

LA DEMANDE D'ÉDUCATION POST-OBLIGATOIRE DES FAMILLES PAYSANNES

par

Gérard LASSIBILLE (*)

En dépit d'une augmentation sensible au cours des dernières années, la demande d'éducation post-obligatoire des familles paysannes reste aujourd'hui encore relativement modeste par rapport à celle des autres catégories sociales (voir par exemple, Girard, Gombert et Pétry [5], et I.N.S.E.E. [7]). Le phénomène de relégation des enfants de cultivateurs vers les filières les moins nobles du premier cycle de l'enseignement secondaire, auquel s'ajoutent certainement les conséquences coûteuses de la ruralité dont sont inévitablement victimes les ménages agricoles (voir Jégouzo et Brangeon [10]) expliquent en grande partie cette situation. Les traditionnels modes de placement des enfants de cultivateurs, que reflète la très forte homogamie sociale de la classe paysanne (voir Darbel [3]), en rendent également compte. En effet, à moins qu'elle ne soit une condition indispensable au partage de l'activité de production des parents, la formation perd en partie son rôle d'accès au marché du travail en cas d'éventuelle succession à un patrimoine économique. Le système plus ou moins autarcique sur lequel repose la classe paysanne donne alors à l'enfant une double caractéristique. En effet, les parents tirent non seulement de l'utilité de leur progéniture, au sens le plus classique de la théorie de la famille, mais ils en obtiennent également un profit. La dualité des enfants de milieu rural implique d'ailleurs une fécondité élevée puisque le fait de les considérer simultanément comme biens de consommation et comme facteurs de production, suppose que l'on en désire plus que s'ils étaient l'un ou l'autre seulement (voir Rosenzweig [24]). Dans ce contexte, l'école ne peut qu'infliger à la famille des coûts d'opportunité d'autant moins supportables que l'accroissement de productivité du travail occasionné par l'investissement en capital humain est faible, et/ou que le supplément d'utilité qu'il procure aux parents est négligeable. En faisant explicitement référence à ces objectifs et à leurs conséquences, nous expliquons ici la demande d'éducation secondaire des familles paysannes à partir d'un modèle de comportement qui prend en compte certaines des caractéristiques de production des exploitations agricoles. Le test empirique du modèle est effectué sur les données départementales de scolarisation des enfants de cultivateurs âgés de 16 à 18 ans.

(*) Chargé de Recherche au C.N.R.S., Institut de Recherche sur l'Économie de l'Éducation (IREDU), Faculté des Sciences Mirande, B.P. 138, 21004 Dijon.

Je tiens à remercier les deux rapporteurs de la Revue *Consommation*, qui, par leurs critiques et leurs suggestions, m'ont permis de réviser la première version de ce texte. Je reste évidemment seul responsable des erreurs exprimées ici.

UN MODÈLE DE DEMANDE D'ÉDUCATION DES FAMILLES PAYSANNES

La condition particulière de l'enfant d'agriculteur impose d'expliquer le comportement des ménages dans un cadre théorique de la famille (voir par exemple De Tray [4], et Willis [26]), sensiblement différent de celui habituellement utilisé. Le modèle présenté fait référence à l'approche développée par Rosenzweig [24]; il en diffère par l'absence d'inter-temporalité, et par l'indépendance des décisions prises pour chaque enfant.

Soit :

$$U^* = U^*(Q, Z),$$

la fonction d'utilité du ménage agricole dans laquelle Q représente la qualité des enfants, et Z les biens fondamentaux de la famille. En faisant l'hypothèse que Q ne dépend que du montant E d'éducation des enfants, cette fonction s'écrit sans perte de généralité :

$$U = U(E, Z).$$

Admettons schématiquement que deux types d'inputs soient nécessaires à la production de l'éducation, à savoir le temps T_E , consacré par les enfants aux travaux scolaires, et un ensemble X de biens et de services marchands; il vient donc :

$$E = E(T_E, X)$$

avec $\partial E / \partial T_E > 0$, et $\partial E / \partial X > 0$.

Dans la mesure où les enfants d'exploitants agricoles ont la possibilité de participer à l'activité productive de la ferme, ils contribuent à la formation du revenu familial. Leur collaboration implique donc que la valeur de la production sacrifiée durant la période de formation représente une des composantes du coût d'éducation des familles. Le gain de productivité induit par l'accroissement du niveau éducatif des enfants constitue, quant à lui, une partie du rendement de l'investissement scolaire consenti par les parents.

Pour rendre compte plus facilement de ceci, supposons que les enfants de la famille aient la particularité de pouvoir entreprendre au même instant des études post-obligatoires, et admettons que celles-ci puissent être combinées avec du travail à la ferme. Dans ces conditions, la contrainte de temps des enfants est donnée par :

$$T = T_E + T_f,$$

où T_f symbolise le temps consacré à l'activité de production agricole.

Le revenu net de la famille peut quant à lui s'exprimer par la forme suivante :

$$Y = I + pf(T_f, E, L; A, S) - \Pi_L L,$$

dans laquelle I représente les revenus non agricoles du ménage, p le prix unitaire de l'output agricole, f une fonction de production faisant intervenir la quantité de travail des enfants (T_f), leur niveau de qualification (E), un ensemble de facteurs marchands (L acquis au prix Π_L), la superficie de l'exploitation (A), et le niveau d'éducation des parents (S).

En admettant que ce revenu net soit dépensé dans sa totalité en achats de biens X et Z , la contrainte budgétaire du ménage s'écrit :

$$Y = \Pi_X X + \Pi_Z Z,$$

où Π_X et Π_Z sont respectivement les prix unitaires de X et de Z .

Sous les hypothèses simplificatrices de linéarité et d'homogénéité de la fonction de production d'éducation, les conditions d'équilibre résultant de la maximisation de

l'utilité du ménage agricole sous les contraintes de budget et de temps prennent la forme suivante ⁽¹⁾ :

$$(i) \quad \frac{\partial U/\partial E}{\lambda} = -p \frac{\partial f}{\partial E} - p t_E \frac{\partial f}{\partial T_E} + x \Pi_x = \Pi_E,$$

$$(ii) \quad \frac{\partial U/\partial Z}{\lambda} = \Pi_Z,$$

où $\partial U/\partial E$ et $\partial U/\partial Z$ sont respectivement les utilités marginales des biens E et Z , λ représente l'utilité marginale du revenu net, $\partial f/\partial E$ est la productivité marginale de l'éducation des enfants, $\partial f/\partial T_E$ exprime la perte de produit consécutive à l'augmentation du temps passé aux travaux scolaires, t_E et x représentent respectivement les quantités d'inputs T_E et X utilisées par unité de bien E .

Mise sous la forme :

$$\frac{\partial u/\partial E}{\lambda} + p \frac{\partial f}{\partial E} = -p \frac{TE}{E} \frac{\partial f}{\partial TE} + \frac{X}{E} \Pi_x,$$

l'équation (i) montre que la formation des enfants est, à la marge, à un niveau tel que son coût total soit égal à son rendement global, c'est-à-dire que l'utilité marginale de l'éducation et le supplément de revenu net occasionné par l'accroissement des compétences, compensent exactement le coût d'opportunité du temps consacré à l'école, et le coût des biens et des services marchands nécessaires à l'acquisition des connaissances. Dans ces conditions, l'investissement éducatif peut être profitable même si le coût est supérieur au rendement strictement monétaire, car la plus grande satisfaction que les parents retirent d'une meilleure éducation de leurs enfants peut combler la perte pécuniaire possible. A la limite, la famille encourage le départ de ses enfants vers le milieu non agricole, et par conséquent accepte d'abandonner la contrepartie monétaire de l'investissement qu'elle a consenti, si le supplément d'utilité perçu est au moins égal au coût marginal qu'elle supporte.

La condition d'équilibre (i) indique également que tout input qui accroît la productivité du travail non qualifié, a pour conséquence d'augmenter le coût du temps consacré à l'école, et donc de diminuer, toutes choses égales d'ailleurs, la demande d'éducation des familles d'agriculteurs. Cependant, dans le cas où l'amélioration des rendements occasionne simultanément un accroissement du revenu agricole, ce résultat peut être inversé si l'élasticité de la demande d'éducation par rapport au manque à gagner des études est faible eu égard à l'effet de revenu.

L'influence du prix des intrants agricoles sur le niveau d'investissement en capital humain des familles paysannes dépend, quant à elle, de la plus ou moins grande facilité de substitution entre ces inputs et les capacités productives des enfants. Si l'on considère l'exemple du travail salarié, et si l'on fait l'hypothèse que les enfants non éduqués lui sont substituables, alors le coût d'opportunité des études est juste égal au prix du travail marchand; par conséquent, toutes choses égales d'ailleurs, plus ce dernier est élevé moins la demande d'éducation est importante.

VÉRIFICATION EMPIRIQUE

Les implications du modèle sont testées, au niveau départemental, sur les taux de scolarisation de 16 à 18 ans des enfants d'exploitants agricoles; ces informations sont extraites des Recensements Généraux de la Population de 1968 et 1975 ⁽²⁾.

(1) Cf. Annexe 1.

(2) La Corse, la Haute-Loire, le Nord, les Hauts-de-Seine, la Seine-Saint-Denis, le Val-de-Marne et Paris sont exclus des analyses transversales; il y a donc 87 observations par année de référence (source: I.N.S.E.E. [6] et [7]).

Pour justifier de la forme des équations de comportement utilisées, désignons par h_A la distribution du nombre d'années d'études désirées par les familles d'agriculteurs ayant des enfants d'âge A . Compte tenu du fait que la demande d'éducation dérivée du modèle précédemment formulée, est définie par :

$$E = g(Y, \Pi_E, \Pi_L, \Pi_Z),$$

il vient donc :

$$h_A(E) = h_A[g(Y, \Pi_E, \Pi_L, \Pi_Z)].$$

Le taux de scolarisation de la cohorte d'individus envisagés s'exprime par le rapport entre le nombre d'enfants pour lesquels les familles demandent une quantité d'éducation au moins égale à $(A-6)$ années d'études, et l'effectif total de la population d'âge A . En termes de fonction de répartition, ce taux est par conséquent égal à :

$$T_A = \int_{A-6}^{\infty} h_A[g(Y, \Pi_E, \Pi_L, \Pi_Z)] dg(Y, \Pi_E, \Pi_L, \Pi_Z).$$

En supposant d'une part que les variables théoriques qui le déterminent ont pour contrepartie empirique un ensemble de k variables X , puis en admettant, d'autre part, qu'à la fonction de densité h_A correspond la fonction de répartition logistique, alors le modèle à tester est de type logistique log-linéaire (voir par exemple, Ashton [1]), et s'écrit :

$$\ln \frac{T_A}{1-T_A} = b_0 + \sum_{j=1}^k b_j X_j.$$

Nous avons recours à ce genre de spécifications pour expliquer les taux de scolarisation de la classe d'âge 16-18 ans; les variables exogènes prises en compte concernent le prix des terres agricoles à l'hectare, le nombre de travailleurs par hectare utilisés, le salaire mensuel brut des ouvriers agricoles permanents, le taux de chômage de la population non agricole âgée de 16 à 18 ans, et le pourcentage de chefs d'exploitation ayant un niveau d'études secondaires ou supérieur, à l'intérieur de la classe d'âge 35-57 ans ⁽¹⁾ (tableau I).

A condition que le prix des terres agricoles ne soit pas affecté par la spéculation foncière, on peut le considérer comme un indicateur de la qualité des surfaces cultivées et par conséquent comme un proxy du revenu des exploitants. La quantité de travail par hectare utilisé donne quant à elle une mesure du degré de mécanisation du processus de production; le salaire des ouvriers agricoles représentant une des composantes du prix (Π_L) des inputs acquis par l'exploitant sur le marché. Le taux de chômage des jeunes et la proportion d'agriculteurs possédant un niveau d'éducation non primaire rendent respectivement compte ici des opportunités d'emplois offertes aux enfants de cultivateurs sur le marché du travail non agricole, et de l'importance du stock de capital humain de leurs parents.

Le tableau II reproduit les effets de ces variables sur les taux de scolarisation des enfants d'agriculteurs au cours des années 1968 et 1975. Les estimations sont effectuées sous l'hypothèse d'homoscédasticité des logits ⁽²⁾. Pour remédier aux problèmes de multicolinéarité entre les variables exogènes du modèle, et plus particulièrement entre la valeur des terres agricoles et le niveau d'éducation des chefs d'exploitation, les équations de comportement sont ajustées par la méthode de Mundlak [22]. Cette procédure consiste à régresser tout d'abord la variable dépendante du modèle sur la matrice des composantes principales, pour sélectionner ensuite un sous-ensemble de

(1) Cf. Annexe 2.

(2) Cf. Annexe 3.

facteurs significatifs. A partir des coefficients obtenus, il est alors possible de déterminer les estimateurs des paramètres originaux du modèle puisque ceux-ci s'expriment par une combinaison linéaire des premiers. Cette transformation revient en fait à répartir l'information statistiquement significative de la matrice des données sur la totalité des variables déterminant le phénomène étudié.

TABLEAU I
Moyenne et écarts-types des variables
selon l'année d'observation

	Moyenne	Ecart-type	Dispersion
Année 1968			
Prix des terres agricoles à l'hectare (en F. 1955×10^{-2})	4 098,83	2 005,41	2,04
Nombre de travailleurs par hectare ($\times 10^{-2}$)	7,07	3,03	2,33
Salaires mensuel des ouvriers agricoles (en F. 1955×10^{-2})	356,18	73,71	4,83
Taux de chômage de la population non agricole 16-18 ans (%)	4,71	2,00	2,35
% de C. Exp. de niveau non primaire (parmi les 35-57 ans)	9,29	4,91	1,89
Taux de scolarisation 16-18 ans des enfants d'agriculteurs (%)	40,79	9,39	4,34
Année 1975			
Prix des terres agricoles à l'hectare (en F. 1955×10^{-2}).	4 831,95	2 070,64	2,33
Nombre de travailleurs par hectare ($\times 10^{-2}$)	6,12	2,91	2,10
Salaires mensuel des ouvriers agricoles (en F. 1955×10^{-2})	584,36	92,57	6,31
Taux de chômage de la population non agricole 16-18 ans (%)	14,62	4,49	3,25
% de C. Exp. de niveau non primaire (parmi les 35-57 ans)	10,23	5,40	1,89
Taux de scolarisation 16-18 ans des enfants d'agriculteurs (%)	56,12	9,20	6,10

L'observation du tableau II montre, quelle que soit l'année de référence, que les variables exogènes de l'équation de demande expliquent 40% de la variance des taux de scolarisation départementaux des enfants de paysans. Les facteurs non liés au processus de production agricole — le taux de chômage des jeunes, le pourcentage d'exploitants de niveau non primaire — sont toujours très significatifs; les autres — le prix des terres, le nombre de travailleurs par hectare, le salaire des ouvriers agricoles — admettent généralement des seuils de significativité plus faibles. Mesurée en termes d'élasticité, l'influence positive ou négative de chacune des variables varie souvent de manière importante d'une année sur l'autre; le test de Chow [2] conclut, d'ailleurs, à une évolution chronologique significative des déterminants de la demande d'éducation post-obligatoire des enfants d'exploitants agricoles (1).

L'effet négatif du prix des terres sur la demande d'éducation post-obligatoire des enfants d'exploitants agricoles indique, à l'instar des travaux menés dans un autre cadre d'analyse par le VI^e Plan, que les « taux de scolarisation sont généralement plus faibles dans les départements où la situation des agriculteurs est la meilleure : grande exploitation, faible densité de population, ... » (voir Jégouzo et Brangeon [10]). Un tel

(1) Si l'on effectue l'estimation sur l'ensemble des deux périodes d'observation, on obtient une somme des carrés des résidus de 19,066; la valeur calculée du test de CHOW vaut par conséquent 4,963. Au seuil de 5%, la valeur théorique du F à (6,166) degrés de liberté est de 2,10; on rejette donc l'hypothèse de stabilité de la relation.

TABLEAU II
Estimations des déterminants des taux départementaux
de scolarisation selon l'année (a).

	Coefficient	t de Student	Élasticité
Année 1968			
Prix des terres agricoles à l'hectare (en F. 1955 × 10 ⁻⁶)	-0,437	-2,057 (***)	-0,106
Nombre de travailleurs par hectare (× 10)	-0,186	-1,389 (*)	-0,078
Salaire mensuel brut des ouvriers agricoles (en F. 1955 × 10 ⁻⁵)	-0,922	-1,386 (*)	-0,194
Taux de chômage de la population non agricole 16-18 ans (%)	0,048	2,583 (***)	0,133
% de C. Exp. de niveau non primaire (parmi les 35-57 ans)	0,054	5,779 (***)	0,299
Constante	-0,477	-1,911 (**)	-
Somme des carrés des résidus	8,284	-	-
Coefficient de détermination	0,403	-	-
Rang statistique	4	-	-
Année 1975			
Prix des terres agricoles à l'hectare (en F. 1955 × 10 ⁻⁶)	-0,383	-2,455 (***)	-0,081
Nombre de travailleurs par hectare (× 10)	-0,177	-1,301 (*)	-0,048
Salaire mensuel brut des ouvriers agricoles (en F. 1955 × 10 ⁻⁵)	-1,149	-2,331 (***)	-0,295
Taux de chômage de la population non agricole 16-18 ans (%)	0,011	1,270 (**)	0,068
% de C. Exp. de niveau non primaire (parmi les 35-57 ans)	0,076	6,441 (***)	0,342
Constante	0,371	1,189	-
Somme des carrés des résidus	7,833	-	-
Coefficient de détermination	0,407	-	-
Rang statistique	4	-	-
Les variables sont jugées aux seuils de significativité suivants : (*) = 20% ; (**) = 10% ; (***) = 5%.			
Note : (a) Le modèle utilisé est de type logistique log-linéaire ; il est estimé sans pondération préalable, par la procédure de Mundlak [22]. Le rang statistique indique le nombre de composantes principales significatives au seuil de 5% ; les élasticités sont évaluées aux points moyens.			

résultat confirme, toutes choses égales d'ailleurs, l'importance du coût d'opportunité du temps passé à l'école dans le prix (Π_E) de l'éducation supporté par les familles ; il corrobore également l'idée selon laquelle la formation scolaire perd d'autant plus de son utilité que l'héritage économique est important. Vérifiée ici dans le contexte agricole, cette loi de comportement doit l'être aussi pour toute catégorie de travailleurs indépendants qui peut associer déceimment sa descendance à son activité économique, sachant que l'exercice de celle-ci ne requiert pas préalablement un lourd investissement en capital humain.

L'influence de la richesse, révélée par la méthode d'estimation utilisée ici, est nette de toute interdépendance des déterminants de la demande. Si l'on abandonne le raisonnement du type toutes choses égales d'ailleurs, pour combiner exclusivement les variables individuelles agissant sur la demande d'éducation post-obligatoire des familles (richesse et niveau d'instruction des parents), la loi de comportement qui en résulte peut, par un simple jeu cumulatif, bouleverser la physionomie de la règle univariée

précédemment énoncée, pour la généraliser en conformité avec une réalité plus complexe. En effet, les très gros exploitants sont les seuls à disposer d'un capital humain de très haut niveau (*voir* par exemple, Jégouzo et Brangeon [10]). Or les résultats montrent que celui-ci a une influence positive sur la quantité d'éducation demandée, et par voie de conséquence, sur la production de qualité des enfants (*voir* par exemple Leibowitz [12]), dans la mesure où, toutes choses égales d'ailleurs, le niveau d'instruction des parents, S , accroît la productivité marginale des facteurs T_E et X , c'est-à-dire que :

$$\partial[\partial E/\partial T_E]/\partial S \quad \text{et} \quad \partial[\partial E/\partial X]/\partial S,$$

sont tous deux positifs. Dans ces conditions, et compte tenu du fait que l'élasticité de la demande d'éducation par rapport au seul proxy du revenu est plus que compensée par l'élasticité de la demande par rapport au stock de capital humain des parents, la loi de variation de la demande par rapport à un indicateur complexe de richesse prend une allure ascendante à partir d'un point probablement élevé de cet agrégat. Dans une telle configuration, l'effet de revenu contraint les familles les plus pauvres et les moins instruites à donner à leurs enfants un stock de capital humain suffisant pour assurer leur mobilité vers le secteur non agricole, alors que dans les ménages les plus riches et les plus éduqués, la demande d'éducation s'explique essentiellement par la très forte utilité qu'en retirent les parents. En effet, dans la mesure où le coût d'opportunité du temps passé à l'école est plus élevé pour les riches (notés r) que pour les pauvres (notés p) la décision de fréquentation scolaire des premiers par rapport aux seconds implique nécessairement, sous l'hypothèse que les coûts d'éducation ($x\Pi_x$) sont identiques pour chaque groupe, que l'on ait :

$$(\partial u/\partial E)_r - (\partial u/\partial E)_p > 0.$$

L'augmentation progressive du niveau d'instruction des familles les plus déshéritées a permis de réduire ce différentiel d'utilité; d'ailleurs, c'est sans doute grâce à la généralisation, à des degrés divers, des motifs hédonistes de la demande, que l'éducation post-obligatoire en milieu paysan a pu se développer, car, à elle seule, l'évolution de l'effet de revenu n'aurait pas suffi à la porter à son niveau actuel.

L'influence négative du salaire des ouvriers agricoles sur le taux de fréquentation scolaire des enfants de cultivateurs implique que le prix du travail marchand est fortement corrélé au coût d'opportunité du temps passé à l'école, et que le recours aux enfants non éduqués se substitue, dans le processus de production agricole, à l'utilisation du travail salarié. L'augmentation en valeur réelle des rémunérations versées aux ouvriers accentue ce mouvement, toutes choses égales d'ailleurs et renforce donc dans la négativité, l'élasticité de la demande d'éducation post-obligatoire des familles paysannes par rapport au prix de cet intrant. La réaction induite par le coût de ce facteur s'explique essentiellement par le fait que les tâches agricoles requièrent plus d'expérience que de formation par l'école (*voir* Lassibille [11]). Si le niveau de qualification et le salaire des ouvriers du secteur primaire étaient élevés, la demande d'éducation réagirait dans un sens opposé, car la dépense en facteur travail (acquis sur le marché) inciterait les agriculteurs à financer l'éducation de leurs enfants, pour bénéficier ensuite du rendement purement monétaire de cet investissement.

La modernité du processus de production agricole approximée dans le modèle par l'inverse de la productivité moyenne du travail a , quant à elle, un effet positif sur la demande d'éducation post-obligatoire des familles (1). Une telle influence peut signifier que la maîtrise de nouvelles technologies agricoles, imposées par la substitution progressive du capital au travail, requiert de la part des jeunes assurant la continuité de l'exploitation, un besoin croissant de qualification acquise par l'école. De manière sans doute plus vraisemblable compte tenu des structures agricoles françaises, un tel

(1) La prudence doit guider le raisonnement dans la mesure où cette variable admet un seuil de significativité assez faible (*voir* tableau II).

résultat peut aussi témoigner du fait qu'en augmentant le rendement du travail existant, l'utilisation plus intensive du capital rend la participation des enfants moins nécessaire à l'activité familiale, et leur permet, moyennant une formation suffisante, de s'insérer sur le marché du travail non agricole. Dans la mesure où la modernité du processus de production va de pair avec la taille de l'exploitation, cet effet marginal renforce l'influence positive de la richesse et du niveau d'instruction des parents sur leur demande d'éducation post-obligatoire, mais ne doit agir que très faiblement sur l'investissement au capital humain des familles les plus modestes.

Toutes choses égales d'ailleurs, le taux de chômage de la population non agricole affecte positivement la décision de fréquentation scolaire, mais son influence a tendance à décroître considérablement au cours du temps. Une telle évolution de la demande implique qu'en cas de raréfaction des opportunités d'emploi, la participation des enfants est préférée à la poursuite d'études n'assurant pas une insertion certaine sur le marché du travail non agricole; la sortie du système scolaire est alors d'autant plus facilitée que le processus de production agricole n'impose pas un niveau de qualification élevé, et qu'il permet de substituer un travail marchand de plus en plus coûteux.

CONCLUSION

La demande d'éducation post-obligatoire des agriculteurs exploitants poursuit un double objectif; en effet, s'il est désiré pour sa propre valeur, l'investissement en capital humain l'est aussi pour son éventuelle contribution au revenu familial. Le modèle de comportement présenté ici prend explicitement en compte ces deux particularités, que l'on retrouve d'ailleurs dans le schéma décisionnel d'autres catégories de travailleurs indépendants. Les tests empiriques, effectués à un niveau agrégé, montrent en particulier l'importance du coût d'opportunité du temps passé à l'école dans le prix fantôme de l'éducation, la facilité de remplacement dans le processus de production agricole, du travail salarié par celui des enfants peu éduqués, ou le rôle décisif joué par le niveau d'instruction des parents. Tel qu'il est prédit par le modèle, l'effet déterminant du manque à gagner des études repose sur une approximation des gains agricoles par le prix à l'hectare des terres utilisables. D'aucuns pourraient penser qu'un proxy de ce type ne peut rendre compte de l'effet du coût du temps sur la demande d'éducation des familles paysannes. Or, le fait de constater que les régions les plus déshéritées et les moins touchées par la modernisation de l'agriculture sont précisément celles où la valeur des terres est la plus faible, permet d'affirmer que l'indicateur choisi n'est pas trop éloigné de la variable théorique qu'il représente, et que par conséquent, l'effet révélé par l'équation testée s'apparente bien à un effet de revenu. Une telle corrélation suggère en outre que l'omission de certains déterminants du processus de production agricole, comme par exemple la superficie de l'exploitation familiale, ne doit provoquer, à orientation technique et économique donnée de l'entreprise agricole, qu'une baisse relativement faible du pouvoir explicatif de la relation estimée. De tels phénomènes d'interdépendance préservent sans doute le modèle du caractère nécessairement réducteur qu'entraîne habituellement l'oubli de variables. Par contre, l'absence de toute référence explicite au problème de l'exode rural en limite sa portée. Elle oblige en effet à anticiper les mouvements hors ou vers le secteur agricole en fonction de la plus ou moins grande quantité d'éducation demandée, alors même qu'à l'instant où s'exprime celle-ci, le devenir professionnel des enfants de paysans est inconnu. Cet inconvénient, inhérent au caractère général du modèle de comportement présenté ici, serait évité si les données utilisées faisaient référence aux seuls enfants d'exploitants socialement immobiles d'un point de vue inter-générationnel. Le caractère nécessairement rétrospectif d'une telle approche transformerait la nature du problème traité ici, mais il est vrai qu'il permettrait de progresser davantage dans l'intelligence des disparités internes de formation de la classe paysanne. De ce point de vue, il importerait d'ailleurs de comprendre l'investissement scolaire en référence à ses substituts éventuels, à savoir l'éducation non formelle des exploitants agricoles et leurs possibilités de formation par transmission inter-générationnelle des connaissances.

ANNEXES

Annexe 1

La fonction de Lagrange s'exprime par :

$$l = U[E(T_E, X), Z] + \lambda \{ I + pf [T - T_E, E(T_E, X), L; A, S] - \Pi_L L - \Pi_X X - \Pi_Z Z \}.$$

Les dérivées de l par rapport à T_E , X et Z sont égales à :

$$(1) \quad \frac{\partial l}{\partial T_E} = \frac{\partial U}{\partial E} \frac{\partial E}{\partial T_E} + \lambda p \frac{\partial f}{\partial T_f} \frac{\partial T_f}{\partial T_E} + \frac{\partial f}{\partial E} \frac{\partial E}{\partial T_E} = 0,$$

$$(2) \quad \frac{\partial l}{\partial X} = \frac{\partial U}{\partial E} \frac{\partial E}{\partial X} + \lambda p \frac{\partial f}{\partial E} \frac{\partial E}{\partial X} - \lambda \Pi_X = 0,$$

$$(3) \quad \frac{\partial l}{\partial Z} = \frac{\partial U}{\partial Z} - \lambda \Pi_Z = 0.$$

Les équations (1) et (2) peuvent encore s'écrire :

$$\frac{\partial U}{\partial E} \frac{\partial E}{\partial T_E} = -\lambda p \frac{\partial f}{\partial T_E} - \lambda p \frac{\partial f}{\partial E} \frac{\partial E}{\partial T_E},$$

$$\frac{\partial U}{\partial E} \frac{\partial E}{\partial T_E} = -\lambda p \frac{\partial f}{\partial E} \frac{\partial E}{\partial X} + \lambda \Pi_X,$$

ou bien :

$$\frac{\partial U}{\partial E} \frac{\partial E}{\partial T_E} T_E = -\lambda p T_E \frac{\partial f}{\partial T_E} - \lambda p T_E \frac{\partial f}{\partial E} \frac{\partial E}{\partial T_E},$$

$$\frac{\partial U}{\partial E} \frac{\partial E}{\partial X} X = -\lambda p X \frac{\partial f}{\partial E} \frac{\partial E}{\partial X} + \lambda X \Pi_X.$$

En additionnant ces deux équations membre à membre, il vient :

$$\frac{\partial U}{\partial E} \left(T_E \frac{\partial E}{\partial T_E} + X \frac{\partial E}{\partial X} \right) = -\lambda p \frac{\partial f}{\partial E} \left(T_E \frac{\partial f}{\partial T_E} + X \frac{\partial E}{\partial X} \right) - \lambda p T_E \frac{\partial f}{\partial T_E} + \lambda X \Pi_X.$$

Sous l'hypothèse d'homogénéité et de linéarité de la fonction de production d'éducation, on peut donc écrire :

$$\frac{\partial U}{\partial E} = -\lambda p \frac{\partial f}{\partial E} - \lambda p \frac{T_E}{E} \frac{\partial f}{\partial T_E} + \lambda \frac{X}{E} \Pi_X = \lambda \Pi_E.$$

Les conditions d'équilibre se mettent ainsi sous la forme :

$$\frac{\partial U/\partial E}{\lambda} = -p \frac{\partial f}{\partial E} - p \frac{T_E}{E} \frac{\partial f}{\partial T_E} + \frac{X}{E} \Pi_X = \Pi_E,$$

$$\frac{\partial U/\partial Z}{\lambda} = \Pi_Z.$$

Annexe 2

Le prix des terres agricoles par hectare inclut le prix des terres labourables et celui des prairies naturelles (*source* : Ministère de l'Agriculture [13] et [14]) ; il est déflaté par l'indice des prix agricoles à la production.

La quantité de travail par surface agricole utilisée est le rapport du nombre de personnes année travail (*source* : Ministère de l'Agriculture [15] et [16]) à la surface agricole utilisée dans le département (*source* : Ministère de l'Agriculture [17] et [18]). Pour le calcul de cette variable en 1968, on a utilisé une estimation du nombre de personnes année travail au cours de l'année 1970.

Le salaire mensuel brut des ouvriers agricoles permanents est connu au niveau de la région, et non pas au niveau du département ; il fait référence aux ouvriers qualifiés et non qualifiés (*source* : Ministère de l'Agriculture [19] et [20]). Il est déflaté par l'indice des prix agricoles à la production.

Le taux de chômage de la population non agricole de 16 à 18 ans est le rapport du nombre de chômeurs à la population active (*source* : I.N.S.E.E. [8] et [9]).

Le pourcentage de chefs d'exploitation ayant un niveau d'études secondaire ou supérieur, parmi les agriculteurs de 35 à 57 ans, est estimé, pour chaque année, à partir de la répartition par âge et formation des cultivateurs en 1970 (*source* : Ministère de l'Agriculture [21]).

Annexe 3

Dans le modèle postulé, le taux de scolarisation 16-18 ans du département i (T_{Ai}) représente l'approximation d'une probabilité. Dans ce cas, on montre (*voir*, Theil [25]) que l'expression $\ln T_{Ai}/(1 - T_{Ai})$ suit asymptotiquement une loi de normale de moyenne nulle, et de variance :

$$\sigma_i^2 = [N_{Ai} T_{Ai} (1 - T_{Ai})]^{-1},$$

dans laquelle N_{Ai} représente l'effectif de la classe d'âge sur laquelle est déterminé le taux de fréquentation scolaire.

Les variances n'étant pas constantes, le modèle doit être estimé par les moindres carrés généralisés, faute de quoi les estimateurs des paramètres inconnus sont théoriquement inefficients. Pour voir ce qu'il en est dans le cas de l'estimation des taux de scolarisation départementaux des enfants d'exploitants agricoles, le tableau ci-dessous reproduit, pour l'année 1968, les variances des estimateurs obtenues par la méthode de Mundlak [22] dans le cas d'une pondération ou non de l'équation testée. L'observation des résultats montre, dans ce cas précis, que les moindres carrés pondérés ne permettent pas d'obtenir des estimateurs plus efficaces que les moindres carrés ordinaires (cet effet est indépendant de l'utilisation de la méthode de Mundlak, et vaut aussi pour l'année 1975). Pour cette raison, les estimations figurant au tableau II sont élaborées sous l'hypothèse d'homoscédasticité du logit $\ln T_{Ai}/(1 - T_{Ai})$.

TABLEAU III

Variations comparées des estimateurs selon la pondération ou non de l'équation testée — résultats obtenus par la procédure de Mundlak pour l'année 1968.

	Moindres carrés pondérés	Moindres carrés ordinaires
Prix des terres agricoles à l'hectare (F. 1955×10^{-6})	$5,290 \cdot 10^{-2}$	$4,494 \cdot 10^{-2}$
Nombre de travailleurs par hectare ($\times 10$)	$2,280 \cdot 10^{-2}$	$1,769 \cdot 10^{-2}$
Salaire mensuel brut des ouvriers agricoles (en F. 1955×10^{-5})	$5,944 \cdot 10^{-1}$	$4,422 \cdot 10^{-4}$
Taux de chômage de la population non agricole 16-18 ans (%)	$4,040 \cdot 10^{-4}$	$3,648 \cdot 10^{-4}$
% de C. Exp. de niveau non primaire (parmi les 35-57 ans)	$1,369 \cdot 10^{-4}$	$8,836 \cdot 10^{-5}$

BIBLIOGRAPHIE

- [1] ASHTON (W. D.), *The Logit Transformation*, Hafner, New York, 1972.
- [2] CHOW (G. C.), Tests of Equality between Subsets of Coefficients in Two Linear Regressions, *Econometrica*, 1960, p. 591-605.
- [3] DARBEL (A.), L'évolution récente de la mobilité sociale, I.N.S.E.E., *Économie et Statistique*, n° 71, 1975.
- [4] DE TRAY (D. N.), Child Quality and the Demand for Children, *Journal of Political Economy*, 1972, p. S 70-S 90.
- [5] GIRARD (J. P.), GOMBERT (M.) et PETRY (M), Les Agriculteurs : Clés pour une comparaison sociale, tome I, *Collections de l'I.N.S.E.E.*, série E, n° 46/47, 1977.
- [6] I.N.S.E.E., *Recensement général de la population de 1968*, Population de 15 à 29 ans des familles (tableaux SCO 29/Q).
- [7] I.N.S.E.E., *Recensement général de la population de 1975*, Personnes de 17 à 25 ans appartenant à une famille (tableaux SCO 38/C).
- [8] I.N.S.E.E., *Recensement général de la population de 1968*, Population totale selon le sexe, l'âge, la catégorie socio-professionnelle et le statut (tableaux PA 9/Q).
- [9] I.N.S.E.E., *Recensement général de la population de 1975*, Population active totale, par sexe et âge, selon la catégorie socio-professionnelle et le statut (tableaux PA 10/C).
- [10] JEGOUZO (G.) et BRANGEON (J. L.), *Les paysans et l'école*, Cujas, 1976.
- [11] LASSIBILLE (G.), *Education et Productivité agricole : résultats provisoires d'une application au cas français*, IREDU, Dijon, 1980, ronéo.
- [12] LEIBOWITZ (A.), Education and Home Production, *American Economic Review*, 1974, p. 243-250.
- [13] Ministère de l'Agriculture, *Le prix des terres agricoles en France depuis 1950 (Terres labourables et prairies naturelles)* (séries rétrospectives), Collection de Statistique Agricole, Supplément Séries Études, n° 79, 1971.
- [14] Ministère de l'Agriculture, *Le prix des terres agricoles en 1975*, Collection de Statistique Agricole, Séries Études, n° 44, 1976.
- [15] Ministère de l'Agriculture, *Enquête communautaire sur les structures des exploitations agricoles*.
- [16] Ministère de l'Agriculture, *EPEXA 1975*, Inventaire Travail.
- [17] Ministère de l'Agriculture, *Annuaire 1969 de Statistique Agricole*, Résultats de 1968, tome II.
- [18] Ministère de l'Agriculture, *Annuaire 1976 de Statistique Agricole*, Résultats de 1975, tome II.
- [19] Ministère de l'Agriculture, *Les salaires et la main-d'œuvre dans l'agriculture en avril 1968*, Collection de Statistique Agricole, Supplément Séries Études, n° 49, 1969.

- [20] Ministère de l'Agriculture, *Les salaires et la main-d'œuvre salariée dans l'agriculture en octobre 1975*, Collection de Statistique Agricole, Séries Études, n° 155, 1977.
- [21] Ministère de l'Agriculture, *Recensement Général de l'Agriculture de 1970*, Age du Chef d'exploitation, Formation du Chef d'exploitation (tableaux CEX 16 n° 5684).
- [22] MUNDLAK (Y.), On the Concept of Non Significant Functions and Its Implications for Regression Analysis, *Journal of Econometrics*, 1981, p. 139-149.
- [23] ROSENZWEIG (M. R.), Farm-Family Schooling Decisions: Determinants of the Quantity and Quality of Education in Agricultural Population, *The Journal of Human Resources*, 1977, p. 71-91.
- [24] ROSENZWEIG (M. R.), The Demand for Children in Farm Households, *Journal of Political Economy*, 1977, p. 123-146.
- [25] THEIL (H.), On the Estimation of Relations Involving Qualitative Variables, *American Journal of Sociology*, 1970, p. 103-154.
- [26] WILLIS (R. J.), A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior, *Journal of Political Economy*, 1973, p. S214-264.