



**HAL**  
open science

# Évolution des rendements céréaliers entre inefficacité technique et prix-efficacité : une approche duale et non paramétrique

J.P. Boussemart, B. Dervaux, Isabelle Piot-Lepetit, D. Vermersch

## ► To cite this version:

J.P. Boussemart, B. Dervaux, Isabelle Piot-Lepetit, D. Vermersch. Évolution des rendements céréaliers entre inefficacité technique et prix-efficacité : une approche duale et non paramétrique. 10. Journées de microéconomie appliquée, Jun 1993, Sfax, Tunisie. 15 p. hal-02290698

**HAL Id: hal-02290698**

**<https://hal.science/hal-02290698v1>**

Submitted on 7 Jun 2020

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

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



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



Institut National de la Recherche Agronomique  
Station d'Economie et Sociologie Rurales  
65, rue de St-Brieuc - 35042 Rennes cedex

Unité Environnement et Ressources Naturelles

STRBSA.doc

Association Européenne des Economistes Agricoles  
VIIème Congrès des Economistes Agricoles  
STRESA (Italie), 6-10 septembre 1993

INSTITUT NATIONAL DE LA RECHERCHE AGRONOMIQUE  
Station d'Economie et Sociologie Rurales  
**DOCUMENTATION**  
65, Rue de St Brieuc  
35042 RENNES CEDEX  
Tél. : 99.28.54.08 et 09

Proposition de Communication :

## EVOLUTION DES RENDEMENTS CEREALIERS ENTRE INEFFICACITE TECHNIQUE ET PRIX-EFFICACITE : UNE APPROCHE DUALE ET NON PARAMETRIQUE

Auteurs :

BOUSSEMART J.P., Université de Lille 3 et CREA-LABORES, (UA - CNRS n°362)

DERVAUX B., CRESGE-LABORES, (UA - CNRS n°362) et IESEG

PIOT I., INRA-ESR - Rennes

VERMERSCH D., INRA-ESR - Rennes

INRA-ESR  
REN-IP  
n° 2

## **RESUME**

Cette étude accrédite l'hypothèse suivant laquelle le niveau d'efficacité micro-économique conditionne largement le degré d'efficience des politiques de régulation des marchés agricoles. L'illustration porte sur la réforme de la PAC qui escompte un freinage de la progression des rendements céréaliers. Nous utilisons une approche non paramétrique pour mesurer les inefficacités proprement techniques. La résorption totale de ces dernières, estimées à partir d'échantillons d'exploitations céréalières, conduirait à une augmentation de 11 % des rendements. D'autre part, si l'on suppose une situation d'efficacité-prix pour les producteurs, la baisse des rendements apparaît sans ambiguïté mais avec la mise en évidence d'effets amortisseurs.

## **SUMMARY**

In this paper, we try to justify the assumption by which the efficiency for micro level widely governs the issues of Agricultural market policies. The illustration turns on the CAP reform which anticipates a breaking in the productivity of the cereal sector. We use a nonparametric approach in order to measure the productive inefficiencies. Their total reduction should lead to an increase of the cereal yield of 11 %. On the other hand, if we assume a total price efficiency of the cereal producers, the yield decrease appears clearly, but with breaking effects.

## 1. INTRODUCTION

L'évolution à court et moyen terme des rendements céréaliers français mais aussi européens conditionne aujourd'hui de manière cruciale tant la réussite de la réforme de la Politique Agricole Commune (PAC) de mai 92 que sa compatibilité avec le pré-accord de novembre dernier entre Européens et Américains dans le cadre des négociations du GATT. Si l'on a assisté à un ralentissement de la croissance des rendements ces dernières années, le taux de croissance au niveau européen avoisine encore 1,8 % sur les cinq dernières années ; de plus, la Commission Européenne escompte dès l'après-réforme une croissance de la productivité céréalière inférieure à 1 % avec l'hypothèse que les producteurs ne dépasseront pas les rendements céréaliers régionaux de référence qui déterminent l'aide directe qui leur sera accordée<sup>1</sup>. Le catalyseur initial de la réforme consiste en une baisse notable des prix de soutien accordés aux céréales. Le prix indicatif baisserait de 29 % d'ici 1995 ou 1996, date à laquelle il atteindrait 110 Ecus par tonne. Au travers du rôle joué par les céréales, tant au niveau des combinaisons productives adoptées sur l'exploitation agricole que dans leur utilisation dans l'alimentation animale, les effets escomptés se déduisent simplement d'une mécanique d'équilibre partiel : raffermissement de la demande (notamment au travers d'une récupération des parts de marché grignotées par les PSC<sup>2</sup>), effet-prix sur les marchés des porcs, volailles, oeufs et, dans une moindre mesure sur la viande bovine. Nous intéressent ici au niveau micro-économique, la baisse des prix des céréales est compensée, sur la base d'un rendement céréalier départemental de référence, par des aides directes pour les surfaces cultivées et pour celles soumises au gel des terres<sup>3</sup>. La modélisation d'un tel effet-prix a souvent été conduite jusqu'ici en considérant initialement une offre concurrentielle, c'est-à-dire fondée sur un comportement 'profit-maximizer' du producteur. A l'évidence, cela conduit à une prévision optimiste quant à la baisse escomptée de l'offre céréalière.

Plusieurs éléments de nature empirique mettent en doute cependant le résultat précédent. D'une part, on ne peut oublier que l'augmentation des rendements, faisant suite notamment à l'exploitation des économies d'échelle de court terme, a constitué jusqu'à maintenant l'amortisseur essentiel de la baisse des prix, en termes réels, des céréales (Vermersch, 1990). D'autre part, les baisses de prix automatiques associées aux stabilisateurs budgétaires introduits en 1988 se sont révélées impuissantes à contenir la progression des quantités offertes. Dans un souci de minimiser le coût d'ajustement suite à la baisse des prix, cette dernière constitue initialement pour le producteur une incitation à la résorption des inefficacités techniques et allocatives, autant de gains potentiels de productivité. Dans un tel cas de figure, l'efficacité de la régulation apparaît donc fortement dépendante du niveau d'efficacité micro-économique. Telle est la thèse de ce travail que nous illustrons ici dans le cas céréalier. Nous développons deux modèles, non paramétrique puis paramétrique formalisant les divers seuils d'efficacité, depuis l'inefficacité technique jusqu'au comportement prix-efficace qui réagit instantanément à la variation de prix.

Le plan de l'étude est le suivant. Nous rappelons la construction de frontières non paramétriques primales. Cette méthode est appliquée à un échantillon d'exploitations céréalières françaises pour les années 1987 à 1990. L'évolution des rendements céréaliers est ensuite formalisée suivant une situation d'efficacité-prix de la technologie agricole. Si la détermination du sens de l'évolution des rendements ne nécessite aucune estimation économétrique, nous mettons en évidence l'existence d'effets amortisseurs de la baisse escomptée ainsi que les effets de l'aide directe sur la structure des technologies agricoles mises en oeuvre.

## 2. APPROCHE NON PARAMETRIQUE PRIMALE

### 2.1. Généralités

Farrell fut le premier, en 1957, à proposer une mesure de l'efficacité technique et allocative des entreprises à partir d'une enveloppe linéaire par morceaux des observations. En 1962, Farrell et Fieldhouse généralisent cette approche en relâchant l'hypothèse de rendements d'échelle constants sur la technologie.

L'approche non paramétrique primale qui permet une mesure de l'efficacité des entreprises sur l'espace des biens sera étendue, en 1978, par Charnes, Cooper et Rhodes au cas multiproduits grâce à la méthode Data Envelopment Analysis (DEA) et en 1984, Banker, Charnes et Cooper montreront le lien existant entre la mesure de l'efficacité technique de Farrell et la fonction distance en input de Shephard (1970).

Parallèlement à l'approche de base qui consiste à comparer les observations avec la meilleure technologie construite comme une enveloppe des observations, des auteurs comme Hanoch et Rothschild en 1972 puis Varian en 1984 vont chercher à tester la cohérence de l'hypothèse comportementale postulée en théorie de la production avec les observations, en incorporant l'espace des prix.

En 1988, Banker et Maindiratta associent les approches de Varian et Farrell et mettent en place des mesures de l'efficacité technique et allocative en comparant le profit optimal obtenu pour le système de prix de l'agent sur la frontière technologique avec celui réellement observé. Cette approche non paramétrique duale nous permet d'incorporer une information supplémentaire sur l'environnement prix des agents.

### 2.2. Construction de l'enveloppe primale des observations

L'approche non paramétrique primale des efficacités repose sur la construction d'une frontière des observations. La distance séparant chaque observation de cette frontière peut être mesurée de diverses manières et constitue une mesure de l'efficacité relative de chaque unité de production.

Soit un ensemble  $J = \{1, \dots, j, \dots, J\}$  d'observations ou d'entreprises.

Chaque entreprise  $j$  produit un vecteur  $Y_j = (y_{1j}, \dots, y_{mj}, \dots, y_{Mj})$  d'outputs en utilisant un vecteur  $X = (x_{1j}, \dots, x_{nj}, \dots, x_{Nj})$  d'inputs.

Soit  $P$  l'enveloppe primale des observations. Le corps des hypothèses relatif à cette technologie est :

[P1]  $P$  contient toutes les observations  $(X_j, Y_j)$   $j = 1, \dots, J$

[P2]  $P$  est un ensemble régulier<sup>4</sup>

[P3]  $P$  vérifie la libre disposition en inputs et en outputs :  $\forall (X, Y) \in P$ , soient  $\bar{X} \geq X$  et  $\bar{Y} \leq Y$  alors  $(\bar{X}, \bar{Y}) \in P$

[P4]  $P$  est convexe<sup>5</sup> :  $\forall (X, Y) \text{ et } (\bar{X}, \bar{Y}) \in P, \forall \alpha \in [0, 1]$  alors  $\alpha(X, Y) + (1 - \alpha)(\bar{X}, \bar{Y}) \in P$

[P5]  $P$  est l'intersection de tous les ensembles vérifiant P1 à P4<sup>6</sup>.

A partir de ce corps d'hypothèses, un certain nombre de contraintes linéaires peuvent être mises en place. Tout d'abord  $P$  étant un ensemble convexe ([P4]), toute combinaison convexe de points de  $P$  est un élément de  $P$ . Nous avons :

$$\left( \sum_{j=1}^J \lambda_j X_j, \sum_{j=1}^J \lambda_j Y_j \right) \in P \text{ avec } \lambda_j \geq 0 \quad \forall j = 1, \dots, J \text{ et } \sum_{j=1}^J \lambda_j = 1 \quad [1]$$

De plus, la propriété de libre disposition [P3] permet d'écrire que si nous avons  $X \geq \sum_{j=1}^J \lambda_j X_j$  et  $Y \leq \sum_{j=1}^J \lambda_j Y_j$  alors  $(X, Y) \in P$ .

et nous montrons (Piot et Vermersch, 1992) que P l'ensemble qui contient tous les plans de production techniquement possibles étant données la technologie observée et les hypothèses posées sur l'enveloppe des observations, s'écrit comme suit :

$$P = \left\{ (X, Y) / X \geq \sum_{j=1}^J \lambda_j X_j, Y \leq \sum_{j=1}^J \lambda_j Y_j, \sum_{j=1}^J \lambda_j = 1, \lambda_j \geq 0 \quad j = 1, \dots, J \right\} \quad [2]$$

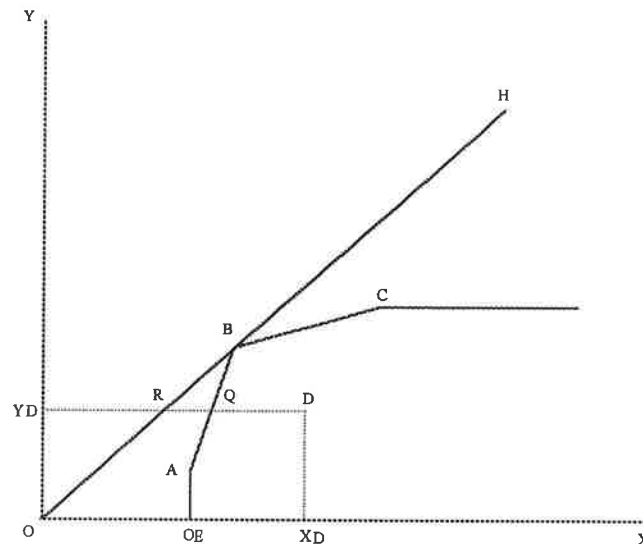
L'ensemble P ainsi défini, peut associer d'autres hypothèses, telle que celle des rendements d'échelle constants :

$$[P6] \quad \forall (X, Y) \in P \text{ et } \forall k > 0 \text{ alors } (kX, kY) \in P$$

Nous obtenons dès lors une nouvelle définition de l'enveloppe technologique

$$P_c = \left\{ (X, Y) / X \geq \sum_{j=1}^J \lambda_j X_j, Y \leq \sum_{j=1}^J \lambda_j Y_j, \lambda_j \geq 0 \quad j = 1, \dots, J \right\} \quad [3]$$

Cette hypothèse supplémentaire faite sur la technologie de production se traduit par la suppression de la contrainte sur la somme des  $\lambda_j$ .



Soient quatre observations A, B, C et D. L'enveloppe P est limitée par  $O_E ABC$  et l'axe des x à partir de  $O_E$  et l'enveloppe  $P_c$  est caractérisée par OH et l'axe des x.

### 2.3. Mesure de l'efficacité technique

A la suite de Shephard (1970) deux sous-ensembles peuvent être associés à P :

-  $X(Y)$  l'ensemble des possibilités d'inputs contient tous les vecteurs inputs permettant de produire au moins un niveau y d'outputs, étant donnée la technologie observée

$$X(Y) = \{X / (X, Y) \in P\}$$

-  $Y(X)$  l'ensemble des possibilités de produits contient tous les vecteurs d'outputs pouvant être produits à l'aide d'une dotation factorielle maximale de  $x$ , étant donnée la technologie observée

$$Y(X) = \{Y / (X, Y) \in P\}$$

La notion de fonction distance de Shephard peut être appliquée à chacun de ces sous-ensembles. Nous nous limiterons ici au cas des inputs. Soit :

$$h_x(X, Y) = \text{Min}\{h_x / h_x \cdot X \in X(Y), h_x \geq 0\} \quad [4]$$

La fonction distance en inputs détermine la plus petite valeur du coefficient  $h_x$  toujours compris entre 0 et 1 qui est telle que  $h_x \cdot X$  reste un élément de l'ensemble des possibilités d'inputs  $X(y)$ .

L'application de ces concepts à l'ensemble  $P$  et pour un plan de production  $(X_j, Y_j), j = 1, \dots, J$  permet d'écrire que

$$X^P(Y_j) = \left\{ X / X \geq \sum_{j=1}^J \lambda_j X_j, Y_j \leq \sum_{j=1}^J \lambda_j Y_j, \sum_{j=1}^J \lambda_j = 1, \lambda_j \geq 0, j = 1, \dots, J \right\}$$

et

$$h_x^P(X_j, Y_j) = \text{Min}\{h_x / h_x \cdot X_j \in X^P(Y_j), h_x \geq 0\} \quad [5]$$

Ce qui revient au programme linéaire suivant :

$$h_x^P(X_j, Y_j) = \text{Min } h_x$$

$$s/c \begin{cases} Y_j \leq \sum_{j=1}^J \lambda_j Y_j \\ h_x X_j \geq \sum_{j=1}^J \lambda_j X_j \\ \sum_{j=1}^J \lambda_j = 1 \\ \lambda_j \geq 0 \quad j = 1, \dots, J \end{cases} \quad [6]$$

où  $h_x^P(X_j, Y_j)$  donne une mesure de l'efficacité technique de l'unité de production  $j$  et peut être représenté graphiquement par la distance séparant l'observation  $D$  de sa projection  $Q$  sur l'enveloppe  $P$  quand on suppose que seule la dotation factorielle peut s'ajuster.

De même, à partir de l'enveloppe technologique  $P_c$ , nous avons :

$$X^{P_c}(Y_j) = \left\{ X / X \geq \sum_{j=1}^J \lambda_j Y_j, Y_j \leq \sum_{j=1}^J \lambda_j X_j, \lambda_j \geq 0 \quad j = 1, \dots, J \right\}$$

et

$$h_x^{P_c}(X_j, Y_j) = \text{Min}\{h_x / h_x \cdot X_j \in X^{P_c}(Y_j), h_x \geq 0\} \quad [7]$$

qui nous fournit une mesure dite totale de l'efficacité de l'exploitation dans le cas où l'on suppose que dans le long terme les rendements d'échelle sont constants. Graphiquement, cette mesure correspond à la distance séparant l'observation  $D$  de sa projection  $R$  sur l'enveloppe  $P_c$  pour un niveau d'output donné.

#### 2.4. Efficacité d'échelle, taille optimale et zone de rendements d'échelle

Une firme totalement efficace est considérée à sa taille optimale de production. Si une exploitation est techniquement efficace et totalement inefficace alors elle présente une inefficacité d'échelle mesurée par le ratio :

$$\frac{h_x^{P_c}(X_j, Y_j)}{h_x^P(X_j, Y_j)} \text{ où } h_x^{P_c}(X_j, Y_j) \text{ et } h_x^P(X_j, Y_j) \text{ correspondent respectivement à}$$

l'efficacité totale et technique de l'exploitation j. Cette mesure est illustrée graphiquement par la distance séparant la projection Q de D sur l'enveloppe P de la projection R de D sur l'enveloppe  $P_c$ .

Cette notion de taille optimale demeure discutable car elle suppose l'existence de rendements d'échelle constants dans le long terme. Elle tente néanmoins de traduire une évolution dans le temps de l'efficacité technique des unités de production qui peut servir de première approximation en absence de mesures duales incorporant une information sur les prix.

Enfin, parmi les firmes techniquement efficaces, il est possible de caractériser la ou les exploitations ayant le ratio de productivité maximal. Graphiquement, l'observation B a la productivité la plus grande.

Dans ce cas, nous dirons qu'une observation est dans une zone à rendements d'échelle décroissants si, pour améliorer son ratio de productivité, elle doit diminuer sa taille jusqu'à celle de l'exploitation ayant le ratio de productivité maximal. Par exemple l'observation C du graphique est tenue de diminuer à la fois ses produits et ses facteurs si elle cherche à rapprocher son ratio de productivité de celui de l'observation B.

Inversement, elle se situera dans une zone à rendements d'échelle croissants si elle doit augmenter sa taille de production pour obtenir un ratio de productivité identique à celui de la firme B, comme l'observation A par exemple.

Enfin, si l'observation n'a pas besoin de modifier sa taille pour améliorer son ratio de productivité nous considérons qu'elle se situe dans une zone à rendements d'échelle constants.

### 3. MESURES NON PARAMETRIQUES PRIMALES DES INEFFICACITES TECHNIQUES

Le développement d'une approche non paramétrique sur données micro-économiques nous permet d'évaluer les gains de productivité potentiels en termes de résorption d'inefficacités technique et d'échelle des systèmes céréaliers.

Après une description de l'échantillon, nous spécifions la frontière de production estimée. Nous validons les mesures des économies réalisables sur chacun des facteurs de production en rapprochant les scores d'efficacité des caractéristiques des exploitations expertisées, avant de présenter les gains potentiels sur les rendements céréaliers en cas de résorption des inefficacités productives et d'affiner l'analyse précédente en mesurant des scores d'efficacité par région (Aquitaine, Centre, Ile de France) et par taille de producteur.

#### 3.1. Les données et la fonction de production

L'approche non paramétrique est réalisée sur l'OTEX 11 (Orientation Technico-Economique des Exploitations en céréales) du Réseau d'Information Comptable Agricole (RICA). Nous avons conservé les exploitations spécialisées en céréales autres que le riz. L'estimation est faite sur quatre années, de 1987 à 1990. En moyenne, 91 % d'entre elles sont des exploitations individuelles (les autres formes juridiques sont peu fréquentes),



30 % se localisent dans la région Centre, 16 % en Ile de France et 12 % en Aquitaine. Plus de 70 % des chefs d'exploitation ont au plus une formation agricole et/ou générale primaire. Le chiffre d'affaires moyen s'élève à 665 000 F (dont 72 % issu de la production céréalière) pour une SAU moyenne de 81 ha (59 ha de céréales et 22 ha d'autres SAU). Enfin, 98 % des entités correspondent à la définition de "producteurs professionnels" (production de céréales supérieure à 92 tonnes) établie dans le cadre de la réforme de la PAC.

Nous avons retenu une fonction de production à deux outputs et cinq inputs :

- Y1, la production céréalière en francs (hors intraconsommations),
- Y2, les autres productions en francs (hors intraconsommations),
- X1, la surface agricole utilisée (SAU) en céréales en ares,
- X2, la surface agricole utilisée en autres productions en ares,
- X3, le travail familial et salarié en centième d'UTA,
- X4, les dépenses en matériel en francs, comprenant : les frais de location de matériel, les travaux et services pour productions végétales, l'entretien du matériel et les amortissements du matériel de l'exercice.
- X5, les consommations intermédiaires en francs comprenant : les engrais, les phytosanitaires, les amendements, le carburant et les lubrifiants, les semences et les plants, l'eau d'irrigation, le petit matériel et outillage, les aliments pour animaux et les honoraires et produits vétérinaires.

### ***3.2. Diagnostic d'efficacité et analyse des résultats***

En 1990, l'OTEX 11 se caractérise par une inefficacité totale de 19 % (valeur moyenne), les inefficacités technique et d'échelle valant respectivement 10 % et 9 %. 127 exploitations sont dans une zone de rendements d'échelle croissants (soit 69 % de l'échantillon), 24 dans une zone de rendements d'échelle décroissants (13 %) et 33 sont à leur taille optimale (18 %). La taille optimale moyenne s'élève en termes de SAU à 52 ha de céréales et à 15 ha d'autres surfaces contre respectivement 59 ha et 22 ha de moyennes observées alors qu'en termes de chiffre d'affaires les valeurs optimales sont de 618 000 F en céréales et de 247 000 F en autres productions contre à peine 479 000 F et 186 000 F (niveaux observés).

Un diagnostic plus précis est possible en chiffrant les économies réalisables sur chacun des facteurs de production (cf tableau 1). Sous l'hypothèse de rendements d'échelle variables, l'approche non paramétrique annonce un potentiel d'économies de 10 % sur l'ensemble des facteurs tout en maintenant au même niveau les outputs. Des économies encore plus spectaculaires (de l'ordre de 22 % à 29 % selon les facteurs) sont repérées (bien que difficilement envisageables à court et moyen termes) si l'on projette les exploitations sur la frontière d'efficacité totale (maximum de productivité globale). Les résultats pour les autres années oscillent entre 8,5 % et 12 % d'économies réalisables pour résorber l'inefficacité technique et entre 20 % et 30 % pour atteindre l'efficacité totale.

Une conséquence des résorptions éventuelles des inefficacités techniques serait une augmentation de 11,2 % des rendements céréaliers moyens consécutive à une baisse de 10 % des surfaces pour l'année 1990. Les hausses des rendements pour les années 1989, 1988 et 1987 seraient respectivement de 10,5 %, 9,8 % et 13,6 %.

Tableau 1. Economies réalisables en % des dotations initiales (année 1990)

Hypothèse de rendements d'échelle constants	Y1	Y2	X1	X2	X3	X4	X5
184	-0.08	-1.96	26.35	29.41	22.72	21.48	22.45
Hypothèse de rendements d'échelle variables	Y1	Y2	X1	X2	X3	X4	X5
184	0.00	0.00	10.08	10.14	10.87	10.01	10.00

Pour valider et analyser les diagnostics de l'année 1990, nous avons comparé des sous-groupes d'exploitations sur plusieurs critères de performances techniques et économiques usuels. Les comparaisons confrontent des catégories d'exploitations réparties selon leurs scores d'efficacité technique ou totale.

Les 184 exploitations ont été réparties en quatre groupes d'efficacité technique ou totale :

- groupe 1, les entités efficaces ;
- groupe 2, scores compris entre 0,95 et 1,
- groupe 3, scores compris entre 0,85 et 0,95,
- groupe 4, scores inférieurs à 0,85.

Les tests de  $X^2$  à partir des tableaux croisant les scores d'efficacité avec les différentes modalités des variables qualitatives (formation agricole, formation générale, région) font apparaître un degré de dépendance significatif (moins de 5 % de risque d'erreur) entre l'efficacité et le niveau de formation agricole. Par contre pour les deux autres variables aucune liaison avec le niveau de performance n'est décelée.

Les exploitations efficaces, suivant une frontière à rendement d'échelle constants, (groupe 1) se distinguent par rapport aux moins efficaces (groupe 4) par des niveaux de productivités partielles supérieures. En fait, leurs productions céréalières et "autres" sont nettement plus importantes malgré des dotations factorielles non significativement différentes. Elles affichent de meilleurs indicateurs de marge ou de rentabilité et apparaissent plus diversifiées (leur part moyenne des céréales dans la production totale n'atteint que 67 % contre 73 % pour les autres). En outre, elles semblent bénéficier de meilleures conditions d'accès au crédit de moyen et long termes puisque leurs taux d'intérêt sont respectivement inférieurs de 2 points à ceux supportés par les moins efficaces.

Dans le cas d'une frontière de production à rendements d'échelle variables, si nous comparons les exploitations efficaces aux moins performantes, nous constatons en premier lieu que les niveaux des deux outputs et de l'indice de diversification ne sont plus discriminants ; ces variables semblent donc liées à l'efficacité d'échelle. Par contre à partir de ce même score d'efficacité, des différences significatives entre les deux groupes sur les productivités partielles, sur les indicateurs de rentabilité et sur le taux d'intérêt à moyen et long termes suggèrent que les liaisons entre la performance des exploitations et ces variables s'expliquent d'abord par l'inefficacité technique.

### **3.3. Estimation des scores et des gains potentiels de rendements par région et par taille de producteurs**

Les résultats précédents, repris en différenciant les exploitations selon leur origine géographique, permettent d'évaluer les écarts entre les régions en termes d'inefficacité totale ou technique et de gains potentiels de rendements céréaliers.

Les moyennes des scores d'efficacité totale ne sont pas significativement différentes entre les régions, par contre l'Aquitaine apparaît en moyenne techniquement plus efficace que le Centre et l'Île de France, ces deux dernières ne se distinguant pas entre elles. En effet, les exploitations de l'Île de France et du Centre peuvent respectivement diminuer de 12 % et de 10 % leurs dotations factorielles alors que les exploitations de l'Aquitaine n'ont qu'un potentiel d'économie d'environ 6 %. En conséquence, les rendements céréaliers augmenteraient de 6,4 % en Aquitaine, de 11,4 % pour le Centre et de 12,3 % pour l'Île de France.

Il convient cependant de demeurer prudent par rapport à ces derniers résultats ; les combinaisons productives se différencient régionalement alors que la frontière d'efficacité utilisée est la même pour l'ensemble des exploitations.

Une dernière analyse a consisté dans la comparaison des gains potentiels de rendements entre les gros et les petits producteurs différemment affectés par la réforme de la PAC. L'estimation des frontières de production n'a pu se faire sur l'OTEX 11 regroupant trop peu de petits producteurs (à peine 4 exploitations recensées sur les 184 en 1990). Les résultats présentés ci-après concernent l'OTEX 12 "grandes cultures" du RICA <sup>7</sup>.

Pour chaque catégorie de taille, nous avons procédé à une estimation spécifique de frontière de production sous l'hypothèse de rendements d'échelle variables. Les résultats indiquent des potentiels de rendements plus élevés chez les petits producteurs (de l'ordre de 10 à 12 %) alors que les producteurs cultivant entre 40 ha et 60 ha de céréales ne bénéficient que de 5,6 % de gains possibles, les plus gros atteignent pour leur part environ 9 %.

De manière générale, la résorption totale des inefficacités techniques constitue une hypothèse pessimiste quant à l'intensité escomptée de la baisse des rendements. En effet, les inefficacités mesurées pourraient n'être qu'apparentes et refléter, pour une part, l'ignorance de l'économiste car d'autres facteurs, tels que l'aversion au risque par exemple, peuvent intervenir. Par ailleurs, la résorption de ces inefficacités sera conditionnée par la nouvelle hiérarchie des prix qui contribuera à freiner l'accroissement escompté des rendements.

Plutôt que d'affiner une formalisation non paramétrique qui serait inévitablement limitée par une information statistique insuffisante, nous avons préféré opter pour un encadrement de l'évolution prévisible des rendements à l'aide d'une hypothèse optimiste fondée sur une situation d'efficacité-prix de la technologie. C'est ce que nous présentons maintenant.

## **4. MODELE PARAMETRIQUE ET PRIX-EFFICACE**

Nous supposons ici que les producteurs maximisent leur profit et réagissent pratiquement instantanément à la variation des prix. Le développement d'un modèle paramétrique et prix-efficace permet de caractériser dans un tel cas de figure l'évolution des rendements.

#### 4.1. Les freins à la baisse de rendement chez les exploitants efficaces

Le modèle est présenté ici sous forme d'une technologie monoproduit 'Cobb-Douglas' avec deux facteurs  $y = Ax^\alpha T^\gamma$ ,  $\alpha + \gamma < 1$  ;  $w_x$  et  $w_T$  désignent respectivement les prix des consommations intermédiaires et du foncier ;  $p_o$  et  $p_1$  les prix des céréales avant et après réforme ;  $r$  est le rendement régional de référence. Les résultats se généralisent sans difficulté au cas multiproduits-multifacteurs et quelque soit la forme fonctionnelle (Vermersch et al., 1992).

Illustrons le cas d'un producteur professionnel (soumis au taux de gel  $1-\rho$ ) et où la terre  $T$  est fixe. Le profit restreint s'écrit après réforme :

$$\pi R(w_x, p_1, \rho, T) = \text{Max}_x p_1 A x^\alpha (\rho T)^\gamma - w_x \cdot x \quad [11]$$

On en déduit le rendement céréalier optimal :

$$\bar{r}_1 = \left[ \frac{w_x^\alpha (\rho T)^{1-\alpha-\gamma}}{A(p_1 \alpha)^\alpha} \right]^{1/\alpha-1} \quad [12]$$

Cette dernière expression se réécrit en fonction du prix dual du foncier,  $\bar{w}_{IT} = \frac{\delta \pi R}{\delta T}$ , qui représente l'accroissement marginal du profit restreint consécutif à un accroissement marginal de  $T$  :

$$\bar{r}_1 = \frac{\bar{w}_{IT}}{p_1 \gamma \rho} \quad [13]$$

Le calcul se réitère facilement pour les autres cas : petit producteur (non contraint par le gel de terres), terre variable. Les résultats sont rassemblés dans le tableau 2 qui présente le rendement céréalier optimal en fonction des différents paramètres du modèle.

Tableau 2. Evolution des rendements céréaliers optimaux

Situation du producteur	producteur professionnel Terre fixe	producteur professionnel Terre variable	petit producteur Terre fixe	petit producteur Terre variable
Situation actuelle avant réforme	$\left[ \frac{w_x^\alpha T^{1-\alpha-\gamma}}{A(p_o \alpha)^\alpha} \right]^{1/\alpha-1}$ (I)	$\frac{w_T}{p_o \gamma}$ (II)	$\left[ \frac{w_x^\alpha T^{1-\alpha-\gamma}}{A(p_o \alpha)^\alpha} \right]^{1/\alpha-1}$ (III)	$\frac{w_T}{p_o \gamma}$ (IV)
Situation après réforme (à 3 ans)	$\left[ \frac{w_x^\alpha (\rho T)^{1-\alpha-\gamma}}{A(p_1 \alpha)^\alpha} \right]^{1/\alpha-1}$ (Ia)	$\frac{w_T - (p_o - p_1)r}{p_1 \gamma \rho}$ (IIa)	$\left[ \frac{w_x^\alpha T^{1-\alpha-\gamma}}{A(p_1 \alpha)^\alpha} \right]^{1/\alpha-1}$ (IIIa)	$\frac{w_T - (p_o - p_1)r}{p_1 \gamma}$ (IVa)

L'observation du tableau 2 montre clairement une évolution à la baisse des rendements. Cela vaut quelque soit la taille des producteurs et la modalité d'ajustement du foncier. Nous pouvons ensuite distinguer trois effets principaux sur l'évolution des rendements :

- un effet-prix consécutif à la baisse du prix des céréales. Cet effet est négatif sur les rendements lorsque le foncier ne peut s'ajuster ; il est par contre positif dans le cas d'une flexibilité de la terre. Ce dernier résultat, apparemment étonnant, s'explique par le fait que nous avons supposé une technologie à rendements d'échelle décroissants ; de ce fait, lorsque le prix des céréales décroît, l'offre consécutive se réalise avec une surface proportionnellement plus réduite,

- un effet-gel positif, l'offre optimale étant réalisée sur une surface inférieure à celle initiale,

- un effet-aide directe négatif.

De manière générale, le rendement céréalier optimal s'ajuste au rapport de prix céréales-foncier, l'aide directe à l'hectare agissant en réalité comme une baisse du coût réel du foncier. Cette prime à l'hectare s'interprète également comme une rente foncière différenciée régionalement ; le risque à moyen terme consiste en une capture de cette rente par le jeu des transactions foncières et ceci d'une manière quelque peu analogue aux transactions incluant les droits à produire associés aux quotas laitiers. Il importe de demeurer vigilant par rapport à ce dernier mouvement ; en effet, le surcroît de charges foncières ou relatives aux droits à produire contribuera à retarder l'obtention des nouveaux gains de productivité issus de l'adoption des progrès techniques futurs.

#### 4.2. Comparaison rendement de référence rendement optimal

Les producteurs céréaliers ne produiront pas au-delà du rendement de référence régional : tel est le présupposé sur lequel s'appuie la Commission européenne pour vérifier la compatibilité entre le pré-accord de novembre 1992 et la réforme de la PAC. La logique du modèle présenté ici permet d'en douter, du moins pour certains cas de figure. En effet, prenant le cas des petits producteurs, il nous faut comparer le rendement après réforme et celui de référence sur lequel se fonde l'aide directe, soit à déterminer le signe de :

$$\frac{w_T - (p_o - p_l)r}{p_l \gamma} - r \quad [14]$$

Les céréaliers seront incités à produire au-delà de  $r$  si :

$$r < \frac{w_T}{(p_o - p_l) + p_l \gamma} \quad [15]$$

soit encore en faisant apparaître l'expression du rendement avant-réforme (en supposant  $\gamma$  constant) :

$$r < \frac{w_T}{p_o \gamma \left[ \frac{1}{\gamma} \left( 1 - \frac{p_l}{p_o} \right) \right]} \quad [16]$$

Le rendement de référence régional est la moyenne écrêtée des rendements céréaliers constatés entre 1986/87 et 1990/91 ; au niveau français, le rendement de référence retenu est en fait la moyenne pondérée du rendement national pour 1/3 et du rendement départemental pour 2/3. Dès lors, nul doute que, du moins pour les régions les mieux loties d'un point de vue agronomique, le rendement de référence soit largement inférieur au rendement régional optimal  $w_T / p_o \gamma$  avant réforme <sup>8</sup>.

Connaissant le rapport  $\frac{p_1}{p_0}$  après réforme, le rendement de référence sera clairement dépassé dans le cas des petits producteurs dès que  $\left[ \frac{1}{\gamma} \left( 1 - \frac{p_1}{p_0} \right) \right] < 1$  soit,  $\gamma > 0,29$ . L'effet "dépassement de r" sera d'autant plus soutenu que l'écart entre ce dernier et le rendement optimal est important.

## 5. CONCLUSION : LES DIFFICULTES DE LA MAITRISE DE L'OFFRE CERÉALIERE

L'évolution des rendements céréaliers a été analysée ici en parcourant les diverses situations possibles d'efficacité micro-économique, depuis l'inefficacité technique jusqu'à l'efficacité-prix. Ce niveau d'efficacité conditionnera vraisemblablement l'efficience de la régulation de l'offre céréalière. Parallèlement, la formalisation qui a été adoptée a mis en évidence différents effets de l'aide directe sur la structure de l'offre agricole ; cette aide peut s'interpréter comme une rente foncière différenciée régionalement. Dans les régions les mieux loties, cette rente risque d'être capturée à moyen terme par le jeu des transactions foncières et de constituer dès lors un frein à l'obtention des gains futurs de productivité. Dans les régions les moins bien loties, le faible niveau de l'aide ne peut qu'accélérer et achever l'éviction du travail agricole.

Les prolongements de cette étude peuvent s'inscrire dans plusieurs directions. Au travers tout d'abord de la construction de frontières non paramétriques duales révélant les inefficacités allocatives. Les résultats obtenus Section 3 nécessitent aussi d'être confirmés à partir d'échantillons plus importants.

La Commission Européenne justifie aujourd'hui la compatibilité du pré-accord du GATT de novembre 1992 avec la réforme de la PAC sur la base, notamment, de deux hypothèses : un accroissement annuel futur des rendements céréaliers inférieur à 1 % et une situation où les agriculteurs produiront avec des rendements inférieurs au rendement de référence régional sur lequel est indexée l'aide directe. L'analyse des gains potentiels d'efficacité rend fortement improbable une telle évolution des rendements, de même que l'hypothèse d'efficacité-prix de la technologie met en évidence des dépassements possibles du rendement de référence, notamment pour les petits producteurs soumis à une rigidité du foncier.

Ainsi, sous réserve que ceci soit confirmé de manière complémentaire par une modélisation macro-économique, on peut avancer que le niveau d'efficacité des producteurs et son évolution conditionneront de plus en plus largement le degré d'efficience des politiques de régulation des marchés agricoles.

## BIBLIOGRAPHIE

- Agra Europe, 27 Nov. (1992).
- Banker R.D., Charnes A., Cooper W.W. (1984), Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis. *Management Science*, vol. 30, n° 9, 1078-1092.
- Banker R.D., Maindiratta A. (1988), Nonparametric Analysis of Technical and Allocative Efficiencies in Production. *Econometrica*, vol. 56, n° 6, 1315-1332.
- Charnes A., Cooper W.W., Rhodes E. (1978), Measuring the Efficiency of Decision Making Units. *European Journal of Operational Research*, 2, 429-444.
- Farrell M.J. (1957), The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A* 120. Part. 3, 253-290.
- Farrell M.J., Fieldhouse M. (1962), Estimating Efficient Production Functions under Increasing Return to Scale. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A* 120, part 2, 252-267.
- Hanoch G., Rotschild M. (1972), Testing the Assumptions of Production Theory : A Nonparametric Approach. *Journal of Political Economy*, 80, 256-275.
- Piot I., Vermersch D. (1992), Mesure non paramétrique des efficacités : une approche duale. INRA-ESR, unité environnement et ressources naturelles, 45 p.
- Shephard R.W. (1970), *Theory of cost and production functions*. Princeton University Press, Princeton N.J.
- Varian H. (1984), The Nonparametric Approach to Production Analysis. *Econometrica* 52, 579-599.
- Vermersch D., (1990), "Une mesure des économies d'échelle locales de court terme : application au secteur céréalier". *Revue d'Economie Politique*, n°100, Mai-juin 1990, p. 349-362.
- Vermersch D., Boussemart J.P., Dervaux B., Piot I., (1992), Réforme de la Politique Agricole Commune, Evolution des rendements céréaliers entre inefficacité technique et prix-efficacité. Rapport pour le Ministère de l'Economie et des Finances, Direction de la Prévision, 106 p.

---

<sup>1</sup> AGRA Europe, 27 Novembre 1992.

<sup>2</sup> PSC = Produits de Substitution des Céréales. Il s'agit notamment des tourteaux de soja, du manioc, du gluten de maïs, des mélasses et des sons.

<sup>3</sup> Une distinction est faite entre les petits producteurs qui ne sont pas soumis à l'obligation de gel des terres et les producteurs professionnels dont les surfaces consacrées aux céréales, oléagineux et protéagineux excèdent une production théorique de 92 tonnes.

<sup>4</sup> P est un ensemble non vide, fermé, tel qu'aucune production sans facteur ne soit possible (Mac Fadden,

---

1978) ainsi qu'aucune production infinie à partir d'une dotation factorielle finie.

<sup>5</sup> P est donc par construction une frontière technologique présentant des rendements d'échelle non croissants.

<sup>6</sup> P est le plus petit ensemble vérifiant P1 à P4.

<sup>7</sup> Cette dernière rassemble 510 exploitations produisant des céréales mais aussi des plantes sarclées, des légumes frais de plein champ ou des oléo-protéagineux. Parmi celles-ci, 99 exploitations cultivent moins de 20 ha de céréales et 101 plus de 60 ha.

<sup>8</sup> Cela s'illustre en partie par la demande de références individuelles faites par certaines organisations professionnelles.





Institut National de la Recherche Agronomique  
Station d'Economie et Sociologie Rurales  
65, rue de St-Brieuc - 35042 Rennes cedex

Unité Environnement et Ressources Naturelles

STRESA.doc

Association Européenne des Economistes Agricoles  
VIIème Congrès des Economistes Agricoles  
STRESA (Italie), 6-10 septembre 1993

Proposition de Communication :

## **EVOLUTION DES RENDEMENTS CEREALIERS ENTRE INEFFICACITE TECHNIQUE ET PRIX-EFFICACITE : UNE APPROCHE DUALE ET NON PARAMETRIQUE**

Auteurs :

BOUSSEMART J.P., Université de Lille 3 et CREA-LABORES, (UA - CNRS n°362)

DERVAUX B., CRESGE-LABORES, (UA - CNRS n°362) et IESEG

PIOT I., INRA-ESR - Rennes

VERMERSCH D., INRA-ESR - Rennes