



**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](mailto: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 facteurs de différenciations inter et intra régionales de la production laitière en 1984 et 1988 : intérêt des fonctions de production régionalisées

Cécile Dessendre

---

**Citer ce document / Cite this document :**

Dessendre Cécile. Les facteurs de différenciations inter et intra régionales de la production laitière en 1984 et 1988 : intérêt des fonctions de production régionalisées. In: Économie rurale. N°213, 1993. pp. 10-17;

doi : <https://doi.org/10.3406/ecoru.1993.4512>

[https://www.persee.fr/doc/ecoru\\_0013-0559\\_1993\\_num\\_213\\_1\\_4512](https://www.persee.fr/doc/ecoru_0013-0559_1993_num_213_1_4512)

---

Fichier pdf généré le 08/05/2018

## Résumé

La production laitière et son évolution sous quotas sont ici appréhendées régionalement. La remise en cause de l'homogénéité spatiale de la production est testée par le recours à des fonctions de production, outils de l'analyse micro-économique, estimées au niveau régional. L'application empirique est réalisée sur un échantillon extrait du RICA, à l'aide de méthodes statistiques et économétriques simples. Les facteurs de différenciation de la production entre les régions et à l'intérieur de chaque région sont ainsi précisés pour les années 1984 et 1988. Le rapprochement des résultats permet de tirer certains enseignements en terme d'évolution des systèmes de production par région.

## Abstract

*The factors of inter and intra regional differentiations of dairy production in 1984 and 1988 : interest of production functions estimates on a regional level.*

Dairy production and its evolution under quota are approached here spatially. The heterogeneity of production is tested with the resource to production functions, implements of the micro-economic analysis, estimated at a regional level. The empiric analysis is realized on a sample drawn from the RICA, with the assistance of elementary statistic and econometric methods. The factors of differentiation of this production between regions and inside each region, are specified for 1984 and 1988. The comparison of these results allows to draw lessons on evolution of production systems, by region.

# LES FACTEURS DE DIFFÉRENCIATIONS INTER ET INTRA RÉGIONALES DE LA PRODUCTION LAITIÈRE EN 1984 ET 1988 : INTERET DES FONCTIONS DE PRODUCTION REGIONALISEES

Cécile DESSENDRE\*

## Résumé :

La production laitière et son évolution sous quotas sont ici appréhendées régionalement. La remise en cause de l'homogénéité spatiale de la production est testée par le recours à des fonctions de production, outils de l'analyse micro-économique, estimées au niveau régional. L'application empirique est réalisée sur un échantillon extrait du RICA, à l'aide de méthodes statistiques et économétriques simples. Les facteurs de différenciation de la production entre les régions et à l'intérieur de chaque région sont ainsi précisés pour les années 1984 et 1988. Le rapprochement des résultats permet de tirer certains enseignements en terme d'évolution des systèmes de production par région.

## THE FACTORS OF INTER AND INTRA REGIONAL DIFFERENTIATIONS OF DAIRY PRODUCTION IN 1984 AND 1988 : INTEREST OF PRODUCTION FUNCTIONS ESTIMATES ON A REGIONAL LEVEL.

## Summary :

Dairy production and its evolution under quota are approached here spatially. The heterogeneity of production is tested with the resource to production functions, implements of the micro-economic analysis, estimated at a regional level. The empiric analysis is realized on a sample drawn from the RICA, with the assistance of elementary statistic and econometric methods. The factors of differentiation of this production between regions and inside each region, are specified for 1984 and 1988. The comparison of these results allows to draw lessons on evolution of production systems, by region.

La production laitière s'est développée et intensifiée pendant près de trente ans dans un contexte politique favorable de soutien des prix. Les excédents de production induits ne cesseront d'augmenter pendant toute cette période, pour atteindre au début des années 80, un niveau critique, difficilement supportable par la CEE. Une politique de contingentement voit le jour en 1984. C'est dans cette perspective que nous nous sommes intéressés aux différenciations régionales de la production et à leur évolution.

Partant des hypothèses de l'analyse néo-classique de la production telles que la rationalité des agents et l'existence d'un objectif de maximisation du profit, notre démarche est originale dans la remise en cause de l'hypothèse d'homogénéité dans l'espace de la fonction de pro-

duction. D'autres sources d'hétérogénéité ont été précisées (Bonnieux F., 1986). Nous posons ici l'hypothèse que l'analyse à un niveau régional permettra de mettre en évidence des différences de structure et d'évolution de la production, dans l'espace (Cavailhès J., Daucé P., Perrier-Cornet Ph., 1987).

Dans un premier temps, nous exposerons les différents éléments nécessaires à la réalisation des estimations des fonctions de production. L'observation des statistiques fournira des éléments d'appréciation des différenciations interrégionales et permettra d'esquisser les premières orientations prises par les producteurs sous l'effet des quotas. Les estimations des fonctions régionalisées nous renseigneront quant à elles, sur les facteurs de différenciations internes à chaque région (1).

\* Allocataire de Recherche INRA - Université de Bourgogne.

1. Cet article est la synthèse de travaux réalisée dans le cadre d'un mémoire de DEA (C. Dessendre, 1990).

## Partie I. PRÉSENTATION DE LA MÉTHODE

Comme nous l'avons annoncé, nous avons recours à la théorie micro-économique pour réaliser cette étude. Après avoir précisé les éléments empruntés à cette approche, il conviendra d'explicitier les caractéristiques propres de l'analyse empirique.

### I - Les éléments de l'approche micro-économique et la méthode d'estimation

Les formes fonctionnelles retenues sont présentées l'encart 1. Il s'agit des fonctions Cobb-Douglas et Translog. De par sa simplicité, la Cobb-Douglas est un bon instrument pour une première analyse. Les restrictions imposées par les hypothèses qui sous-tendent cette forme nous ont amenés à travailler sur la seconde spécification, moins contraignante. Les résultats alors obtenus, confirment ceux obtenus par la Cobb-Douglas.

#### ENCART 1 : LES FORMES FONCTIONNELLES

##### La fonction Cobb-Douglas

Sa forme analytique s'écrit :  $Y = F(X) = A\pi X_i a_i$

où A : paramètre efficient,

$X_i$  :  $i : 1, \dots, 4$  sont les facteurs de production

$a_i$  : élasticité de la production Y par rapport au facteur i

Il s'agit d'élasticités simples.

##### La fonction Translog

Cette forme fonctionnelle a été présentée par Christensen Jorgenson et Lau (1973). Elle impose beaucoup moins de restriction que la précédente. Sa forme :

$$\ln Y = a_0 + \sum_i a_i \ln X_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j b_{ij} \ln X_i \ln X_j$$

Les parts de facteurs à l'optimum sont égales aux élasticités de Y par rapport aux différents facteurs.

$$M_i = a_i + \sum_j B_{ij} \ln X_j$$

Les deux formes fonctionnelles présentées ont été utilisées. Lors de l'estimation de la Translog, nous nous sommes heurtés à un problème d'hétéroscédasticité. La non-sphéricité des résidus ne conduit pas à une estimation biaisée, mais la régression subit alors une perte d'efficacité : l'estimateur obtenu n'est plus à variance minimale, les tests classiques ne peuvent plus être mis en œuvre sur la base de ces estimations (il faudrait avoir recours aux estimations par les moindres carrés généralisés). Cependant les élasticités calculées aux points moyens, à partir de ces régressions restent sans biais et sont donc acceptables pour une première observation ; ces élasticités sont comparables à celles obtenues sur la forme de Cobb-Douglas, et viennent confirmer les premiers résultats. Aux vues de cette conformité, seuls les résultats de l'estimation de la Cobb-Douglas sont présentés dans le détail.

Ces formes fonctionnelles ont été choisies après un débat sur la démarche à retenir : faut-il privilégier l'approche primale ou duale. Dans l'analyse du producteur, la première s'intéresse à la production, que l'on cherche à maximiser et la seconde aux coûts, qu'il s'agit de minimiser. Retenons pour la suite que l'approche primale a été choisie en raison des caractéristiques des données disponibles. En effet, les données agrégées des consommations intermédiaires (CI) ne permettent pas de raisonner en quantité et en prix de façon fiable (2).

Les estimations économétriques de ces fonctions sont réalisées en cross-section. Les estimateurs obtenus par les moindres carrés ordinaires ont les bonnes propriétés. Ces estimations peuvent donc être interprétées sans avoir recours à des méthodes plus sophistiquées.

### II - Caractéristiques propres de l'application

Cette présentation se déroulera en deux étapes. Nous nous intéresserons tout d'abord aux facteurs de production retenus pour la spécification des fonctions, puis à la population sur laquelle portent les analyses.

#### a - Les facteurs de production

La discussion sur les facteurs de production à retenir s'est amorcée autour d'une première sélection classique en agriculture (F. Bonniex, 1986 ; D. Vermersch, 1989) : la terre, le travail, le capital et les consommations intermédiaires.

Au vue des corrélations fortes existant entre certains facteurs bruts, la décision a été prise de rapporter les consommations intermédiaires, le travail et le capital, à la terre. Cette transformation permet de réduire "l'effet taille" et donc de diminuer les liaisons qui entraînent des effets non souhaitables sur les estimations (augmentation des variances, des covariances et sensibilité très forte des estimations à des variations dans les données). La décision de raisonner en "intensité" ne porte pas à conséquence pour les estimations, quelle que soit la forme retenue, si l'hypothèse de rendements d'échelle égaux à l'unité est retenue (3). Deux grandes catégories de CI sont prises en compte. Il s'agit des engrais et des aliments du bétail. Elles représentent en moyenne plus de 70 % des CI totales (4).

Le caractère particulier du facteur travail mérite que l'on s'y arrête. Des estimations de fonctions de production réalisées en prenant le travail, le capital et les consommations intermédiaires comme facteurs de production mettent en évidence le caractère non significatif

2. Les données disponibles en quantité pour les CI ont soulevé une polémique. Nous présenterons le problème pour les engrais ; une démarche analogue peut être suivie pour les aliments du bétail. Les seuls chiffres qui existent dans le RICA sont des quantités totales d'engrais, or les engrais sont très hétérogènes : la question de la pertinence d'une analyse sur un facteur agrégé doit être posée. J.P. Butault avance l'idée que l'agrégat en question est non significatif, mais surtout fausse l'analyse. En effet, si deux agriculteurs utilisent respectivement :

Quantité en Q/ha	Composition			Prix total en F
	N	P	K	
A1 100	10	10	10	1000
A2 50	20	20	20	2000

Les prix au quintal pour A1 : 10 F, pour A2 : 40 F

Les deux agriculteurs apportent le même enrichissement mais de deux façons différentes ; or ces variations de composition n'entrent pas en considération dans les données agrégées des valeurs. L'élasticité constatée sera bien supérieure à ce qu'elle est en réalité. Les résultats obtenus vont dans le sens attendu, mais en fait, ils ne sont ni significatifs, ni fiables. L'approche duale a donc été abandonnée au profit de l'optique primale.

3. La preuve est simple à établir : examinons le cas de la Cobb-Douglas dont la forme est  $Y = AT^a L^b K^c$ . Si nous divisons par le facteur terre, nous obtenons :  $Y/T = AT^{(a-1)} L^b K^c$ . Si  $a + b + c = 1$  alors  $Y/T = A(L/T)^b (K/T)^c$ . La même démarche peut être menée sur la forme Translog.

4. On verra plus loin que cette limitation n'est pas satisfaisante pour la Lorraine.

du travail. En d'autres termes, le nombre d'UTA disponible sur les exploitations n'est pas un facteur explicatif du niveau de production. Ce phénomène est à mettre en relation avec les résultats obtenus par une enquête réalisée auprès de 126 exploitants et 100 exploitantes du Finistère, spécialisés dans les productions laitière et porcine (J.-L. Brangeon et al, 1989). Le temps de travail moyen annuel par exploitant observé lors de cette enquête dépasse pour presque tous les 3 000 heures. La moyenne sur les ateliers laitiers dépasse 3 500 heures. On peut s'interroger sur la fiabilité d'une donnée qui, par convention, fait abstraction de 1 500 heures supplémentaires en plafonnant 1 UTA à 2 200 heures.

Toutes ces remarques nous ont amenés à imputer à la terre le rôle et le pouvoir explicatif du rapport travail/terre (des estimations avec la terre seule donnent des résultats équivalents).

Les facteurs et le produit finalement retenus sont les suivants :

- Travail/Terre : UTA/SAU totale
- Capital fixe/Terre : (matériel + bâtiments + vaches laitières)/SAU
- Aliments/Terre : aliments en valeur/SAU (en francs courants)
- Engrais /Terre : engrais en valeur/SAU (en francs courants)
- Produit/Terre : équivalent lait/SAU = (PBA/Prix moyen global lait)/SAU  
avec prix moyen global du lait = Vente en valeur/Quantité

### **b - La population étudiée**

La sélection de la population est réalisée à partir du RICA , sur la base de l'OTEX 41 (orientation technico-économique) et ne sont retenues que les exploitations où le produit brut laitier représente plus de la moitié du produit brut agricole (5).

Les années étudiées sont deux campagnes charnières pour la production laitière :

- 1984 est l'année de la mise en place des quotas, et ce contingentement n'a pas encore influencé les structures des exploitations (J.-P. Butault et al, 1988) ;
- avec 1988, les premières modifications structurelles, occasionnées par cette décision communautaire, peuvent être cernées.

Cinq régions sont retenues pour cette analyse. Il s'agit de la Lorraine, de la Bretagne, de la Franche-Comté, de la région Rhône-Alpes et de l'Auvergne. Cette présentation méthodologique terminée, il est temps de s'intéresser aux résultats obtenus.

## **Partie II . LES RÉSULTATS**

### **I. Analyse statistique des échantillons du RICA : les différenciations inter-régionales**

Partant de l'observation des différentes structures de la production laitière suivant les régions, nous insisterons ensuite sur les évolutions de cette production entre 84 et 88 et sur les contrastes inter-régionaux existants.

#### **a - La production laitière dans les cinq régions en 1984**

Jusqu'en 1984, la logique de production est bien établie. La production ne cesse d'augmenter, les agriculteurs sont engagés dans la voie de l'intensification et de la spécialisation, mais à des degrés divers suivant les régions.

La production laitière lorraine se caractérise principalement par des superficies élevées (en moyenne près de deux fois celles de la Bretagne et de la région Rhône-Alpes) et un nombre de vaches laitières à l'ha faible. Le recours aux consommations intermédiaires apparaît assez homogène sur cette région et à un niveau proche de la moyenne constatée dans l'échantillon globale (tableau 1).

**Tableau 1. — Quelques caractéristiques régionales de la production laitière**

Moyenne  
Coefficient de variation

Pour l'année 1984

	Lorraine	F.Comté	Bretagne	R.Alpes	Auvergne	Global
Taille échantillon	82	105	228	86	95	596
Terre (ha)	52,52 0,39	45,22 0,39	27,97 0,34	28,48 0,42	35,88 0,42	35,72 0,48
Aliment/VL (Frs)	1954 0,51	2115 0,47	1893 0,60	1838 0,68	1467 0,59	1865 0,58
Engrais/ha (Frs/ha)	520 0,58	438 0,64	1103 0,42	494 0,75	343 0,89	697 0,71
Vaches L (tête)	34,91 0,33	27,85 0,37	31,03 0,32	21,14 0,38	25,60 0,43	28,60 0,38
Vaches L/ha (têtes/ha)	0,68 0,22	0,64 0,25	1,15 0,27	0,79 0,3	0,74 0,33	0,88 0,37
Produit/ha (hl/ha)	42,42 0,29	39,13 0,29	80,69 0,31	46,94 0,41	39,27 0,35	56,67 0,47

5. Le RICA rassemble des données comptables sur un échantillon d'exploitations représentatif de l'agriculture "professionnelle".

Pour l'année 1988

	Lorraine	F.Comté	Bretagne	R.Alpes	Auvergne	Global
Taille échantillon	113	139	161	91	111	615
Terre (ha)	68,92 0,38	51,75 0,35	31,17 0,34	35,08 0,43	44,16 0,431	45,68 0,4
Aliment/VL (Frs)	1826 0,42	1812 0,53	1732 0,66	1548 0,52	1689 0,55	1732 0,55
Engrais/ha (Frs/ha)	540 0,52	426 0,52	1074 0,39	520 0,62	417 0,67	629 0,66
Vaches.L (tête)	43,91 0,42	28,83 0,32	31,70 0,35	26,78 0,48	32,37 0,45	32,69 0,41
Vaches.L/ha (têtes/ha)	0,64 0,21	0,58 0,21	1,05 0,27	0,78 0,3	0,76 0,3	0,78 0,35
Produit/ha (hl/ha)	46,01 0,29	39,23 0,28	79,29 0,29	48,37 0,33	46,1 0,39	53,56 0,4

S'appuyant sur un système très extensif, les producteurs franc-comtois atteignent des rendements à l'hectare voisins de la Lorraine et de l'Auvergne grâce à l'utilisation massive d'aliments du bétail. Le coefficient de variation associé à ce facteur montre un recours relativement homogène sur la région. Fait d'autant plus remarquable que d'une manière générale, ce sont justement sur les consommations intermédiaires que les variations les plus importantes sont enregistrées dans les autres régions.

La Bretagne donne l'exemple d'un système intensif. Les agriculteurs exploitent de petites surfaces, compensées par des chargements de vaches laitières à l'ha très élevés (près du double de celui de Franche-Comté). De même, le recours aux engrais est en moyenne deux fois plus important que dans les quatre autres régions. De plus, le faible coefficient de variation associé à l'utilisation des engrais traduit une homogénéité des pratiques à l'intérieur de la région. Le résultat de cette politique d'intensification et de recherche de productivité est un rendement à l'hectare très supérieur aux autres régions (presque multiplié par deux).

La production laitière de Rhône-Alpes se caractérise par des structures de petite taille et un rendement à l'ha supérieur aux autres régions de montagne avec un chargement de vaches laitières juste légèrement supérieur. Cette région enregistre, avec l'Auvergne, les coefficients de variation les plus élevés. La constitution géographique de la région Rhône-Alpes, regroupant tant des exploitations de plaine que de montagne, peut être un facteur explicatif de ces fortes variations (6).

Un tel argument ne peut être avancé pour expliquer les variations enregistrées dans l'utilisation des facteurs de production en Auvergne. Cette hétérogénéité semble plutôt liée à l'existence de niveaux de productivité différents suivant les exploitations. Le problème sera débattu

plus loin. L'Auvergne est aussi caractérisée par un faible recours aux consommations intermédiaires et un bas niveau de rendement à l'hectare.

### b - Les évolutions entre 1984 et 1988

La comparaison des données entre 1984 et 1988 met en évidence des modifications qui, malgré l'évolution de l'échantillonnage (7), restent vraies puisque ces coefficients de variation diminuent entre 1984 et 1988. Si les évolutions constatées n'étaient le fait que de l'injection d'exploitations plus grandes, ces coefficients de variations auraient augmenté (tableau 1).

On assiste à des modifications importantes des pratiques de production et deux attitudes opposées se dégagent. La première est le fait des exploitations de quatre régions : la Franche-Comté, la Lorraine, la Bretagne et Rhône-Alpes. Le recours moyen aux aliments pour le bétail enregistré dans ces régions diminue fortement : de près de 20 % en francs constants (francs courants déflatés de l'indice des prix IPPINEA) en Franche-Comté et en Rhône-Alpes, de près de 15 % en Bretagne et Lorraine. Parallèlement, la consommation d'engrais en francs constants augmente, dans des proportions moindres : entre 5 et 12 % (environ 5% pour la Franche-Comté et la Bretagne et 12 % pour la Lorraine et Rhône-Alpes). De plus, une légère diminution des chargements moyens de vaches laitières à l'ha est enregistrée sur les quatre régions. Précisons que conjointement à cette stagnation des chargements, on assiste entre 1984 et 1988 à une augmentation sensible des rendements par vache laitière (de près de 14% pour la Lorraine, 10% pour la Franche-Comté et la Bretagne et seulement 2% pour Rhône-Alpes (8). Ces augmentations sont certainement liées au progrès technique, sous toutes ses formes, qu'il s'agisse de l'amélioration du rendement laitier (liée à l'abattage des animaux les moins performants), d'autres améliorations techniques ou d'une meilleure utilisation des consommations intermédiaires et concourent au maintien des rendements à l'hectare entre 1984 et 1988 sur ces quatre régions.

Entre les deux périodes observées, la superficie moyenne a augmenté dans toutes les régions. Le phénomène est le plus important en Lorraine avec une hausse de 31 %. Cette augmentation ne peut être imputée qu'à l'évolution de l'échantillon analysé.

La deuxième tendance qui se dégage est le fait d'une seule région, l'Auvergne, qui paraît suivre une évolution singulière (mise à part l'augmentation des superficies moyennes). Le chargement de vaches laitières à l'hectare est en hausse, il en est de même pour le recours moyen aux consommations intermédiaires. Il semble que les agriculteurs aient poursuivi une logique d'intensification et de recherche d'une meilleure productivité avec une progression de l'utilisation d'intrants. Cette attitude

6. La non prise en compte des petites structures dans le champ du RICA a certainement limité l'ampleur de ces variations.

7. Pour pallier la faible représentation des grandes exploitations, le mode d'échantillonnage a été modifié en 1987 avec l'introduction d'exploitations

au bénéfice réel. Cependant en 1988, cette modification est encore marginale.

8. La diminution très forte du recours aux aliments du bétail en Rhône-Alpes est peut-être en cause dans cette augmentation faible.

joue en faveur de la "démarginalisation" de ce système de production. Nous constatons de même une baisse des coefficients de variation liés à l'utilisation des CI et particulièrement à celle des engrais à l'ha. Le rendement par vache laitière augmente aussi sensiblement (+ 14%), le rendement à l'ha augmente quant à lui de 17%.

L'observation de ces statistiques a permis de dégager les caractéristiques et les différences inter-régionales principales de la production laitière française. Par l'estimation des fonctions de production, ces différenciations seront confirmées et les caractéristiques de chaque région seront analysées.

## II. Estimations des fonctions de production : mise en évidence des spécificités intra-régionales

### a - L'observation globale - la validité du modèle

Avant de s'intéresser aux résultats, il convient d'observer globalement les régressions, à travers les différents tests qui permettent de les qualifier, pour s'assurer du pouvoir explicatif de la spécification utilisée (9).

Pour toutes les régressions réalisées sur la forme Cobb-Douglas (voir l'encart 1 pour la translog), l'hypothèse d'homoscédasticité des erreurs est acceptée. La méthode des moindres carrés ordinaires est donc efficiente et nous pouvons nous intéresser aux différents tests de spécification. Aucun ne remet en question le modèle : l'indépendance entre les facteurs peut être retenue, les estimations sont globalement significatives (F de Fischer tous supérieurs à 50) et les tests individuels confirment l'acceptation du modèle (les cas particuliers remarqués sur les T de Student seront considérés ultérieurement). De plus, la spécification décrit les systèmes de production correctement, avec des différences régionales qui s'estompent entre 84 et 88 (R<sup>2</sup> compris entre 0,50 et 0,75).

Les fonctions ainsi spécifiées sont acceptables et nous pouvons amorcer une analyse économique sur cette base.

### b - Les structures des fonctions de production confirment l'existence de structures régionales de la production

L'analyse des statistiques descriptives met en évidence certaines différences spatiales de la production laitière, mais cette différenciation correspond-elle à des structures de la combinaison productive distinctes selon les régions ? L'estimation et l'analyse de fonctions de production régionales sont-elles pertinentes ?

Pour répondre à ces questions, nous avons eu recours à la méthode de test de Chow. Elle permet de comparer des estimations réalisées sous différentes contraintes et ainsi de déterminer l'importance des changements de structure. Plus concrètement, ces tests permettront de

dire si la fonction de production estimée sur l'échantillon regroupant les cinq régions est satisfaisante, ou si les structures régionales sont suffisamment différentes pour justifier une estimation régionalisée. Plusieurs alternatives sont testées:

*/1/ - Ho : la production est homogène dans l'espace, contre H1 : les structures de production sont régionalisées (les cinq régions individualisées).* La différenciation spatiale des structures de la production laitière apparaît alors clairement (voir tableau 2).

Nous nous sommes ensuite intéressés à certains sous-échantillons particuliers. L'opposition plaine-montagne a été testée : */2/ - Ho : la production est homogène dans l'espace, contre H1 : les structures de production se différencient entre plaine et montagne.* Le résultat est sans surprise : on accepte la différenciation.

Nous avons alors observé les structures internes de ces deux sous-échantillons : */3/ - Ho : il existe un type unique de production en plaine, contre H1 : les deux régions de plaine : Bretagne et Lorraine ont une production différenciée. /4/ - Ho : la production laitière a une structure identique sur les 3 massifs de montagne, contre H1 : il existe une spécificité de la production par région de montagne.* La différenciation des systèmes de production en plaine est acceptée avec un risque de première espèce (a) inférieur à 1%. En ce qui concerne la montagne, la différenciation est acceptée en 1984 avec a = 1% mais refusée en 1988 à a = 5%. Ce rejet est réalisé de "justesse" puisque le F calculé est de 1,55 et le F théorique de 1,8. Il faut donc être prudent quant à l'interprétation de ce résultat. En effet, les méthodes de sélection du RICA, puis notre propre sélection ont très probablement contribué à supprimer certaines spécificités des systèmes de production. L'homogénéité doit donc être acceptée avec beaucoup de prudence (G.Bazin, 1990).

Tableau 2. — Résultats des tests de Chow (voir aussi tableau suivant)

F de Fischer  
Degrés de liberté

	1984	1988
Spécification globale comparée à une spécification régionale : /1/ Degrés de liberté	20,09 (20, 571)	12,60 (20, 590)
Spécification globale et différenciation plaine-montagne : /2/ Degrés de liberté	27,92 (5, 586)	25,20 (5, 605)
Homogénéité et différenciation des régions de plaine : /3/ Degrés de liberté	38,98 (5, 305)	22,63 (5, 264)
Homogénéité et différenciation des massifs de montagne : /4/ Degrés de liberté	2,55 (10,271)	1,55 (10,326)

9. Nous n'entrerons pas dans le détail des mécanismes des tests mis en œuvre, pour ne nous intéresser qu'aux résultats. Pour une présentation complète, se reporter par exemple à l'ouvrage de Johnson J. (1985).

Les valeurs théoriques de la loi de Fischer, associées aux degrés de liberté exacts ne sont pas tabulées. Pour approximation :

Illustration non autorisée à la diffusion

Extrait des tables établies par Snedecor et Cochran (1980)

Il faut en outre remarquer que les F de Fischer calculés pour 1988 sont tous très inférieurs à ceux de 1984. Cette diminution est-elle significative d'un processus d'homogénéisation des systèmes de production ? Même si les variations d'échantillonnage entre les deux périodes ne permettent pas des comparaisons stricto sensu, un rapprochement de ces valeurs du F met en évidence des diminutions assez conséquentes pour que la question mérite d'être posée, d'autant plus qu'elle a déjà été soulevée lors de l'examen des statistiques.

Les tests de Chow valident la pertinence d'une spécification régionalisée et la comparaison des élasticités obtenues sur l'échantillon global, avec les élasticités régionales la confirme. Reprenons plus précisément le cas de l'élasticité de la production à l'ha par rapport à la terre (tableau 3) : elle avoisine 0,2 sur l'échantillon global tant en 1984 qu'en 1988. Cette estimation reflète une situation stable où l'influence du facteur terre est assez importante. Les estimations régionales donnent une image tout à fait différente : en Lorraine, la production n'est pas sensible aux variations de ce facteur et en Auvergne le rôle de ce facteur se modifie entre les deux périodes, pour ne plus être significatif en 1988.

Tableau 3. — Elasticités régionales estimées

Elasticité  
T de Student

Pour l'année 1984

	Lorraine	F.Comté	Bretagne	R.Alpes	Auvergne	Global	"Montagne"
Travail/Terre	-0,003 -0,069	0,195 4,632	0,075 2,498	0,242 4,220	0,184 2,995	0,195 8,362	0,205 7,389
Capital/Terre	0,128 1,777	0,162 3,923	0,306 8,186	0,101 1,843	0,274 4,566	0,200 7,351	0,180 6,175
Aliment/Terre	0,166 4,112	0,206 7,030	0,198 12,802	0,229 6,613	0,183 5,652	0,198 13,853	0,212 11,549
Engrais/Terre	0,136 4,192	0,130 5,869	0,056 2,029	0,207 6,538	0,069 2,925	0,224 18,303	0,126 8,720
Constante	-0,070 -5,182	-0,042 -3,489	0,110 17,094	-0,023 -1,711	-0,070 -4,997	0,025 5,673	-0,042 -5,983
Taille N	82	105	228	86	95	596	286

Pour l'année 1988

	Lorraine	F.Comté	Bretagne	R.Alpes	Auvergne	Global	"Montagne"
Travail/Terre	-0,009 -0,194	0,181 4,711	0,129 3,632	0,261 4,828	0,066 0,968	0,185 8,463	0,152 5,345
Capital/Terre	0,187 3,175	0,201 4,241	0,362 8,712	0,180 3,757	0,227 2,802	0,219 7,903	0,196 5,980
Aliment/Terre	0,238 7,114	0,151 6,558	0,174 9,537	0,132 4,253	0,253 5,587	0,175 11,828	0,173 9,046
Engrais/Terre	0,117 5,226	0,141 7,293	0,004 0,119	0,191 7,593	0,096 2,643	0,203 16,599	0,147 9,451
Constante	-0,021 -1,792	-0,019 -1,898	0,134 15,256	-0,026 -2,364	-0,035 -2,219	0,026 5,814	-0,024 -3,649
Taille N	113	139	161	91	111	615	341

Le modèle global, ignorant un facteur explicatif essentiel (l'espace), conduit à des conclusions qui ne rendent pas compte de la diversité des situations rencontrées dans l'échantillon. En effet, des différenciations spatiales se rencontrent tant en ce qui concerne les caractéristiques techniques se rapportant directement à la production (situation géographique, productivité différente des terres...) que sociales (mode d'accumulation du capital, place de la main-d'œuvre familiale...). Ces dernières agissent aussi sur les pratiques productives. L'enjeu et l'intérêt de l'analyse régionale précisés, nous pouvons maintenant mener une réflexion sur chaque zone retenue et examiner les spécificités intra-régionales de la production de lait.

*c - Les facteurs de différenciations intra-régionales sont différents des facteurs de différenciations interrégionales*

La Lorraine est la région où la production laitière est la moins bien appréhendée par la spécification choisie (tableau 3) : les élasticités du rendement-ha par rapport aux différents facteurs sont généralement plus faibles et moins significatives que dans les autres régions (surtout en 1984). Le faible pouvoir explicatif du modèle confirme le caractère ouvert du système. En effet, pour simplifier les problèmes d'affectation de charges, nous avons considéré tous les produits autres que le lait comme des produits joints, découlant de cette production laitière principale. Quand il s'agit presque uniquement de veaux, de vaches de réforme, ce sont les mêmes facteurs de production qui interviennent. Or, en Lorraine, les grandes cultures sont présentes, même dans les exploitations de l'OTEX 41. Aussi, d'autres facteurs, notamment le carburant, jouent un rôle et ne sont pourtant pas pris en compte dans le modèle. Il est intéressant de constater que si la production lorraine se caractérise par la surface importante des exploitations, ce facteur ne permet pas de différencier les exploitations à l'intérieur de cette région. En effet, l'influence des variations de SAU sur les rendements-ha n'est pas significative : les exploitants lor-

rains n'adoptent pas une logique d'intensification de la production pour pallier le manque de terre. Par ailleurs, une étude sur deux coopératives de la région (J.-P. Butault et al, 1988) tend à montrer que ce ne sont pas les petites structures les plus intensives mais plutôt les grandes exploitations avec une double activité (souvent lait et grande culture).

Pour 1988, alors que le rôle de la terre reste non significatif, celui des autres facteurs se renforce, particulièrement celui du capital et des aliments pour le bétail. Ces évolutions laissent présager des modifications au sein du système productif à travers une politique d'extensification et de diversification. L'observation des statistiques vient renforcer cette hypothèse : les parts relatives de chaque production dans le PBA évoluent peu alors que les prix relatifs changent. Ces modifications mettent en évidence une augmentation en volume des productions animales et végétales (G. Bazin et al, 1991).

**La production franc-comtoise**, bien que très extensive, a un rendement/ha sensible à la SAU. Cette constatation vaut tant pour 1984 que pour 1988. D'une manière générale, tous les facteurs influencent les rendements et la situation évolue peu entre les deux périodes, hormis une diminution de l'impact des aliments du bétail à l'ha. Là encore, quand on compare les facteurs de différenciations intra et interrégionales, on constate que l'intrant qui caractérise la production régionale face aux autres systèmes (la consommation d'aliment du bétail), est celui qui influence le moins le rendement à l'intérieur de la région.

Les élasticités estimées sur l'échantillon breton mettent en évidence la sensibilité du rendement aux variations du facteur capital/ha. La constitution du capital, avec la place dominante des vaches laitières explique pour partie cette sensibilité, puisque le chargement de vaches laitières à l'ha influence plus directement le rendement que les bâtiments et le matériel (10). Les particularités de la production bretonne : chargement important, recours massif aux engrais et SAU faible concourent à une utilisation intensive de la SAU, aussi la marge de manœuvre des structures les plus petites, pour pallier leur déficit de terre en intensifiant, est faible. Il existe donc une certaine homogénéité dans l'utilisation de la terre qui entraîne des élasticités par rapport à celle-ci assez faibles (mais significatives). En 1988, la légère hausse de cette élasticité peut s'expliquer par l'opportunité offerte à certains agriculteurs de s'agrandir (la SAU moyenne est en progression) ; ce qui leur a permis de modifier légèrement leur système de production (légère diminution du chargement moyen de vaches laitières). Il apparaît que dans cette région aussi, le facteur caractérisant le système de production,

à savoir le recours massif aux engrais, n'est pas un facteur de différenciation intra-régionale de la production puisque l'élasticité est faible en 1984 et non significative en 1988.

La situation de **la région Rhône-Alpes** est particulière. Elle rassemble des exploitations du Massif des Alpes et des producteurs de plaine des départements de la Loire, du Rhône. Cette hétérogénéité, montrée par les statistiques descriptives, joue un rôle dans les estimations des élasticité. L'interprétation en est plus délicate, et doit donc être circonscrite. La part des bâtiments et du matériel dans la constitution du capital (68 % en Rhône-Alpes contre 53 % en Bretagne) contribue au moins pour partie à la faiblesse de l'élasticité du rendement par rapport au capital à l'ha. Le poids de la superficie est important et on retrouve certainement ici la diversité des exploitations de l'échantillon. Une constatation intéressante concerne la place des aliments du bétail dans la production. Les statistiques ont mis en exergue une chute importante du recours à cette catégorie de consommations intermédiaires (chute réelle de plus de 20 % entre 1984 et 1988) et parallèlement, l'élasticité concernée baisse de moitié. Le nouveau mode de production, avec une utilisation modérée des aliments, n'en fait plus un facteur de différenciation interne. Là encore, le facteur qui qualifie le mieux le comportement des exploitants de cette région n'est pas un facteur de différenciation intra-régionale.

**La production laitière auvergnate** en 1984 est caractérisée par l'élasticité très forte du rendement par rapport au capital fixe à l'ha et par son élasticité très faible par rapport aux consommations intermédiaires et particulièrement aux engrais. Les deux systèmes sont liés car le très faible recours aux CI rend le système très sensible aux variations du capital et particulièrement du chargement de vaches laitières à l'ha. En 1984, les rendements sont influencés par les superficies disponibles. Entre 1984-1988, le constat réalisé par l'observation des statistiques est confirmé : les élasticités évoluent elles aussi dans le sens inverse des autres régions. Les consommations intermédiaires ont un rôle plus important dans la variation des rendements qu'en 1984 (contrairement aux autres régions). De même, le pouvoir explicatif du facteur capital/ha diminue en Auvergne alors qu'il est en progression partout ailleurs. Les rendements à l'hectare n'évoluent plus significativement avec la taille foncière des exploitations, ce qui la différencie aussi des autres régions pour lesquelles l'élasticité du rendement par rapport à la SAU reste constante. La logique d'intensification, qui caractérise la production auvergnate en 1988, semble s'être réalisée sur tous les types d'exploitation, quelle que soit la taille et n'est donc plus un élément de variation interne.

10. Ces différences ont été mises en évidence par l'utilisation d'un facteur capital fixe /terre décomposé : dans un premier temps, nous avons estimé des

élasticités avec le facteur vaches laitières/terre comme mesure de capital, puis avec le facteur bâtiment + matériel/terre

## CONCLUSION

Suite à cette étude, nous sommes en mesure d'accepter l'hypothèse d'une différenciation régionale des structures de la production laitière. L'estimation des fonctions de production a permis de mettre en évidence :

- l'existence des différenciations interrégionales, ainsi que les facteurs intervenants dans ces différenciations ;
- les structures particulières à chaque système régional ;
- les facteurs en jeu dans les différences intra-régionales.

Par comparaison, nous avons pu montrer que les facteurs qui qualifient le mieux une région donnée, par rapport aux autres, ne sont pas éléments de différenciation interne dans cette région.

Nous avons de plus mis en évidence deux grands types d'évolution : l'un concerne l'Auvergne, où les exploi-

tants suivent une logique d'intensification et de recherche d'une meilleure productivité, alors que les agriculteurs des quatre autres régions semblent s'orienter vers une production raisonnée différemment, avec une diminution des chargements et une économie de coût avec une baisse du recours aux consommations intermédiaires, particulièrement des aliments du bétail. L'évolution des rendements ne permet cependant pas de parler d'extensification stricto sensu.

L'analyse régionalisée de la production laitière trouve ici sa légitimité, même si toutes les sources de différenciation n'ont pas été épuisées (11). Elles peuvent être liées aux caractéristiques économiques des exploitations mais aussi aux particularités des exploitants (âge, formation...). Ainsi, les enseignements fournis par l'analyse régionale peuvent être affinés par l'introduction de ces autres facteurs de différenciation.

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

BAZIN G. (1990). - Les disparités plaine -montagne en production laitière. *Cahiers d'économie et sociologie rurale*, n°14, pp. 5-33.

BAZIN G., BUTAULT J.P., DESSENDRE C., HAIRY D., PERRIER-CORNET Ph., SCHMITT B., ROUSSELLE J.M., WAVRESKY P. (1991). - **La dynamique des systèmes de production du lait sous la contrainte du contingentement**. Rapport d'étude à l'ONILAIT, INRA, Septembre 1991, 322 p.

BONNIEUX F. (1986). - **Etude économétrique des disparités de l'agriculture française sur la base de données départementales**. Thèse de Doctorat d'état, INRA Rennes, 401 p.

BRANGEON J.L., JEGOUSO G., ROZE B. (1989). - **Le travail agricole par travailleur : durée annuelle en élevage laitier et porcin**. INRA Rennes, 146 p.

BUTAULT J.P., DESBROSSES B., HAIRY D. et PERRAUD D. (1988). - Quotas laitiers : la première campagne laitière sous quotas dans deux régions françaises. *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, n°17, pp. 118-153.

BUTAULT J.P., HAIRY D., PERRAUD D., FOULHOUSE I. (1984). - **Intensification et système de production du lait en France : une première exploitation des données du RICA 1979**. Série économie et sociologie rurale, INRA.

CAVAILES J., DAUCE P., PERRIER-CORNET Ph. (1987). - Mécanismes régionaux du développement agricole et concurrence inter-régionale. *Actes et communications* n°1, pp. 118-142.

CHRISTENSEN L.R., JORGENSON D.W., et LAU J. (1973). - Transcendental logarithmic production frontiers. *Review of economic and statistics*, 55(1), pp. 28-45.

DESSENDRE C. (1990). - **Estimation de fonctions de production sur des exploitations laitières de cinq régions françaises**. DEA d'analyse et politique économiques, Université de Bourgogne, 85 p.

HAIRY D., PERRAUD D. (1988). - Crise laitière et quotas - L'évolution de la politique laitière en France et dans la communauté. *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, n°7, pp. 10-36.

JOHNSTON J. (1985). - **Méthodes économétriques**. 3<sup>e</sup> édition, Paris, Economica, 359 p.

SNEDECOR, COCHRAN (1980). - **Statistical methods**. The Iowa State university press, Ames, Iowa.

VERMERCH D. (1989). - **Economie et technologie des systèmes céréaliers : une approche duale et économétrique**. Thèse de Doctorat, INRA, Rennes, 379 p.

WHITE H. (1980). - A heteroskedasticity-constant covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, vol48, pp. 817-838.

11. L'hétéroscédasticité obtenue lors des estimations de la forme Translog est une des manifestations de l'existence de différenciation d'origine non régionale.