

L'éducation des fermiers, leur âge et la productivité des intrants agricoles selon la dimension des fermes laitières : le cas de la région « 04 », Québec

Farmer's education, their age and the productivity of agricultural inputs according to milk farm sizes: the case of region "04", Quebec.

André Archer

Volume 57, numéro 1, janvier–mars 1981

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/600964ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/600964ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Archer, A. (1981). L'éducation des fermiers, leur âge et la productivité des intrants agricoles selon la dimension des fermes laitières : le cas de la région « 04 », Québec / Farmer's education, their age and the productivity of agricultural inputs according to milk farm sizes: the case of region "04", Quebec. *L'Actualité économique*, 57(1), 113–127.
<https://doi.org/10.7202/600964ar>

Résumé de l'article

In this paper, we try to explain the effect of the farmer's education and the age factor upon the gap with respect to optimal productivity of inputs used in the agriculture of region "04", Quebec. Two models are developed. One, the "worker effect", studies the effect of education and age on labor productivity. The other, identified as the "allocative effect", attempts to describe the "worker effect" on the allocation of physical inputs.

The results demonstrate that the impact of age and education on factor productivity varies with farm size. In particular, while education shows increasing returns to scale, physical inputs tend to experience constant or even decreasing returns to scale.

The study concludes by advocating the development of strategies aiming at offering more educational opportunities as well as better sources of information to farmers, so that they can improve their decision-making process and the over-all productivity of physical inputs used on farms.

L'ÉDUCATION DES FERMIERS, LEUR ÂGE ET LA PRODUCTIVITÉ DES INTRANTS AGRICOLES SELON LA DIMENSION DES FERMES LAITIÈRES : LE CAS DE LA RÉGION «04»¹, QUÉBEC

1. Dimension des fermes du Québec et de la région «04»

En dépit des changements structurels qu'a connus le secteur agricole au Québec (baisse de la population agricole de 20% de la population totale en 1951 à 3.2% en 1976, augmentation moyenne par ferme du stock de capital, exprimé en dollars constants de 1961, de 64%² durant la même période) les petites fermes, celles vendant pour moins de \$10,000 en 1976 ou à peu près \$4,000 en dollars de 1961, représentent encore, en 1976, 40% de l'ensemble des fermes du Québec. En considérant les ventes de moins de \$50,000, le Québec comptait, en 1976, 90.7% de toutes ses fermes dans cette catégorie, la région «04» dans sa totalité 88.0% et l'échantillon³ provenant de cette région, et qui sert de base à cette étude, 32.6%, comme l'indique le tableau 1.

Les régions du Québec où se retrouve la plus grande proportion de fermes vendant pour moins de \$50,000 en 1976⁴ se situent loin des grands centres urbains et industriels où le marché des intrants et du produit contribue à modeler de façon plus dynamique la dimension des fermes. En effet dans le voisinage de ces grands centres (Montréal, Québec, etc.), le marché des produits étant plus étendu, l'intérêt d'investir dans les fermes localisées près de ces centres est stimulé par le besoin de produire davantage. De même, les niveaux relativement élevés des salaires offerts par les industries de ces grands centres invitent les fermiers à réduire la main-d'oeuvre, à mécaniser leurs fermes, augmentant ainsi le ratio capital main-d'oeuvre et à produire plus efficacement.

1. La région «04» comprend les comtés de Nicolet, Yamaska, Victoriaville, Drummondville. Toutes ces localités se trouvent à l'est de Montréal, au sud du fleuve Saint-Laurent. La distance moyenne de ces régions à Montréal n'exécède pas 90 milles.

2. Ces calculs sont effectués à partir des données de Statistique Canada, *Agriculture du Québec*, 1976, Cat 96-805.

3. L'échantillon utilisé dans cette étude totalise 129 états de compte de fermes laitières choisies aléatoirement parmi celles qui travaillent en collaboration avec le ministère régional de l'Agriculture du Québec, région «04» (Nicolet).

4. Citons comme exemples de ces régions: Gaspé-Ouest, Bonaventure, Abitibi, Gatineau qui ont entre 97 et 100% de ces fermes, tandis que les régions avoisinant les aires métropolitaines de Montréal et de Québec comme Bagot, Iberville, Québec, Rouville en ont moins de 85%.

TABLEAU 1
FERMES REGROUPÉES SELON LA CLASSE ÉCONOMIQUE

Ventes	Québec (1976) ¹		Région «04» ¹		Notre échantillon, ^{2,3} 1978	
	Nombre de fermes	%	Nombre de fermes	%	Nombre de fermes	%
Jusqu'à ⁴ \$49,999	39,099	90.7	3,696	87.9	42	32.6
\$50,000 — 74,999	2,268	5.3	325	7.8	58	45.0
Supérieur à \$75,000	1,685	3.9	178	4.3	29	22.4
Total	43,097	100.0	4,202	100.0	129	100.0

1. Calculé à partir des données de *Recensement du Canada*, 1976, Agriculture du Québec, tableau 4.

2. Calculé à partir des données obtenues du bureau régional du ministère de l'Agriculture du Québec (Nicolet, région «04»).

3. La représentativité de l'échantillon par classe aurait réduit nos degrés de liberté et affecté la qualité de nos estimations par classe économique.

4. En dollars de 1961, \$49,999 correspondent approximativement à des ventes de \$19,455.

Cependant la présence de ces fermes relativement petites dans un contexte d'agriculture mécanisée n'est pas unique au Québec. En 1976, 43% des fermes de l'Ontario vendaient pour moins de \$10,000 et 81% pour moins de \$50,000. Quant aux États-Unis, en 1974, 34.5% de ces fermes vendaient pour moins de \$10,000 et 72% pour moins de \$40,000. Outre le fait que ces fermes sont importantes par leur nombre, elles le sont également par leur apport à la production totale : leur contribution à la production totale du Québec s'élève à 66% et à celle de la région «04» à 65%. Compte tenu de l'importance des petites unités agricoles il devient donc intéressant d'étudier plus attentivement leur processus de production, en particulier, la productivité des intrants qui y sont utilisés ainsi que leur rendement en comparaison des mêmes facteurs retrouvés dans les autres dimensions de fermes.

2. Objectif de cette étude

Une précédente recherche (Archer 1979), appliquant la fonction de production aux données de 1976, a déterminé que des rendements d'échelle constants caractérisent la production agricole de la région «04». Or, une nouvelle estimation de la fonction de production avec des données de 1978 provenant d'un autre échantillon de fermes de la même région confirme la constance des rendements d'échelle, comme nous le verrons plus loin. S'il en était ainsi, la région n'aurait donc aucune raison d'encourager les grandes fermes au détriment des petites

ou des moyennes : les gains obtenus par l'usage d'unités supplémentaires d'intrants étant comparables dans toutes les dimensions d'exploitations. Cependant, la notion même de rendement d'échelle, concept de long terme, se prête mal à l'explication de la productivité à court et à moyen terme, périodes pendant lesquelles se prennent la plupart des décisions affectant les intrants variables, en particulier la main-d'oeuvre. De plus, l'existence de rendement d'échelle constants n'exclut pas des variations parfois assez marquées dans les ratios d'intrants utilisés selon les différentes grandeurs de fermes. Le tableau 2 illustre cette observation : par comparaison aux moyennes et aux grandes dimensions, les petites unités utilisent un pourcentage plus élevé de main-d'oeuvre, de terres et de bâtiments. Il s'ensuit que dans l'immédiat, la productivité d'un intrant donné qui dépend de la quantité des autres intrants présents, varie selon la taille des fermes.

Comment se comporte alors la productivité des intrants dans et entre les différentes tailles de fermes ? C'est là l'objectif principal de cette recherche. Plus spécifiquement, nous tenterons d'évaluer l'effet de l'éducation et de l'âge⁵ de l'exploitant sur la productivité des intrants et d'en déterminer l'importance dans et entre les différentes tailles de fermes.

TABLEAU 2

PROPORTION MOYENNE DES STOCKS ET FLUX (USAGES) D'INPUTS DANS LES FERMES SELON LEUR TAILLE. RÉGION « 04 », QUÉBEC, 1978¹

Ventes	Stocks ² (\$ de 1978)				Flux ³ (\$ de 1978)		
	Bétail	Machin.	Terres et Bâtim.	Total	Main-d'oeuvre	Divers	Total
Moins de \$50,000	24,109	34,852	59,340	118,301	13,486	32,782	46,268
%	21.0	29.0	50.0	100.0	29.0	71.0	100.0
Plus de \$50,000	42,187	58,438	83,994	184,619	16,912	55,343	72,255
%	23.0	32.0	45.0	100.0	23.0	77.0	100.0

1. Calculés à partir des données du bureau régional du ministère de l'Agriculture du Québec (Nicolet).

2. Les stocks correspondent à la valeur en dollars de 1978 des immobilisations en bétail, machinerie, terres et bâtiments.

3. Les flux de l'intrant « Divers » sont estimés en prenant 8% du stock de bétail et de celui de la machinerie, 4% de la valeur des terres et bâtiments auxquels sont ajoutés les amortissements de toutes sortes, plus les dépenses autres que celles de la main-d'oeuvre. Le flux de « main-d'oeuvre » s'obtient en multipliant les heures totales de main-d'oeuvre salariée et familiale par le salaire horaire moyen payé à la ferme en 1978.

5. Idéalement les années d'expérience du fermier traduiraient mieux que son âge, ses années de pratique à la ferme. L'âge est cependant retenu, parce que, d'une part, les années d'expérience ne sont pas disponibles et que, de l'autre, intuitivement, on peut penser que dans le secteur agricole, l'âge du fermier et ses années d'expérience à la ferme sont fortement corrélés.

L'idée selon laquelle l'amélioration de la productivité de la main-d'oeuvre par exemple, peut être obtenue par l'augmentation de la quantité de machinerie, de bétail et d'autres ingrédients originaires de la ferme ou du secteur industriel est bien acceptée et reconnue. Dans ce processus de changement, peu de crédits sont accordés à l'éducation de l'ouvrier, à son âge, à son état de santé, toutes des caractéristiques capables d'améliorer son efficacité et celle des autres intrants sous son contrôle. Les travaux de Welch (1970), Gisser (1965), Griliches et Mason (1972) ont démontré que l'éducation est bel et bien un facteur de production. Elle aide à réduire le coût de l'acquisition de l'information nécessaire aux prises de décisions, en diminuant le temps requis à la compilation et à son interprétation. Welch (1970), en particulier, attribue deux effets à l'éducation : l'un agit directement sur l'ouvrier et se traduit par l'augmentation de la production, alors que l'usage de toutes les autres ressources demeure inchangé, c'est le *worker effect* ou « l'effet direct sur l'ouvrier » ; l'autre étend ses répercussions sur le processus de prise de décisions en affectant les coûts, le niveau d'usage, la combinaison et la productivité des autres intrants, c'est « l'effet d'allocation ». Ces deux effets ne sont pas mutuellement exclusifs, ils peuvent se manifester conjointement avec des intensités égales ou différentes.

L'âge, de son côté, est capable d'accélérer ou de retarder la productivité des intrants. Toutes choses étant égales par ailleurs, le fermier âgé est moins disposé à innover et à investir que le jeune. Par contre, l'âge est source d'expérience et de pratique, atouts non négligeables. On peut donc dire que l'éducation et l'âge⁶ de l'exploitant constituent la charpente à partir de laquelle se forme et se consolidera la productivité des intrants de production à la ferme.

3. Méthodologie

Cette étude utilise les paramètres estimés de la fonction de production pour déterminer la productivité marginale des intrants au niveau de chacune des observations (fermes) ; elle se sert aussi des coûts d'opportunité de ces intrants pour évaluer l'écart de leur productivité marginale à l'équilibre théorique idéal. L'importance de l'écart indique le degré de réussite ou d'échec des prises de décision du fermier-manager.

La fonction de production postulée est du type Cobb-Douglas. Les raisons théoriques justifiant l'emploi de cette fonction sont discutées dans Archer (1979). Le modèle postulé est le suivant :

$$Q_j = A \prod_{i=1}^5 X^{a_i}_{ij} \exp(v_j) \quad (1)$$

6. Voir note (5) sur l'âge et les années d'expérience du fermier.

où:

Q_j est l'output par ferme j , $j = 1, \dots, N$

N est la taille de l'échantillon

X_{1j}, \dots, X_{5j} représentent les ressources physiques : main-d'oeuvre, flux de services de machinerie, des terres et bâtiments, du bétail et des autres ingrédients.

a_1, \dots, a_5 sont les élasticités de production

A est une constante qui tient compte de l'influence des facteurs fixes.

v_j représentent des variables aléatoires qu'on suppose indépendantes.

Mise sous forme logarithmique, l'équation (1) peut s'estimer par la méthode des moindres carrés ordinaires où tous les tests standards sont applicables, avec les hypothèses appropriées sur les v_j .

La productivité marginale des intrants est obtenue en se servant de la formule de l'élasticité et des quantités des inputs utilisés dans les fermes. Prenons X_1 (main-d'oeuvre) par exemple, son élasticité est donnée par la formule :

$$a_1 = \frac{dQ_1 \cdot X_1}{dX_1 \cdot Q_1},$$

on peut alors évaluer le produit marginal $\frac{dQ_1}{dX_1} = \frac{a_1 \cdot Q_1}{X_1}$.

Ces résultats obtenus pour chacune des 129 observations (fermes) de notre échantillon sont divisés par le coût d'opportunité des intrants correspondants (\$3.5 par heure pour la main-d'oeuvre, \$1.1 par dollar pour les autres intrants)⁷. Nous soustrayons 1 de ce ratio pour obtenir l'écart de la productivité marginale observée par rapport à l'optimum :

$$\frac{P_m X_i}{CO_{X_i}} - 1$$

où :

$P_m X_i$ = productivité marginale du facteur X_i

CO_{X_i} = coût d'opportunité du facteur X_i

1 = valeur du ratio $\frac{P_m X_i}{CO_{X_i}}$ à l'équilibre.

Nous utiliserons cette expression comme variable dépendante et nous tenterons de l'expliquer par des modèles ultérieurs. Nous faisons l'hypothèse que la main-d'oeuvre agricole est, de tous les intrants,

7. Le coût d'opportunité de la main-d'oeuvre agricole est pris égal à \$3.50 ou le salaire minimum horaire offert dans l'industrie en 1978. Les autres intrants étant exprimés en dollars de 1978, leur coût d'opportunité est pris égal au taux d'intérêt moyen de 10% en 1978.

celui qui est le plus variable à court terme. En effet, sauf dans les petites unités où les membres âgés de la famille constituent la source principale de la main-d'oeuvre, le fermier, en général, ne dispose pas de stock de main-d'oeuvre comme c'est le cas pour la machinerie, le bétail, les terres et bâtiments. Ces derniers étant indivisibles, il est difficile de varier la quantité sur la ferme quand bien même leurs services ne sont plus requis par la production. Ainsi, l'écart de la productivité de la main-d'oeuvre est supposé fonction des variables :

$$\frac{P_m X_1}{CO_{x1}} - 1 = f(M/X_1, B/X_1, A/X_1, T\&B/X_1, Ed/X_1, Age) \quad (2)$$

où : $M/X_1, B/X_1, A/X_1, T\&B/X_1, Ed/X_1$ sont, respectivement :

machinerie, bétail, autres, terres et bâtiments et éducation par unité de main-d'oeuvre engagée (X_1) durant la période de production et Age représente l'âge du fermier. L'équation (2) traduit «l'effet direct sur l'ouvrier» ou le *worker effect* mentionné plus haut. On comprend que

$$f'_i > 0; i = 1, \dots, 6$$

puisque l'on suppose qu'il existe une relation positive entre le rapport $\frac{P_m X_1}{CO_{x1}}$ (main-d'oeuvre) et le niveau des autres intrants incluant la scolarité du fermier par unité de main-d'oeuvre.

Les autres intrants étant supposés moins variables dans l'imédiat, leur productivité est bien plus la résultante de prises de décisions passées que de stratégies récemment introduites dans l'organisation de la ferme. En conséquence, nous faisons l'hypothèse que l'écart de la productivité de ces intrants à l'équilibre est fonction de deux variables seulement : du niveau de scolarité de l'exploitant divisé par le montant du flux des services provenant de l'intrant en question durant la période de production, et de l'âge de l'exploitant, ou :

$$\frac{P_m X_i}{CO_{xi}} - 1 = g(Edu/X_i, Age) \quad (3)$$

Les équations (3) traduisent «l'effet allocatif» de l'éducation et de l'âge du fermier. La division de l'éducation Edu (années de scolarité) par X_i (flux de services de la ressource physique en question) a pour but de tenir compte des pressions auxquelles fait face le manager de la ferme. Pour ce niveau d'éducation donné, les problèmes de prises de décisions deviennent plus difficiles quand le stock des intrants, et partant le flux des services qui en est dérivé, augmente. Autrement dit, nous supposons que si l'éducation reste fixe, l'augmentation de l'échelle des opérations peut contribuer à entraver l'efficacité du manager, i.e. $\frac{P_m X_i}{CO_{xi}} - 1$ s'éloigne de zéro.

Dans ce cas-ci, $g'_i < 0$ car avec des fermiers plus instruits et plus efficaces, la productivité marginale du facteur et son coût d'opportunité devraient être dans un rapport se rapprochant de l'unité. En effet, supposons que $P_m X_i \geq CO_{xi}$, l'entrepreneur efficace, à moins qu'il n'ait pas accès aux sources de financement, augmentera ou diminuera, selon le cas, l'usage de X_i jusqu'au point où $P_m X_i = CO_{xi}$. Dans un contexte

dynamique, l'expression $\frac{P_m X_i}{CO_{xi}} - 1$ tendra toujours à se rapprocher de 0. En agissant de la sorte, le fermier contribue à augmenter son profit.

4. Les données et les variables

Les données utilisées dans cette recherche proviennent du bureau régional du ministère de l'Agriculture du Québec, région «04» (Nicolet). Elles comprennent les états de compte de 129 fermes laitières de dimensions variées choisies aléatoirement de l'ensemble des fermes de la région.

La construction des variables de la fonction de production et des équations d'écart de productivité des intrants est expliquée en annexe.

5. Résultats des estimations

— Fonction de production

Les résultats sont consignés au tableau 3. Les statistiques «t» accusent des valeurs relativement élevées, toutes supérieures à deux, indiquant que les valeurs obtenues sont significativement différentes de zéro (à un niveau de 5%). Les variables incluses dans l'équation expliquent 74% des variations de l'output, comme l'indique le coefficient de détermination R^2 . Les rendements à l'échelle sont statistiquement constants, confirmant les résultats déjà obtenus avec des données de 1976, Archer (1979). Sauf la ressource «Autres» dont la productivité marginale de \$0.63 est significativement différente de son coût d'opportunité de \$1.10, tous les autres intrants accusent des productivités qui sont statistiquement égales à leur coût d'opportunité (à un niveau de 5%).

— Régressions sur les productivités marginales des intrants, (tableaux 4 et 5)

Considérons d'abord le tableau 4. Dans les trois équations, les coefficients des variables «éducation» sont tous positifs avec des statistiques «t» supérieures à 2 dans tous les trois groupes de fermes signifiant que les valeurs estimées peuvent être acceptées avec une marge d'erreur de 5%. Ces résultats confirment l'hypothèse que la variable

TABLEAU 3
 FONCTION DE PRODUCTION AGRICOLE, RÉGION «04», 1978
 RÉSULTATS DE LA RÉGRESSION

Variables	Élasticités	Productivité ² marginale
Constante	1.05 (1.66) ¹	—
Main-d'oeuvre	0.28 (3.1)	3.85 (0.28) ³
Machinerie	0.13 (2.2)	0.60 (-1.80)
Bétail	0.17 (3.3)	0.73 (-1.61)
Terres et bâtiments	0.30 (4.9)	1.61 (1.60)
Autres	0.20 (3.6)	0.63 (-2.71)
Sommes des élasticités	1.08	
<hr/>		
R ²	0.74	
Durbin-Watson	1.43	
t ₁ ⁴ (123)	1.10	
t ₂ ⁴ (123)	1.96	
η	129	129

1. Les statistiques « t » sont entre parenthèses.

2. La productivité marginale de la main-d'oeuvre est exprimée en dollar de 1978 par heure. Celle des autres facteurs est en dollar par dollar. Les calculs sont faits à la moyenne arithmétique des intrants de l'échantillon.

3. Les statistiques « t » entre parenthèses, pour déterminer si les valeurs des productivités marginales sont significativement différentes de leur coût d'opportunité.

4. Statistique « t » pour tester l'hypothèse nulle que la somme des élasticités $\Sigma_{ii} = 1$

« t₁ » est la statistique calculée, « t₂ » est la valeur critique appropriée de « t ».

« éducation » contribue à améliorer l'efficacité du management via une meilleure utilisation des autres intrants.

Les coefficients des équations des trois dimensions de fermes sont-ils statistiquement différents les uns des autres ? On comprend que s'ils sont égaux, il n'y a aucune raison d'estimer trois équations séparément. Si, au contraire, ils ne le sont pas de manière significative, et si l'équation (2) postulée est pertinente, les responsables des politiques agricoles devraient agir différemment quand ils s'adressent aux petites ou aux grandes fermes. Par exemple, dans le groupe des fermes vendant pour moins de \$49,999, l'acquisition de l'intrant « terres et bâtiments » devrait être fortement encouragée à en juger par la valeur relative de son coefficient dans l'équation de ce groupe ; l'intrant « autres » devrait voir son usage diminué ; même si la variable « éducation » affecte davantage la productivité dans les grandes unités, comparativement aux petites ou aux moyennes, son coefficient dans toutes les dimensions est positif et suffisamment significatif pour justifier qu'on s'occupe sérieusement de sa diffusion et de sa vulgarisation dans toutes les exploitations agricoles.

Le test de Chow (1960) indique de façon convaincante avec un $F(7,108) = 19.7$ que nous devons rejeter l'hypothèse (H_0) selon laquelle les coefficients des trois équations de la main-d'oeuvre sont égaux.

Il ressort des résultats présentés dans le tableau 4 que, dans l'ensemble, la contribution de l'éducation à la productivité tend à augmenter avec la dimension des fermes. Cette conclusion rejoint la suggestion faite par Welch (1970 et 1975) et confirmée dans la suite par Khaldi (1975), Fane (1975) que les rendements dus à l'éducation sont une fonction croissante par rapport à l'échelle. Notons aussi que l'âge apporte de substantielles contributions aux productivités des intrants. Mais, compte tenu du fait que l'âge des exploitants dans l'ensemble de notre échantillon a une moyenne de 37.6 avec un écart type de 10, nous devons admettre que c'est un groupe plutôt jeune et qu'il faut certainement s'attendre que ses contributions décroissent quand le fermier atteint un âge qui peut l'empêcher de s'informer adéquatement sur les nouvelles techniques de production, les rapports des prix, les conditions des marchés, ou le ralentir dans ses initiatives d'investissements. Cette condition peut arriver n'importe quand, elle ne s'attache pas nécessairement à un nombre d'années déterminé, c'est plutôt une question d'attitude.

TABLEAU 4

FACTEURS EXPLIQUANT LE COMPORTEMENT DE LA PRODUCTIVITÉ MARGINALE DE LA MAIN-D'OEUVRE

Facteurs	Fermes vendant pour :		
	Moins de \$49,999	Entre \$50,000 — 69,999	Supérieur à \$70,000
Constante	-0.93 (-5.9) ¹	-0.89 (-4.4)	-0.95 (-4.1)
Machine/ X_1^2	0.05 (1.6)	0.04 (2.0)	0.04 (1.5)
Autres/ X_1	-0.02 (-1.6)	0.06 (3.9)	0.06 (2.9)
Bétail/ X_1	0.01 (0.4)	0.06 (3.0)	0.04 (2.0)
T-Bâtim/ X_1	0.08 (2.1)	0.03 (1.1)	0.08 (2.5)
Éducat/ X_1	71.4 (2.4)	79.4 (2.3)	124.1 (3.1)
Age	0.007 (2.4)	0.004 (1.8)	0.006 (1.6)
R^2	0.50	0.60	0.81
Dur-Wat	1.23	1.96	2.29
η	42	49	38

1. Les statistiques « t » sont entre parenthèses

2. X_1 signifie l'intrant « main-d'oeuvre »

Considérons maintenant le tableau 5. Nous observons tout d'abord que tous les coefficients des variables « éducation » et « âge » sont positifs et très significatifs, à en juger par les résultats des statistiques « t ». Le test de Chow (1960) montre également que nous devons rejeter

TABLEAU 5

L'ÉDUCATION, L'ÂGE ET LA PRODUCTIVITÉ MARGINALE DES INTRANTS: MACHINERIE (V69), BÉTAIL (V70), TERRES ET BÂTIMENTS (V71) ET AUTRES (V72), RÉGION « 04 », (TROIS TAILLES DE FERMES).

(T — STATISTIQUES ENTRE PARENTHÈSES)

Fermes vendant pour:	Variables indépendantes							
	Const.	Edu/Mach	Edu/Aut	Edu/Bet	Edu/T-Bât	Age	R ²	Dur-Wat
Moins \$49,999								
V69	-0.84 (-8.9)	162.5 (6.3)				0.003 (1.5)	0.51	1.75
V70	-0.98 (-7.5)		346.0 (5.2)			0.005 (2.1)	0.42	1.96
V71	-0.93 (-7.1)			243.0 (5.9)		0.007 (2.4)	0.49	2.05
V72	-0.56 (-2.6)				307.3 (6.7)	0.012 (2.5)	0.56	1.50
Entre \$50,000 et \$69,999								
V69	-0.88 (-13.8)	380.3 (11.4)				0.003 (2.1)	0.75	1.83
V70	-0.88 (-12.7)		489.8 (7.1)			0.005 (3.3)	0.60	2.10
V71	-0.83 (-10.6)			491.0 (11.3)		0.003 (1.7)	0.74	1.86
V72	-0.71 (-3.45)				869.1 (8.4)	0.008 (1.9)	0.63	1.82
Plus de \$70,000								
V69	-1.12 (-12.2)	446.4 (7.3)				0.012 (6.4)	0.67	2.51
V70	-0.96 (-9.0)		532.5 (4.6)			0.009 (4.8)	0.47	2.13
V71	-1.03 (-8.9)			798.0 (22.0)		0.006 (2.3)	0.93	1.98
V72	-0.91 (-2.9)				945.0 (5.13)	0.02 (3.8)	0.45	2.15

l'hypothèse nulle (H_0) selon laquelle les coefficients des quatre équations des trois dimensions de fermes sont égaux⁸. Les résultats du tableau 5 confirment aussi l'observation faite précédemment que la contribution de l'éducation augmente de façon significative avec la dimension des fermes.

À court terme, un fermier peut avoir sur ou sous-utilisé un intrant donné par rapport à son coût, soit par ignorance (manque d'informations) ou par manque de fonds. Selon le modèle de l'équation (3), l'effet allocatif doit montrer que l'éducation tend à encourager ou à réduire, selon le cas, l'utilisation des ressources physiques : « machines », « bétail », « terres et bâtiments », « autres » jusqu'au point où la valeur de leur productivité marginale égalise leur coût, forçant aussi les expressions $(P_m X_i / CO_{X_i}) - 1$ à tendre vers zéro à l'équilibre. D'après les résultats du tableau 5, les coefficients de la variable « éducation » affectent positivement toutes les variables dépendantes $(P_m X_i / CO_{X_i}) - 1$ dans toutes les dimensions des fermes, ce qui est conforme aux attentes dans des régimes de valeurs négatives sur la variable dépendante. En effet, comme l'indique le tableau 6, hormis l'intrant « autres » dont la variable dépendante a une moyenne positive dans toutes les tailles de fermes, tous les autres intrants accusent des valeurs moyennes négatives pour leurs variables dépendantes $[P_m X_i / CO_{X_i} - 1]$. S'il en est ainsi, toute augmentation de l'importance relative de l'éducation tendra à réduire le surinvestissement observé dans les intrants « machines », « bétail », « terres et bâtiments », ce qui permettra de corriger l'irrationalité apparente qu'ils manifestent dans l'usage des « autres » dans lequel les fermiers ont sous-investi de manière à rendre leur productivité marginale plus compatible avec leurs coûts.

Nous pouvons aussi ajouter que dans l'ensemble, puisque la valeur des productivités marginales des variables « machine », « bétail », « terres et bâtiments », tend à être inférieure à leur coût d'opportunité, alors que celle de la variable « autres » tend à être supérieure au sien, nous pouvons donc affirmer que, tandis que l'intrant « autres » est sous-utilisé, les autres ressources physiques sont en trop grande quantité dans toutes les dimensions de fermes. Ce résultat n'est pas surprenant. Dans les secteurs agricoles, en particulier dans beaucoup de régions agricoles du Québec, il n'est pas rare de trouver des écarts énormes entre les stocks de capital disponibles à la ferme et les flux de services que les fermiers en retirent. Il y a au moins deux raisons au suréquipement des fermes : l'indivisibilité du capital durable agricole qui s'achète à

8. Les « F » du test de Chow donnent les résultats suivants : F(3,120) machine = 54.7 ; autres = 23.2 ; bétail = 109.4 ; terres et bâtiments = 32.0.

crédit et les caractéristiques particulières des saisons agricoles au Québec où le sol et partant le capital agricole sont utilisés durant une très faible partie de l'année.

Il n'en est pas ainsi pour l'intrant « autres » dont le contenu est formé plutôt de dépenses courantes couvrant les achats d'ingrédients non durables : engrais, pesticides, irrigations, etc. Le fermier, ne disposant pas toujours de montants liquides au moment voulu, n'est pas en mesure d'acquiescer le niveau nécessaire des ressources incluses dans « autres » et d'en tirer le meilleur parti.

TABLEAU 6

VALEUR MOYENNE DES VARIABLES DÉPENDANTES $(P_m X_i / CO_{X_i}) - 1$ (MACHINES, BÉTAIL, TERRES ET BÂTIMENTS, AUTRES) DANS LES TROIS DIMENSIONS DE FERMES, RÉGION «04», QUÉBEC

$\frac{P_m X_i}{CO_{X_i}} - 1$	Les fermes			
	L'ensemble	Petites	Moyennes	Grandes
Machinerie	-0.4071	-0.4823	-0.3721	-0.3692
Bétail	-0.3880	-0.4292	-0.3610	-0.3774
Terres et Bâtiments	-0.2554	-0.3141	-0.2636	-0.1801
Autres	0.5803	0.4830	0.6073	0.6530

À court terme, le fermier peut être incapable de corriger la situation. Il faut espérer qu'à moyen terme, quand le moment d'investir arrive, l'éducation puisse contribuer, comme le montrent les résultats des tableaux 4 et 5, à apporter les correctifs nécessaires dans le sens d'une meilleure utilisation de ces ressources.

6. Conclusion

Cette étude tente de dégager l'impact de l'éducation et de l'âge sur l'écart par rapport à l'optimalité de la productivité des intrants utilisés dans l'agriculture de la région agricole «04». En formulant l'hypothèse que les flux de services de la main-d'oeuvre sont plus variables que ceux provenant des autres intrants, elle a présenté deux modèles, l'un pour la main-d'oeuvre «l'effet direct sur le travailleur», l'autre pour les quatre ressources physiques retrouvées dans l'agriculture de cette région, « effet d'allocation ».

Les résultats obtenus montrent que les coefficients des variables introduites dans les équations de productivité d'après la dimension des

unités sont différents, soutenant ainsi l'hypothèse déjà vérifiée par d'autres que l'éducation donne des rendements croissants par rapport à l'échelle, alors que l'introduction des seuls inputs traditionnels dans la fonction de production suggère des rendements à l'échelle constants.

L'âge, de son côté, contribue de manière positive à l'amélioration de la productivité des intrants. Il faut cependant s'attendre que sa contribution décroisse au moment où le fermier atteint l'âge, pas nécessairement le nombre d'années, où le désintérêt s'installe chez lui.

Il ressort de cette étude, que le développement des stratégies agricoles devrait accorder une attention privilégiée à l'éducation et à la circulation de l'information à l'intention des fermiers. Les rendements retirés dans toutes les dimensions de fermes représentent des gains sociaux substantiels pour justifier des investissements tant de la part du secteur privé, fournisseur à l'agriculture des ingrédients et des instruments aratoires d'origine industrielle, du fermier lui-même que des pouvoirs publics.

André ARCHER,
Université du Québec à Trois-Rivières

ANNEXE

*Construction des variables*1) *Fonction de production*

— *Output* : L'output est pris comme l'équivalent du produit brut total par ferme ou la valeur finale des biens et services produits pendant la période. Ceci comprend les ventes, la consommation par le fermier et sa famille des produits de la ferme, les changements d'inventaire des animaux et des récoltes et les subventions reçues des gouvernements. De ce montant sont exclus le revenu provenant des services rendus à d'autres et les récoltes produites sur la ferme et consommées par les animaux.

— *Terres et Bâtiments* : Cet input est exprimé en prenant 4% (10% valeur nominale moins 6% pour l'appréciation jugée excessive de cet input par les fermiers) de la valeur des terres et bâtiments, plus les amortissements. C'est une mesure de flux de services de cet input.

— *Main-d'oeuvre* : La main-d'oeuvre est exprimée en heures-hommes par année. L'input comprend le travail rémunéré aussi bien que l'aide familiale non rémunérée.

— *Bétail* : 10% (taux d'intérêt) de la valeur du stock des animaux à la ferme est calculé et ajouté aux dépenses d'alimentation et autres consenties pour les bovins, les porcs, les volailles et les ovins. Cette façon de calculer représente une mesure de flux.

— *Machinerie* : 10% (taux d'intérêt) de la valeur des stocks de machines est ajouté aux dépenses d'amortissement et à celles de gazoline, d'huile, de réparation et de location de machines additionnelles.

— *Autres* : L'input « Autres » regroupe toutes les dépenses non mentionnées dans les rubriques précédentes. Ces dépenses couvrent les engrais, les insecticides, les fongicides, la chaux, les clôtures, l'irrigation et toutes les dépenses reliées aux opérations de la ferme.

2) *Équation des « Écart de productivité marginale »*

— *Éducation* : Elle correspond à la scolarité de l'opérateur en années.

— *Âge* : L'âge correspond à l'âge de l'opération en 1978.

Dans les trois équations de la main-d'oeuvre les variables indépendantes : machinerie, bétail, autres, terres et bâtiments, éducation sont divisées par le flux de main-d'oeuvre. Dans celles des autres intrants, la variable éducation est divisée par le flux de l'intrant qui est la variable dépendante.

RÉFÉRENCES

- ARCHER, ANDRÉ (1979), « Fonctions de production agricole du Québec », *L'Actualité Économique*, avril-juin 1979, no 2, pp. 230-245.
- FANE, GEORGE (1975), « Education and the Managerial Efficiency of Farmers », *Review of Economics and Statistics*, 57 (1975), pp. 452-461.
- GISSER, M. (1965), « Schooling and the Farm Problem », *Econometrica*, 33 (1965), pp. 582-592.
- GRILLICHES, Z. et MASON, W.M. (1972), « Education, Income and Ability », *Journal of Political Economy*, 80, no 3, supplément (mai/juin 1972), S74-103.
- KHALDI, NABIL (1975), « Education and Allocative Efficiency in U.S. Agriculture », *American Journal of Agriculture Economics*, 57 (1975), pp. 650-657.
- WELCH, FINIS (1970) « Education in Production », *Journal of Political Economy*, 78, 1970, pp. 35-59.
- WELCH, FINIS (1975), « Returns to Scale in U.S. Agriculture », *Education Information and Efficiency*, Document de travail, Série 1, Center for Economic Analysis of Human Behavior and Social Institutions, National Bureau of Economic Research, Palo Alto, 1975.