

ÉVALUATION MICRO-ÉCONOMIQUE DE LA MARGE BRUTE STANDARD SUR LA BASE DU RICA

D. DESBOIS () , P. POLLET (**)*

() Institut national de la recherche agronomique (INRA-ESR, Nancy),
(**) INSEE, Département de l'emploi et des revenus d'activité*

***Résumé :** Depuis sa publication initiale en 1978, l'utilisation de la double typologie OTEX-CDEX n'a cessé de s'étendre l'imposant désormais comme un outil incontournable pour l'ensemble de la statistique agricole, depuis le recueil de données jusqu'à l'analyse économique en passant par la publication des résultats.*

La marge brute standard constitue le concept normatif fondamental de cette double classification des exploitations agricoles. Cet indicateur statistique régionalisé mesure le potentiel économique des exploitations agricoles. Selon les textes réglementaires européens, les coefficients permettant le calcul des marges brutes standards doivent être actualisés tous les deux ans et révisés tous les dix ans. Les coefficients retenus au terme de ce processus de révision sont le fruit d'un arbitrage entre les différentes sources d'information mobilisées parmi lesquelles figure une évaluation micro-économique réalisée sur la base du RICA.

Cette évaluation micro-économique est effectuée au moyen d'un modèle économétrique d'estimation des coûts de production, fruit d'une collaboration entre l'INRA, l'INSEE et le SCEES.

L'article présente les spécifications de ce modèle économétrique, la procédure d'estimation et les résultats obtenus pour les cultures céréalières sur l'ensemble des trois années de référence (1995, 1996, 1997) prises en compte pour la révision des marges brutes standards « 1996 ».

1. L'émergence d'une typologie technico-économique des exploitations agricoles

La diversité des exploitations agricoles françaises - a fortiori celle des exploitations européennes - constitue pour la statistique agricole un facteur incitant à mener régulièrement des études à orientation typologique. Le but de telles études est de définir des critères de classification économique qui puissent être combinés avec la dimension régionale des unités territoriales pour sélectionner des exploitations lors d'enquêtes stratifiées, puis décrire leurs caractéristiques et leurs résultats.

Le premier critère de dimension économique utilisé au recensement général de l'agriculture de 1955 est la Surface agricole utile, transformé dès 1963 en Surface agricole utilisée (SAU). Ce critère est durant les années 60 croisé avec le Mode d'utilisation du sol (MUS) permettant d'opérer une distinction entre les cultures de vente et les surfaces fourragères d'une part, et d'autre part les cultures spécialisées (cultures permanentes et horticulture).

La mise en place dès 1965 du RICA¹ comme instrument communautaire visant à comparer les revenus des exploitations agricoles et leur évolution du point de vue technique, économique et financier, pousse à la définition d'orientations technico-économiques (OTE) basées sur une pondération des surfaces et du cheptel à l'aide de coefficients de Production brute potentielle standard (PBPS), indicateur normatif du produit brut uniformisé sur l'ensemble du territoire communautaire de l'« Europe des six ». Malgré un découpage a priori sans étude statistique de la distribution des classes induisant des défauts majeurs (classes vides, instables ou au contraire énormes comme l'OTE Bovins), cette typologie sera utilisée pour la sélection du RICA (pendant dix ans) et de certaines enquêtes par sondage (EPEXA, de 1975 à 1977) ainsi que pour la présentation des résultats des enquêtes de structure réalisées à partir du Recensement général de l'Agriculture de 1970.

Les analyses multidimensionnelles typologiques menées au SCEES sur l'espace des exploitations françaises [Lenco, 1973] confirment la nécessité de prendre en compte des données économiques pour affiner la classification obtenue. La création en 1975 d'un groupe d'experts associant le RICA, l'Office statistique des Communautés européennes (OSCE) et les responsables de la politique de modernisation des exploitations agricoles aboutit au choix d'une double typologie en classes d'organisation technico-économique (OTEX) et de dimension économique (CDEX). Cette double typologie se fonde désormais sur le concept de marge brute standard (MBS).

¹ Le Réseau d'information comptable agricole (RICA), est une enquête statistique européenne annuelle portant sur les exploitations agricoles professionnelles. Un des principaux objectifs de cette enquête est de recueillir les données comptables et financières nécessaires à l'évaluation du revenu des exploitations agricoles et à l'analyse de leur fonctionnement économique. Pour une description du RICA, voir [Chantry, 1998].

Le champ d'application initial de la typologie OTEX-CDEX concerne le dépouillement des enquêtes de structure, la sélection des exploitations du RICA, le classement des exploitations bénéficiaires d'aide à la modernisation et les statistiques administratives correspondantes. Depuis sa publication en 1978², l'utilisation de cette double typologie des exploitations agricoles n'a cessé de s'étendre, de la stratification des plans de sondage aux travaux d'analyse économique, pour se généraliser désormais à l'ensemble de la statistique agricole.

2. La marge brute standard : un concept économique normatif

La MBS opère une estimation du potentiel productif d'une exploitation agricole en valorisant sa structure productive exprimée en surfaces cultivées ou en effectifs d'animaux par les coefficients unitaires de marge brute spécifique à chaque spéculation. Solde de la valeur de la production défalquée de celle des consommations intermédiaires, c'est un indicateur normatif de la valeur ajoutée. La typologie OTEX-CDEX s'appuie essentiellement sur la MBS pour classer les exploitations agricoles selon leur taille économique et leur orientation technico-économique.

L'option de régionaliser les coefficients de MBS a été prise dès 1975 pour permettre de mieux approcher la réalité économique au prix d'une moins grande portée des comparaisons de revenu entre les divers pays et ensembles régionaux européens. La régionalisation des MBS apporte aux dépouillements des enquêtes « Structure » une dimension économique supplémentaire permettant d'appréhender les différentiels de productivité entre régions européennes. Par contre, puisqu'elle introduit dans le classement de ces régions un indicateur corrélé au revenu, il convient de ne pas perdre de vue la dimension physique des exploitations.

En outre, la MBS, outil classificatoire pour les exploitations agricoles, permet d'élaborer des typologies regroupant des unités territoriales pour identifier des bassins de production agricole³ sur la base d'indicateurs de structure et d'intensification.

² Décision du 7 avril 1978 de la Commission des Communautés européennes, n° 78/463/CEE.

³ Cf. la définition de formes régionales répondant aux critères d'homogénéité statistique et de connexité spatiale à partir des données communales (MBS « 1986 », révisée 1988) de la base Zonages agricoles [HILAL & DESBOIS, 1996].

3. L'actualisation des marges brutes standards

Suite à une révision du dispositif intervenue en 1985⁴, les coefficients de marges brutes standards sont d'une part actualisés tous les deux ans par application d'indices d'évolution calculés sur des moyennes triennales et d'autre part révisés tous les dix ans pour opérer un rebasement décennal de cet indicateur.

La procédure d'actualisation opère sur les coefficients nationaux en corrigeant par l'indice de la production brute par hectare ou par tête, avec une modulation pour les grandes catégories de produits tenant compte de l'évolution mesurée sur le RICA par le ratio valeur ajoutée/production.

Dès sa première édition (calcul des MBS « 1973 »), la procédure d'estimation des marges brutes standards a tenté de mobiliser l'ensemble des informations disponibles sur les marges brutes : les synthèses fournies par les publications des centres de gestion, les travaux de l'INRA et du CEMAGREF réalisés à partir des sondes technico-économiques, les informations fournies par les Services régionaux de Statistique agricole, les estimations fournies par la comptabilité nationale et celles réalisées à partir du RICA.

Lors des différentes révisions, les coefficients de MBS retenus au niveau national sont le fruit d'un arbitrage entre ces différentes sources privilégiant la pertinence du classement des exploitations sur sa corrélation avec la valeur ajoutée.

4. Evaluation micro-économique de la MBS à partir du RICA

L'observation directe de la marge brute des exploitations agricoles supposerait une mobilisation de moyens d'enquête disproportionnés par rapport à l'objectif poursuivi. Obtenir une estimation par produit des marges brutes unitaires sur la base d'une enquête auprès d'un échantillon représentatif d'exploitations agricoles semble une procédure plus rationnelle pour fournir une évaluation des MBS. L'évaluation des coefficients unitaires de marges brutes pour chaque spéculation suppose pour chaque produit agricole référencé une estimation du produit brut et des charges proportionnelles afférentes par unité de surface ou de cheptel.

Outil privilégié d'observation micro-économique des exploitations agricoles grâce aux informations comptables qu'il procure sur leur gestion, le RICA ne fournit

⁴ Décision n° 85/377/CEE du 7 juin 1985 de la Commission des Communautés européennes, Journal officiel des Communautés européennes n°L220 du 17 août 1985.

pas cependant de comptabilité analytique permettant d'affecter directement les charges opérationnelles aux différentes productions pour en déduire les marges brutes des différentes spéculations agricoles. Les données comptables dont on dispose par le biais du RICA fournissent des informations sur les charges globales payées par l'exploitant agricole et les produits bruts générés par les différentes productions. Ces informations comptables sont ventilées selon la nature de la charge et de la production, mais les charges ne sont pas affectées aux différentes productions.

Il s'agit donc de fournir une estimation des coefficients techniques de production situés aux cases d'un tableau d'input-output croisant les charges en ligne avec les produits en colonne, dont on ne connaît que les marges : le total-ligne donnant le montant total des différentes charges et le total-colonne le produit brut total des différentes productions. En utilisant les estimations de ces coefficients techniques de production par unité de surface ou d'effectif, on peut déduire les charges variables du produit brut et ainsi obtenir une estimation de la marge brute unitaire pour chaque spéculation.

Dès 1983, les travaux menés à la division Agriculture de l'INSEE s'inspirant d'un modèle économétrique visant à reconstituer une matrice d'input/output [Divay et Meunier, 1980] autorisent une évaluation micro-économique des marges brutes unitaires par l'intermédiaire d'une estimation statistique des coûts de production. Une étude initiale [Aufrant, 1983], portant sur 14 produits animaux et végétaux, est réalisée en appliquant ce modèle économétrique à l'échantillon du RICA français de 1970 à 1978. Ce modèle est ensuite repris en collaboration avec l'INRA pour être appliqué aux principaux produits agricoles des dix pays de l'Union européenne entre 1979 et 1984 [Butault & alii, 1988].

Plus récemment, ce modèle économétrique d'estimation des coûts de production a été utilisé pour effectuer un suivi de ces coûts dans le contexte de la mise en place de la réforme de la Politique agricole communautaire [Pollet, 1996]. Ses spécifications ont donc été revues pour prendre en compte le nouveau mode d'attribution des subventions institué à l'occasion de cette réforme.

5. Le modèle d'estimation économétrique des coûts de production

L'affectation des charges aux produits, étape centrale dans l'estimation de coûts de production, peut être effectuée en ventilant par produit les différentes charges selon une procédure inspirée de travaux visant à reconstituer une matrice d'input-output à partir de données micro-économiques.

Cette procédure comporte trois grandes étapes :

1. l'estimation de coefficients techniques de production rapportant les charges aux produits selon un modèle économétrique ;
2. la détermination des coûts de production individuels (par exploitation) en imputant les résidus du modèle économétrique au prorata des productions ;
3. la ventilation du travail salarié et familial au prorata des marges des différents produits.

6. Les concepts de production, charges et revenu

La spécification du modèle d'estimation économétrique des coûts de production [Pollet, 1998] suppose de préciser les concepts de production, de charges et de revenu :

- la valeur X_j de la production d'un bien j est définie par le produit brut, somme algébrique des ventes, des variations de stock et de l'autoconsommation ;
- les charges Y_k portent sur des facteurs de production k et regroupent les consommations intermédiaires, les frais d'exploitation et les amortissements ;
- le revenu R de l'exploitation agricole i est défini par la somme pour l'ensemble des spéculations du différentiel entre le prix unitaire P_j d'un bien j et son coût unitaire C_j multiplié par le volume Q_j de sa production.

$$(1) R = \sum_j (P_j - C_j) \times Q_j$$

On distingue deux types de charges : d'une part, les charges proportionnelles portant sur des facteurs dont le niveau d'intrant est directement lié aux volumes de production de l'exploitation agricole (semences, engrais, aliments du bétail, frais vétérinaires, etc.) ; d'autre part, les charges fixes qui dépendent des structures de production et de la taille de l'exploitation (coût foncier, frais financiers, entretien du matériel et des bâtiments, etc.).

Certaines particularités du modèle doivent être précisées :

- les subventions d'exploitation, assimilables à un complément de rémunération des facteurs de production, sont prises en compte par le modèle qui les considère comme des charges négatives ;

- les produits et charges sont évalués hors intra-consommation⁵, en particulier de semences et d'aliments du bétail ; l'intra-consommation est ainsi valorisée à son coût de revient et non au prix du marché.

7. Les hypothèses du modèle

La procédure économétrique d'estimation des coefficients techniques de production rapportant les charges aux produits s'appuie sur trois hypothèses fondamentales :

- l'utilisation du facteur de production k ne dépend, à un facteur aléatoire ε_k près, que du produit ;

$$(2) Y_k = f(X_j) + \varepsilon_k$$

- la valeur de l'input utilisé en un facteur k pour chaque produit j est proportionnelle à la valeur de la production ;

$$(3) f_k(X_j) = \alpha_{kj} X_j$$

- l'absence de contrainte d'approvisionnement pour les facteurs de production.

La première hypothèse implique qu'une même technique de production s'impose à toutes les exploitations agricoles. Le modèle ne prend donc pas en compte la spécificité des exploitations liée aux effets d'échelle ou à l'adoption d'une technologie particulière de production.

L'hypothèse de proportionnalité suppose la linéarité de la fonction de coût. Le coût total observé est la somme des coûts relatifs pour les différents produits :

$$(4) Y_k = \sum_{j=1}^P \alpha_{kj} X_j + \varepsilon_k \text{ avec } \varepsilon_k \text{ i.i.d.}$$

Le choix de résidus aléatoires ε_k indépendants et identiquement distribués (*iid*) implique l'absence de contraintes d'approvisionnement. Cette absence de contraintes d'approvisionnement signifie que la consommation par une exploitation i n'affecte pas la consommation de ce facteur par une autre exploitation i' .

⁵ Cette particularité du modèle peut perturber les estimations de certaines productions végétales, comme l'orge, qui est fortement intra-consommée.

Le revenu total s'évalue à un facteur aléatoire près ν comme la somme, sur l'ensemble des p spéculations, des revenus générés par chaque produit.

$$(5) \quad R = \sum_{j=1}^p \beta_j X_j + \nu$$

La définition du revenu comme différentiel entre la valorisation et le coût du produit, impose une contrainte linéaire sur les coefficients pour tout bien j . Il s'agit ici de respecter la logique comptable.

$$(6) \quad \sum_k \alpha_{kj} + \beta_j = 1, \quad \forall j$$

D'autres contraintes spécifiques peuvent être imposées comme pour les productions végétales (exemple, pas de charges pour les aliments du bétail et les produits vétérinaires) annulant des coefficients qui n'auraient pas de sens.

8. La spécification du modèle à équations simultanées

Ce modèle économétrique se présente alors comme un système à équations simultanées avec contrainte linéaire sur les coefficients.

$$(7) \quad \begin{aligned} Y_1 &= \sum_{j=1}^p \alpha_{j1} X_j + \varepsilon_1 \\ &\quad \vdots \\ Y_k &= \sum_{j=1}^p \alpha_{jk} X_j + \varepsilon_k \\ &\quad \vdots \\ Y_q &= \sum_{j=1}^p \alpha_{jq} X_j + \varepsilon_q \end{aligned}$$

Si nous imposons que l'estimation \hat{Y} respecte la définition comptable du revenu comme différentiel entre le produit brut et le coût du produit :

$$\hat{R} = \sum_{j=1}^p \hat{R}_j = X - \hat{Y} = \sum_{j=1}^p X_j - \sum_{k=1}^q \hat{Y}_k \quad \forall j$$

cette équation traduit la structure du tableau d'input-output considéré

$$\text{soit } \begin{bmatrix} Y \\ R \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Y_1 \\ \vdots \\ Y_k \\ \vdots \\ Y_q \\ R \end{bmatrix} \text{ et } [X] = [X_1 \quad \dots \quad X_j \quad \dots \quad X_p]$$

où la somme des p marges-colonnes (somme des produits bruts) doit être égale à la somme des $q + 1$ marges-lignes (somme des charges et du revenu) :

$$R + \sum_{k=1}^q Y_k = \sum_{j=1}^p X_j$$

En supposant les p productions strictement compartimentées, cela implique que cette égalité comptable soit vraie pour chaque production :

$$\hat{R}_j = X_j - \sum_{k=1}^q f_k(X_j) \quad \forall j$$

ce qui équivaut à :

$$X_j = \beta_j X_j + \sum_{k=1}^q \alpha_{kj} X_j \quad \forall j$$

Par voie de conséquence, la contrainte linéaire sur les coefficients estimés s'écrit :

$$(8) \quad \beta_j + \sum_{k=1}^q \alpha_{kj} = 1 \quad \forall j$$

9. L'estimation du système à équations simultanées

L'ensemble du système d'équations (7) correspondant aux q facteurs peut s'écrire matriciellement pour $i = 1, \dots, n$ observations :

$$(9) \quad \begin{array}{l} Y_1 = X^{(1)}\alpha_1 + \varepsilon_1 \\ \vdots \\ Y_k = X^{(k)}\alpha_k + \varepsilon_k \\ \vdots \\ Y_q = X^{(q)}\alpha_q + \varepsilon_q \end{array} \quad \text{avec } Y_k = \begin{bmatrix} y_{1k} \\ \vdots \\ y_{ik} \\ \vdots \\ y_{nk} \end{bmatrix},$$

$$X^{(k)} = \begin{bmatrix} x_{11}^{(k)} & \dots & x_{1j}^{(k)} & \dots & x_{1p}^{(k)} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{i1}^{(k)} & \dots & x_{ij}^{(k)} & \dots & x_{ip}^{(k)} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ x_{n1}^{(k)} & \dots & x_{nj}^{(k)} & \dots & x_{np}^{(k)} \end{bmatrix},$$

$$\alpha_k = \begin{bmatrix} \alpha_{k1} \\ \vdots \\ \alpha_{kj} \\ \vdots \\ \alpha_{kp} \end{bmatrix} \quad \text{et } \varepsilon_k = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1k} \\ \vdots \\ \varepsilon_{ik} \\ \vdots \\ \varepsilon_{nk} \end{bmatrix}$$

auxquelles vient s'ajouter l'équation (5) portant sur le revenu, sous forme matricielle :

$$(10) \quad Y_r = \begin{bmatrix} r_1 \\ \vdots \\ r_i \\ \vdots \\ r_n \end{bmatrix} = X^{(r)}\beta + v = \begin{bmatrix} x_{11}^{(r)} & \dots & x_{1j}^{(r)} & \dots & x_{1p}^{(r)} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{i1}^{(r)} & \dots & x_{ij}^{(r)} & \dots & x_{ip}^{(r)} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ x_{n1}^{(r)} & \dots & x_{nj}^{(r)} & \dots & x_{np}^{(r)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_j \\ \vdots \\ \beta_p \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_1 \\ \vdots \\ v_i \\ \vdots \\ v_n \end{bmatrix}$$

En empilant les q équations matricielles portant sur les charges et celle portant sur le revenu, on obtient le système linéaire suivant :

$$(11) \quad \begin{bmatrix} Y_1 \\ \vdots \\ Y_k \\ \vdots \\ Y_q \\ Y_r \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X^{(1)} & 0 & \dots & \dots & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & 0 & \dots & \dots & 0 \\ \vdots & 0 & X^{(k)} & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & 0 & \ddots & 0 & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & 0 & X^{(q)} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & X^{(r)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_k \\ \vdots \\ \alpha_q \\ \beta \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \varepsilon_k \\ \vdots \\ \varepsilon_q \\ \nu \end{bmatrix}$$

soit

$$Y = X\gamma + \xi$$

En posant :

$$X = [X_1 \quad \dots \quad X_j \quad \dots \quad X_p], \quad X_j = \begin{bmatrix} x_{1j} \\ \vdots \\ x_{ij} \\ \vdots \\ x_{nj} \end{bmatrix}, \quad Y_k = \begin{bmatrix} y_{1k} \\ \vdots \\ y_{ik} \\ \vdots \\ y_{nk} \end{bmatrix},$$

$$\alpha_k = [\alpha_{k1} \quad \dots \quad \alpha_{kj} \quad \dots \quad \alpha_{kp}] \text{ et } \beta = [\beta_1 \quad \dots \quad \beta_j \quad \dots \quad \beta_p]$$

le système d'équations simultanées correspondant s'écrit de façon tensorielle :

$$[Y] = \begin{bmatrix} Y_1 \\ \vdots \\ Y_k \\ \vdots \\ Y_q \\ Y_r \end{bmatrix} = [I_{q+1} \otimes X] \bullet \gamma + \xi = \begin{bmatrix} X & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots & \dots & \vdots \\ \vdots & \ddots & X & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \dots & \vdots & \ddots & X & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \dots & 0 & X \end{bmatrix} \bullet \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_k \\ \vdots \\ \alpha_q \\ \beta \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \varepsilon_k \\ \vdots \\ \varepsilon_q \\ \nu \end{bmatrix}$$

Les corrélations observées entre les vecteurs résiduels des différentes équations sont suffisamment significatives pour justifier l'emploi de la méthode *SUR* (*Seemingly Unrelated Regression*). Cette méthode [Zellner, 1962] consiste à appliquer les moindres carrés généralisés pour résoudre un système d'équations simultanées à K paramètres inconnus de la forme $Y = X\gamma + \xi$ correspondant à K modèles stochastiques linéaires empilés :

$$(12) \quad [Y] = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_k \\ \vdots \\ Y_K \end{bmatrix} = [I_K \otimes X] \bullet \gamma + \xi = \begin{bmatrix} X^{(1)} & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ 0 & X^{(2)} & \ddots & \vdots & \dots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & X^{(k)} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \dots & \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \dots & 0 & X^{(K)} \end{bmatrix} \bullet \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \vdots \\ \gamma_k \\ \vdots \\ \gamma_K \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_k \\ \vdots \\ \varepsilon_K \end{bmatrix}$$

avec ε_k vecteur de moyenne nulle et de variance homogène $V(\varepsilon_k, \varepsilon'_k) = \sigma_{kk}I$

et une matrice de covariance simultanée entre les K différentes équations

$$(13) \quad V(\xi) = \begin{bmatrix} \sigma_{11}I & \sigma_{12}I & \dots & \sigma_{1k}I & \dots & \sigma_{1K}I \\ \sigma_{21}I & \sigma_{22}I & \ddots & \vdots & \dots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & \ddots & \dots & \vdots \\ \sigma_{l1}I & \dots & \ddots & \sigma_{lk}I & \ddots & \sigma_{lK}I \\ \vdots & \dots & \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{K1}I & \dots & \dots & \sigma_{Kk}I & \dots & \sigma_{KK}I \end{bmatrix} = \Sigma \otimes I \text{ où } \Sigma = [\sigma_{lk}]_{K \times K}$$

Pour des matrices carrés non singulières (i.e. de déterminant non nul), l'inverse du produit de Kronecker est égal au produit de Kronecker des inverses ($[M \otimes N]^{-1} = M^{-1} \otimes N^{-1}$). On en déduit une expression simple de l'inverse de la matrice de covariance simultanée $[V(\xi)]^{-1} = \Sigma^{-1} \otimes I$ qui peut être utilisée directement dans l'estimation d'Aitken pour les moindres carrés généralisés :

$$(14) \quad \hat{\gamma} = [X'V^{-1}X]^{-1} X'V^{-1}Y.$$

L'estimateur des moindres carrés généralisés d'Aitken prend ainsi la forme :

$$(15) \quad \hat{\gamma} = [X'(\Sigma^{-1} \otimes I)X]^{-1} X'(\Sigma^{-1} \otimes I)Y$$

avec une covariance égale à

$$(16) \quad V(\hat{\gamma}) = [X'(\Sigma^{-1} \otimes I)X]^{-1}.$$

En simplifiant les notations et en posant $X^{(l)} = X_l$ pour la l^e équation de charge, l'interprétation de ces expressions est facilitée par le calcul de la matrice

(17)

$$X'(\Sigma^{-1} \otimes I)X = \begin{bmatrix} \sigma^{11} X_1' X_1 & \cdots & \sigma^{1k} X_1' X_k & \cdots & \sigma^{1K} X_1' X_K \\ \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma^{l1} X_l' X_1 & \cdots & \sigma^{lk} X_l' X_k & \cdots & \sigma^{lK} X_l' X_K \\ \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma^{K1} X_K' X_1 & \cdots & \sigma^{Kk} X_K' X_k & \cdots & \sigma^{KK} X_K' X_K \end{bmatrix}$$

où $[\sigma^{lk}]_{K \times K} = \Sigma^{-1} = [1/\sigma_{lk}]_{K \times K}$.

Il suffit alors d'inverser cette matrice et de la post-multiplier par :

$$(18) \quad X'(\Sigma^{-1} \otimes I)Y = \begin{bmatrix} \sum_{k=1}^K \sigma^{1k} X_1' Y_k \\ \vdots \\ \sum_{k=1}^K \sigma^{lk} X_l' Y_k \\ \vdots \\ \sum_{k=1}^K \sigma^{Kk} X_K' Y_k \end{bmatrix}$$

pour obtenir l'estimateur des moindres carrés $\hat{\gamma}$.

Dans le cas particulier où l'ensemble des variables explicatives est le même pour chaque équation $X_1 = \dots = X_l = \dots = X_K = \tilde{X}$, la matrice X s'écrit alors :

$$(19) \quad X = I \otimes \tilde{X} = \begin{bmatrix} \tilde{X} & 0 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \tilde{X} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & \dots & 0 & \tilde{X} \end{bmatrix}.$$

En utilisant les propriétés suivantes du produit de Kronecker :

$$(M \otimes N)' = M' \otimes N'$$

$$(M_1 \otimes N_1) \dots (M_k \otimes N_k) \dots (M_K \otimes N_1) = (M_1 \dots M_k \dots M_K) \otimes (N_1 \dots N_k \dots N_K)$$

on peut simplifier l'expression de

$$X'(\Sigma^{-1} \otimes I)X = (I \otimes \tilde{X}')(\Sigma^{-1} \otimes I)(I \otimes \tilde{X}) = \Sigma^{-1} \otimes (\tilde{X}'\tilde{X})$$

dont l'inverse est alors égale à $\Sigma \otimes (X'X)^{-1}$

Par voie de conséquence, on obtient alors une expression simplifiée de l'estimateur des moindres carrés généralisés :

$$(20) \quad \hat{y} = [\Sigma \otimes (\tilde{X}'\tilde{X})]^{-1} (I \otimes \tilde{X}')(\Sigma^{-1} \otimes I)Y = [I \otimes (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1} \tilde{X}'] Y$$

Soit

$$\hat{y} = \begin{bmatrix} (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1} \tilde{X}' & 0 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \ddots & (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1} \tilde{X}' & \ddots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & \dots & 0 & (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1} \tilde{X}' \end{bmatrix} \bullet \begin{bmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_l \\ \vdots \\ y_K \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} g_1 \\ \vdots \\ g_l \\ \vdots \\ g_K \end{bmatrix}$$

où les $\{g_1, \dots, g_l, \dots, g_K\}$ sont les estimations des moindres carrés obtenues sur chaque équation séparément.

On obtient également le même résultat dans le cas où les covariances simultanées (entre équations) sont nulles (les vecteurs résiduels de chaque équation sont indépendants deux à deux). La matrice de covariance simultanée Σ est alors diagonale et la matrice $X'(\Sigma^{-1} \otimes I)X$ devient alors bloc-diagonale avec K blocs diagonaux de la forme $(1/\sigma_{ll})X_l'X_l$. Son inverse est donc elle-même bloc-diagonale avec K blocs diagonaux de la forme $\sigma_{ll}(X_l'X_l)^{-1}$.

Pour obtenir l'estimateur des moindres carrés, il suffit alors de post-multiplier cette matrice inversée par le vecteur :

$$(21) \quad X'(\Sigma^{-1} \otimes I)Y = \begin{bmatrix} (1/\sigma_{11})X_1'y_1 \\ \vdots \\ (1/\sigma_{ll})X_l'y_l \\ \vdots \\ (1/\sigma_{KK})X_K'y_K \end{bmatrix}$$

En effectuant cette opération, on retrouve la l^e composante du vecteur $\hat{\gamma}$, $g_l = (X_l'X_l)^{-1}X_l'y_l$, estimateur des moindres carrés de la l^e équation.

Dans ces deux cas particuliers (ensemble commun de régresseurs et indépendance résiduelle simultanée), l'estimation des moindres carrés généralisés revient à réaliser une estimation des moindres carrés équation par équation.

L'estimation des coefficients techniques du modèle à équations simultanées s'effectue au moyen d'un macro-programme SAS spécifiquement conçu pour l'application « coûts de production » dont le champ s'est étendu au fur et à mesure des contributions des différents auteurs. Dans sa version actuelle, ce macro-programme appelle l'option *SUR* de la procédure *SYSLIN* dans le module *ETS* (traitement des séries temporelles) pour estimer le modèle à équations simultanées.

Sous réserve de la validité des hypothèses énoncées ci-dessus, cette procédure permet d'estimer une structure moyenne de coûts et de revenus pour l'échantillon considéré.

10. La procédure d'imputation des résidus

La répartition du facteur résiduel aléatoire ε_k pour un facteur k , effectuée au prorata des productions permet d'imputer des coûts individuels aux différentes exploitations en minimisant l'écart entre coût observé et coût estimé. Cette procédure

d'affectation des résidus permet d'obtenir des estimations régionales des coûts de production et donc des marges brutes en effectuant des moyennes pondérées par région des coûts individuels estimés par exploitation.

Selon l'estimation des coefficients techniques $\hat{\alpha}_{kj}$ de coût d'un facteur k en un bien j et $\hat{\beta}_j$ du revenu procuré par un bien j , par le modèle, on en déduit l'estimation $\hat{Y}_{kj} = \hat{\alpha}_{kj} X_j$ du coût du facteur k imputé au bien j et $\hat{R}_j = \hat{\beta}_j X_j$, celle du revenu procuré par la production du bien j .

Ces estimations vérifient la contrainte exprimée en (6) définissant le revenu comme le différentiel entre la valorisation et le coût du produit (conservation de la marge des colonnes) :

$$(22) \sum_k \hat{Y}_{kj} + \hat{R}_j = X_j, \quad \forall j$$

Par contre, les contraintes (conservation de la marge des lignes) définies entre les imputations théoriques de coûts j au facteur k Y_{kj} et les coûts observés Y_k pour un facteur k :

$$(23) \sum_j Y_{kj} = Y_k, \quad \forall k$$

et entre les revenus théoriques générés par l'ensemble des j productions de l'exploitation agricole :

$$(24) \sum_j R_j = R$$

ne sont pas en général vérifiées par les estimations issues d'un modèle dont la spécification ne comporte pas de constante (absence de conservation des masses).

Soit $\varepsilon_{kj} = Y_{kj} - \hat{Y}_{kj}$, l'écart entre l'imputation théorique et l'estimation du coût de production d'un bien j en un facteur k , et $\nu_j = R_j - \hat{R}_j$, l'écart entre le revenu théorique et le revenu estimé pour un bien j , la procédure d'imputation des coûts doit minimiser globalement la norme de ces écarts, soit résoudre le programme :

$$(25) \underset{[\varepsilon_{kj}, \nu_j]}{\text{Min}} \left\{ \frac{1}{2} \sum_j \frac{1}{w_j} \left(\sum_k \varepsilon_{kj}^2 + \nu_j^2 \right) \right\}$$

avec un système de pondération $\{w_j, j = 1, \dots, p\}$ sur l'ensemble J des productions, sous les contraintes :

$$(26) \quad \sum_j \varepsilon_{kj} = \varepsilon_k$$

$$(27) \quad \sum_k \varepsilon_{kj} + \nu_j = \left(\sum_k Y_{kj} + R_j \right) - \left(\sum_k \hat{Y}_{kj} + \hat{R}_j \right) = 0$$

La contrainte exprimée par l'équation (27) permet de réécrire le programme de minimisation en fonction des seuls écarts entre les coûts théoriques et les coûts imputés, en éliminant les variables ν_j , soit :

$$(28) \quad \underset{\varepsilon_{kj}}{\text{Min}} \frac{1}{2} \left\{ \sum_{j=1}^p \frac{1}{w_j} \left(\sum_{k=1}^q \varepsilon_{kj}^2 + \left(\sum_{k=1}^q \varepsilon_{kj} \right)^2 \right) \right\}$$

sous les contraintes : $\sum_{j=1}^p \varepsilon_{kj} = \varepsilon_k \quad \forall k$

En associant le multiplicateur de Lagrange λ_k à la k^e contrainte et en annulant la dérivée première à l'extremum, on obtient les conditions du premier ordre suivantes :

$$(29) \quad \varepsilon_{kj} + \sum_{k=1}^q \varepsilon_{kj} = w_j \lambda_k, \quad \forall j, \forall k$$

En posant $W = \sum_{j=1}^p w_j$, la sommation sur l'ensemble des J produits conduit à l'équation suivante :

$$(30) \quad \sum_{j=1}^p \varepsilon_{kj} + \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^q \varepsilon_{kj} = W \lambda_k$$

soit, en tenant compte des q contraintes du programme de minimisation (28) :

$$(31) \lambda_k = \frac{1}{W} \left(\varepsilon_k + \sum_{k=1}^q \varepsilon_k \right), \quad \forall k$$

D'après les conditions du premier ordre exprimées en (29), la différence entre deux charges l et k pour un produit j sur les écarts entre coûts théoriques et estimés est égale à :

$$(32) \varepsilon_{lj} - \varepsilon_{kj} = w_j (\lambda_l - \lambda_k)$$

Soit, en sommant sur l'ensemble des q facteurs K :

$$(33) q \varepsilon_{lj} = \sum_{k=1}^q \varepsilon_{kj} + w_j \left(q \lambda_l - \sum_{k=1}^q \lambda_k \right)$$

En ajoutant chacun des termes de l'équation (30), on obtient donc :

$$(34) (q+1) \varepsilon_{lj} = w_j \left[(q+1) \lambda_l - \sum_{k=1}^q \lambda_k \right]$$

Il suffit de remplacer les multiplicateurs de Lagrange par leur valeur trouvée en (31) pour obtenir l'équation suivante :

$$(35) (q+1) \varepsilon_{lj} = \frac{w_j}{W} (q+1) \varepsilon_l$$

Soit, une expression de l'écart entre la charge théorique et la charge estimée proportionnelle au poids relatif de chaque produit j :

$$(36) \varepsilon_{lj} = \frac{w_j}{W} \varepsilon_l$$

Si on utilise un système équi pondéré $w_j = 1, \forall j$ alors on minimise les écarts absolus entre coûts théoriques et coûts imputés, ce qui pénalise les petites productions. Si l'on prend un système de poids égaux au carré des productions, alors on minimise les écarts relatifs entre coûts théoriques et coûts imputés, ce qui pénalise les grosses productions. La pondération retenue avec des poids égaux aux racines carrées des productions constitue une solution médiane qui répartit les résidus aux prorata des productions.

La règle globale d'affectation ainsi choisie doit être adaptée pour prendre en compte les occurrences de biens à productions nulles (affectation nulle), de ceux à productions négatives (affectation au prorata de la valeur absolue de la production) ou bien de certaines observations exceptionnelles (exploitations à production nulle : affectation au prorata des valeurs moyennes de productions de l'OTEX dont ressort l'exploitation).

11. La ventilation du travail par produit

La proportion de travail familial ou salarié varie de façon importante selon les structures productives. Ainsi, la prise en compte du travail familial s'impose pour éviter des comparaisons erronées de revenu net hors-travail entre différents pays ou selon des produits distincts.

Si pour chaque exploitation, les données comptables du RICA fournissent une valorisation du travail salarié, elle ne donnent par contre que le nombre d'unités de travail annuelles (UTA) concernant le travail familial utilisé sur l'exploitation. La méthode retenue de valorisation du travail familial consiste à appliquer un taux de salaire moyen estimé sur une base régionale.

Le travail familial étant un facteur fixe pour les exploitations agricoles, son niveau varie peu selon la taille des exploitations. Il en résulte que l'élasticité du facteur travail est en général faible par rapport aux variations de la production agricole : l'hypothèse de proportionnalité entre les coûts du travail et le niveau de production n'est pas réaliste. L'imputation des coûts de ce facteur ne peut donc se faire comme pour les autres charges en régressant sur les productions.

En supposant que le travail constitue l'essentiel de la valeur ajoutée, une fois les autres facteurs de production correctement rémunérés, la solution choisie dans le modèle consiste à ventiler le travail familial et salarié proportionnellement aux marges brutes par produit.

La marge brute par produit étant définie comme le solde du produit brut défalqué des charges proportionnelles, les coefficients de marge brute par produits sont calculés par sommation des coefficients de charges fixes (charges foncières, amortissements, intérêts, taxes, assurances et l'ensemble des autres biens et services intermédiaires) auxquels s'ajoutent ceux du revenu hors travail (rémunération du chef d'exploitation) et ceux de l'ensemble des subventions assimilées à un allègement de charge (comptées négativement).

Soit m_j , le coefficient de marge brute en un bien j , il est donc défini par :

$$(37) m_j = \sum_{k=1}^q \hat{\alpha}_{kj} .$$

On en déduit la marge brute par produit en appliquant ce coefficient à la production correspondante du bien j :

$$(38) \quad M_j = \begin{cases} m_j X_j & \text{si } X_j > 0 \\ 0 & \text{si non} \end{cases}$$

de laquelle on déduit en appliquant la règle de proportionnalité la valorisation du travail salarié ts_j , respectivement du travail familial tf_j , imputable en un bien j :

$$(39) \quad \begin{aligned} ts_j &= \frac{M_j}{\sum_{j=1}^p M_j} ts \\ tf_j &= \frac{M_j}{\sum_{j=1}^p M_j} tf \end{aligned}$$

En ramenant ces quantités à l'unité produite, on obtient une estimation des coefficients de salaires payés ou familiaux :

$$(40) \quad \begin{aligned} \hat{\alpha}(ts)_j &= \frac{ts_j}{X_j} \\ \hat{\alpha}(tf)_j &= \frac{tf_j}{X_j} \end{aligned}$$

Les coefficients de revenus hors travail sont déduits des coefficients de revenu obtenus dans la solution du système d'équations simultanées en soustrayant les coefficients du travail salarié qu'il soit payé ou familial :

$$(41) \quad \hat{\alpha}(rht)_j = \beta_j - [\hat{\alpha}(tf)_j + \hat{\alpha}(ts)_j]$$

où $\hat{\beta}_j$ est l'estimation fournie par le modèle du coefficient technique du revenu procuré par un bien j .

12. Le calcul des coûts unitaires

Les coefficients techniques fournis par le modèle sont estimés à partir des produits bruts hors intraconsommation pour ne pas imputer aux productions animales le coût d'exploitation des surfaces intraconsommées. Cependant, puisque la partie intraconsommée n'est pas vendue sa production entraîne un surcoût qu'il convient de prendre en compte dans le calcul des coûts unitaires en corrigeant le coefficient de charge par le produit R_j incluant l'intraconsommation :

- rapporté à la quantité produite q_j , pour les coûts $c_{kj}(qx)$ d'un facteur k affecté à la production d'un quintal de produit j

$$(42) c_{kj}(qx) = \hat{\alpha}_{ij} \frac{R_j}{q_j}$$

- rapporté à la superficie cultivée s_j , pour les coûts $c_{kj}(ha)$ d'un facteur k affecté à la production d'un hectare de produit j

$$(43) c_{kj}(ha) = \hat{\alpha}_{ij} \frac{R_j}{s_j}$$

- rapporté à l'effectif e_j , pour les coûts $c_{kj}(ef)$ d'un facteur k affecté à la production d'une tête du bétail j

$$(44) c_{kj}(ef) = \hat{\alpha}_{ij} \frac{R_j}{e_j}$$

13. La portée du modèle

La linéarité du modèle suppose une fonction de production à coefficients fixes de type Léontieff. Cette spécification du modèle implique un certain nombre d'hypothèses fortes :

- un prix des facteurs et des produits identique pour toutes les exploitations ; une telle hypothèse semble admissible au niveau régional (espace homogène), beaucoup moins au niveau national ;
- l'absence d'économies d'échelle et de dimension - les coefficients de production s'imposent à l'ensemble des exploitations quelle que soit leur taille ; cette hypothèse est vraisemblable pour les consommations intermédiaires et le capital, mais moins

réaliste pour la terre et le travail familial (pour la terre, l'augmentation de la surface est parfois liée à l'extensification de la production, quant au travail, facteur quasi-fixe, il bénéficie d'un traitement particulier dans le modèle) ;

- la séparabilité des conditions de production des différentes spéculations implique que les techniques de production soient indépendantes du degré de spécialisation des exploitations ; cela pose problème dans certains secteurs de la production agricole où l'on observe des « économies de spécialisation », en particulier pour la viande bovine qui selon l'OTEX est soit un produit joint du lait, soit un produit unique.

14. L'impact du rebasement des coefficients de marge brute standard sur la typologie des exploitations

Pour vérifier que la marge brute standard estimée s'ajuste à la marge réelle sur la période d'estimation (1995-97), un certain nombre de simulations ont été effectuées [Demotes-Mainard & alii, 2001] en appliquant ces nouveaux coefficients de marge brute standard aux exploitations agricoles de l'échantillon du RICA. Globalement l'ajustement peut être considéré comme satisfaisant à l'exception d'un décalage observé en Aquitaine pour la viticulture d'appellation qui traduit l'insuffisance de l'échantillon RICA dans cette région du point de vue de la représentativité des très grands crus.

Cependant, l'introduction de ces nouveaux coefficients est susceptible de provoquer un certain nombre de reclassements au sein de la typologie OTEX-CDEX dont on peut d'ores et déjà prévoir l'ampleur. La marge brute standard sur l'ensemble des exploitations agricoles, estimée avec les coefficients 1996, dépasse de 40% l'estimation réalisée avec les coefficients de 1986. Cette augmentation se retrouve dans l'ensemble des 17 orientations technico-économiques (OTEX) à l'exception de l'horticulture : la marge brute standard est quasiment doublée en viticulture et relevée de moitié en élevage laitier. Elle provoque également un reclassement d'un tiers des exploitations dans la classe de dimension économique supérieure (CDEX en 10 postes) : ce reclassement touche 45% des exploitations en viticulture d'appellation et 49% des élevages en bovins lait.

Dans la nomenclature OTEX des exploitations agricoles classées selon 17 orientations technico-économiques, le remplacement des coefficients de MBS 1986 par ceux de 1996 induit un reclassement pour un peu plus de 10% des exploitations en moyenne nationale, avec des variations régionales allant de 17% en Aquitaine à 5% en Ile-de-France et en Languedoc-Roussillon.

Ces mouvements de reclassement s'expliquent principalement par la revalorisation des coefficients associés à la viticulture et aux vaches laitières, traduisant en grande partie l'appréciation relative de ce type de production ou les gains de productivité qui y sont associés.

Le reclassement vers une classe de dimension économique inférieure s'avère marginal sauf pour le maraîchage et horticulture où il touche respectivement 7% et 18% des exploitations.

Références bibliographiques

- Aufrant, M. (1983), « Les coûts de production des grands produits agricoles », *Archives et Documents*, INSEE, n° 64, janvier, pp. 43-52.
- Butault, J.-P., Carles R., Hassan D., Reignier E. (1988), « Les coûts de production des principaux produits agricoles dans la Communauté européenne », *Objectif 92* Office des publications officielles des Communautés européennes, 286 p.
- Chantry, E. (1998), « Le Réseau d'information comptable agricole : un trentenaire en pleine jeunesse », *Courrier des statistiques* n°85-86, pp. 21-26.
- Demotes-Mainard M., Chantry E., Desriers M., Desbois D., De Corlieu T., Chami S. (2001), « Les coefficients de marge brute standard 1996 », *Les Cahiers de l'Agreste*, hors-série n°1, janvier 2001, 51 p.
- Divay, J.-F., Meunier, F. (1980), « Deux méthodes de confection du tableau entrées-sorties », *Annales de l'Insee*, n° 37, janvier-mars 1980, pp. 59-108.
- Hilal, M., Desbois, D. (1996), « Définition de formes régionales particulières : les zonages agricoles », *Etudes des phénomènes spatiaux en agriculture*, INRA Editions, Paris, pp. 135-142.
- Lenco, M. & alii (1973), « Etablissement d'une typologie objective des exploitations agricoles françaises », *Etude* n°116, SCEES, Paris.
- Pollet, P. (1996), « Quinze années de grande cultures : baisse des prix et réduction des coûts », *Insee Première*, n° 473, juillet, 4 p.
- Pollet, P. (1998), « Méthodologie : la description du modèle économétrique », in Pollet P., Butault J.P., Chantry, E. *Le modèle sur les coûts de production agricole*, Document de travail Insee n° E9802, 72 p.
- SCEES-a (1989), « Classification révisée des exploitations agricoles (OTEX-CDEX « 82 ») », *Collection de statistique agricole*, Etude n° 282, avril 1989, SCEES – Ministère de l'Agriculture et de la Forêt, 89 p.
- SCEES-b (1997), « Orientations technico-économiques, classification révisée des exploitations agricoles françaises », *Agreste, la statistique agricole*, Les Cahiers n° 22-23, novembre 1997, SCEES – Ministère de l'Agriculture et de la Forêt, 182 p.
- Zellner, A. (1962), « An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias », *Journal of the American Statistical Association* n° 57, pp. 348-368.

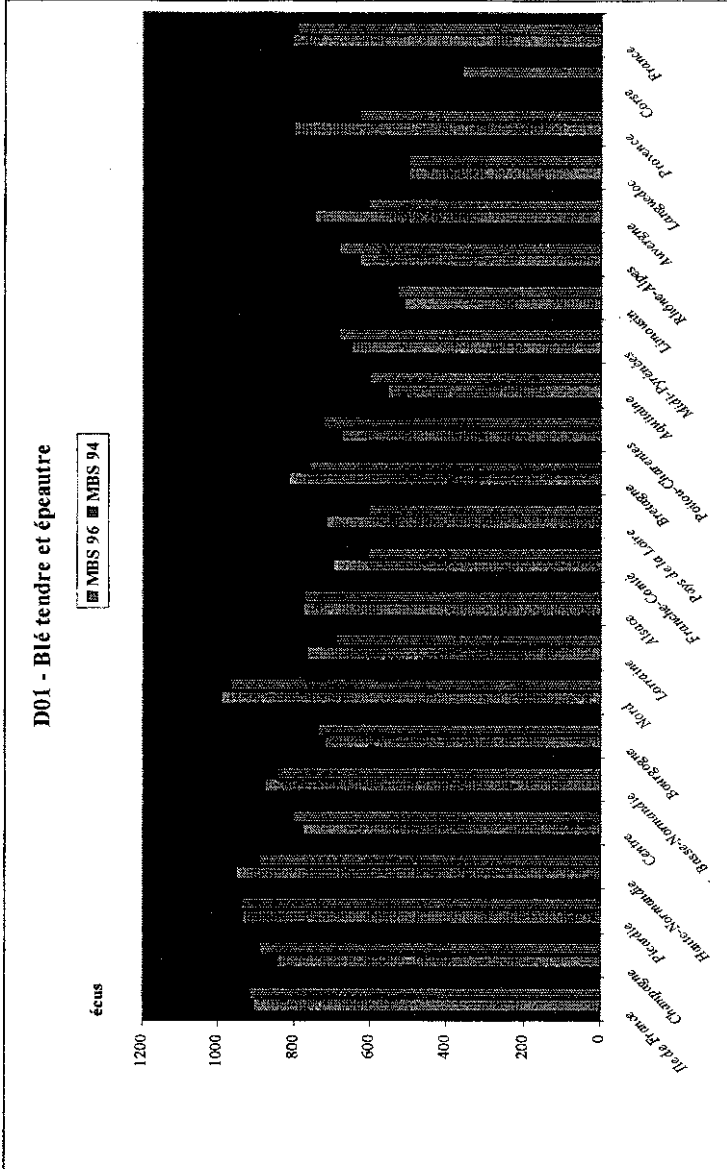
Micro-Economic Estimation of the Standard Gross Margin using the FADN data

Abstract : Since the initial publication in 1978 of the OTEX-CDEX typology that crosses “ type-of-farming ” (OTEX) and “ economic-size ” (CDEX), it has increasingly become the undisputed tool for agricultural statistics, from compiling the data to economic analysis and publishing results. The Standard Gross Margin constitutes the fundamental normative concept of this combined typology of farms. The aim of the SGM regionalised statistical index is to measure the economic potential of farms. According to European regulations, the coefficients permitting the computation of Standard Gross Margins must be updated every two years and re-estimated every ten years. After this re-estimation, the revised coefficients result from an arbitration among the various information sources used, including the micro-economic estimation computed from the FADN database. This micro-economic estimation is computed with the “ production cost ” econometric model, and is the result of the cooperation between the INRA, the INSEE and the SCEES. The objective of this paper is to present the specifications of this econometric model, the estimation procedure and the results obtained on cereals for the 1995-1997 period, which served as the basis for the “ 1996 ” Standard Gross Margins revision.

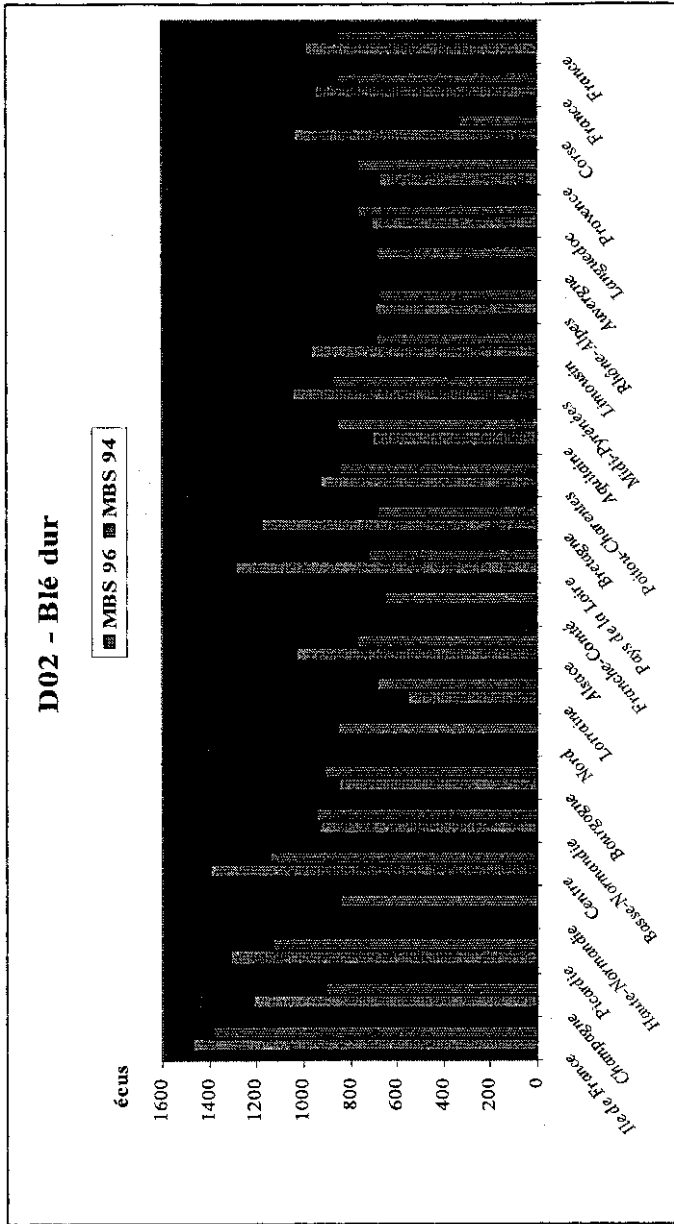
Tableau 1 : Estimation micro-économique des marges brutes standards des produits céréaliers sur échantillons RiCA (1995,1996,1997).

Estimation redressée résultats agrégés	Euro			Euro value in French francs			Euro			BALANCED ESTIMATION		
	Blé tendre Blé tendre	Blé dur Blé dur	Seigle Seigle	Orge Orge	Avoine Avoine	Mais-grain Mais-grain	Riz Riz	Autres céréales Autres céréales	AGGREGATED RESULTS			
Production brute	5624	4780	3596	4709	3229	7453	11926	3704	Output			
produit principal									main output			
subvention spécifique	1871	2839	1583	1998	1948	2520	709	1882	specific subsidies			
sous-produits	91	64	201	87	127	54	0	127	by output			
Total	7586	7683	5380	6795	5304	10026	12635	5714	Total output			
Coûts variables spécifiques	Common wheat and spelt.									Specific Variable Costs		
semences et plants	335	104	572	434	688	811	1003	481	seeds & seedlings			
engrais	1008	470	1238	1093	1316	1124	1785	1230	fertilizers			
Protection des cultures	1000	592	647	837	552	640	1037	607	crop protection			
énergie, chauffage, séchage	63	45	340	21	159	247	189	34	energy, heating, drying			
eau	-20	205	-62	8	-18	183	541	13	water			
coût total (hors travail)	2386	1416	2736	2393	2698	3004	4556	2365	Total cost (except work)			
Marge brute standard	Blé dur									Standard Gross Margin		
francs	5199	6268	2644	4402	2607	7022	8079	3349	French francs			
euros	793	955	403	671	397	1071	1232	511	Euros			
MS 94 (en €ous)	794	856	450	491	464	869	761	600	MS 94 (€ous)			
Indice 96 / 94	0,998	1,116	0,896	1,367	0,856	1,232	1,619	0,851	ratio 96/94			
Produits	Common wheat and spelt.									Outputs		
			Rye	Barley	Gats	Grain maize	Rice	Other cereals				

Graphique 1 : Estimation régionale 1996 des marges brutes standards du blé tendre, comparaison avec les marges brutes standards 1994 obtenues par actualisation.

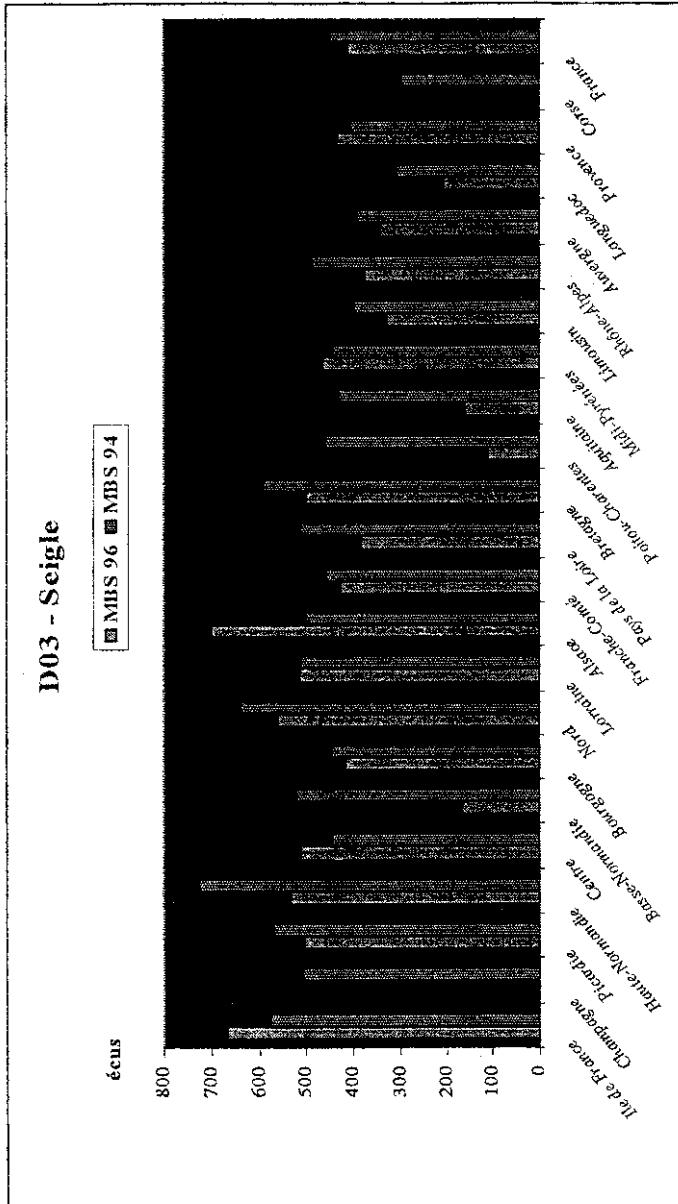


Graphique 2 : Estimation régionale 1996 des marges brutes standards du blé dur, comparaison avec les marges brutes standards 1994 obtenues par actualisation.

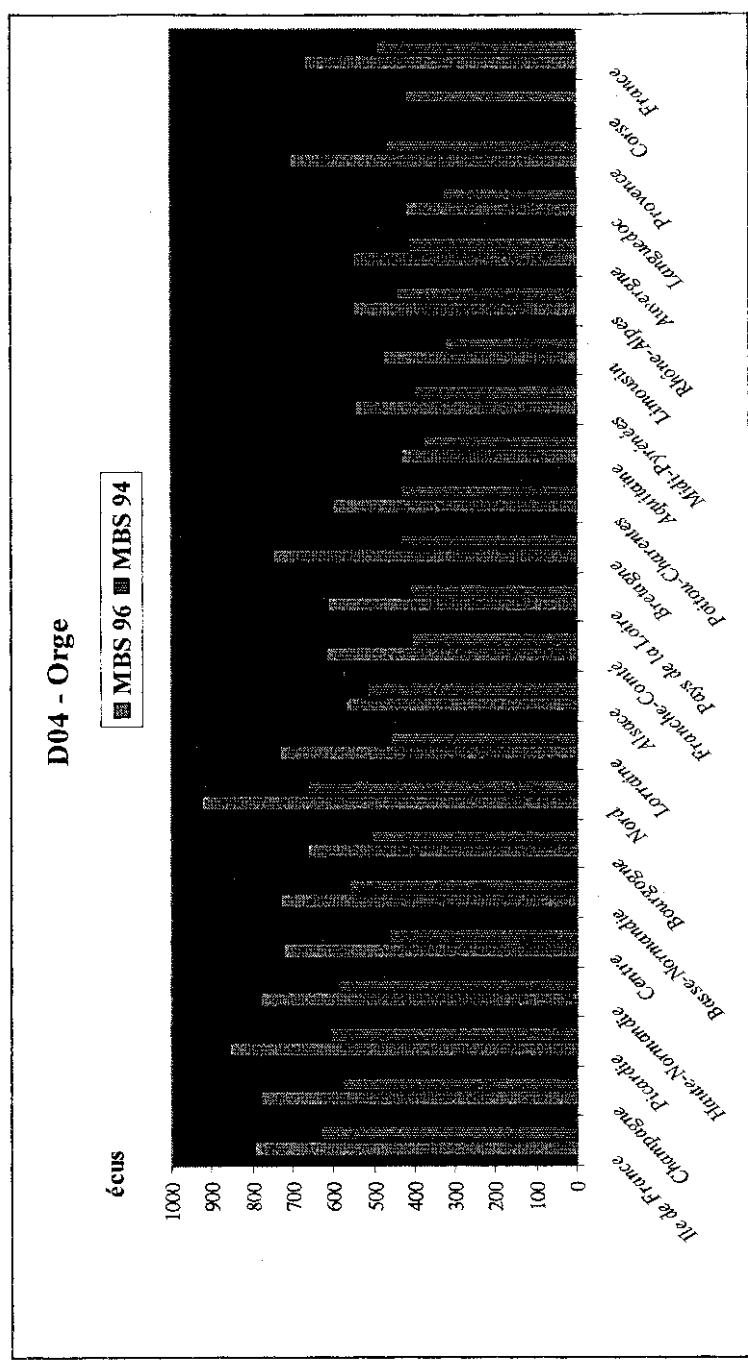


Graphique 3 :

Estimation régionale 1996 des marges brutes standards du seigle, comparaison avec les marges brutes standards 1994 obtenues par actualisation.

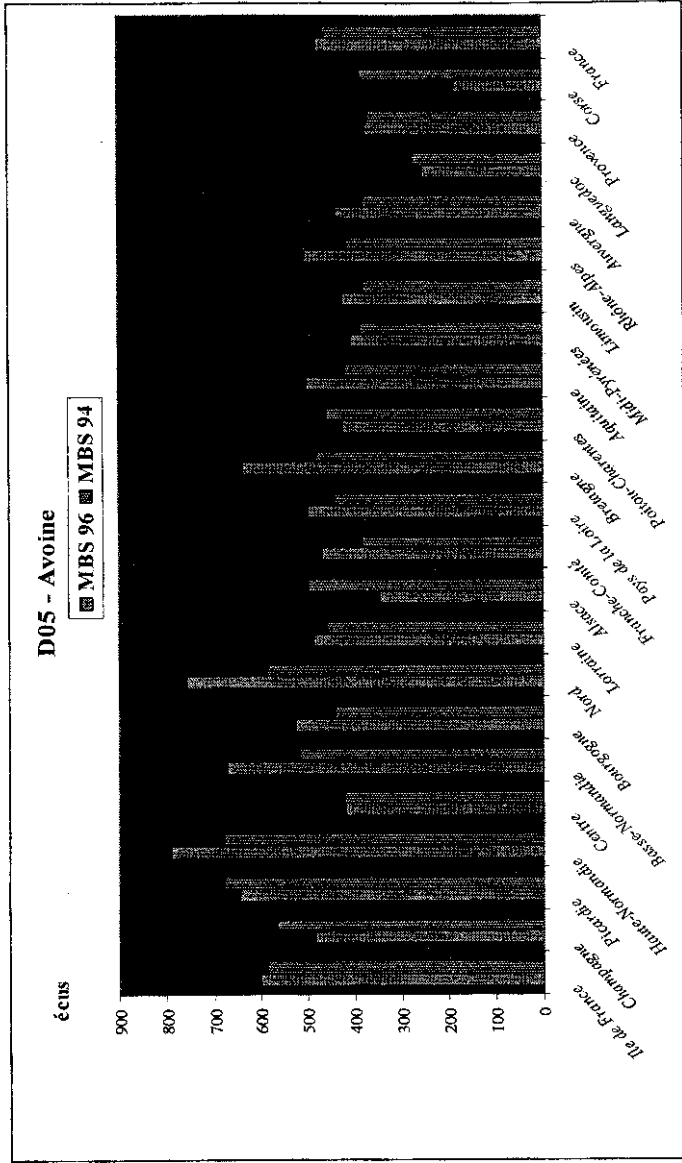


Graphique 4 : Estimation régionale 1996 des marges brutes standards de l'orge, comparaison avec les marges brutes standards 1994 obtenues par actualisation.

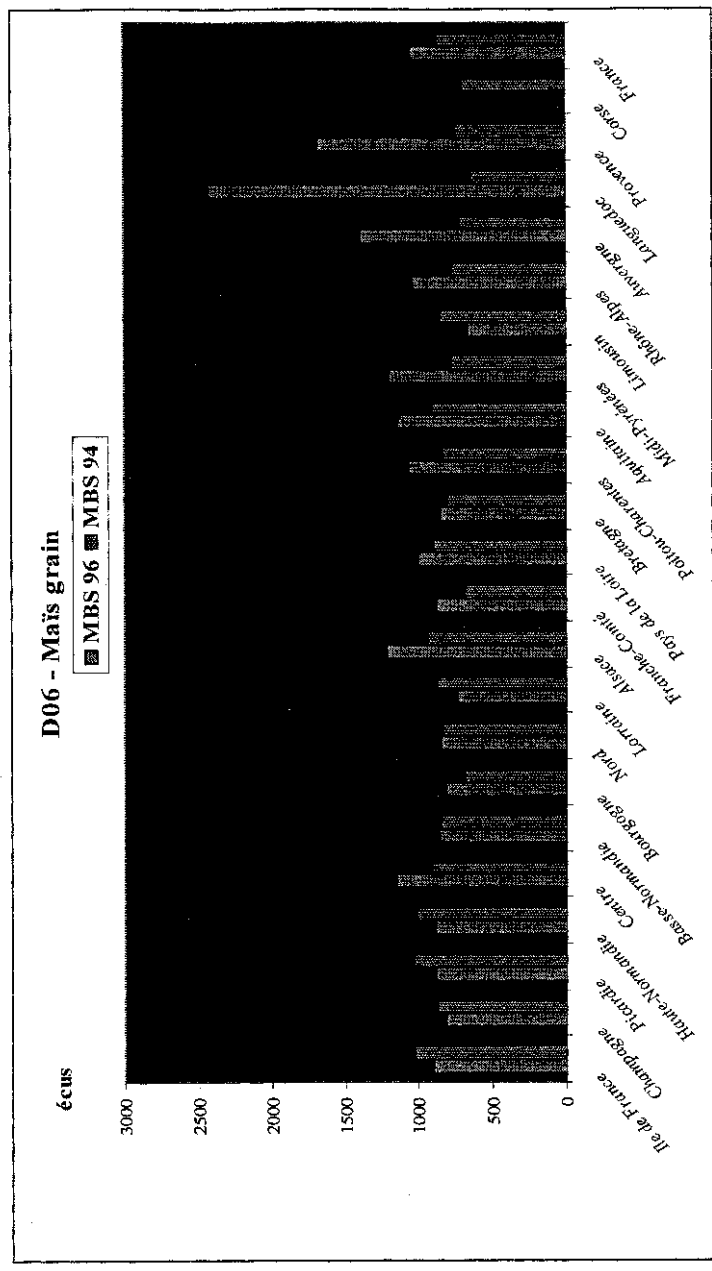


Graphique 5 :

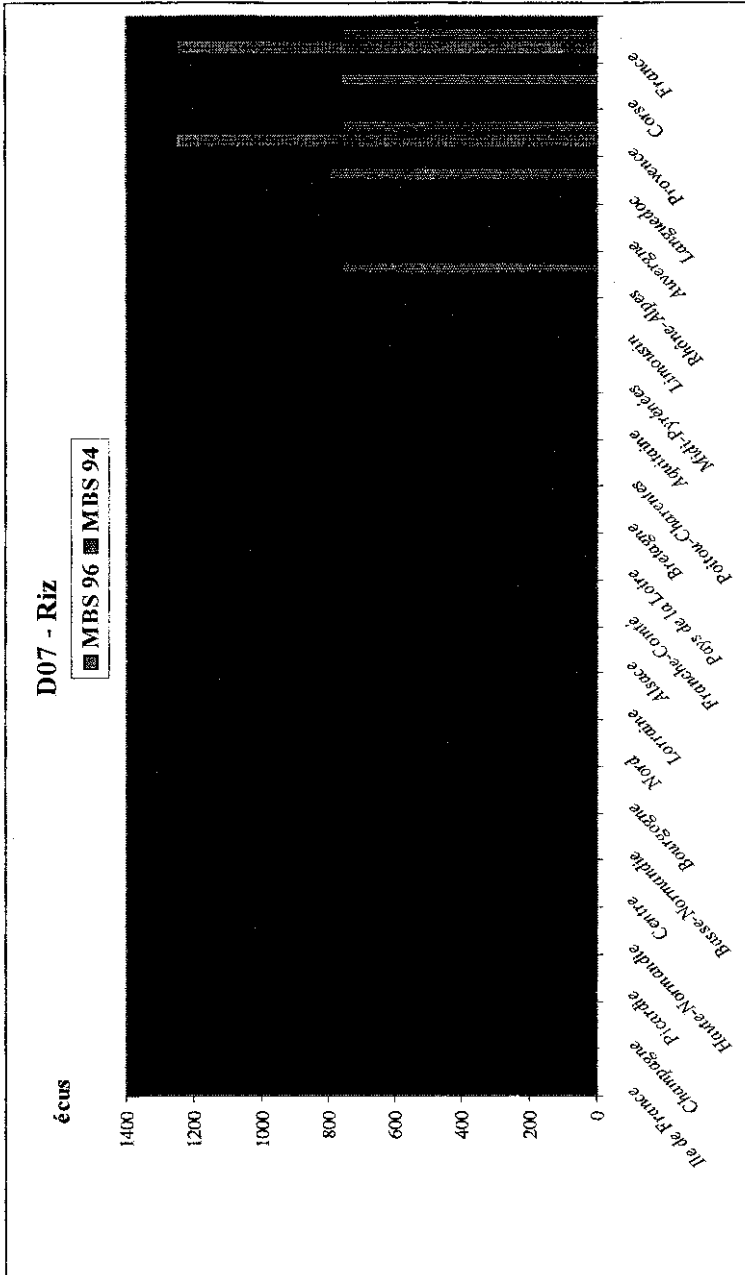
Estimation régionale 1996 des marges brutes standards de l'avoine, comparaison avec les marges brutes standards 1994 obtenues par actualisation.



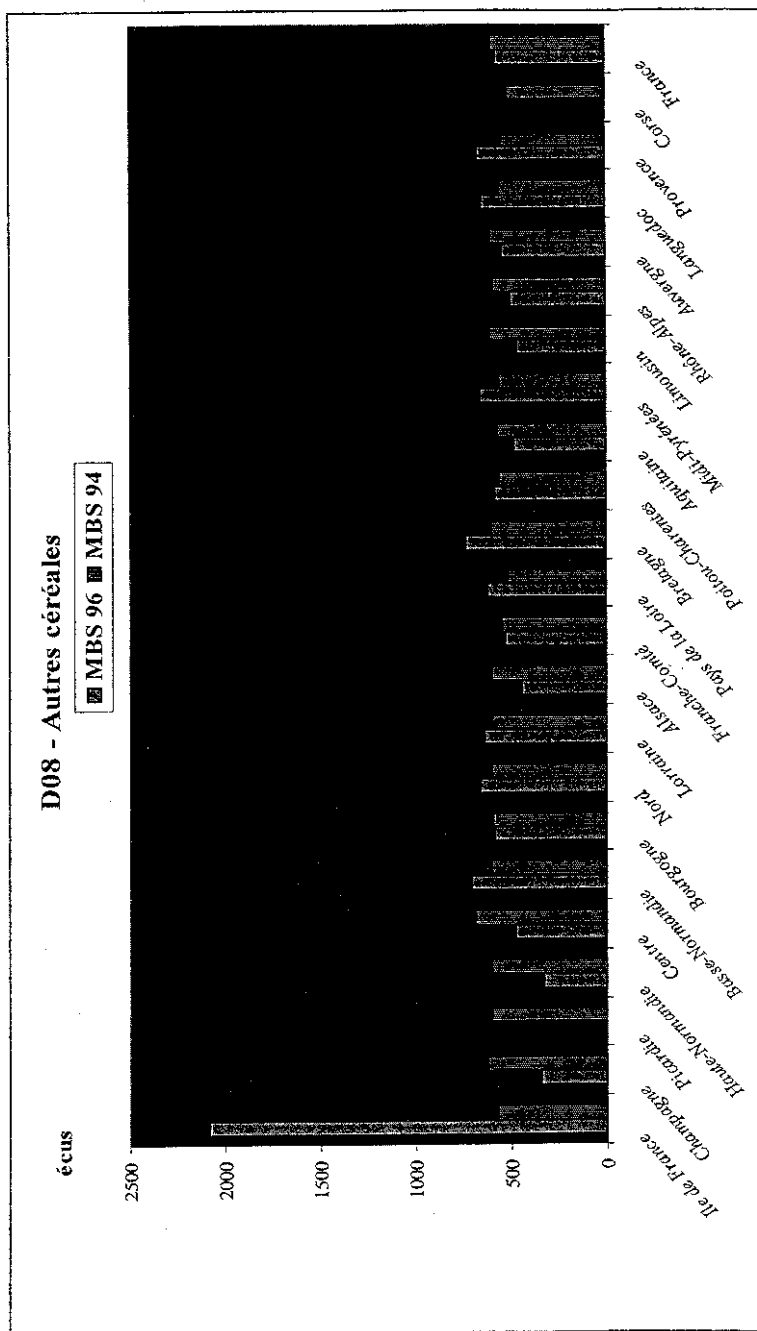
Graphique 6 : Estimation régionale 1996 des marges brutes standards du maïs grain, comparaison avec les marges brutes standards 1994 obtenues par actualisation.



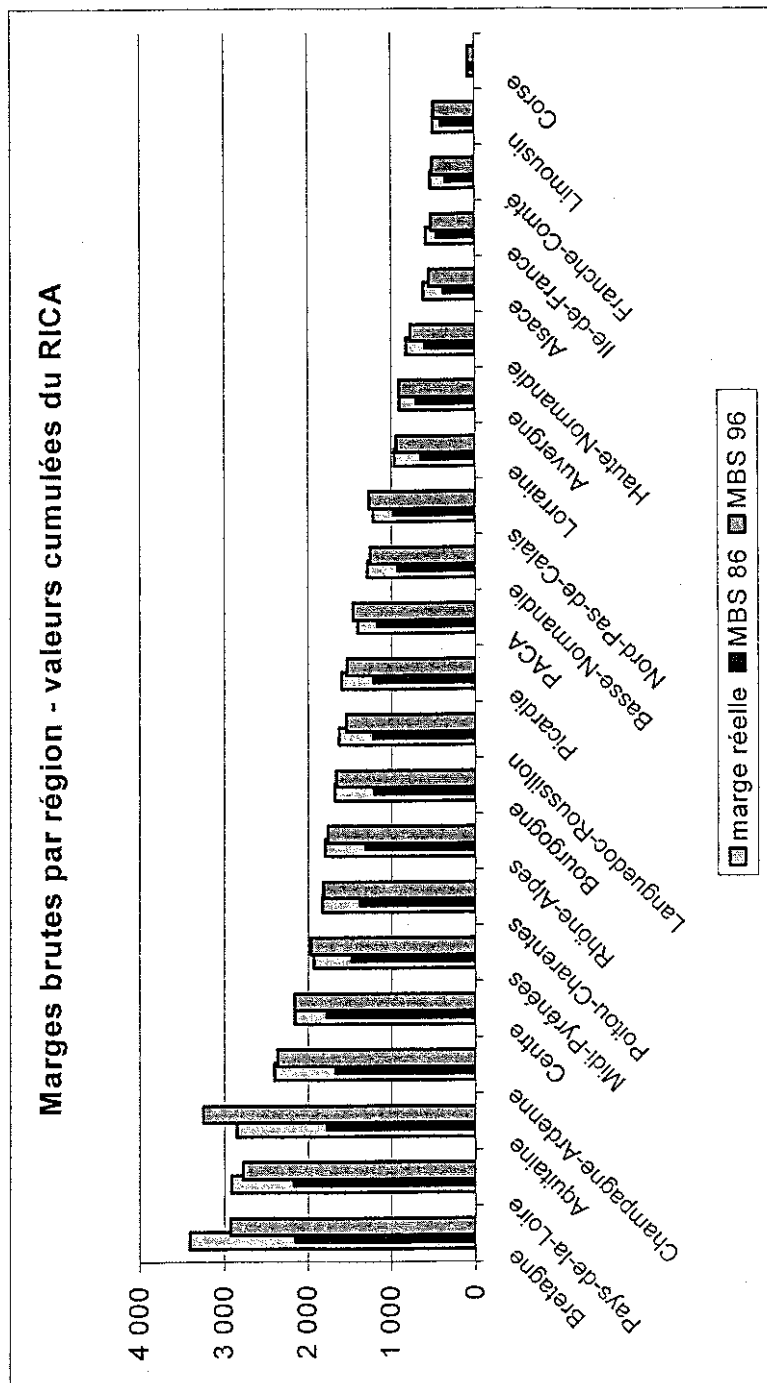
Graphique 7 : Estimation régionale 1996 des marges brutes standards du riz, comparaison avec les marges brutes standards 1994 obtenues par actualisation.



Graphique 8 : Estimation régionale 1996 des marges brutes standards des autres céréales, comparaison avec les marges brutes standards 1994 obtenues par actualisation.



Graphique 9 : Estimation des valeurs cumulées des marges brutes régionales 1996 à partir du RICA, comparaison avec la marge brute 1986 et la marge réelle.



TOME 1 :

LES JOURNÉES DE MÉTHODOLOGIE STATISTIQUE DE L'INSEE (M. Christine)

SESSION 1 : SONDAGES ET ECHANTILLONNAGE (Présidée par J-M. Grosbras)

Echantillonnage équilibré par la méthode du cube, variance et estimation de la variance (J-C. Deville, Y. Tillé)

Le sondage de logements dans les grandes communes dans le cadre du Recensement rénové de la population (RRP) (J. Dumais, M. Isnard)

L'enquête "sans domicile" : échantillonnage, plan de sondage, problèmes de collecte et pondération (P. Ardilly, P. Arduin, C. Brousse, D. Le Blanc, E. Massé, N. Viard)

Echantillons maître et Emploi (G. Bourdallé, M. Christine, L. Wilms)

Un algorithme de tirage équilibré (G. Roy, A. Vanheuverzwyn)

SESSION 2 : STATISTIQUE THEORIQUE ET TECHNIQUES D'ESTIMATION

1^{ère} partie (Présidée par J-D. Fermanian)

Maximum Likelihood Estimation in Principal Component Analysis with Noise Perturbation : a Gaussian Model (M-S. Keane, J-L. Philoche)

Estimation de la fonction de répartition et des fractiles d'une population finie (R. Ren)

L'assassin, le juge et la statistique (M. Christine, C. Robert)

2^{ème} partie (Présidée par M. Christine)

Echantillonnage et estimation pour les enquêtes continues : que mesure-t-on ? (J-C. Deville)

Estimations dans les enquêtes répétées : application à l'enquête emploi en continu (N. Caron, P. Ravalet)

Estimations dans l'enquête Emploi en continu (J. Bosredon, P. Février)

Un survol des méthodes de statistique spatiale (M. Hannoun)

Prévision de processus autorégressifs hilbertiens (J. Damon)

Mesure de concordance des opinions de deux individus d'un panel (F. Beninel, M. Grun-Rehomme)

TOME 2 :

SESSION 3 : ANALYSE DES DONNEES, INDICES ET ALGORITHMES (Présidée par G. Roy)

Classification neuronale et analyse des données traditionnelle : une application aux conditions de vie des ménages (M. Cottrell, S. Ponthieux)

Méthodologie pour le chaînage de données sensibles tout en respectant l'anonymat : application au suivi des informations médicales (C. Quantin et alii)

Secret statistique : l'apport d'ARGUS (L. Viglino)

Un algorithme de regroupement d'unités statistiques selon certains critères de similitude (M. Christine, M. Isnard)

Non-parametric approach to the cost-of-living index (F. Magnien, J. Pougard)

Typologie des zones d'emploi en fonction du taux de chômage (B. Gelein-Doukkali)

Le concept unificateur des indices de prix et proposition d'un nouvel indice (L. Viglino)

SESSION 4 : ECONOMETRIE DES COMPORTEMENTS INDIVIDUELS (Présidée par F. Kramarz)

Endogénéité et variables instrumentales dans les sciences sociales (J-M. Robin)

Méthodes d'appariement dans l'évaluation des politiques économiques (B. Crépon)

Using Employee Level Data in a Firm Level Econometric Study (J. Mairesse, N. Greenan)

Comment faire converger les approches économique et démographique de la demande de transport ? (G. Bresson, J-L. Madre, A. Pirotte)

Vers une analyse biographique multiniveau (D. Courgeau)

Evaluation micro-économique de la marge brute standard sur la base du RICA (D. Desbois, P. Pollet)

TOME 3 :

SESSION 5 : TECHNIQUES D'ENQUETES, MODES DE COLLECTE, QUESTIONNEMENTS, QUALITE

1^{ère} partie : Problèmes de collecte et codification (Présidée par D. Blaizeau)

Le codage automatique d'un carnet de dépenses est-il plus complexe que celui d'un carnet d'activités ? (F. Deschamps, S. Destandau, F. Dumontier)

Coder la profession : nouvelles procédures, vieux problèmes (A. Chenu, F. Guglielmetti)

L'internet : une nouvelle voie pour collecter les enquêtes de branche en France (J-M. Béguin, V. Deroin)

Le téléphone mobile dans les enquêtes par sondage (G. Roy, A. Vanheuverzwyn)

Vers une mesure fiable de l'ampleur des usages de drogues illicites en France (F. Beck)

2^{ème} partie : Exploitation des données (Présidée par D. Verger)

Panel d'individus versus panel de logements ou : que peut-on dire de la qualité du panel européen ? (P. Breuil-Genier, N. Legendre, H. Valdelièvre)

La mesure des compétences : les logiques contradictoires des évaluations internationales (X. D'Haultfoeuille, F. Murat, T. Rocher)

L'enquête "image des situations professionnelles et sociales" (Y. Lemel, L. Rainwater)

Le développement de l'enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Y. Béland, J. Dufour)

Utilisation des données de la taxe sur les produits et services dans le remaniement de l'enquête mensuelle du commerce de gros et de détail de Statistique Canada (M. Brodeur, H. Bérard)

Table ronde : la qualité (Présidée par M. Glaude)

BULLETIN MENSUEL DE STATISTIQUE

10 000 séries mensuelles, trimestrielles et annuelles concernant l'ensemble de la vie économique, complétées par les séries rétrospectives des principaux indices et par le bilan démographique.

<i>France</i>	55 €
<i>Étranger</i>	69 €

ÉCONOMIE ET STATISTIQUE

Chaque numéro est un recueil d'articles sur un grand thème du débat social proposant des commentaires, des tableaux et des graphiques ainsi qu'une bibliographie.

<i>France</i>	63 €
<i>Étranger</i>	78 €

ANNALES D'ÉCONOMIE ET DE STATISTIQUE

Cette collection publie des travaux originaux de recherche théorique ou appliquée dans les domaines de l'économie, de l'économétrie et de la statistique.

<i>France</i>	83 €
<i>Étranger</i>	103 €

SYSTÈME « STATISTIQUE PUBLIQUE »

SYNTHÈSES

Cette collection présente des études et des enquêtes faites par les organismes du système statistique public.

<i>France</i>	146 €
<i>Étranger</i>	182 €

INSEE PREMIÈRE

Le « 4 pages » qui, régulièrement, présente les analyses et les commentaires des experts de l'Insee sur un thème de l'actualité économique et sociale.

<i>France</i>	70 €
<i>Étranger</i>	87 €

INSEE RÉSULTATS

Cette collection présente les résultats détaillés des enquêtes et opérations statistiques menées par l'Insee. Elle s'articule autour de deux séries : Société et Économie. Certains volumes sont sous forme d'un fascicule papier accompagné d'un cédérom.

Série 1 - Société

<i>France</i>	450 €
<i>Étranger</i>	560 €

Série 2 - Économie

<i>France</i>	300 €
<i>Étranger</i>	373 €

RECUEIL D'ÉTUDES SOCIALES

Emploi, revenus, éducation, formation, chômage, salaires, mais aussi démographie, famille, santé, justice, logement, modes de vie. Une sélection des meilleurs articles récemment publiés par les principaux organismes publics français d'études et de statistiques du domaine social : Cereq, Credoc, Ined, Insee, etc.

<i>France</i>	48 €
<i>Étranger</i>	60 €

LA CONJONCTURE COLLECTION « INSEE CONJONCTURE »

INFORMATIONS RAPIDES

Série présentant dès leur disponibilité les derniers indices et les résultats les plus récents des enquêtes de conjoncture de l'Insee.

Elle inclut les « Principaux Indicateurs » (chiffres essentiels de l'économie) qui peuvent faire l'objet d'un abonnement à part par courrier ou par télécopie.

Abonnement aux principaux indicateurs

Par télécopie

France 304 €

Étranger 381 €

Par courrier

France 126 €

Étranger 158 €

Abonnement à l'ensemble de la série par courrier et, pour les principaux indicateurs, par télécopie

France 449 €

Étranger 562 €

Abonnement à l'ensemble de la série par courrier uniquement

France 266 €

Étranger 333 €

NOTE DE CONJONCTURE

Des notes de synthèse et un point de conjoncture pour suivre la situation et les perspectives à moyen terme de l'économie française. Le supplément « Séries longues » donne des tableaux et des graphiques sur 25 ans.

France 32 €

Étranger 40 €

CONJONCTURE IN FRANCE

Une synthèse de la conjoncture économique de la France rédigée en anglais.

France 8 €

Étranger 9 €

TABLEAU DE BORD HEBDOMADAIRE

Un panorama complet et actualisé de la conjoncture économique française et internationale. Le supplément « Séries longues » donne des tableaux et des graphiques sur 25 ans.

France 228 €

Étranger 285 €

NOTE DE CONJONCTURE INTERNATIONALE

Un panorama de la conjoncture mondiale dressé par la direction de la Prévision, accompagné des points de conjoncture internationale.

France 24 €

Étranger 30 €

BULLETIN D'ABONNEMENT

À retourner à : INSEE Info Service - Service Abonnements - BP 409 - 75560 Paris Cedex 12
Télécopie : 01 53 17 89 77

Veuillez noter mon abonnement aux publications suivantes :

Nom ou raison sociale :

Activité : Tél. : Fax :

Adresse :

Je règle un montant de € (total des abonnements) par : chèque (à l'ordre de l'Insee)

Carte bancaire : Visa Mastercard Eurocard (seules cartes acceptées)

Carte N° Expire au / /

Date : Nom du titulaire de la carte et signature obligatoires :

À PARIS

24h/24
DES SERVICES TÉLÉMATIQUES

INSEE Info Service

Librairie, accueil du public
salle de consultation, prestations sur mesure

Tour Gamma A
195, rue de Bercy
75582 PARIS cedex 12
Tél. : 01 41 17 86 11

Internet

www.insee.fr
www.sirene.tm.fr

Audiotel

08 92 68 07 60 (0,34 €/mn)

Indices - Coordonnées de l'Insee

Minitel

3615 INSEE (0,15 €/mn)
3617 INSEE (0,84 €/mn)

Renseignements par télécopie

3617 SIRENE (0,34 €/mn)
3617 PVI (0,34 €/mn)

Indices des prix de vente industriels

Dans vos régions, l'INSEE c'est aussi : l'accueil du public, des salles de consultation, des produits standard, des prestations sur mesure

ALSACE

Cité administrative Gaujet
14, rue du Maréchal Juin
67084 Strasbourg Cedex
Tél. : 03 88 52 40 40

AQUITAINE

33, rue de Saget
33076 Bordeaux Cedex
Tél. : 05 57 95 05 00

AUVERGNE

3, place Charles de Gaulle - BP 120
63403 Chamalières Cedex
Tél. : 04 73 31 82 82

BOURGOGNE

2, rue Hoche - BP 1509
21035 Dijon Cedex
Tél. : 03 80 40 67 67

BRETAGNE

36, place du Colombier - CS 94439
35044 Rennes Cedex
Tél. : 02 99 29 33 33

CENTRE

43, avenue de Paris
45000 Orléans
Tél. : 02 38 69 53 35

CHAMPAGNE-ARDENNE

10, rue Édouard Mignot
51079 Reims Cedex
Tél. : 03 26 48 60 00

CORSE

Résidence du Cardo
Rue des Magnolias - BP 907
20700 Ajaccio Cedex 9
Tél. : 04 95 23 54 54

FRANCHE-COMTÉ

83, rue de Dole - BP 1997
25020 Besançon Cedex
Tél. : 03 81 41 61 61

ÎLE-DE-FRANCE

7, rue Stephenson
78188 S^t Quentin-en-Yvelines Cedex
Tél. : 01 30 96 90 00

LANGUEDOC-ROUSSILLON

274, allée Henri II de Montmorency
34064 Montpellier Cedex 2
Tél. : 04 67 15 70 00

LIMOUSIN

50, avenue Garibaldi
87031 Limoges Cedex
Tél. : 05 55 45 20 07

LORRAINE

15, rue du Général Hulot - CS 54229
54042 Nancy Cedex
Tél. : 03 83 91 85 85

MIDI-PYRÉNÉES

36, rue des Trente-Six ponts
31054 Toulouse Cedex 4
Tél. : 05 61 36 61 36

NORD-PAS-DE-CALAIS

130, avenue du Président J.-F. Kennedy
BP 769
59034 Lille Cedex
Tél. : 03 20 62 86 29

BASSE-NORMANDIE

93, rue de Geôle
14052 Caen Cedex 4
Tél. : 02 31 15 11 00

HAUTE-NORMANDIE

8, quai de la Bourse
76037 Rouen Cedex
Tél. : 02 35 52 49 11

PAYS DE LA LOIRE

105, rue des Français Libres
44270 Nantes Cedex 2
Tél. : 02 40 41 75 75

PICARDIE

21, rue des Otages
80040 Amiens Cedex 1
Tél. : 03 22 97 32 00

POITOU-CHARENTES

5, rue Sainte Catherine - BP 557
86020 Poitiers Cedex
Tél. : 05 49 30 01 01

PROVENCE-ALPES-CÔTE D'AZUR

17, rue Menpenti
13387 Marseille Cedex 10
Tél. : 04 91 17 57 57

RHÔNE-ALPES

165, rue Garibaldi - BP 3196
69401 Lyon Cedex 3
Tél. : 04 78 63 28 15

OUTRE-MER

ANTILLES - GUYANE

Direction inter régionale
41, rue Bébian - BP 300
97158 Pointe-à-Pitre Cedex
Tél. : 05 90 21 47 00

GUADELOUPE

Service régional
Avenue Paul Lacavé - BP 96
97102 Basse-Terre Cedex
Tél. : 05 90 99 36 70

MARTINIQUE

Service régional - Centre Delgrès
Boulevard de la Pointe des Sables - BP 641
97262 Fort-de-France Cedex
Tél. : 05 96 60 73 73

GUYANE

Service régional
Avenue Pasteur - BP 6017
97306 Cayenne Cedex
Tél. : 05 94 29 73 00

RÉUNION

Direction régionale
15, rue de l'École - BP 13
97408 Saint-Denis MESSAG Cedex 9
Tél. : 02 62 48 89 00