Modelisation TOBIT d'une demande de facteur semi-fixe : allocation du travail dans les exploitations cerealieres

Dominique Vermersch, . Cresep. Centre de Recherche Sur L'Emploi Et La Production

6èmes Journées de Microéconomie Appliquée
Orléans , 29-30 mai 1989

Modélisation TOBIT d'une demande de facteur semi-fixe : allocation du travail dans les exploitations céréalières

Dominique VERMERSCH

Institut National de la Recherche Agronomique
Station d'Economie et Sociologie Rurales
65, rue de Saint-Brieuc - 35042 RENNES CEDEX

Mai 1989

Je remercie F. Bonnieux, M. Lebreton et P. Rainelli pour les conseils apportés lors de la rédaction.

1. Introduction

L'approche duale en théorie de la production, associée à l'utilisation des formes fonctionnelles flexibles a permis, ces dernières années, un large développement des recherches empiriques sur les structures de production agricoles. la systématisation de ces travaux est en cours et permet déjà de tirer des enseignements utiles à la politique agricole commune (Dronne et al., 1989) dans sa phase de réorientation actuelle.

Ce courant de travaux s'est en outre enrichi par la prise en compte d'une fixité pour certains facteurs : c'est le cas notamment de l'activité agricole qui se caractérise par une faible mobilité du travail familial et une quasi-fixité de la terre. Parallèlement, le schéma dual autorise l'inférence des niveaux d'équilibre de long terme pour ces facteurs quasi-fixes et montre un excès, communément admis, de main-d'oeuvre familiale dans les exploitations agricoles (Boutitié et al., 1987). Néanmoins, si l'on admet la possibilité de substitution entre travail familial et travail salarié, le résultat précédent s'accorde difficilement avec la présence, du moins dans certaines exploitations, de travail salarié supposé à un niveau optimal. Si l'on peut remettre en cause l'hypothèse de comportement en associant notamment la fonction d'utilité du ménage agricole, cet article montre que l'écueil précédent peut être surmonté dans la filiation d'un schéma dual classique.

La section deux rappelle les fondements théoriques de l'approche duale, sur la base d'hypothèses ensemblistes. Le modèle microéconométrique standard, avec prise en compte d'une fixité pour la terre et le travail familial, est présenté dans la troisième section. La modélisation TOBIT est introduite dans la section quatre. Plus précisément, l'utilisation de travail salarié sur l'exploitation résulte d'un comportement optimal et révèle une fixité du travail familial qui n'est plus effective sous l'hypothèse de minimisation du coût des facteurs. La quantité totale de travail présente un caractère de semi-fixité dans la mesure où le déséquilibre induit par le facteur travail familial apparaît pour certaines exploitations seulement.

L'utilisation d'un modèle TOBIT rend compte alors d'un tel déséquilibre ; elle permet, en outre, de préciser une offre latente de main-d'oeuvre familiale d'origine agricole. La section cinq analyse les résultats d'estimation en terme d'implications pour la politique agricole.

2. La fonction de coût restreint, support dual de la technologie

Sous un corps d'hypothèses relativement peu contraignantes, l'approche duale, en théorie de la production, permet de décrire par la seule connaissance de la fonction d'objectif, la technologie utilisée par le producteur. Cette fonction fournit, en outre, une information mesurable sur le déséquilibre induit par la fixité de certains facteurs.

Désignons par T l'ensemble des plans de production techniquement possibles pour une entreprise agricole. Soit t = (x, y, z) un élément de T ; $x = (x_1, \ldots x_n)$ représente le vecteur des facteurs variables ; $y = (y_1, \ldots y_M)$ désigne le vecteur des produits ; $z = (z_{n+1}, \ldots z_N)$ représente le vecteur des facteurs fixes, x et z sont disponibles aux prix $p_x > 0$ et $p_z > 0$. Nous associons à T les hypothèses suivantes :

[T1] T est fermé et non-vide.

[T2] si $y \neq 0$, alors $x \neq 0$ ou $z \neq 0$.

[T3] $\forall (x, y, z) \in T$, si $x < \infty$ et $z < \infty$, alors $y < \infty$.

[T4] $\forall (x, y, z) \in T$, soit (x', y', z') tel que : $x' \geq x$, $y' \leq y$, $z' \geq z$, alors $(x', y', z') \in T$ (libre-disposition).

[T5] $X(y) = \left[(x, z) \; ; \; (x, y, z) \in T\right]$ est strictement convexe.

Nous supposons en outre que le producteur minimise le coût associé aux facteurs variables en vue d'obtenir y, conditionnellement à la disponibilité des facteurs fixes z :

$$\begin{cases} \underset{x}{\mathrm{Min}}\; p'_x \cdot x \\ (x, z) \in X(y) \end{cases} \qquad [1]$$

[T1] assure l'existence de solutions pour [1] ce qui amène à définir la fonction de coût restreint :

$$CR(p_x, y, z) = \underset{x}{\mathrm{Min}} \left[p'_x \cdot x \; ; \; x \in X(y, z) \right]$$

Celle-ci est non-négative, non-décroissante, linéaire homogène, concave et continue en p_x (Diewert, 1982). Elle permet, par ailleurs, de décrire de manière exhaustive la technologie hicksienne de court terme utilisée ; autrement dit :

$$\left[x \geq 0 \; ; \; p'_x . x \geq CR(p_x, y, z), \; p_x > 0 \right] \equiv \left[x \; ; \; (x, y, z) \in T \right] \quad [2]$$

Cette égalité traduit la dualité restreinte existant entre T et la fonction de coût ; elle nécessite l'hypothèse [T5] de convexité dont le caractère strict implique que $CR(p_x, y, z)$ est continûment différentiable par rapport aux prix des facteurs. Cette propriété permet, en quelque sorte, d'extraire sous une forme mesurable l'information sur la technologie détenue par $CR(p_x, y, z)$ et cela au travers tout d'abord du lemme de Shephard :

$$(\partial\, CR \,/\, \partial\, p_i) = \bar{x}_i \; (p_x, y, z) \qquad i = 1, \ldots n$$

$\bar{x}_i$ étant la solution pour le facteur i de [1].

La double différentiabilité de $CR(p_x, y, z)$ par rapport à p_x, y et z, nécessite des hypothèses de différentiabilité sur la frontière de production (Mac Fadden, 1978 ; Guesnerie, 1980). Leur adoption fournit d'autres mesures sur la technologie (économies d'échelle, élasticités de substitution) mais également sur le déséquilibre factoriel.

En vue d'aborder ce dernier point, rappelons tout d'abord que, sous l'hypothèse [T4] de libre-disposition des biens, CR (p_x, y, z) est non-croissante. De plus, sous [T5], cette même fonction est convexe et continue en z (Diewert, 1973). Posons alors en tout point (p_x, y, z) :

$$\bar{p}_h = - \left[\partial\, CR \,/\, \partial\, z_h\right] \qquad h = n+1, \ldots N \qquad [3]$$

$\bar{p}_z = (\bar{p}_{n+1}, \ldots \bar{p}_N)$ est le vecteur des prix duaux des facteurs fixes ; CR(p_x, y, z) étant non-croissante en z, $\bar{p}_h$ est positive ou nulle et représente la diminution marginale du coût restreint consécutive à un accroissement marginal de la quantité de facteur fixe z_h. Par ailleurs, sur le sentier d'expansion global correspondant à la minimisation de l'ensemble des facteurs x et z, le vecteur des prix duaux s'identifie au vecteur-prix observé p_z. En effet, la fonction de coût total associée, CT(p_x, y, p_z) est reliée à CR(p_x, y, z) par l'égalité suivante :

$$CT(p_x,\ y,\ p_z) = CR\ (p_x,\ y,\ z^*) + p'_z\ .\ z^* \qquad [4]$$

$z^* = (z^*_{n+1}, \ldots z^*_N)$ désignant la solution pour z du programme de minimisation de l'ensemble des facteurs.

Par dérivation de [4], il vient :

$$0 = [\partial\, CR \,/\, \partial\, z_h] + p_h \qquad h = n+1, \ldots N$$

d'où, en substituant [3] :

$$\bar{p}_h(p_x,\ y,\ z^*) = p_h \qquad h = n+1, \ldots N \qquad [5]$$

L'expression [5] constitue un système de N-n équations dont la résolution détermine les niveaux optimaux de long terme z_h^*.

A l'inverse, un écart entre $\bar{p}_h$ et p_h caractérise un déséquilibre factoriel. Considérons, à titre d'illustration, le cas d'un seul facteur fixe z_h et supposons que l'on observe :

$$\bar{p}_h\ (p_x,\ y,\ z) < p_h$$

ce qui est équivalent, d'après [3] et [5] à :

$$\left[\partial CR(p_x,\ y,\ z_h)\ /\ \partial z_h\right] > \left[\partial CR\ (p_x,\ y,\ z_h^*)\ /\ \partial\ z_h\right] \qquad [6]$$

$CR(p_x,\ y,\ z_h)$ est convexe en z_h ; $[\partial\ CR\ /\ \partial\ z_h]$ est donc croissante en z_h, d'où d'après [6] :

$$z_h > z_h^*$$

Par conséquent, un prix dual du facteur fixe z_h inférieur au prix observé p_h traduit un excès de ce facteur relativement à une situation d'équilibre de long terme. La connaissance de la fonction de coût restreint, sous le corps d'hypothèses T1 à T5, suffit à préciser le déséquilibre factoriel et à déterminer les niveaux optimaux z_h^* ; de plus, les relations entre matrices hessiennes de $CR(p_x,\ y,\ z)$ et $CT(p_x,\ y,\ p_z)$, établies par Lau (1976), permettent de caractériser également les relations factorielles dans le long terme. La partie suivante, illustre sur le plan économétrique, l'ensemble de ces premiers résultats.

3. Modèle microéconométrique d'équilibre restreint

La forme fonctionnelle translog est retenue pour la fonction de coût restreint : celle-ci est encore la plus largement utilisée dans les travaux récents concernant la technologie agricole (Antle et Aitah 1983, Bonnieux 1986). Le modèle prend alors la forme paramétrique suivante dans le cas d'une monoproduction avec quatre facteurs variables et deux facteurs fixes :

$$\ln CR(p_x, y, z) = a_o + a_1 (\ln y) + \frac{1}{2} a_2 (\ln y)^2 +$$

$$\sum_{i=1}^{4} b_i (\ln p_i)(\ln y) + \sum_{i=1}^{4} c_i (\ln p_i) +$$

$$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^{4} \sum_{j=1}^{4} d_{ij} (\ln p_i)(\ln p_j) + \sum_{h=1}^{2} f_h (\ln z_h) +$$

$$\frac{1}{2} \sum_{h=1}^{2} \sum_{k=1}^{2} g_{hk} (\ln z_h)(\ln z_k) +$$

$$\sum_{i=1}^{4} \sum_{h=1}^{2} k_{ih} (\ln p_i)(\ln z_h) +$$

$$\sum_{h=1}^{2} m_h (\ln y)(\ln z_h) \qquad [7]$$

avec y : niveau du produit céréalier

p_i : prix des facteurs variables, $i = 1, 2, 3, 4$.

p_1 : prix des carburants
p_2 : prix des engrais
p_3 : prix du capital
p_4 : prix du travail salarié
z_h : quantité du facteur fixe h
z_1 : quantité de travail familial
z_2 : quantité de terre.

Le lemme de Shephard nous donne les équations de parts de facteurs :

$$p_i \bar{x}_i / CR = M_i = c_i + b_i(\ln y) + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^{4} (d_{ij} + d_{ji}) (\ln p_j) \quad [8]$$

$$+ \sum_{h=1}^{2} k_{ih} (\ln z_h) + \varepsilon_i .$$

$i = 1, 2, 3, 4.$

Celles-ci représentent un modèle de régressions empilées sur lequel va reposer l'estimation. La spécification stochastique consiste en l'ajout, pour les équations de parts de facteurs, d'un terme d'erreur ε_i, normalement distribué, traduisant, entre autres, l'écart au comportement de minimisation du coût (1). Cette hypothèse de distribution est, en réalité, une approximation : en effet, $M_i \in [0, 1]$. Woodland (1979) suppose une spécification stochastique différente associée à une distribution Dirichlet qui

---

(1) Nous pouvons également adopter une spécification stochastique primale (modèle GEM, Mac Elroy 1987), ce qui aboutit à une meilleure cohérence fonctionnelle du modèle (Guyomard, Vermersch 1988).

limite automatiquement les parts de facteurs au simplexe unité : les résultats obtenus sont très proches de ceux associés à une distribution normale, ce qui justifie la spécification initiale dans l'estimation des parts de facteurs. Nous testons les premières hypothèses à l'aide du modèle [8] auquel il nous faut introduire les restrictions impliquées par la contrainte d'additivité :

$$\sum_i M_i = 1$$

Celle-ci implique :

$$\sum_i c_i = 1 \qquad\qquad \sum_i b_i = 0$$

$$\forall j \; \sum_i \frac{1}{2} (d_{ij} + d_{ji}) = 0 \qquad\qquad \forall h, \; \sum_i k_{ih} = 0 \qquad [9]$$

$$\forall n, \; \sum_i \varepsilon_{in} = 0$$

Le système [8] associé aux contraintes [9] est appelé modèle additif auquel nous posons :

$$d^*_{ij} = \frac{1}{2} (d_{ij} + d_{ji})$$

ceci, pour rendre le modèle identifiable.

Pour tester l'homogénéité linéaire de la fonction de coût par rapport aux prix, nous posons :

$$\sum_j d^*_{ij} = 0, \; \forall_i \qquad [9a]$$

De même pour la symétrie :

$$d^*_{ij} = d^*_{ji} \, , \qquad \forall \; i, \; j \qquad [10]$$

Ce test de symétrie peut être considéré comme un test de spécification du modèle : le refus du test revient à remettre en cause la spécification même du modèle et la forme fonctionnelle.

Par ailleurs, la confusion est généralement faite entre l'égalité [10] et la suivante :

$$d_{ij} = d_{ji} \qquad \forall i,\ j$$

[10a]

Cette dernière contrainte n'est pas testable, le modèle n'étant pas identifiable : cependant, dans la pratique, accepter [10] aura pour conséquence l'acceptation de [10a]. Ainsi précisé, le test de symétrie apparaît comme un test préalable à celui de l'homogénéité linéaire mais nous vérifions facilement que les contraintes de symétrie [10] imposées sur un modèle additif impliquent l'homogénéité linéaire de la fonction de coût.

L'invariance des parts de facteurs aux changements de niveau de production caractérise, entre autres, une technologie homothétique. Antle et Aitah (1983) proposent l'écriture d'une fonction de coût restreint translog homothétique (2) : celle-ci aboutit aux contraintes sur les paramètres :

$$b_i = 0\,, \qquad \forall i$$
$$m_h = 0\,. \qquad \forall h$$

Les paramètres précédents ne sont pas capturés par les équations des parts de facteurs : en conséquence, le test d'homothéticité requiert l'estimation conjointe des parts de facteurs [8] et de la fonction de coût [7], l'identifiabilité du modèle [7] nécessitant les contraintes :

$$d_{ij} = d_{ji} \qquad \forall i,\ j$$
$$g_{hk} = g_{kh} \qquad \forall h,\ k.$$

---

(2) **Notons que ces contraintes ne correspondent pas exactement au critère d'homothéticité par rapport aux facteurs de la technologie.**

La méthode d'estimation des moindres carrés ordinaires est suffisante pour le modèle additif ou associé à la contrainte intraéquation [9a]. La contrainte de symétrie [10], l'estimation conjointe des parts de facteurs et de la fonction de coût rendent ensuite nécessaire l'estimation par la méthode du maximum de vraisemblance. La phase d'estimation a porté sur un échantillon d'exploitations céréalières issues du Réseau d'Information Comptable Agricole (RICA) pour l'année 1984 ; les données sont présentées en annexe. L'utilisation du test asymptotique du rapport des vraisemblances a conduit aux résultats consignés dans le tableau 3.1.

Tableau 3.1. Tests d'hypothèses

Test	RMV	p	$\chi^2(p)$ 5 %	$\chi^2(p)$ 1 %	$\chi^2(p)$ 1 °/₀₀
H_0 / H_a	10,93	2		9,21	13,82
H_1 / H_a	11,58	3		11,34	16,27
H_1 / H_0	0,65	1		6,63	
Test d'homothéticité	7,14	4	9,49		

H_a : modèle additif

H_0 : H_a + homogénéité linéaire

H_1 : H_0 + symétrie

R.M.V. : statistique du rapport des vraisemblances.

L'homogénéité linéaire de la fonction de coût et la symétrie des coefficients d_{ij}^{*} ne sont pas rejetées au seuil $\alpha = 1$ °/°°. Ceci constitue un critère de bonne spécification de la fonction de coût, la symétrie des coefficients d_{ij}^{*} étant nécessaire pour déterminer la fonction de coût à partir des équations des parts de facteurs. Le test relatif à l'homothéticité de la technologie est accepté au seuil $\alpha = 5$ % : il nous faut toutefois rester prudent sur la portée de ce dernier résultat dans la mesure où l'acceptation de ce test ne traduit pas exactement l'homothéticité de la technologie par rapport à tous les facteurs. La concavité par rapport aux prix de la fonction de coût est vérifiée au point moyen de l'échantillon. Les parts de facteurs estimées sont positives en tout point, ce qui implique la monotonicité de la fonction de coût. La non-significativité de certains paramètres (tableau 3.2) apparait principalement pour ceux associés à des termes croisés insérant des facteurs fixes.

Tableau 3.2. Paramètres estimés

Variable explicative	Paramètre	Valeur	Ecart-type
	a_0	12,146	0,035
$(\ln y)$	a_1	0,379	0,121
$(\ln y)^2$	a_2	0,055	0,117
$(\ln p_i)$	c_1	0,109	0,004
	c_2	0,306	0,011
	c_3	0,139	0,013
$(\ln p_i)\ (\ln p_j)$	d_{11}	0,027	0,015
	d_{12}	- 0,026	0,007
	d_{13}	- 0,022	0,011
	d_{22}	0,107	0,016
	d_{23}	0,002	0,018
	d_{33}	0,101	0,033
$(\ln z_h)$	f_1	- 0,137	0,086
	f_2	0,730	0,144
$(\ln z_h)\ (\ln z_k)$	g_{11}	- 0,080	0,136
	g_{12}	0,011	0,204
	g_{22}	- 0,228	0,311
$(\ln p_i)\ (\ln z_h)$	k_{11}	0,004	0,100
	k_{12}	- 0,002	0,009
	k_{21}	0,035	0,029
	k_{22}	0,034	0,025
	k_{31}	- 0,095	0,033
	k_{32}	0,009	0,030

P_i, i = 1, 2, 3 respectivement les carburants, les engrais, le capital
z_h, h = 1, 2 respectivement le travail familial et la terre.

Le tableau 3.3 présente la valeur des élasticités-prix au point moyen de l'échantillon : celles-ci sont significatives pour les couples (carburants, carburants), (carburants, engrais), (capital, capital), (capital, travail salarié), (capital, engrais) et (engrais, engrais). Le capital apparaît substituable avec le travail salarié et les engrais, de même le carburant avec les engrais. Par ailleurs, aucune complémentarité n'est significative.

Tableau 3.3. Elasticités-prix de court terme

	carburant	engrais	capital	travail salarié
carburant	- 0,638	0,628	0,075	- 0,065
engrais	0,153	- 0,23	0,118	- 0,042
capital	0,026	0,173	- 0,344	0,145
travail salarié	- 0,051	- 0,135	0,321	- 0,136

(t de Student sont égaux à ceux pour les élasticités de Allen).

En utilisant les relations entre matrices hessiennes de la fonction de coût restreint et de la fonction de coût total établies initialement par Lau (1976), le calcul des élasticités-prix de long terme est possible. Nous l'avons effectué dans une approche simplifiée au cas où les facteurs fixes étaient supposés à leur niveau optimal.

Tableau 3.4. Elasticités-prix de long terme évaluées au point moyen, les niveaux de terre et de travail familial étant supposés optimaux

	carbu-rants	engrais	capital	travail salarié	travail familial	terre
carburants	- 0,706	0,307	-0,047	-0,160	0,119	0,492
engrais	0,075	-0,634	-0,015	-0,105	-0,039	0,718
capital	- 0,017	-0,022	-0,425	0,065	0,130	0,268
travail salarié	- 0,129	-0,337	0,144	-0,496	0,961	-0,143
travail familial	0,034	0,047	0,106	0,355	-1,090	0,064
terre	0,170	1,025	0,262	-0,063	0,763	-2,160

Le calcul du prix dual du travail familial, d'après l'expression [3], montre que celui-ci est inférieur au prix du travail salarié observé sur l'exploitation et ceci sur plus de 90 % de l'échantillon, ce qui confirme un excès de main-d'oeuvre familiale d'origine agricole. Néanmoins, si l'on admet la possibilité de substitution entre travail familial et travail salarié, le résultat précédent s'accorde difficilement avec la présence, sur l'ensemble des exploitations, de travail salarié supposé à un niveau hicksien. Cet écueil peut être ici surmonté en considérant une semi-fixité pour le travail, effective pour certaines exploitations seulement ; cette nouvelle caractérisation de l'allocation du travail nous conduit à justifier théoriquement l'introduction d'un modèle TOBIT.

4. Semi-fixité du travail et modélisation TOBIT

L'excès observé de main-d'oeuvre familiale et l'allocation effective de travail salarié révèlent un caractère paradoxal si l'on considère, en première approximation, que le travail familial et le travail salarié se confondent en un seul et même facteur. La réalité des exploitations céréalières montre en effet que la plupart des tâches effectuées sont semblables : travaux de labour, semis, traitements phytosanitaires... Ces observations sont d'ailleurs corroborées par les relations de substituabilité mises en évidence entre le travail familial et le travail salarié lors de modélisations antérieures (Guyomard et Vermersch, 1988). En optant donc pour cette indifférenciation, l'allocation du travail sur l'exploitation provient d'un comportement d'optimisation, contraint par la fixité du travail familial. Nous aboutissons, en conséquence, au programme suivant :

$$\left[\begin{array}{l} \text{Min } p'_x \cdot x + p'_z \cdot z \\ \text{(a) } (x, z) \in X(y) \\ \text{(b) } T \leq \bar{T} \\ \text{(c) } N \geq N_f \end{array}\right. \qquad [11]$$

avec $z = (N, T)$.

La minimisation s'effectue ici avec l'ensemble des facteurs de production ; N et N_f désignent respectivement la quantité totale de travail allouée sur l'exploitation et la main-d'oeuvre familiale disponible ; $\bar{T}$ représente la surface agricole utilisable.

Lors de la mise en oeuvre du programme [11], la contrainte (a) sera saturée dans la mesure où le producteur est supposé efficace techniquement : ainsi :

$$(x, z) \in X(y) \Leftrightarrow f(x, z) \geq y$$

et, à l'optimum technique :

$y = f(x, z)$, f désignant la fonction de production.

Considérons maintenant la contrainte (b). Le producteur étant généralement soumis à un coût fixe des services de la terre, $p_T.\bar{T}$, celui-ci utilisera la quantité $\bar{T}$; la contrainte (b) sera donc également saturée et donc :

$$T = \bar{T}.$$

Ce résultat se justifie dans la réalité : l'agriculteur utilise effectivement toute la quantité de terre disponible. En outre, les résultats économétriques précédents conduisent à une situation sous-optimale du facteur terre. Autrement dit, si (b) était assouplie, l'agriculteur accroîtrait la surface cultivée.

Considérons maintenant la contrainte (c). En premier lieu, la quantité N_f est mise en oeuvre intégralement dans la combinaison productive ; c'est une limite inférieure de l'allocation de travail qui se justifie par la faible mobilité de la main-d'oeuvre familiale associée à l'absence d'opportunités de demande de travail dans les autres secteurs de l'économie. Deux cas de figure se présentent alors :

(1) la quantité N_f est insuffisante pour assurer l'optimum du programme [11], auquel cas l'agriculteur fait appel à du travail salarié : la contrainte (c) n'est donc pas saturée.

(2) le programme [11] sans la contrainte (c) conduit à une demande de travail inférieure à la quantité N_f ; le producteur, dans un comportement rationnel, disposant "gratuitement" en quelque sorte

de cette quantité, la met en oeuvre intégralement dans le plan de production, auquel cas, la contrainte (c) est saturée.

En résumé, l'allocation du travail sur l'exploitation résulte d'un comportement d'optimisation. Une demande de travail salarié nulle correspond en fait au cas où le comportement optimal heurte la contrainte de fixité du travail familial et que, si cela lui était possible, l'agriculteur ajusterait vers le bas la quantité optimale de travail. Nous mettons ainsi en évidence l'existence d'un excès de main-d'oeuvre familiale reliée à l'absence de travail salarié sur l'exploitation. Cet excès latent caractérise le déséquilibre associé au travail familial.

Soit, enfin, N_s, la demande observée de travail salarié. La résolution de [11] hormis la contrainte (c) aboutit à une demande optimale de travail, que l'on note ici N^{MT} et qui s'écrit encore (3) :

$$N^{MT} = N_f + N^* \qquad [12]$$

Dans le cas de figure (1), $N_s = N^*$: l'agriculteur alloue du travail salarié.

Dans le cas de figure (2), $N^{MT} < N_f$; N^* est une quantité négative et mesure l'offre nette latente de main-d'oeuvre familiale. Nous aboutissons ainsi à l'écriture suivante :

$$N_s = \begin{cases} N^* \text{ si } N^* \geq 0 \\ 0 \text{ sinon} \end{cases} \qquad [13]$$

----

(3) La notation N^{MT} se réfère à une situation de moyen terme (MT) caractérisée par le relâchement de la contrainte de fixité du travail.

Nous reconnaissons l'écriture d'un modèle TOBIT simple ; outre la justification issue de la théorie économique, il permet de caractériser une fixité du travail familial qui n'est effective que pour certaines exploitations seulement ; la notion de semi-fixité peut alors traduire cette situation. Le modèle [13] se réécrit sous forme de part de facteur M_N (4) :

$$M_N = \begin{cases} M_N^* = (p_{N_f} \cdot N_f + p_{N_s} \cdot N^*) / CR \text{ si } N^* \geq 0 \\ p_{N_f} \cdot N_f / CR \qquad \text{sinon} \end{cases} \qquad [14]$$

CR désigne le coût de l'ensemble des facteurs hormis la terre ; le seuil $p_{N_f} \cdot N_f / CR$ est ici variable selon les observations. En vue d'estimer [14], nous avons retenu comme précédemment la spécification translog ; suivant [8], il vient :

$$M_N^* = C_N + b_N (\ln y) + \sum_j d_{Nj} (\ln p_j) + \sum_h k_{ih} (\ln z_h) \qquad [15]$$

L'estimation d'un tel modèle permet donc de mesurer l'excès de main-d'oeuvre familiale, $\hat{N}^* < 0$, dans le cas d'une absence de travail salarié sur l'exploitation et, par conséquent, d'obtenir la demande optimale $\hat{N}^{MT}$ pour l'ensemble des exploitations. Les autres parts de facteurs s'ajusteront à cette nouvelle situation d'équilibre ; celles-ci sont obtenues en estimant un modèle identique à [8] mais en remplaçant la quantité observée de travail familial par la quantité optimale $\hat{N}^{MT}$. Il nous faut enfin estimer conjointement l'ensemble des parts de facteurs optimales avec la fonction de coût afin d'obtenir des élasticités-prix correspondant

----

(4) Devant notamment l'ambiguité de la notion de prix du travail familial, la solution adoptée consiste à prendre le prix du travail salarié sur l'exploitation diminué des charges sociales : $p_{N_f} = p_{N_s} / (1 + CS)$; CS = taux de cotisations sociales à la charge de l'employeur.

à la nouvelle situation d'équilibre ; l'ensemble des paramètres estimés figure dans le tableau 4.1.

Tableau 4.1 Paramètres estimés - modèle (NFNS)

variable explicative	paramètre	valeur	écart-type
	a_0	11,97	0,0187
$\ln y$	a_1	0,5657	0,0690
$(\ln y)^2$	a_2	0,0150	0,0490
$(\ln p_i)$	c_1	0,1237	0,0015
	c_2	0,4087	0,0036
	c_3	0,2855	0,0037
$(\ln p_i)(\ln p_j)$	d_{11}	0,0178	0,0050
	d_{12}	0,0105	0,0040
	d_{13}	- 0,0288	0,0022
	d_{22}	0,0807	0,0095
	d_{23}	- 0,0952	0,0047
	d_{33}	0,1502	0,0058
$(\ln z_h)$	f_1	0,3981	0,0639
	f_2	0,1054	0,0511
$(\ln z_h)(\ln z_k)$	g_{11}	- 0,3955	0,1177
	g_{12}	0,2145	0,0648
	g_{22}	- 0,2096	0,0677
$(\ln p_i)(\ln z_h)$	k_{11}	- 0,0219	0,0033
	k_{12}	0,0128	0,0029
	k_{21}	- 0,0601	0,0086
	k_{22}	- 0,0008	0,0076
	k_{31}	- 0,0290	0,0085
	k_{32}	0,0170	0,0075

p_i : i, j = 1, 2, 3 respectivement les carburants, les engrais, le capital

h, k = 1, 2 respectivement les autres consommations intermédiaires et la terre.

Concluons ici en notant que l'estimation du modèle [14] traduit, en quelque sorte, l'inférence d'une situation d'équilibre de moyen terme caractérisée par le relâchement de la contrainte de fixité du travail, cette fixité étant plus ou moins effective selon les observations. Il nous reste maintenant à interpréter cette modification de la combinaison factorielle en termes d'effets des politiques agricoles.

5. Implications pour les politiques agricoles

Le tableau 5.1, élaboré à partir des résultats d'estimation 4.1, fournit les élasticités-prix au point moyen de l'échantillon.

Tableau 5.1. Elasticités-prix au point moyen

	carburant	engrais	capital	travail
carburant	- 0,732	0,494	0,052	0,186
engrais	0,149	- 0,394	0,053	0,192
capital	0,023	0,075	- 0,188	0,090
travail	0,126	0,430	0,142	- 0,698

La comparaison des élasticités-prix propres de la demande d'engrais, e, au travers des tableaux 3.3, 3.4 et 5.1 rend compte d"un phénomène s'apparentant au principe de Le Châtelier-Samuelson. Autrement dit, la valeur absolue de e augmente avec l'assouplissement progressif des contraintes de fixité des facteurs.

A titre d'illustration, une taxation des engrais dans le cadre d'une politique de préservation de l'environnement serait d'autant plus efficace que l'ensemble des facteurs s'ajusterait à leur niveau optimal. En outre, dans une situation de long terme, la terre est substituable avec les engrais, ce qui se traduit par un deuxième effet désintensifiant et aboutit à une extensification du système de production.

La mesure des économies d'échelle, $ECH = \left[\frac{\partial \ln CR}{\partial \ln y}\right]^{-1}$, au point moyen de l'échantillon retient également notre attention. La valeur obtenue (ECH = 1,77) invalide par conséquent l'hypothèse de maximisation du profit. Ces inefficacités d'échelle observées entraînent une inefficacité des contraintes de l'offre céréalière par les prix, celles-ci pouvant constituer tout au plus un stimulus pour résorber, au travers d'une augmentation de la production, les inefficacités, qu'elles soient d'échelle, voire allocatives ou techniques.

6. Conclusion

L'utilisation d'une modélisation TOBIT formalise rigoureusement la semi-fixité du travail sur l'exploitation agricole. L'élimination du biais de sélectivité induit par la seule prise en compte des exploitations avec travail salarié, ainsi qu'une nouvelle mesure du déséquilibre associé au travail familial concrétisent le double apport d'une modélisation TOBIT. Celui-ci ne doit pourtant pas masquer les écueils qui ont été rencontrés : ceux-ci se situent, pour l'essentiel, dans la procédure d'estimation et dans l'inobservation de certaines variables explicatives. Ces difficultés ne peuvent empêcher cependant des extensions logiques du travail présenté. Ainsi, la semi-fixité caractérisant certains facteurs peut s'étendre au produit : si l'on arrive, à titre d'exemple, à partitionner les observations entre celles qui maximisent leur profit et celles qui sont contraintes sur les débouchés (sur la base d'un critère tel qu'une mesure des économies d'échelle), une modélisation TOBIT permettrait alors d'inférer une mesure de déséquilibre par rapport à une situation marshallienne.

De manière générale, la procédure TOBIT tente d'assouplir l'hypothèse d'unicité du comportement pour l'ensemble des observations. Cette unicité restrictive souvent souffre également d'un manque d'adéquation du comportement hypothétique. L'approche non-paramétrique en théorie de la production, développée notamment par Varian (1984) constitue une alternative à la rigidité précédente. Les investigations d'une telle approche permettraient alors de préciser une théorie microéconomique propre de l'exploitation agricole familiale.

BIBLIOGRAPHIE

ANTLE J.-M., AITAH A.-S. (1983), Rice technology, farmer rationality and agricultural policy in Egypt. *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 65, p. 667-674.

BONNIEUX F. (1986), Etude économétrique des disparités de l'agriculture française sur la base de données départementales. INRA, Economie et Sociologie Rurales - Rennes, 401 p.

BOUTITIE E., BUREAU J.-C., LAUBIE A., MAGNIEN F., VERMERSCH D. (1987), Application de la théorie de la dualité aux systèmes céréaliers : étude économétrique sur la base de données individuelles. ENSAE, Juin, 46 p.

BOX G.-E.P., COX D.-R. (1964), An analysis of transformations. *Journal of the Royal Statistical Society*, séries B, p. 211-243.

BRANGEON J.-L., JEGOUZO G. (1986), La mesure du travail dans le réseau d'information comptable agricole (RICA). INRA, Economie et Sociologie Rurales, 1986, 27 p.

DIEWERT W.-E. (1973), Functional forms for profit and transformation functions. *Journal of Economic Theory*, vol. 6, p. 284-316.

DORMONT B., SEVESTRE P. (1986), Modèles dynamiques de demande de travail : spécification et estimation sur données de Panel. *Revue Economique*, n° 3, p. 455-487.

DRONNE Y., GUYOMARD H., MAHE L., TAVERA C., TROCHET T., VERMERSCH D. (1989). L'impact d'une baisse de prix des céréales
- sur les débouchés dans l'alimentation animale en Europe,
- sur les revenus et la compétitivité des exploitations céréalières françaises. Rapport d'étude pour le Commissariat Général au Plan. Groupe de prospective agricole, 35 p. + annexes.

GUESNERIE R. (1980), Modèles de l'économie publique. CNRS.

GUYOMARD H., VERMERSCH D. (1988), Aspects microéconomiques d'une technologie multiproduits à facteurs fixes : une application au secteur grandes cultures. Communication aux 5èmes journées de Microéconomie Appliquée, Toulouse, 9-10 juin 1988, 33 p.

LAU L.-J. (1976), A characterization of the normalized restricted profit function". *Journal of Economic Theory*, vol. 12, n°1, p. 131-163.

Mc ELROY M.-B. (1987), Additive General Error Models for Production, Cost and derived. Demand or share systems. *Journal of Political Economy*, vol. 95, n° 4, p. 737-757.

Mc FADDEN D.-L. (1978), Cost, revenue and profit functions, in : M. FUSS and D.L. Mc Fadden,(eds.) Production economics : A dual approach to theory and applications (North-Holland, Amsterdam) p. 3-109.

VARIAN H.-R. (1984), The non parametric approach to production analysis. *Econometrica*, vol. 52, n° 3, p. 579-597.

VERMERSCH D. (1989), Economie et Technologie des systèmes céréaliers : une approche duale et économétrique. Thèse, Université de Rennes I, 379 p.

WOODLAND A.D. (1979), Stochastic specification and the estimation of share equations. *Journal of Econometrics*, vol. 10, p. 361-383.

ANNEXE : PRESENTATION DES DONNEES

Les estimations ont été effectuées sur un échantillon de trois cent sept exploitations extraites du réseau d'information comptable agricole (RICA) pour l'année 1984. Nous avons veillé, par ailleurs, à une relative homogénéité du système de production, par la seule prise en compte d'exploitations dont le produit brut céréalier représentait au moins 80 % du produit brut total. Les variables intervenant dans la modélisation sont : le niveau de production, les prix des facteurs variables, les quantités des facteurs quasi-fixes.

. Le produit

Dans l'estimation de la fonction de coût, la production a été mesurée par la variable produit brut, en francs, toutes productions confondues. Elle est définie comme : ventes + autoconsommation + prestations en nature + inventaire de clôture - inventaire d'ouverture - achats (on note qu'il n'y a pas d'achat de produits végétaux). Les entreprises de l'échantillon sont très spécialisées dans la production céréalière puisque celle-ci représente 80 %, au moins, du produit brut. Y sont principalement associées des grandes cultures, tels que les oléoprotéagineux (colza, tournesol, soja) ou les betteraves. Compte tenu des contraintes agronomiques qui interdisent une spécialisation totale des assolements, on ne peut espérer une monoproduction exclusive.

. Les prix des facteurs

Parmi les variables explicatives de la fonction de coût, les prix des facteurs sont calculés individuellement. Le prix des consommations intermédiaires est obtenu par le rapport valeur sur volume dans le cas où ces données sont disponibles : engrais, amendements, carburants et aliments pour bétail. Il n'est pas tenu compte des autres postes pour lesquels les données en volume ne figurent pas dans le RICA : nous utilisons donc, implicitement, une hypothèse de séparabilité entre ce deuxième groupe de consommations intermédiaires et les autres facteurs de production. Le capital correspond aux bâtiments, au matériel, aux animaux reproducteurs adultes et au capital circulant (défini comme la moyenne début-fin d'exercice des stocks d'approvisionnement + stocks de produits finis + avances aux cultures). Suivant Dormont et Sevestre (1986), nous utilisons une approximation du coût d'usage du capital :

c = [frais financiers]/[dettes à long et moyen terme]

c représente le taux d'intérêt apparent observé pour chaque exploitation, ce qui ne constitue qu'une des composantes de la définition théorique du coût d'usage. Le capital étant représenté par un seul agrégat, le coût d'usage est défini par une fonction log-linéaire du taux d'intérêt observé des emprunts bâtiments, des emprunts matériels et du taux moyen observé des emprunts à court terme pondéré par les parts respectives du bâtiment, du matériel + animaux reproducteurs et du capital circulant dans le capital au bilan début d'exercice. Le prix du travail salarié correspond au taux de salaire par UTA salarié, y compris les charges sociales.

. Les facteurs fixes

La faible mobilité du travail familial en agriculture et la disponibilité en quantité limitée de la terre conduisent à considérer ces deux inputs comme fixes dans le court terme. L'entreprise est alors en équilibre pour les seuls facteurs variables et l'on considère qu'elle minimise un coût variable. Le coût total est la somme du coût variable et des dépenses affectées aux facteurs supposés fixes.Les conventions suivantes ont été adoptées pour mesurer le coût variable, les parts de facteurs et les facteurs fixes. Le coût variable est la somme des charges réelles des engrais et carburants, des frais de personnel et du coût du capital. Ce dernier est défini comme le coût du matériel, bâtiments, animaux reproducteurs, stocks et avance aux cultures ; il est construit, en multipliant le prix de chacune des composantes du capital (matériel, bâtiment et autres) par le montant au bilan en début d'exercice. Les parts de facteurs sont calculées en rapportant respectivement les coûts du capital, du travail salarié, du carburant et des engrais au coût variable. Pour les facteurs fixes, la terre est mesurée par la superficie agricole utilisée (SAU) en hectares, qui ne comprend pas les surfaces construites ou improductives. La main-d'oeuvre familiale est évaluée en millièmes d'unité travailleur annuelle (UTA). Une UTA correspond à 2200 heures de travail par an. Pour les personnes travaillant moins, on divise par 2200 le nombre d'heures réellement effectuées. Dans le cas contraire, on limite à 1 UTA la prestation fournie par le travailleur. L'estimation en UTA ne représente qu'un indicateur imparfait du volume de travail familial. D'une part, il n'est pas tenu compte des heures au-delà du seuil annuel de 2 200 heures. D'autre part, le nombre d'UTA par exploitation est calculé à partir d'informations peu fiables sur la durée annuelle de travail professionnel (Brangeon et Jégouzo, 1986).

Dans l'estimation des paramètres de la fonction translog, les calculs sont effectués sur des variables explicatives (quantité de produits, prix des facteurs variables et niveaux des facteurs fixes) en logarithme népérien, centrées autour du point moyen.