ardennes). A l'inverse les zones défavorisées se trouvent toutes dans les parties montagneuses du Massif Central, des Alpes et des Pyrénées, ou sur leurs marches. Pour compléter, on peut noter que ces parties pauvres ne comptent que 4,64% des actifs non agricoles français. Ce chiffre est à rapprocher de 32,40% qui caractérisent les dix départements les plus riches.

Si l'on examine les tranches des dix départements précédant les plus pauvres, et suivant les plus riches, les mêmes observations peuvent être faites globalement. Ainsi ceux qui sont classés entre la 79^e et la 70^e places ont tous un système extensif ou très extensif ; ils sont situés dans les zones montagneuses ou à proximité. Pour les départements de la 11^e à la 20^e place, on constate une certaine diversité des systèmes, avec l'apparition des cultures permanentes pour le Vaucluse, les Bouches-du-Rhône, la Gironde et le Gard.

Dès que l'on se situe au milieu du tableau, les orientations sont moins nettes. On trouve des agricultures caractérisées par les terres arables et des structures moyennes (Côtes-du-Nord) ou grandes (Indre) ainsi que des systèmes herbagers à structures favorables comme dans la Nièvre ou, dans une moindre mesure, le Jura.

Le survol des systèmes et des tailles permet d'établir l'existence d'un lien avec les résultats économiques. Il apparaît également qu'il existe une relation entre ces éléments et le niveau de développement régional, apprécié à partir d'un critère simple comme le pourcentage d'actifs agricoles dans la population active totale.

MODELE EXPLICATIF DES DISPARITES DEPARTEMENTALES DE VALEUR AJOUTEE AGRICOLE

La démarche typologique esquissée dans cet article et développée plus en détail par ailleurs (RAINELLI, BONNIEUX, 1978) aboutit à une hypothèse explicative des résultats économiques de l'agriculture. Elle s'exprime au moyen d'une relation qui fait dépendre la valeur ajoutée agricole départementale du système de production et du niveau de développement. Au prix d'une étape de réduction supplémentaire il est possible de spécifier un modèle qui permette de tester cette hypothèse.

Le modèle utilisé ici est le modèle de la régression linéaire multiple, avec pour variable dépendante la valeur ajoutée brute de l'agriculture ramenée à une

unité de travail homogène (personne-année-travail). Notons que dans d'autres travaux effectués au plan européen (BONNIEUX, RAINELLI, 1979 b) le manque d'informations homogènes nous a conduit à ramener la valeur ajoutée à la population active totale agricole, ce qui revient à faire l'impasse sur le sous-emploi et le temps partiel.

Pour définir le système de production, nous disposons de plusieurs possibilités qui correspondent à des descriptions plus ou moins fines de l'agriculture. La plus simple consiste à ne retenir qu'une variable, la surface agricole utilisée. C'est en fait trop schématique et l'on doit tenir compte du mode d'utilisation du sol selon les différentes

orientations. De ce point de vue, une décontraction de la surface agricole utilisée en terres labourables, prairies permanentes et cultures permanentes s'avère satisfaisante. Nous examinons toutefois la prise en compte des surfaces en céréales et en landes. Cette description est complétée par le cheptel et le capital matériel. Les variables de surface et le cheptel mesurent les disponibilités en facteurs de production et sont ramenées à la personne-année-travail. Le capital matériel est utilisé comme

indicateur d'intensification et par conséquent calculé par unité de surface. Enfin pour caractériser le niveau de développement, nous utilisons par commodité le pourcentage d'actifs employés dans l'agriculture.

Avant de présenter les résultats des ajustements, nous discutons les problèmes d'interprétation qui pourraient surgir d'une colinéarité trop forte des variables explicatives.

1.- COLINEARITE DES VARIABLES EXPLICATIVES ET PROBLEMES D'INTERPRETATION

La colinéarité des variables explicatives soulève des problèmes d'interprétation difficilement solubles et impose de ce fait une barrière quant au nombre de variables explicatives qui peuvent être prises en compte. Elle correspond au cas limite de dépendance linéaire stricte entre ces dernières. On rencontre cependant des difficultés dès lors que les variables explicatives sont fortement intercorrelées, car il devient difficile d'estimer valablement les coefficients du modèle, donc de déterminer les influences respectives des diverses variables.

Sans entrer dans un examen détaillé des relations mutuelles des variables explicatives, indiquons-en les principaux résultats en considérant tout d'abord celles qui décrivent le mode d'utilisation du sol. Nous ferons intervenir ensuite le cheptel, le capital et l'importance relative de la population active agricole.

Une description du mode d'utilisation du sol faisant intervenir les terres labourables, les prairies permanentes et les cultures permanentes par personne-année-travail, correspond à un compromis.

Cet ensemble de trois variables assure un niveau de détail suffisant au plan départemental et l'étude de sa structure ne révèle aucune liaison importante qui pourrait être gênante sur le plan de l'interprétation.

En effet les corrélations négatives entre terres labourables disponibles d'une part, prairies permanentes et cultures permanentes d'autre part qui traduisent les conditions de localisation des productions, demeurent de faible intensité. De ce point de vue, la distinction au sein des terres labourables des surfaces en céréales, présente des inconvénients (5). Sur le plan du réalisme l'introduction des landes complète la description des systèmes de production. Insistons toutefois sur la corrélation élevée entre celles-ci et les surfaces en prairies permanentes.

L'introduction du cheptel par personne-année-travail parmi les variables explicatives permet de

tenir compte des productions hors sol ; elle complète donc la description de l'agriculture. La forte liaison négative de cette variable avec les cultures permanentes s'interprète aisément en termes de localisation. Par ailleurs son caractère synthétique explique la faible intensité des liaisons avec les terres arables et les prairies permanentes. Enfin une étude plus détaillée montre sous certaines conditions une liaison négative avec les surfaces en landes, qui correspond à une extensification des productions animales sur ces dernières.

A partir des données départementales on observe une étroite liaison entre le capital matériel ramené à la personne-année-travail et les disponibilités en terres labourables par personne-année-travail. Elle traduit le simple fait que les systèmes de production à base de terres labourables utilisent un matériel important. Sur le plan économétrique, elle montre aussi qu'il est difficile de séparer l'influence de ces deux variables sur les résultats économiques. Nous utilisons comme indicateur d'intensification le matériel rapporté à la surface agricole utilisée. Sur le plan statistique, ce rapport n'est pas lié aux autres variables qui décrivent l'agriculture sauf aux prairies permanentes avec lesquelles il entretient une liaison négative. Ce résultat est normal dans la mesure où une forte disponibilité en prairies permanentes caractérise certains systèmes de production extensifs.

L'examen des relations mutuelles des variables agricoles du modèle montre qu'aucune liaison n'est suffisamment intense pour interdire une appréciation correcte de l'influence des différents éléments (mode d'utilisation du sol, cheptel et matériel) sur le niveau de valeur ajoutée par personne-année-travail. A côté de ces variables, l'utilisation comme variable explicative du niveau de développement apprécié par le pourcentage d'actifs employés dans l'agriculture, ne soulève pas de difficulté statistique particulière. Cet indicateur est en effet peu lié aux autres variables.

2.- RESULTATS DES AJUSTEMENTS

Le tableau 3 fournit les équations de régression ajustées pour différentes versions du modèle. La variable dépendante, la valeur ajoutée agricole par

personne-année-travail, est mesurée en 100F, la constante du modèle s'exprime donc dans la même unité. Les coefficients des différentes variables

explicatives peuvent s'interpréter comme des dérivées partielles de la variable dépendante au voisinage du point moyen de l'échantillon. Les variables de superficie étant mesurées en hectare par personne-année-travail, leurs coefficients correspondent à des valeurs ajoutées marginales en 100F (par hectare et par personne-année-travail). Il en est de même pour le coefficient du cheptel puisque cette variable est exprimée en unités de bétail par personne-année-travail.

L'intensité du système de production est représentée au moyen du capital matériel par hectare (en 100F). Le coefficient de la variable correspondante exprime donc le différentiel interdépartemental moyen de valeur ajoutée imputable à une variation de 100F de cette intensité. Le coefficient du niveau de développement, appréhendé au moyen du pourcentage d'actifs employés dans l'agriculture, s'interprète dans les mêmes termes. Il représente la variation de valeur ajoutée qui est en moyenne imputable à une variation de 1% de la part de l'agriculture dans la population active totale. Ces interprétations utiles puisqu'elles permettent de raisonner toutes choses égales par ailleurs, doivent être conduites avec prudence. Elles ne sont pleinement valables en effet qu'au voisinage d'une moyenne qui correspond à un département hypothétique. Une utilisation mécaniste de tels calculs à la marge conduirait à des conclusions erronées, puisque la linéarité de la relation n'est pas assurée pour les cas extrêmes.

Mise à part la version 1 du modèle qui est trop simplifiée puisque l'agriculture n'est décrite qu'au moyen d'une seule variable (surface agricole utilisée), les différentes versions fournissent des ajustements de qualité comparable. Le jeu simultané des variables explicatives rend compte de 70% des variations interdépartementales de la valeur ajoutée agricole par personne-année-travail. Une telle valeur du coefficient de détermination est élevée pour une analyse spatiale d'autant plus que la variable dépendante est ici un rapport, or dans ce cas on observe couramment des coefficients assez faibles. Ces résultats peuvent être considérés comme bons sur le plan statistique et autorisent par conséquent une étude pertinente de l'influence des diverses variables explicatives. La version 5 du modèle dans laquelle est introduit le capital matériel correspond à la description la plus complète de l'agriculture. Cette version nous servira de référence.

En comparant les différents ajustements, on observe la stabilité des coefficients de la variable terres labourables ainsi que de la variable niveau de développement. Ces deux variables dominantes jouent un rôle important dans l'explication des disparités et tendent à capter les effets de facteurs négligés dans le modèle. Leur contribution marginale (définie par l'accroissement du coefficient de détermination imputable à la variable considérée) est d'ailleurs élevée : 0,35 pour les terres labourables et 0,10 pour le niveau de développement. Ce dernier chiffre ne paraît pas excessif puisque le pourcentage d'actifs employés dans l'agriculture est utilisé

Tableau 3 – Equations et régressions estimées

version	constante (100 F)	surface agricole utilisée (ha/PAT)	variables explicatives						R			
			mode d'utilisation du sol (ha/PAT)							cheptel UB/PAT	capital matériel (100 F /ha)	S actifs dans l'agri- culture
			terres labour.	prairies perman.	cultures perman.	céréa- les	autres terres labour.	landes				
1	254,49 (10,20)	2,94 (2,95)							- 4,17 (4,93)	0,28		
2	197,12 (9,81)		10,55 (10,13)	-1,89 (2,19)	19,00 (3,72)			-0,06 (0,09)	-3,05 (5,08)	0,67		
3	204,95 (10,35)			-1,72 (2,03)	16,38 (3,23)	14,00 (8,02)	1,33 (0,34)	-0,00 (0,02)	-2,61 (4,31)	0,69		
4	180,34 (8,21)		10,39 (10,63)	-2,33 (1,87)	24,11 (3,84)			2,00 (1,18)	-3,11 (5,01)	0,68		
5	78,70 (1,89)		11,16 (10,87)	-0,00 (0,01)	20,83 (3,52)			1,83 (1,26)	0,47 (2,82)	-3,05 (5,36)	0,71	

(*) PAT = personne-année-travail, UB = unité de bétail, R² = coefficient de détermination. Les valeurs entre parenthèses sont celles du t de Student.

comme variable instrumentale pour résumer l'ensemble des facteurs exogènes à l'agriculture. La forte liaison statistique qui a été mise en évidence entre terres labourables et capital matériel rapportés à la personne-année-travail, explique le chiffre élevé observé pour la variable terres labourables. Celle-ci joue le rôle de variable instrumentale pour le matériel par personne. Compte-tenu de l'effet d'agrégation de l'influence de deux facteurs différents, il est plus correct d'interpréter le coefficient de la variable terres labourables comme mesurant l'influence combinée des terres labourables et du capital matériel disponibles par personne-année-travail. Bien qu'il soit difficile de séparer les effets de ces deux facteurs, on peut sur la base d'analyses plus détaillées, avancer un rapport de 1 à 2 entre la contribution des terres labourables et du capital. Il s'agit d'un ordre de grandeur que l'on doit considérer avec prudence eu égard aux problèmes soulevés par l'estimation du matériel.

L'influence positive de la valeur ajoutée des superficies disponibles apparaît clairement à partir de la version 1 du modèle. La surface agricole utilisée est une variable synthétique. Son coefficient mesure la résultante d'influences diverses comme le montrent les autres ajustements obtenus en décontractant cette variable et en prenant en compte d'autres facteurs que le mode d'utilisation du sol. Les disponibilités en terres labourables procurent un supplément de valeur ajoutée comme le montre le signe positif du coefficient de la variable correspondante. La même observation doit être faite pour les cultures permanentes, le rapport de l'hectare marginal étant supérieur à celui de l'hectare marginal de terres labourables. L'intérêt de la décontraction des terres labourables (version 3) est, en dépit de problèmes de colinéarité, de mettre en évidence les différences de valeur ajoutée obtenues à la marge selon que l'on considère des terres labourables consacrées aux céréales ou à d'autres productions.

Un premier examen des coefficients permet donc de classer en termes de valeur ajoutée par personne-année-travail que procure l'hectare marginal de terres labourables, de céréales et de cultures permanentes. La réponse est moins immédiate pour les prairies permanentes ; un examen rapide des ajustements conduirait à des conclusions contradictoires. Sur la base des versions 2, 3, 4 on conclurait à une influence négative des disponibilités en prairies permanentes, alors que l'hectare marginal de landes n'aurait pas d'effet de cette nature (version 4). Ceci est contradictoire avec le fait que les prairies permanentes sont plus productives que les landes. La conclusion correcte semble être celle obtenue à partir de la version 5, à savoir l'absence d'influence significative sur la valeur ajoutée des disponibilités en prairies permanentes. La liaison négative observée entre cette variable et la variable d'intensité du système de production fait que les prairies permanentes jouent en partie le rôle de variable

instrumentale pour le capital matériel par hectare avec le signe moins. Celui-ci ayant un effet positif, lorsqu'il n'est pas introduit dans le modèle, on a un coefficient négatif pour les prairies permanentes.

Il est difficile de tirer des conclusions nettes en ce qui concerne l'influence de la variable cheptel. Elle apparaît légèrement positive, mais à un seuil de probabilité médiocre, à partir des ajustements des versions 4 et 5, nulle dans les autres cas. La compréhension de l'influence du cheptel dans l'explication des disparités départementales nécessite une étude plus fine basée sur une décontraction selon les types de cheptel. On peut alors montrer l'influence positive de l'unité marginale de porcins et l'influence négative de celle d'ovins-caprins. Ce sont deux résultats faciles à interpréter, si l'on considère qu'une forte disponibilité en porcins marque un système de production intensif alors que les ovins-caprins sont un indicateur d'extensification. Pour la production bovine, l'impossibilité de séparer les bovins-lait des bovins-viande ne permet pas de tirer de conclusion particulière.

Ce modèle simple permet de hiérarchiser l'influence des variables qui décrivent le système de production sur le niveau de valeur ajoutée agricole obtenue par personne-année-travail. Il permet en outre de séparer les effets des variables strictement agricoles de l'influence du niveau de développement. La relation inverse observée entre valeur ajoutée et pourcentage d'actifs employés dans l'agriculture confirme l'hypothèse de base sur le rôle explicatif des disparités de revenu agricole joué par le niveau de développement.

Pour compléter ces résultats, on peut indiquer la valeur ajoutée marginale procurée par personne-année-travail par la variation d'une unité des principales variables explicatives. Il s'agit de chiffres arrondis que nous retenons pour fixer les idées ; les éléments fournis au tableau 3 permettent de déterminer avec précision des intervalles de confiance. Un accroissement d'un hectare de la dotation en terre par personne-année-travail s'accompagne d'une augmentation d'environ 1100F de la valeur ajoutée s'il s'agit de terres labourables. L'augmentation atteint 2000F pour les cultures permanentes. De la même façon une plus forte intensification du système de production marquée par un accroissement du capital-matériel de 100F par hectare entraîne une augmentation de 47F de la valeur ajoutée. Enfin une diminution de la population active agricole dont la part dans la population active totale baisserait de 1%, aurait un effet positif sur le niveau de valeur ajoutée de l'ordre de 305F. Ces chiffres sont des ordres de grandeur obtenus sous certaines hypothèses que l'on doit se garder d'interpréter de façon imprudente.

ANALYSE DETAILLEE DES AJUSTEMENTS

L'analyse économétrique repose sur une réduction de la réalité dont elle tire sa puissance, puisqu'au prix d'un processus d'abstraction important elle aboutit à des conclusions généralisables. Sur un plan différent le modèle économétrique (ce n'est d'ailleurs pas son but) ne permet pas une représentation fidèle de la situation de chaque département. Les écarts constatés dans certains cas sont donc normaux. Il n'est cependant pas contraire à la démarche économétrique de s'interroger sur les raisons de ces écarts afin de découvrir, au-delà des lignes de force qui expliquent l'essentiel des disparités, les explications secondaires propres à quelques cas. Pour mener à bien cet approfondissement, nous nous appuyons sur les résultats obtenus à partir de la version 5 du modèle qui est la plus complète.

Globalement sur 89 départements, on en trouve 35

(soit 39%) pour lesquels l'ajustement peut être considéré comme bon, l'écart étant inférieur à 10% de la valeur ajoutée observée. Les autres se répartissent presque également entre départements pour lesquels la sous-estimation est supérieure à 10% et ceux pour lesquels on a au contraire une surestimation de plus de 10%. On trouve en effet 29 départements dans la première catégorie et 25 dans la seconde. Parmi les départements bien représentés dans le modèle, on rencontre les situations les plus diverses caractérisées par exemple par la Corrèze et l'Eure-et-Loir ou l'Ille-et-Vilaine et le Vaucluse. Les écarts observation-ajustement n'ont pas de caractère systématique et ne sont pas liés à l'une des variables du modèle. Leur étude nécessite donc un examen détaillé qui fait appel à des informations complémentaires.

1.- DEPARTEMENTS SOUS-ESTIMES PAR LE MODELE

Pour trois d'entre eux la sous-estimation est très élevée et dépasse de plus de 30% la valeur ajoutée observée : ce sont la Manche, la Marne et le Cantal. Pour la Manche l'écart trouve son explication dans le système de production, marqué par une forte proportion de prairies permanentes (8,83 ha par PAT), soit 1,41 fois la moyenne française. Or cette variable n'influence pas positivement la valeur ajoutée, alors que dans le cas de la Manche il s'agit d'herbages de qualité et non d'alpages médiocres comme l'attestent les rendements laitiers. L'écart pour la Marne est imputable à la production de vin de Champagne dont l'importance en valeur (un quart de la production finale) ne transparaît pas dans les superficies en cultures permanentes. Pour le Cantal l'explication est plus difficile à trouver, on peut avancer l'hypothèse d'une relative productivité du cheptel, dont la densité est élevée (14,23 unités de bétail par PAT).

Pour 22 autres départements l'écart est plus modéré : Nord, Aisne, Oise, Somme, Seine-et-Oise, Seine-et-Marne, Calvados, Orne, Mayenne, Deux-Sèvres, Ardennes, Meuse, Doubs, Jura, Haute-Saône, Gironde, Landes, Gard, Pyrénées-Orientales, Aude, Hautes-Alpes et Alpes-Maritimes.

La sous-estimation du Nord s'explique par les effets conjugués d'un ensemble de facteurs favorables à une valeur ajoutée élevée. La productivité de l'hectare des terres labourables y est forte (rendements moyens en blé en 1969-74 dépassant d'un tiers environ la moyenne française). Les structures agraires sont bonnes. De plus la production animale intensive (porcins) et le niveau de développement (3,9% d'actifs dans l'agriculture) jouent en faveur de résultats économiques élevés.

Pour le groupe de trois départements qui forment la Picardie, la sous-estimation s'explique essentiellement par l'impact des grandes structures associées à une excellente productivité des terres labourables. L'effet des grandes structures intervient pour la Meuse et la Région Parisienne. Pour cette dernière le niveau de développement élevé est sans doute mal pris en compte par le pourcentage d'actifs agricoles.

Bien que les écarts n'atteignent pas les mêmes proportions, la sous-estimation observée pour le Calvados, l'Orne, la Mayenne et les trois départements de Franche-Comté, s'explique de la même manière que pour la Manche. La disponibilité en prairies permanentes est élevée (de 8,01 ha par PAT, dans la Mayenne à 15,30 dans la Meuse). Celles-ci sont productives comme le montre la densité de cheptel (de 11,44 unités de bétail par PAT dans le Jura à 19,88 dans la Mayenne).

Pour les Ardennes la situation est comparable, le facteur surfaces toujours en herbe est contrebalancé et au-delà par l'intensification de la production bovine qui correspond au maximum départemental avec 22,39 unités de bétail par PAT. D'autre part les grandes exploitations sont nombreuses dans ce département. Bien que moins nets les mêmes facteurs jouent pour les Deux-Sèvres.

Le cas des Hautes-Alpes est à rapprocher de celui du Cantal. Le système à base de prairies permanentes avec ovins y est mal décrit par le modèle. Or dans ce département on observe une relative intensification marquée par 10,83 unités de bétail par PAT.

Pour la Gironde où l'écart est assez important, intervient le facteur qualité des cultures permanen-

tes. En effet, pour une part, le vignoble girondin produit des vins de qualité dont la productivité en termes monétaires, est supérieure à la moyenne. Le cas des Pyrénées-Orientales et du Gard est analogue : bonne productivité des cultures permanentes avec en plus des cultures maraîchères pour les Pyrénées-Orientales. Pour l'Aude, on note la forte disponibilité en surfaces consacrées aux cultures permanentes (4,92 ha par PAT).

La sous-estimation observée dans les Alpes Maritimes s'explique par la non-prise en compte

explicite des cultures spéciales et une mauvaise adéquation du pourcentage d'actifs employés dans l'agriculture comme indicateur du niveau de développement.

Restent les Landes. Ce département a une agriculture dont le système est à base de terres labourables (plus des trois quarts de la SAU). Or celles-ci en moyenne, sont représentatives de céréales comme le blé, ce qui conduit à une mauvaise représentation pour les Landes, où domine le maïs grain plus productif (avec 47% de la SAU).

2.- DEPARTEMENTS SURESTIMÉS PAR LE MODELE

La faible productivité générale des systèmes de production explique l'importance des écarts, qui dépassent 30% de la valeur ajoutée observée. Ces écarts sont constatés pour 7 départements représentatifs d'agricultures assez diverses : les Hautes-Pyrénées sont caractérisées par un système mixte, la Haute-Garonne a une orientation terres labourables et le Tarn des céréales à faibles rendements; dans la Loire, l'orientation prairies permanentes est dominante. Pour l'Allier et le Lot, la faible productivité ne semble pas compensée par des structures agraires favorables puisque la surestimation est élevée. Enfin pour la Savoie, système peu productif et structures défavorables jouent dans le sens d'une surestimation.

Dans 22 autres départements, la surestimation est nettement plus faible : Morbihan, Loire-Atlantique, Vienne, Cher, Indre, Indre-et-Loire, Territoire de Belfort, Haute-Marne, Nièvre, Saône-et-Loire, Yonne, Meurthe-et-Moselle, Moselle, Haute-Vienne, Puy-de-Dôme, Ardèche, Drôme, Isère, Haute-Savoie, Aveyron, Gers, Tarn-et-Garonne.

En Loire-Atlantique, les systèmes de production sont assez peu intensifs et les terres labourables prédominent. Les rendements en blé se situent 20% environ en dessous de la moyenne nationale alors que l'utilisation des engrais est proche de la moyenne. Il en résulte une surestimation par le modèle. Celle du Morbihan, avec une orientation terres arables, provient davantage de la sous-productivité des prairies permanentes, marquée par de faibles rendements laitiers.

La surestimation des cinq départements Vienne, Cher, Indre, Indre-et-Loire et Yonne tient à des causes différentes. Dans ces départements céréaliers, la proportion de grandes exploitations est forte mais les rendements en blé s'établissent à un niveau moyen ou à peine moyen, alors que les apports en éléments fertilisants ont plutôt tendance à dépasser la norme nationale. La Haute-Marne qui en plus, a d'importantes surfaces toujours en herbe peu productives, se rattache à ce type.

Ardèche, Puy-de-Dôme, Saône-et-Loire et Haute-Savoie sont surestimés dans des proportions proches en raison de surfaces toujours en herbe

sur des reliefs montagneux, qui s'apparentent à des pacages plutôt qu'à des pâturages. Cet ensemble est marqué par la sous-productivité du système à base de prairies permanentes.

Les trois départements Moselle, Nièvre, Meurthe-et-Moselle sont caractérisés par une orientation de type surfaces toujours en herbe avec de très grandes exploitations. La productivité de ces prairies permanentes est assez bonne, avec des rendements laitiers convenables, ou avec la présence de bêtes à viande ou de souche (Nièvre). Le décalage entre valeur ajoutée et valeur calculée par le modèle, tient plutôt, paradoxalement, aux terres labourables. En effet on relève 8,19 hectares de terres labourables par PAT en Moselle, 12,36 dans la Nièvre et 11,36 en Meurthe-et-Moselle. De telles valeurs conduisent à des valeurs ajoutées calculées élevées ; en réalité, compte tenu de structures agraires favorables, les rendements de ces terres ne sont pas excellents, d'où la surestimation enregistrée.

Les départements de la région de programme Midi-Pyrénées, Gers, Tarn-et-Garonne et Aveyron, sont surestimés dans des proportions différentes. Mais leur orientation générale est comparable : dominante terres arables. Les structures agraires sont assez bonnes. L'écart constaté a pour source une moindre intensification des cultures qui se manifeste en particulier par des rendements en blé inférieurs à la moyenne.

Bien que l'orientation dominante soit différente, la surestimation observée pour la Drôme et l'Isère tient à une mauvaise représentation des landes : dans les deux cas des systèmes mixtes associent cultures permanentes et landes dans la Drôme, terres labourables et landes dans l'Isère. Enfin, restent la Haute-Vienne et le Territoire de Belfort pour lesquels la faible productivité justifie les écarts : mais les structures sont favorables dans la Haute-Vienne, défavorables dans le Territoire de Belfort. Pour ce dossier notons l'importance du travail à temps partiel qui touche une forte proportion des chefs d'exploitation.

L'analyse descriptive et plus précisément la démarche typologique ont permis une réduction de la réalité sous la forme d'hypothèses économiques

susceptibles d'être testées au moyen d'un modèle économétrique. Par ailleurs cette première approche des disparités agricoles a montré qu'il est possible de décrire des systèmes de production dominants à l'aide d'un ensemble réduit de variables. Le modèle ajusté pour différentes versions correspondant à des descriptions alternatives de l'agriculture fournit une bonne représentation de la situation française et permet une confirmation des hypothèses de base. On met en évidence le rôle respectif du système de production et du niveau de développement sur la valeur ajoutée agricole brute. Dans le travail présenté ici, cet indicateur de revenu a pu être ramené à l'unité de travail homogène, ce qui n'avait pas pu être fait dans d'autres travaux menés au niveau européen. On doit toutefois souligner la cohérence des résultats obtenus aux différents niveaux géographiques.

Le modèle économétrique en confirmant des hypothèses de base, permet un processus de généralisation en ce qui concerne l'explication des disparités. Derrière les lignes de force qu'il aide à mettre en évidence, de nombreuses spécificités départementales demeurent, comme le montre l'étude détaillée des écarts entre valeur ajoutée observée et valeur calculée à l'aide du modèle. Cette étude critique révèle les défauts d'une description trop agrégée de l'agriculture qui entraîne une mauvaise représentation des systèmes de production caractérisés par des productivités extrêmes, très basses ou au contraire très élevées. Ainsi les cultures spéciales, les vignobles de qualité, l'opposition pâturages-alpages ou les variations de productivité selon la nature des cultures céréalières sont mal pris en compte. Outre une description plus fine du mode d'utilisation du sol, un approfondissement du modèle pourrait consister en la prise en

compte de variables synthétiques rendant compte de l'intensification comme la consommation d'engrais ou les rendements.

Un tel modèle aide à mieux comprendre les raisons des variations spatiales de valeur ajoutée par unité de travail. Les chiffres obtenus ne doivent pas être interprétés de façon mécaniste, les variables explicatives mises en évidence ne sont pas des variables de commande sur lesquelles il suffirait d'agir pour diminuer ou augmenter les disparités. De ce point de vue, les structures agraires interviennent d'une manière importante dans une perspective historique. Et, si à un moment donné il est possible comme nous l'avons fait de séparer ce qui est imputable au système de production (mode d'utilisation, cheptel, matériel) des structures proprement dites, cette approche qui a un sens en analyse statique perd de sa validité en analyse dynamique. La dépendance système-structure doit être alors introduite explicitement.

En conclusion, au delà d'améliorations techniques, la limite de ce travail réside dans son caractère statique. Bien sûr on pourrait argumenter du fait que la variété spatiale de l'agriculture française permet de saisir un certain nombre d'enchaînements historiques. C'est toutefois insuffisant. Il nous paraît nécessaire de rapprocher cette étude de coupe, d'autres du même type pour des années plus récentes pour lesquelles cela est possible. Sur un plan différent une reconstitution des comptes départementaux antérieurement à 1967, année à partir de laquelle ils sont disponibles, semble nécessaire pour replacer cette approche dans une perspective historique suffisamment longue.

NOTES

(1) Quelques nuances existent selon que l'on compare l'OTE agriculture générale et les bovins-lait ou l'agriculture générale et les bovins-viande. Le choix de l'indicateur de résultats (valeur ajoutée brute, résultat brut d'exploitation ou résultat net d'exploitation) intervient également. Mais les rapports extrêmes sont très proches. Ils sont compris entre 3.5 et 3.7.

(2) On a raisonné sur 89 départements en considérant pour la Région Parisienne d'une part la Seine-et-Marne, d'autre part le reste pour lequel on a gardé le nom de Seine-et-Oise.

(3) La Corse se classe au 33ème rang et le Vaucluse au 13ème rang.

(4) Pour la façon dont le capital matériel est estimé cf. annexe (BONNIEUX-RAINELLI 1979. a)

(5) Les corrélations négatives entre céréales d'une part, prairies permanentes et cultures permanentes d'autre part sont élevées.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BONNIEUX F., RAINELLI P., 1979 a.- «Les disparités régionales de l'agriculture européenne». Revue d'Economie Industrielle (à paraître).
- BONNIEUX F., RAINELLI P., 1979 b.- «L'introduction du capital dans un modèle des disparités départementales de l'agriculture française». Annales de l'ENSA, Rennes (à paraître).
- CARLES R., NANQUETTE B., 1978.- Bas revenus et économies d'échelle dans l'agriculture française. INRA, Série Economie et Sociologie Rurales, mars 1978, 50 p.
- DEGAND J., PORTUGAL L., 1977.- Analyse régionale de la production agricole belge. Economie Rurale, n° 122, 1977 (6), 60-67.
- GERVAIS M., 1972.- L'économie agricole française 1955-1970 in L'univers politique des paysans dans la France contemporaine. Sous la direction de TAVERNIER Y., GERVAIS M. et SERVOLIN C. Cahiers de la Fondation Nationale des Sciences Politiques, Paris, Armand Colin.
- INSEE, 1979.- Réseau d'Information Comptable Agricole (RICA). Principaux résultats. SCEES-INSEE, collection INSEE, série E, n° 65, juillet 1979.
- KLATZMANN J., 1978.- L'agriculture française. Editions du Seuil. Paris. 250 p.
- PAUTARD J., 1965.- Les disparités régionales dans la croissance de l'agriculture française. Gauthier-Villars, Paris, 175 p.
- RAINELLI P., 1975.- Essai de typologie régionale pour la Communauté des Six. Informations internes sur l'agriculture, n° 139, Commission des Communautés Européennes, Bruxelles.
- RAINELLI P., BONNIEUX F., 1978.- Situation et évolution structurelle et socio-économique des régions agricoles de la Communauté. Informations internes sur l'agriculture, CEE, Bruxelles, tome 1, 265 p. ; tome 2, 97 p. ; tome 3, 427 p.
- SERVOLIN C., 1972.- Aspects économiques de l'absorption de l'agriculture dans le mode capitaliste, in L'univers politique des paysans. Armand Colin, Paris.