



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

L'éducation est-elle rentable dans l'agriculture ?

Une approche duale appliquée
à la Côte-d'Ivoire

Marc GURGAND

Is it worth educating farmers? A dual approach applied to the Ivory Coast

Key-words:
education, farm
household efficiency,
Sub-saharan Africa

Summary – We show that, under unrestrictive conditions and based on a non-recursive rural household model, the effect of education on both technical efficiency over all crops and allocative efficiency can be measured using a farm profit function estimate. This is applied on cross-section data from Côte d'Ivoire. Farm labor supply of farm household members is first shown to decline with education.

Second, education has no effect on farm efficiency (and sometimes a significantly negative one). This is robust to endogeneity of the education variable and is a reasonable result if general human capital, as produced by schooling, is of little use for farming in a steady environment. This is consistent with the few available works on Sub-saharan Africa.

L'éducation est-elle rentable dans l'agriculture? Une approche duale appliquée à la Côte-d'Ivoire

Mots-clés:
éducation,
ménage agricole,
efficacité, Afrique sub-
saharienne.

Résumé – On montre que, sous des hypothèses très générales, et dans le cadre d'un modèle de ménage agricole non récuratif, l'estimation d'une fonction de profit agricole permet de mesurer simultanément l'effet de l'éducation sur l'efficacité technique dans les différentes cultures produites par un ménage et sur son efficacité d'allocation. On applique cette méthode à des données ivoiriennes en coupe transversale et on montre, d'une part, que l'offre de travail agricole du ménage diminue avec l'éducation et, d'autre part, que l'éducation n'entraîne pas d'amélioration de l'efficacité de la production agricole. Ce résultat, qui est robuste en particulier à la prise en compte de l'endogénéité de l'éducation, s'explique si, dans un environnement stable, le capital humain général produit par l'école est peu utile dans l'agriculture. Cette conclusion rejoint celles des rares études portant déjà sur l'Afrique sub-saharienne.

* Université Paris IX-Dauphine et Lamia, Université de Paris I, 90, rue de Tolbiac, 75634 Paris cedex 13.

L'auteur remercie François Bourguignon ainsi que Pranab Bardhan, Timothy Besley, François Gardes, Mark Gersovitz, Pierre-Olivier Gourinchas, Sylvie Lambert, Louis Lévy-Garboua, Thierry Magnac, Lant Pritchett, Mark Rosenzweig, Michel Sollogoub et les participants à des séminaires du Delta et du Lamia et aux Journées de microéconomie appliquée (CERDI, Juin 1995) pour leurs commentaires et des discussions stimulantes.

DE nombreux auteurs ont évalué empiriquement la relation entre l'efficacité de la production agricole et l'éducation des agriculteurs. Certes, les estimations d'équations de gain font apparaître une corrélation systématique entre l'éducation et le salaire des actifs. Mais pour qu'il s'agisse d'autre chose que du seul rendement privé de l'éducation, pour que la scolarisation soit à l'origine d'une productivité accrue, pour qu'elle ait un rendement social, il faut que le salaire mesure l'efficacité productive des agents. Cette relation salaire-efficacité est prédite par la théorie économique, mais sous des hypothèses de perfection du marché du travail qui peuvent être mal vérifiées, en particulier dans les pays en voie de développement. C'est pourquoi le comportement des ménages agricoles a attiré l'attention: leur productivité peut, en principe, être mesurée directement. Mais, en contrepartie, il faut s'interroger sur la généralité des résultats ainsi obtenus, tant l'agriculture est un secteur d'activité aux caractéristiques particulières: on ne s'attend pas nécessairement à y observer un rendement élevé pour l'éducation non spécialisée (laquelle pourrait néanmoins constituer dans d'autres contextes un investissement très rentable).

Bien qu'une relation positive ne soit pas toujours observée, Lockheed *et al.* (1980), dans une large revue de la littérature, calculent que, en moyenne, les études prédisent une augmentation d'environ 7,4% de la production agricole (toutes choses égales par ailleurs) lorsqu'un agriculteur a été scolarisé quatre années au lieu d'aucune. Phillips (1994) met à jour leur recensement et confirme leurs conclusions. Le même auteur remarque cependant que les résultats varient assez fortement selon les zones géographiques et que l'impression générale qu'il existe un effet positif repose pour l'essentiel sur les travaux concernant l'Asie (Phillips, 1987). Deux recherches seulement portent sur l'Afrique sub-saharienne (Hopcraft, 1974 et Moock, 1981), et elles montrent que l'éducation a un effet nul, et dans certains cas significativement négatif, sur l'efficacité de la production agricole. L'objet de cet article, qui prolonge un travail antérieur (Gurgand, 1994), est donc de compléter cette courte liste en analysant des données ivoiriennes. Nous montrerons que l'éducation a pour principal effet de conduire les agriculteurs à réduire leur activité agricole. En revanche, elle n'a aucun effet (ou parfois un effet négatif) sur l'efficacité, ce qui confirme les autres résultats concernant cette région du monde.

D'un point de vue méthodologique, nous soulignerons que la mesure de l'efficacité des agriculteurs pose des problèmes assez complexes lorsque sont prises en considération l'endogénéité des quantités d'intrants, la simultanéité des décisions de production et de consommation et surtout la production agricole multiproduit. Ce dernier point, totalement absent de la littérature, et pourtant incontournable dans les systèmes agraires africains, rend problématique l'estimation de fonctions de

production pour mesurer la contribution de l'éducation à l'efficacité. En adoptant une approche duale, nous montrerons que, dans un cadre extrêmement général, il est possible d'obtenir un indicateur synthétique de l'effet de l'éducation sur toutes les cultures, en terme d'efficacité technique et d'efficacité d'allocation tout à la fois.

MÉTHODE

Dans sa version la plus simple, le problème empirique que nous allons considérer d'abord est le suivant : un agriculteur éduqué est-il capable de produire davantage, avec une quantité donnée de facteurs, qu'un agriculteur moins éduqué ? On le voit, la question porte ici sur la technique de production, c'est-à-dire la capacité à utiliser plus ou moins efficacement des facteurs, capacité que l'on décrit formellement par une fonction de production. L'approche directe qui est le plus souvent utilisée par les auteurs consiste à définir une fonction de la forme $y = f(X, E)$ où y est la quantité de produit, X un vecteur de facteurs et E une mesure de l'éducation. L'éducation augmente l'efficacité technique si $f'_E > 0$. En donnant à f une forme fonctionnelle, on estime alors le coefficient de E par les moindres carrés ordinaires (MCO).

Cette démarche présente pourtant deux difficultés. D'une part, on néglige, en procédant ainsi, la simultanéité des décisions de production : des chocs ou des caractéristiques individuelles, que l'économètre n'observe pas, conditionnent à la fois les quantités de facteurs utilisées et le niveau de production. Depuis Marshak et Andrews (1944) et Zellner *et al.* (1966), cette question a donné lieu à d'abondantes discussions mais elle ne semble pas parfaitement tranchée : il reste difficile de se prononcer avec assurance sur l'existence ou la nature du biais d'endogénéité.

D'autre part (et c'est un point plus essentiel), un même agriculteur cultive généralement plusieurs produits à la fois et l'information sur le détail des quantités de facteurs allouées à chacune des cultures fait le plus souvent défaut à l'observateur. En outre, dans certaines agricultures (comme en Côte-d'Ivoire), des productions différentes sont associées sur une même parcelle ; dans ce cas, il est impossible, même en principe, de leur assigner individuellement des quantités de facteurs. On ne peut pas envisager, dans ces conditions, d'estimer une fonction de production pour chaque produit. D'ailleurs, avec les données sur la Côte-d'Ivoire que nous utiliserons, on serait contraint par le petit nombre d'observations disponibles par type de culture.

La méthode que nous proposons ici permet de surmonter ces deux difficultés. En effet, nous allons estimer une fonction de profit qui dépend pour l'essentiel de variables exogènes (prix et facteurs fixes), aussi les problèmes de simultanéité seront-ils simples à résoudre. En outre,

l'information sur toutes les cultures étant agrégée dans la fonction de profit, il n'est plus utile d'observer la destination des facteurs. En contrepartie, l'indicateur d'efficacité est global : il est impossible de distinguer les cultures pour lesquelles l'éducation est une source d'efficacité plus ou moins grande.

En exploitant la théorie de la dualité, nous allons montrer que, lorsque l'allocation des ressources est optimale, l'approche par la fonction de profit décrit sans perte d'information (mais de façon agrégée) les techniques de production. Elle est donc équivalente à l'estimation de fonctions de production, mais plus simple à mettre en œuvre. Il en est autrement si on admet qu'il peut exister des erreurs d'allocation. On aborde là un point essentiel de la littérature sur la production agricole et l'éducation, dû à Welch (1970). Cet auteur propose de distinguer l'effet de l'éducation sur l'efficacité technique ("*worker effect*") de son effet d'allocation. Ce dernier existe lorsque l'éducation permet à un agriculteur de choisir des plans de production plus efficaces, étant donnés les prix des facteurs et des produits et les contraintes techniques. C'est admettre que les conditions d'optimalité ne sont pas vérifiées en général, tout en reconnaissant que les plus éduqués peuvent être plus proches de l'optimum. Comme la fonction de profit traduit la rentabilité de l'activité agricole, elle est affectée par les erreurs d'allocation. L'effet de l'éducation que nous allons mesurer combine ainsi les effets techniques et les effets d'allocation, alors que l'estimation de fonctions de production ne permet d'identifier que les premiers.

Production agricole multiproduit dans un modèle de ménages ruraux non récursif

Une fonction de profit de la forme :

$$\Pi(p, w, E)$$

où p représente le vecteur des prix des produits et w celui des prix des facteurs peut être obtenue en appliquant la théorie du producteur, c'est-à-dire en supposant que l'agriculteur, ou le ménage agricole, maximise son profit agricole. Pourtant, il peut arriver que cette hypothèse de comportement soit incorrecte lorsque le ménage produit et consomme à la fois certains biens (typiquement les produits et le travail agricoles). Si les prix de ces biens sont exogènes, le modèle est dit récursif et on peut appliquer la théorie du producteur. Si en revanche certains prix sont endogènes, alors on ne peut pas séparer les décisions de production des décisions de consommation du ménage (Singh *et al.*, 1986). Pour prendre en compte cette éventualité, nous devons utiliser un modèle de ménages ruraux a priori non récursif.

Nous considérons un ménage qui maximise une fonction d'utilité dont les arguments sont la consommation et le loisir (ce dernier terme est utilisé par commodité, mais il peut inclure du travail domestique non agricole). Une partie (L) du temps familial disponible total (N) est attribuée au travail agricole, et une autre partie (L^{na}) peut être consacrée à des activités non-agricoles rémunérées au taux $w(E)$; le solde constitue le loisir. D'autre part, nous considérons une fonction de production agricole multiproduit sans autre restriction que les propriétés usuelles de convexité et de dérivabilité (et quelques autres propriétés techniques, voir Chambers, 1988). Enfin, nous distinguons deux biens dans la fonction d'utilité (outre le loisir): un bien acheté sur le marché, C , et un bien a produit par le ménage et autoconsommé, tout ou partie, dont la consommation est notée C_a (il pourrait y avoir plusieurs biens de ce type et les résultats se généraliseraient sans difficulté).

Le programme est donc :

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{Max } u(C, C_a, N - L - L^{na}) \\ C = p_a(y_a - C_a) + \sum_{i \neq a} p_i y_i - w'X + w(E)L^{na} \\ s/c \quad G(Y, X, L, E) \leq 0 \\ C_a \leq y_a \\ L^{na} \geq 0 \end{array} \right.$$

où p_a est le prix de marché du bien a , y_a la quantité produite par le ménage, Y est le vecteur de tous les produits (d'éléments y_i) et G la fonction de production. Avec cette convention de signe, on doit avoir $G'_E < 0$ si l'éducation augmente l'efficacité technique de l'agriculteur et $G'_E = 0$ si elle est sans effet.

Si on note λ , γ et μ les multiplicateurs de Lagrange respectivement associés aux deuxième, troisième et quatrième contraintes, les conditions de Kuhn et Tucker s'écrivent :

$$\begin{aligned} u'_C p_i &= \lambda G'_{y_i} & \forall i \neq a \\ -u'_C w_k &= \lambda G'_{xk} & \forall k \\ -u'_H - \lambda G'_L &= 0 \\ u'_C w(E) - u'_H + \mu &= 0 \\ u'_C p_a - \lambda G'_{y_a} + \gamma &= 0 \\ u'_C - u'_C p_a - \gamma &= 0 \\ G(Y, X, L, E) &= 0 \\ \mu L^{na} &= 0 \\ \gamma(C_a - y_a) &= 0 \end{aligned}$$

où i et k sont les indices des produits et des facteurs, respectivement, et u'_H dénote la dérivée de la fonction d'utilité par rapport au loisir. Lorsque $L^{na} > 0$, le coût d'opportunité du travail agricole fourni par le

ménage est $w(E)$; en revanche, si $L^{na} = 0$, ce coût est totalement endogène. On peut, comme le fait Jacoby (1993), définir le profit de manière à tenir compte de ce coût, qu'il soit endogène ou exogène. A condition de renoncer à prendre en compte d'éventuels effets d'allocation du travail entre activités agricole et non-agricole, cette approche n'est cependant pas utile dans le présent contexte. Considérons, en effet, un profit défini par :

$$\Pi = p'Y - w'X$$

c'est-à-dire sans tenir compte du coût implicite du travail familial. En le dérivant par rapport à l'éducation au voisinage de l'optimum, il vient :

$$\begin{aligned} \frac{d\Pi}{dE} &= \sum_{i \neq a} p_i \frac{dy_i}{dE} + p_a \frac{dy_a}{dE} - \sum_k w_k \frac{dx_k}{dE} \\ &= \frac{\lambda}{u'_C} \left(\sum_i G'_{yi} \frac{dy_i}{dE} + \sum_k G'_{xk} \frac{dx_k}{dE} \right) - \frac{\gamma}{u'_C} \frac{dy_a}{dE} \end{aligned}$$

Or, en dérivant la contrainte $G(Y, X, L, E) = 0$, on a :

$$\sum_i G'_{yi} \frac{dy_i}{dE} + \sum_k G'_{xk} \frac{dx_k}{dE} + G'_L \frac{dL}{dE} + G'_E = 0$$

d'où l'on tire :

$$\frac{d\Pi}{dE} = \frac{\lambda}{u'_C} (-G'_E) + \left(\frac{u'_H}{u'_C} \right) \frac{dL}{dE} - \frac{\gamma}{u'_C} \frac{dy_a}{dE} \quad (1)$$

Supposons d'abord que le ménage ne consomme pas *toute* sa production de bien a . Alors $\gamma = 0$ et on obtient l'équation :

$$\frac{d\Pi}{dE} = \frac{\lambda}{u'_C} (-G'_E) + \left(\frac{u'_H}{u'_C} \right) \frac{dL}{dE} \quad (2)$$

Si on estime alors une fonction de profit en forme réduite, soit :

$$\Pi(w, p, N, E)$$

le coefficient de l'éducation mesure les termes de l'équation (2), c'est-à-dire l'effet de E sur l'efficacité technique *et* sur l'allocation du travail familial. En revanche, à offre de travail agricole familial constante ($dL = 0$), le coefficient de l'éducation dans la fonction de profit ne mesure plus que l'effet de l'éducation sur l'efficacité technique : par la dualité, on peut donc fonder un test sur le signe de $d\Pi/dE$, qui est positif si $G'_E < 0$, car λ est strictement positif.

La forme semi-réduite qui permet de tenir constante l'offre de travail agricole familial s'obtient en notant :

$$v(w, p, N, E) = \frac{u'_H}{u'_C}$$

le prix implicite du travail agricole familial. La fonction de profit s'écrit alors :

$$\Pi(w, p, v(w, p, N, E), E)$$

(remarquons que ce prix vaut $w(E)$ lorsque $L^{na} > 0$ et $\mu = 0$). Mais, l'offre de travail étant une fonction monotone de son prix, on peut substituer ce dernier, ce qui permet d'écrire :

$$\Pi(w, p, L(w, p, N, E), E)$$

qui constitue la fonction à estimer. Comme le temps familial disponible total (N) n'intervient pas dans le profit autrement qu'à travers l'offre de travail (ou son prix implicite), cette variable et les autres caractéristiques des ressources humaines du ménage peuvent servir d'instruments pour L (qui est endogène).

Il est important de souligner une implication de l'équation (2). Si l'éducation a un effet négatif sur la quantité de travail agricole familial ($dL/dE > 0$), alors une estimation du profit *en forme réduite*, c'est-à-dire sans contrôler la quantité de travail, peut (lorsque G'_E est assez petit en valeur absolue) faire apparaître un effet négatif de l'éducation sur le profit, qui est compatible avec l'existence d'un effet positif sur l'efficacité ($G'_E < 0$) avec les conventions choisies). Dans un cadre plus simple, Khandker (1986) montre que l'effet de l'éducation sur le travail agricole familial est en général indéterminé. Mais, au moins dans le cas où le ménage offre du travail hors-ferme ($L^{na} > 0$), il est intuitif que le travail agricole familial diminue avec l'éducation si celle-ci augmente davantage la productivité marginale du travail non agricole que celle du travail agricole. On verra qu'un tel effet de l'éducation sur l'activité agricole est effectivement observé en Côte-d'Ivoire.

Pour finir, il reste à étudier le cas où le produit agricole a est entièrement consommé par le ménage ; sur cette solution de coin, le prix implicite (u'_C/u'_a) est supérieur au prix de marché p_a . Cependant le profit est calculé en mesurant la production au prix de marché. Le dernier terme de l'équation (1) constitue alors un biais lorsqu'on estime les formes réduites ou semi-réduites. On peut toutefois tester l'existence d'un tel biais en utilisant les prix de marché car :

$$\frac{d}{dE} (p_a y_a) = p_a \frac{dy_a}{dE}$$

Ces tests ne sont pas très puissants car il faut traiter chaque produit séparément et peu de ménages sont en solution de coin pour chaque produit. En retenant les produits pour lesquels il y a entre 32 et 127 observations, des estimations en forme réduite indiquent que l'éducation n'a

pas d'effet⁽¹⁾, aussi pouvons-nous considérer que $dy_a/dE = 0$ et ce biais peut être négligé.

Effet technique, effet d'allocation

Dans le cadre d'analyse ci-dessus, l'efficacité d'allocation est supposée parfaite (c'est-à-dire que les conditions d'optimalité de Kuhn et Tucker sont vérifiées). Que reste-t-il de la construction élaborée dans la section précédente si cette hypothèse est abandonnée ? L'intuition est que $d\Pi/dE$ combine les effets d'efficacité technique et les effets d'allocation. Pour faciliter l'exposition, nous allons considérer un facteur et un produit, mais il est possible de généraliser le résultat à une fonction multiproduit. En suivant Lau et Yotopoulos (1971), on peut caractériser l'erreur d'allocation en écrivant :

$$\frac{\partial f}{\partial x}(x, E) = \rho c$$

où c est le ratio du prix du facteur sur le prix du produit et f la fonction de production. Le profit est maximisé lorsque $\rho = 1$. Appelons $\Pi^o(c, E; \rho)$ le profit observé (et peut-être sous-optimal) ; on montre que :

$$\Pi^o(c, E; \rho) = \Pi(\rho c, E) + (\rho - 1)c \cdot x(\rho c, E)$$

Le premier terme de droite est le profit maximum (classique) que l'on pourrait obtenir si le prix relatif était ρc . Le deuxième terme mesure la différence entre le coût du facteur à ce prix fictif et le coût effectivement supporté par le producteur ($x(\rho c, E)$ étant la fonction de demande). On peut montrer que Π^o décroît lorsque ρ s'éloigne de 1 dans n'importe quelle direction.

En suivant Welch (1970), on suppose maintenant que l'inefficacité d'allocation dépend de l'éducation, si bien que $\rho = \rho(E)$ avec $\rho(E) \geq 1$ et $\rho'_E \leq 0$ ou bien $\rho(E) \leq 1$ et $\rho'_E \geq 0$. Après quelques simplifications et en appliquant le lemme de Hotelling, il vient :

$$\frac{d\Pi^o}{dE} = \frac{d\Pi}{dE} + c(\rho(E) - 1) \left\{ \frac{\partial x}{\partial E} + \rho'_E \frac{\partial x}{\partial(\rho(E)c)} \right\}$$

Dans cette expression, le terme $d\Pi/dE$ mesure l'effet de l'éducation sur l'efficacité technique, conformément à la démonstration de la section précédente. Le dernier terme contient l'effet d'allocation, caractérisé par l'élément $(\rho(E) - 1)\rho'_E$ (sous hypothèse de convexité, $\partial x/\partial(\rho c)$ est négatif, si bien que l'effet d'allocation est bien positif). Notons toutefois la

⁽¹⁾ Ce résultat peut être lié au faible nombre d'observations, mais cela même rend le biais négligeable.

présence d'un terme parasite, $\partial x / \partial E$, dont le signe dépend de la complémentarité entre l'éducation et le facteur de production et qui n'a pas de place claire dans la division effet technique/effet d'allocation⁽²⁾. C'est néanmoins un effet de l'éducation sur le profit, qui a des implications sur les rendements privés de l'éducation, aussi est-il légitime de le mesurer en même temps que les autres effets.

En conclusion, si l'hypothèse d'optimalité d'allocation est relâchée, la fonction de profit ne reflète plus simplement les techniques de production, car elle rend compte à la fois de ces techniques et des effets d'allocation : en utilisant l'approche duale, et à la différence de la plupart des auteurs, nous mesurons donc le rôle de l'éducation sous ces deux aspects simultanément.

ANALYSE EMPIRIQUE

Présentation des données

Nous utilisons pour tester le modèle ci-dessus, et déterminer l'effet de l'éducation sur l'efficacité de la production agricole, l'enquête sur les niveaux de vie des ménages (*Living Standards Measurement Study*) effectuée par le gouvernement ivoirien avec le soutien de la Banque mondiale. La vague de 1985 dont nous nous servons contient 1 600 ménages, parmi lesquels nous retenons ceux qui déclarent une production agricole et fournissent du travail agricole familial sur leur exploitation. Ces données microéconomiques couvrent l'ensemble du territoire ivoirien et leur représentativité est basée sur le recensement de 1975. Le questionnaire, soumis en deux passages, contient un très grand nombre d'informations sur tout ce qui a trait aux niveaux de vie, en particulier les revenus, agricoles ou non, le travail des membres du ménage et leur éducation.

L'enquête est décrite en détail par Ainsworth et Muñoz (1986) et Grootaert (1986). Bien que ces auteurs insistent sur sa fiabilité, elle n'est pas parfaitement adaptée à l'analyse de la production agricole. Les enquêteurs ne mesurent pas directement les quantités produites mais font appel aux souvenirs du chef de famille ; les unités de mesure ne sont pas homogènes et le calcul des prix unitaires des produits est parfois problé-

⁽²⁾ Il suit que, contrairement à ce que l'on suppose parfois (Vijverberg, 1995, par exemple), l'effet d'allocation ne peut pas être identifié, en toute généralité, comme la différence entre l'effet total de l'éducation et son effet sur l'efficacité technique.

matique⁽³⁾. Il faut par conséquent garder à l'esprit que la plupart des variables sont sujettes à des erreurs de mesure. Enfin, les prix des intrants ne sont pas disponibles et nous ne connaissons que la valeur totale utilisée dans l'année.

Tableau 1.
Statistique descriptive

	Moyenne	Ecart-type
Chef de ménage scolarisé (0,1)	0,18	0,39
Education primaire du chef de ménage (0,1)	0,14	0,35
Education secondaire du chef de ménage (0,1)	0,04	0,19
Education du chef de ménage (années)	0,97	2,35
Education moyenne des actifs agricoles (années)	1,07	1,75
Profit agricole (CFA)	547 119	644 030
Travail agricole familial (heures)	5 377	4 767
Travail agricole des femmes (heures)	3 021	2 959
Travail agricole des hommes (heures)	2 320	2 600
Superficie de terres (ha)	5,65	4,41
Valeur des terres (CFA)	584 233	1 164 409
Capital productif (CFA)	14 191	21 445 884
Encadrement agricole (0,1)	0,20	0,40
Utilisation d'intrants chimiques (0,1)	0,57	0,24
Age du chef	50,07	14,01
Nbre de membres > 7 ans	6,59	3,75
Sexe du chef de ménage (0,1)	0,94	0,23
Chef de ménage ivoirien (0,1)	0,91	0,28
Père du chef de ménage scolarisé (0,1)	0,02	0,13
Polygamie (0,1)	0,29	0,46
<i>Zones</i>		
Zones urbaines	0,12	0,32
Forêt est	0,17	0,38
Forêt ouest	0,24	0,43
Savane	0,30	0,46
Lagunes	0,03	0,20
Pays Baoulé	0,13	0,34
Nombre d'observations	658	

Outre certains ménages pour lesquels les valeurs étaient aberrantes, nous avons éliminé de l'échantillon ceux dont le profit agricole était négatif ou nul, ainsi que ceux engagés dans des relations de métayage, leurs déclarations de production étant ambiguës : l'introduction possible

⁽³⁾ Je remercie Thierry Magnac et Sylvie Lambert dont j'ai utilisé le programme de calcul des prix.

d'un biais de sélection dans l'échantillon qui en résulte sera discutée et prise en compte plus bas. Le profit est calculé en additionnant les valeurs de toutes les productions agricoles (y compris les quantités autoconsommées dont la valeur de marché est déterminée par l'enquêteur lui-même) et en retranchant la valeur de tous les facteurs utilisés, y compris ceux concernant le stockage et le transport vers un marché, ainsi que le travail agricole salarié (ce dernier et le travail familial n'étant pas supposés homogènes a priori). La quantité de travail familial est exprimée en heures annuelles sur la base des souvenirs des membres du ménage : le biais d'erreur de mesure qui pourra en résulter dans l'estimation sera cependant supprimé par l'instrumentation de cette variable.

L'éducation est mesurée par le niveau de la dernière année d'école suivie par un individu, sans que soient connus les éventuels redoublements. Ajouté aux réalités sans doute diverses des conditions d'enseignement selon les régions, mais aussi selon les générations, cela en fait une mesure assez hétérogène de la contribution de l'école au capital humain des individus, mais c'est malheureusement la seule disponible. Dans la littérature sur ce sujet, on s'intéresse principalement à l'éducation du chef de famille, mais nous examinerons également l'effet de l'éducation moyenne des membres du ménage qui travaillent sur l'exploitation. Cette dernière variable est en principe endogène, comme l'est la quantité de travail agricole familial, tandis que l'éducation du chef de famille, même si elle pose certains problèmes discutés plus bas, est au moins prédéterminée. Nous utiliserons une autre variable de capital humain : l'existence de contacts avec un agent d'encadrement agricole, et nous verrons que l'effet de cette variable est très différent de celui de l'éducation scolaire.

Forme réduite : éducation et activité agricole

Nous estimons d'abord la forme réduite de la fonction de profit, $\Pi(p, w, N, E)$, en prenant une forme fonctionnelle Cobb-Douglas et en utilisant tour à tour l'éducation du chef de famille et celle des actifs agricoles du ménage. Le prix des intrants n'étant pas disponible, on peut considérer, d'une part, que les indicatrices de zone capturent les principales variations de prix géographiques, et d'autre part, que, ces prix n'étant pas corrélés avec les autres variables, leur absence ne biaise pas l'estimation des paramètres. Seuls les prix des produits sont disponibles et sont introduits dans l'estimation : un grand nombre sont peu significatifs en raison de variations géographiques insuffisantes, mais seul un prix (celui du coton) a une élasticité significativement négative, contraire aux prédictions théoriques. Le temps de travail familial disponible (N) est mesuré par le nombre de membres du ménage âgés de plus de sept ans. Enfin, la fonction de profit dépend de la quantité de terre dont dispose le ménage, traitée comme un facteur quasi-fixe. La valeur

de la terre est également introduite, afin de tenir compte des différences de qualité et, malgré la probable imperfection des marchés fonciers, cette variable est significative.

Tableau 2.
Estimation du profit
en forme réduite
(MCO)

<i>Variable indépendante</i>	<i>Coefficient</i>	<i>t de Student (F de Fisher)</i>	<i>Coefficient</i>	<i>t de Student (F de Fisher)</i>
Education du chef (années)	-0,06	-3,68		
Education moyenne des actifs agric. (années)			-0,06	-3,19
Log(superficie de terres)	0,62	13,33	0,63	13,52
Log(valeur des terres)	0,10	4,31	0,10	4,53
Log(taille du ménage)	0,28	4,74	0,28	4,77
Age du chef	-0,01	-2,21	-0,00	-1,30
Log(prix des produits)		(2,62)		(2,73)
Indicatrices de zones		(5,99)		(6,96)
Constante	9,54	17,86	9,34	17,44
R ²	0,43		0,43	

Le profit agricole est en logarithme. Au seuil de 99%, le *F* de Fisher vaut 2,01 pour les prix et 3,04 pour les indicatrices de zone.

Nombre d'observations : 658

Les résultats sont extrêmement satisfaisants, les coefficients étant significatifs et de bon signe et le modèle ayant un pouvoir explicatif élevé. Le coefficient des variables d'éducation doit retenir notre attention : il est significativement négatif, une année d'éducation supplémentaire entraînant une réduction de 6 % du profit agricole. Ce résultat s'interprète à la lumière de l'équation (2). Le tableau 3, en effet, présente une estimation de la fonction d'offre de travail agricole familial. On y constate que les ménages d'agriculteurs les plus éduqués réduisent leur offre de travail agricole, probablement parce que le coût d'opportunité de leur temps est plus élevé, ce qui entraîne une diminution du profit agricole.

Nous mettons ainsi en évidence un effet de l'éducation sur la production agricole qui, d'un point de vue de politique économique, peut être plus important que son effet sur l'efficacité : l'éducation conduit les ménages à réduire leur activité agricole. C'est le résultat probable d'un déséquilibre entre les rendements de l'éducation dans les secteurs agricoles et non agricoles. En conséquence, l'éducation apparaît comme un instrument qui favorise la réallocation de la main-d'œuvre hors de l'agriculture. Bien que l'estimation d'une fonction de profit ne permette pas de le vérifier, il est probable que cet effet se traduise par une réduction de la production agricole totale.

Tableau 3.
Estimation du travail
agricole familial
(MCO)

<i>Variable indépendante</i>	<i>Coefficient t de Student (F de Fisher)</i>		<i>Coefficient t de Student (F de Fisher)</i>	
Education du chef (années)	-0,06	-3,89		
Education moyenne des actifs agric. (années)			-0,07	-3,84
Log(superficie de terres)	0,17	3,73	0,17	3,87
Log(valeur des terres)	-0,07	-3,07	-0,06	-2,65
Log(taille du ménage)	0,77	13,71	0,78	13,76
Age du chef	-0,00	-1,24	-0,00	-0,27
Log(prix des produits)			(2,74)	(2,58)
Indicatrices de zone			(13,47)	(14,29)
Constante	6,87	13,32	6,66	12,90
R ²	0,49		0,49	

Le travail agricole familial est en logarithme. Au seuil de 99 %, le F de Fisher vaut 2,01 pour les prix et 3,04 pour les indicatrices de zone.

Nombre d'observations : 658

Forme structurelle : éducation et efficacité

Nous estimons maintenant la fonction

$$\Pi(w, p, L(w, p, N, E), E)$$

en contrôlant la quantité de travail familial, ce qui permet d'évaluer l'effet de l'éducation non plus sur le volume d'activité agricole mais sur l'efficacité. Les résultats sont présentés dans le tableau 4. Le capital servant à la production agricole et l'encadrement agricole peuvent être considérés soit comme des facteurs pour lesquels nous ne disposons pas de prix, soit comme des facteurs quasi-fixes. Dans tous les cas, il convient de les introduire dans l'estimation. Par ailleurs, Jamison et Moock (1984) insistent sur le fait que des variables caractérisant le contexte familial et social doivent être ajoutées afin de tenir compte de caractéristiques pouvant être corrélées avec l'éducation. Cependant, l'éducation du père du chef de famille, souvent considérée comme une mesure de ces caractéristiques, n'est pas significative et ne modifie pas les coefficients (nous verrons en revanche qu'elle constitue un bon instrument pour l'éducation du chef de famille); elle n'est donc pas présentée dans le tableau 4.

Bien qu'il soit plus petit en valeur absolue que dans l'estimation en forme réduite, le coefficient de l'éducation du chef de famille est toujours négatif (mais tout juste significatif). L'éducation des actifs agricoles a un effet également négatif, mais non significatif. Si on utilisait la matrice de variance-covariance convergente de White, les variances des estimateurs seraient légèrement plus grandes, sans que cela ne change les

conclusions. En outre, l'hypothèse d'homoscédasticité ne peut pas être rejetée, même à des seuils d'erreur élevés.

Tableau 4.
Fonction de profit
agricole
(variables
instrumentales)

Variable indépendante	Coefficient t de Student (F de Fisher)		Coefficient t de Student (F de Fisher)	
Education du chef (années)	-0,04	-1,98		
Education moyenne des actifs agric. (années)			-0,03	-1,53
Log(travail agr. familial)	0,32	4,32	0,31	4,19
Encadrement agricole	0,18	2,11	0,17	1,98
Log(capital productif)	0,02	2,26	0,02	2,30
Log(superficie de terres)	0,53	9,94	0,54	10,11
Log(valeur des terres)	0,11	4,85	0,12	4,86
Expérience du chef	0,01	0,47	0,01	1,35
Expérience du chef au carré	-0,0001	-0,81	-0,0002	-1,52
Log(prix des produits)			(2,27)	(2,39)
Indicatrices de zone			(5,25)	(5,62)
Constante	7,32	9,46	7,15	9,37
R ²	0,41		0,41	
Test de suridentification	$\chi^2(2) = 0,26$		$\chi^2(2) = 0,30$	
Test de Wu-Hausman	F(1,627) = 10,12		F(1,627) = 9,08	

Le profit agricole est en logarithme. Les instruments sont la taille du ménage, la proportion d'hommes parmi les adultes et une indicatrice pour la polygamie.

Au seuil de 99 %, le F de Fisher vaut (2,01) pour les prix et (3,04) pour les indicatrices de zone. Les seuils à 5 % des $\chi^2(2)$ et F(1,627) sont respectivement (5,99) et (3,84). Nombre d'observations : 658

Les variables d'encadrement agricole et de capital productif sont significatives et de bon signe, mais les introduire ne modifie pas le coefficient de l'éducation (avec laquelle elles ne sont d'ailleurs pas corrélées). Soulignons l'effet positif de l'encadrement agricole : à la différence de l'éducation scolaire, il produit un capital humain *spécifique* (au sens de Becker, 1975) à l'activité agricole. Cependant, en Côte-d'Ivoire, le service d'encadrement agricole est souvent associé à l'accès à certains types d'intrants (engrais chimiques, insecticides) dont les marchés sont imparfaits. Il est donc difficile de savoir si on a affaire à un pur effet de capital humain, ou si le coefficient élevé reflète en partie ce phénomène. En outre, il existe probablement une sélection des individus bénéficiant de l'encadrement agricole, source de biais dans l'estimation (ainsi, Carter, 1989, par exemple, observe que les différences d'efficacité entre les paysans nicaraguayens qui bénéficient de l'accès au crédit et ceux qui n'en bénéficient pas sont liées à des caractéristiques intrinsèques des individus et non à un effet direct du crédit).

Parce que les plus éduqués sont aussi les plus jeunes, l'éducation du chef de famille et son expérience (on définit l'expérience par l'âge, moins le nombre d'années d'éducation, moins six) sont fortement colinéaires, aussi les coefficients de l'expérience sont-ils mal identifiés ; ils décrivent toutefois la concavité attendue.

Pour tenir compte de l'endogénéité du travail agricole des membres du ménage, nous utilisons un estimateur à variables instrumentales. Les instruments sont la taille du ménage, la proportion d'hommes parmi les adultes et une variable indicatrice pour la polygamie. L'élasticité du travail familial passe de 0,13 (si on estimait l'équation par les MCO) à 0,32 (dans la spécification avec éducation du chef de ménage). Le capital productif devrait également être instrumenté, mais nous ne disposons pas d'instruments efficaces. Si le coefficient du travail est fortement affecté par l'instrumentation, on constate que les autres coefficients se modifient à peine.

Un test d'Hausman (Hausman, 1978) permet de tester l'hypothèse nulle selon laquelle le travail n'est pas endogène (dans ce cas, les MCO ne seraient pas biaisés et l'estimation instrumentale serait inefficace). Les statistiques, qui suivent une loi χ^2_1 , permettent de la rejeter largement. D'autre part, un test de suridentification (Hausman, 1983) permet de tester l'hypothèse jointe que le modèle est correctement spécifié et que les instruments sont bien exogènes. L'hypothèse nulle ne peut pas être rejetée, si bien que la spécification et l'instrumentation semblent correctes.

Une erreur de spécification peut exister si le travail des différents membres du ménage n'est pas homogène comme on l'a supposé jusqu'ici. De fait, une division sexuelle du travail agricole existe en Afrique sub-saharienne selon les cultures (cultures vivrières, cultures commerciales) mais surtout selon les tâches, hommes et femmes collaborant sur les mêmes parcelles (Riss, 1989 ; Savané, 1986). Si on le néglige, ce phénomène, qui a attiré l'attention des économistes dans la littérature récente (von Braun et Webb, 1989 ; Jacoby, 1992 et 1995), peut entraîner un biais dans l'estimation de l'effet de l'éducation. Il suffit pour cela que le coefficient du travail dans la fonction de profit soit différent pour les hommes et les femmes, et que l'éducation affecte différemment le comportement d'offre de travail agricole des deux sexes. Le tableau 5 présente une spécification qui tient compte de cette spécialisation : le coefficient de l'éducation n'est pas affecté par rapport aux estimations précédentes. En outre, un test d'égalité entre les coefficients du travail masculin et féminin ne rejette pas l'égalité.

Notons enfin qu'une forme translog donnerait une meilleure approximation (au second ordre) de la fonction de profit. Cependant, les faibles variations géographiques de prix entraînent de fortes colinéarités lorsque de nombreuses variables sont croisées entre elles. Aussi, avons-nous estimé une forme fonctionnelle dans laquelle toutes les variables étaient croisées, à l'exception des prix. Le pouvoir explicatif de la régres-

sion augmente peu par rapport à la forme Cobb-Douglas et les variances des estimateurs souffrent des multicollinéarités. La taille de l'exploitation et l'éducation du chef de ménage sont complémentaires, mais l'effet croisé de l'éducation avec le travail agricole familial est négatif. Les autres variables faisant apparaître l'éducation ne sont pas significatives (résultat non reproduit). Si l'effet de l'éducation du chef de ménage, qui dépend dans cette spécification de toutes les autres variables, est calculé pour chaque ménage de l'échantillon, aucun effet positif n'apparaît.

Tableau 5.
Estimation du profit
agricole : distinction
du travail agricole
par sexe
(variables
instrumentales)

<i>Variable indépendante</i>	<i>Coefficient</i>	<i>t de Student</i> (<i>F de Fisher</i>)
Education du chef (années)	-0,04	-2,21
Log(travail agr. masculin)	0,08	3,52
Log(travail agr. féminin)	0,10	2,54
Encadrement agricole	0,19	2,14
Log(capital productif)	0,02	2,00
Log(superficie de terres)	0,56	10,48
Log(valeur des terres)	0,12	4,86
Expérience du chef	0,01	0,77
(Expérience du chef)	-0,0001	-1,06
Log(prix des produits)		(2,16)
Indicatrices de zone		(4,94)
Constante	8,64	13,64
R ²	0,40	
Test d'égalité hommes/femmes		F(1,627)=0,27

Le profit agricole est en logarithme. Instruments : voir tableau 4.

Au seuil de 99 %, le *F* de Fisher vaut (2,01) pour les prix et (3,04) pour les indicatrices de zone. Le seuil à 5 % du *F*(1,627) est (3,84).

Nombre d'observations : 658.

Ainsi, un résultat ressort avec netteté : l'éducation du chef de ménage, comme celle des actifs agricoles, n'a pas d'effet sur l'efficacité agricole. Il est robuste à diverses spécifications. Nous allons maintenant discuter plus en détail les variables d'éducation retenues, leur interprétation et leur possible endogénéité.

ÉDUCATION PRIMAIRE, ÉDUCATION SECONDAIRE

Variables d'éducation

Quelle mesure de l'éducation, celle du chef ou celle de l'ensemble des actifs agricoles du ménage, est la plus pertinente ? Pour Ram (1980) par exemple, l'éducation du chef capture davantage les effets d'allocation si celui-ci contrôle les décisions de production. Traditionnellement, le chef

de lignage chez les Gouro de Côte-d'Ivoire, par exemple, possédait un droit sur toute la production et la répartissait (Meillassoux, 1964). Désormais, et avec le développement des cultures commerciales, il semble que les hommes disposent du produit des cultures de rente et les femmes de celui des cultures vivrières. Une plus grande autonomie des comportements de production des membres du ménage, dans un système domestique éclaté, conduirait à préférer une variable d'éducation qui résume le niveau d'éducation de l'ensemble des producteurs dans le ménage. Mais, d'une part, l'éducation du chef et celle des membres de sa famille sont fortement corrélées, et d'autre part, on s'attend à ce qu'il existe de fortes externalités au sein de la famille (du type de celles qui sont observées entre voisins dans l'agriculture indienne par Foster et Rosenzweig, 1995) même s'il existe une certaine autonomie de décision. Les deux variables d'éducation peuvent donc être légitimement considérées. Notons qu'une variable mesurant le niveau d'éducation maximum atteint par un membre du ménage a un effet non significatif.

Comme nous l'avons indiqué en présentant les données, le niveau d'étude que nous observons constitue une mesure assez hétérogène du capital humain que produit l'école. Ajoutons que la qualité de l'enseignement est tout-à-fait incertaine. Nous ne disposons pas d'information pour en juger, mais une enquête semblable à celle-ci, effectuée au Ghana, contient des tests de connaissance. Les travaux de Glewwe (1991) sur ces données font apparaître que les six premières années d'école primaire ont un effet médiocre sur l'acquisition de connaissances, qui se traduit d'ailleurs par un taux de rendement de l'éducation très faible à ce niveau. Si ce résultat pouvait être étendu à la Côte-d'Ivoire, il ne serait pas surprenant que l'éducation n'augmente pas l'efficacité des agriculteurs, surtout si, comme le suggère le tableau 1, le niveau d'éducation dans ce pays est extrêmement bas. Nous allons donc considérer deux nouvelles variables d'éducation, des indicatrices pour les deux situations suivantes : le chef de ménage a suivi l'enseignement primaire uniquement et le chef de ménage a suivi l'enseignement secondaire. Si la première est sans doute une variable fourre-tout, la seconde permet de repérer les quelques individus (4 % de l'échantillon) qui ont peut-être franchi un seuil qualitatif : ces individus, qui ont réussi un examen de passage, ont certainement fait preuve d'une assiduité peu fréquente en milieu rural.

Les résultats présentés dans le tableau 6 sont frappants. Tout l'effet négatif de l'éducation du chef de ménage est capturé par l'éducation secondaire. Comme on s'y attend, l'éducation primaire n'a en revanche aucun effet (si on découpe le cycle scolaire différemment, aucun résultat de ce type n'apparaît, ce qui confirme le caractère qualitatif du seuil de l'éducation secondaire).

Etant donné le petit nombre de chefs de ménage ayant une éducation secondaire, il est à craindre qu'une poignée d'individus au comporte-

ment atypique affecte l'estimation. Aussi, avons-nous éliminé de l'échantillon les ménages dont la présence modifiait significativement l'estimation des paramètres (*studentisation*): le coefficient de l'éducation secondaire est alors passé de -0,7 à -0,5 mais en restant fortement significatif.

Tableau 6.
Fonction de profit
agricole avec
éducation primaire et
secondaire
(variables
instrumentales)

<i>Variable indépendante</i>	<i>Coefficient</i>	<i>t de Student</i> (<i>F de Fisher</i>)
Education primaire du chef	-0,01	-0,09
Education secondaire du chef	-0,71	-3,67
Log(travail agr. familial)	0,34	4,50
Encadrement agricole	0,18	2,08
Log(capital productif)	0,02	2,30
Log(superficie de terres)	0,51	9,60
Log(valeur des terres)	0,12	4,96
Expérience du chef	0,00	0,34
(Expérience du chef) ²	-0,0001	-0,69
Log(prix des produits)		(2,28)
Indicatrices de zone		(4,94)
Constante	7,18	9,36
R ²	0,42	

Le profit agricole est en logarithme. Les variables d'éducation sont des indicatrices. Instruments: voir tableau 4.

Au seuil de 99 %, le *F* de Fisher vaut (2,01) pour les prix et (3,04) pour les indicatrices de zone.

Nombre d'observations: 658.

Investissement éducatif endogène

Le résultat du tableau 6 fait craindre que, à travers l'éducation secondaire, on mesure diverses caractéristiques individuelles non observées qui affectent négativement l'efficacité agricole. On sait que l'éducation, même si elle est prédéterminée, est une variable de choix, pouvant ainsi être affectée par un biais d'endogénéité (Griliches, 1977). En général, on ne peut pas prédire la direction du biais, et on peut supposer, avec Willis et Rosen (1979), que la diversité des talents est source d'avantages comparatifs. Selon leur exemple bien connu, "*les plombiers (diplômés de l'enseignement secondaire) ont peut-être des capacités limitées comme avocats de haut niveau, mais, de la même manière, les avocats feraient certainement de moins bons plombiers que ceux qui ont effectivement choisi cette profession*" (p. 11). Dans ces conditions, on peut imaginer que ceux qui investissent dans l'éducation secondaire ont des aspirations ou des talents qui ne font pas d'eux les

meilleurs fermiers potentiels. De fait, l'éducation est sans doute recherchée pour son rendement hors du secteur agricole (cf. tableau 3).

Notons S une indicatrice qui prend la valeur 1 lorsque l'individu a suivi l'enseignement secondaire, et supposons qu'elle soit déterminée par un ensemble de variables Z et des aléas ou caractéristiques non observées, u , distribuées selon une loi normale. Alors,

$$P(S = 1) = P(Z\gamma + u > 0) = \Phi(Z\gamma)$$

où Φ est la cumulative de la distribution normale et γ un vecteur de paramètres.

Nous montrons dans l'annexe 1 (sous hypothèse de normalité) que si les résidus u et v sont corrélés, l'équation

$$\Pi = X\beta + \alpha S + v$$

est alors une spécification incorrecte et l'éducation devrait être instrumentée si bien que le modèle s'écrit :

$$E(\Pi) = X\beta + \alpha\Phi(Z\gamma)$$

Il s'agit d'une forme particulière d'un modèle à régime endogène qui peut être estimé en deux étapes (Maddala, 1983). On tire d'un probit sur S un estimateur convergent de $Z\gamma$ qui est ensuite remplacé dans la fonction de profit⁽⁴⁾. Afin que l'identification de α ne repose pas uniquement sur l'hypothèse de normalité, il faut disposer, dans le vecteur Z , d'instruments qui ne figurent pas dans X .

Le probit est présenté dans l'annexe 2. Les déterminants de l'éducation secondaire sont des caractéristiques individuelles exogènes (âge, zone) et l'éducation du père du chef de ménage. L'identification repose sur l'indicatrice qui vaut 1 si le père du chef de ménage a été scolarisé. Malheureusement, cette variable n'est pas significative et seuls l'âge et l'indicatrice de zones urbaines expliquent l'éducation secondaire. Notons encore que pour simplifier, l'équation est estimée avec l'âge et non l'expérience du chef de famille (ce qui a peu d'effet sur les autres paramètres). Le tableau 7 permet de comparer l'estimation avec et sans correction de l'endogénéité de l'éducation secondaire. On y trouve également une estimation classique à variables instrumentales où le niveau d'éducation du chef est "instrumenté" avec les mêmes instruments que l'éducation secondaire. Le travail agricole familial est toujours instrumenté.

⁽⁴⁾ Les variances présentées sont celles des moindres carrés ordinaires qui traitent l'estimateur de γ comme une donnée. Si on tenait compte de la variance de γ , les t de Student du tableau 7 seraient plus faibles (Maddala, 1983).

Tableau 7. Estimation du profit agricole avec et sans correction de l'endogénéité de l'éducation (variables instrumentales)

Variable indépendante	Coefficient	t de Student (F de Fisher)	Coefficient	t de Student (F de Fisher)	Coefficient	t de Student (F de Fisher)
Education secondaire du chef	-0,71	-4,03				
$\Phi(Z, \hat{y})$			-2,09	-3,07		
Ed. prédite du chef (années)					-0,11	-0,81
Log(travail agr. familial)	0,35	4,66	0,29	3,87	0,40	2,89
Encadrement agricole	0,18	2,08	0,16	1,90	0,19	2,11
Log(capital productif)	0,02	2,27	0,02	2,41	0,02	1,87
Log(superficie de terres)	0,51	9,55	0,55	10,27	0,48	3,94
Log(valeur des terres)	0,12	5,05	0,11	4,86	0,13	4,64
Age du chef	-0,00	-1,48	-0,01	-2,32	-0,01	0,92
Log(prix des produits)		(2,30)		(2,45)		(1,69)
Indicatrices de zone		(4,94)		(5,38)		(4,55)
Constante	7,26	9,50	8,05	10,42	7,15	7,58
R ²	0,41		0,42		0,37	
Test de suridentification					$\chi^2(2) = 0,14$	

Le profit agricole est en logarithme. Le travail agricole familial est toujours instrumenté (instruments : voir tableau 4). L'éducation du père du chef de ménage sert d'instrument dans la troisième colonne.

Au seuil de 99 %, le F de Fisher vaut (2,01) pour les prix et (3,04) pour les indicatrices de zone. Le seuil à 5 % du $\chi^2(2)$ est (5,99).

Nombre d'observations : 658.

On sait que l'erreur de mesure qui peut porter sur le niveau d'éducation entraîne un biais vers zéro (biais d'atténuation) qui pourrait expliquer un faible effet de l'éducation. En outre, comme le montre Griliches (1977), le fait d'ajouter à l'équation des variables corrélées avec l'éducation aggrave encore ce biais ; il faudrait cependant une erreur de mesure considérable pour qu'un paramètre positif soit estimé par une valeur négative. En tout état de cause, l'instrumentation de la variable d'éducation a pour effet secondaire de corriger le biais d'erreur de mesure. De fait, les coefficients de l'indicatrice d'éducation secondaire et de la variable de niveau d'éducation augmentent en valeur absolue lorsqu'ils sont instrumentés. Mais l'effet de l'éducation secondaire reste significatif tandis que le coefficient de l'éducation mesurée en années devient non significatif.

Dans la dernière colonne, le test de suridentification, qui concerne les trois instruments du travail agricole et l'éducation du père du chef de

ménage, ne rejette pas l'hypothèse nulle. Si, dans la spécification de la deuxième colonne, l'éducation du père du chef est ajoutée et croisée avec les autres termes du probit (âge et zones) pour tenir compte d'éventuelles non-linéarités, les coefficients ne sont pas significatifs. Il semble donc que la scolarisation du père du chef puisse constituer un instrument. Cet instrument est cependant peu efficace, ce qui entraîne des colinéarités, visibles par exemple dans le comportement de l'âge qui devient significatif en deuxième colonne (cette variable, rappelons-le, joue le principal rôle dans le probit). En outre, étant donnée la présence d'un fort effet de seuil, la variable (continue) de niveau d'éducation est mal prédite. Au total, cette tentative de tenir compte de l'endogénéité de l'éducation ne conduit pas à un résultat ferme. Il reste que la principale conclusion ne semble pas altérée : l'éducation n'augmente pas l'efficacité des agriculteurs.

Auto-sélection dans l'agriculture

Examinons dans ce paragraphe une dernière hypothèse : se pourrait-il que les agents éduqués, mais qui continuent de pratiquer l'agriculture, soient ceux dont les compétences générales sont tellement médiocres qu'ils n'ont pas pu trouver une activité non agricole à temps plein malgré leur niveau d'éducation ? Une telle explication suppose que ceux qui accèdent à l'enseignement secondaire ne sont pas systématiquement plus doués que les autres.

Pour corriger ce biais de sélection, il est possible de prendre comme population de référence tous les chefs de ménage dont le père avait l'agriculture pour activité principale. Comme l'enquête ne concerne pas uniquement les fermiers, certains de ces fils d'agriculteurs ont persévéré dans cette activité (ils constituent l'échantillon utilisé jusqu'ici), mais d'autres, que nous observons également, ont abandonné. Ces deux populations peuvent servir à déterminer la règle de sélection dans l'agriculture. En principe, il faudrait instrumenter l'indicatrice d'éducation secondaire, puis appliquer une procédure de correction de la sélection à deux étapes dans laquelle l'estimation de première étape, portant sur le choix de pratiquer l'agriculture, contiendrait l'éducation secondaire *prédite*. Cependant, cette procédure ne peut pas être mise en œuvre en raison du manque de variables pour instrumenter à la fois l'éducation et la sélection dans l'agriculture.

A défaut, nous négligeons l'endogénéité de l'éducation et nous utilisons un modèle classique de correction d'un biais de sélection. Si A est une variable latente positive lorsque le ménage est agricole, on a :

$$A = Z\gamma + u$$

où Z est à nouveau un vecteur de caractéristiques, γ un vecteur de paramètres et u un résidu normal et corrélé avec le résidu v de la fonction de profit, tel que u et v suivent une loi $N(0, 0; \sigma_u, \sigma_v; \rho)$. Il vient alors (Maddala, 1983) :

$$E(\Pi \mid A > 0) = X\beta + \alpha\delta + \rho\sigma_v \frac{\phi(Z\gamma)}{\Phi(Z\gamma)}$$

où ϕ est la densité de la loi normale et Φ sa cumulative.

Tableau 8.
Estimation du profit
agricole avec
sélection dans
l'agriculture

<i>Variable indépendante</i>	<i>Coefficient</i>	χ^2
Fonction de profit		
Education secondaire du chef	-0,54	6,54
Log(travail agr. familial)	0,11	9,46
Encadrement agricole	0,19	5,62
Log(capital productif)	0,03	8,18
Log(superficie de terres)	0,58	171,40
Log(valeur des terres)	0,10	21,44
Expérience du chef	0,01	0,74
(Expérience du chef) ²	-0,0001	1,70
Log(prix des produits)		(47,53)
Indicatrices de zone		(28,27)
Constante	9,05	217,62
ρ	-0,41	2,35
Nombre d'observations	658	
Equation de sélection		
Education secondaire du chef	-1,38	83,80
Age du chef	0,01	17,21
Sexe du chef	-0,75	19,19
Chef ivoirien	0,94	57,99
Education du père du chef (années)	0,46	2,46
Polygamie	0,32	9,27
<i>Indicatrices d'ethnie</i>		
Baoulé	0,34	6,85
Agni	0,54	7,78
Senoufo	0,31	4,09
Akan	-0,03	0,03
Bété	0,11	0,33
Constante	-0,36	2,12
Nombre d'observations	1071	
Log-vraisemblance	-1299,16	

Le profit agricole est en logarithme. La variable d'éducation est une indicatrice. Au seuil de 99%, le χ^2 vaut (32,0) pour les prix et (15,1) pour les indicatrices de zone. La log-vraisemblance concerne l'estimation des deux modèles à la fois. La corrélation entre les résidus des deux équations est mesurée par ρ .

Cette expression est estimée en deux étapes. Le probit pour la sélection dans l'agriculture est présenté dans le bas du tableau 8. L'instrument est à nouveau l'éducation du père du chef de famille. Par ailleurs, pour tenir compte de la mobilité des individus, nous avons substitué des indicatrices d'ethnie aux indicatrices de zone. Comme les plus éduqués ont une probabilité plus faible de rester agriculteur (le coefficient est fortement significatif), une partie de l'effet de l'éducation est ainsi capturée et le coefficient de l'éducation secondaire dans la fonction de profit croît légèrement passant de - 0,71 (première colonne du tableau 8) à - 0,54 (deuxième partie du tableau 8). Cependant, l'hypothèse nulle selon laquelle il n'y aurait pas de biais de sélection ne peut pas être rejetée.

Notons ici qu'un biais de sélection peut également résulter du traitement des données qui nous a conduit à éliminer de l'échantillon un certain nombre de ménages (environ un tiers) parmi ceux qui déclarent une production agricole. Nous avons mis en œuvre une procédure de correction du biais de sélection dans laquelle les instruments pour l'équation de sélection sont les mêmes que dans l'estimation précédente. Là encore, on ne peut pas rejeter l'hypothèse selon laquelle il n'y a pas de biais de sélection et le coefficient de l'éducation dans l'estimation de deuxième étape n'est pas altéré.

DISCUSSION

Les estimations de fonctions de profit que nous avons effectuées nous permettent d'énoncer un résultat robuste: en Côte-d'Ivoire, en 1985, l'éducation ne permet aux ménages agricoles ni d'augmenter leur efficacité technique, ni d'améliorer leur efficacité d'allocation. Cette conclusion, contraire à l'intuition de la théorie du capital humain, n'est pourtant pas isolée. Plusieurs arguments simples permettent d'en rendre compte.

L'école produit un capital humain dit *général*, pour reprendre le terme de Becker (1975), dont la valeur peut être faible dans le cadre de la production agricole, même si les estimations d'équations de gain indiquent qu'il est rentable dans le secteur salarial. Rosenzweig et Wolpin (1985) montrent ainsi sur des données indiennes qu'il existe un capital humain de grande valeur, et qui est transmis de génération en génération: la connaissance des spécificités des parcelles détenues par le ménage. Elle s'apprend par l'expérience, en regard de quoi le contenu de l'enseignement scolaire est peu utile.

D'autre part, le niveau d'éducation dans l'échantillon est extrêmement bas (environ un an en moyenne) alors que de nombreux auteurs fixent à quatre ans d'école le seuil à partir duquel les effets de la scolarité

sation se font sentir (Lockheed *et al.*, 1980). Mais l'activité agricole est si "spécifique" qu'on peut finalement se demander s'il y a des raisons d'attendre de l'enseignement primaire, par exemple, le moindre bénéfice.

Schultz (1975) répond à cette question en faisant valoir que l'école produit des compétences dont la valeur dépend moins des secteurs d'activité que des circonstances. Ainsi, les individus éduqués auraient, davantage que les autres, la faculté de s'adapter aux situations d'instabilité et de changement, de décoder et d'exploiter l'information dans un univers en déséquilibre. A l'inverse, il est des circonstances (lorsque l'environnement est stable) dans lesquelles cette faculté est inutile. On contribue à expliquer ainsi que les rendements de l'éducation dans le secteur agricole soient tantôt positifs tantôt inexistantes. Le fait est que les techniques de production sont rudimentaires en Côte-d'Ivoire et l'équipement agricole réduit. Les innovations et l'accès aux intrants chimiques, limités aux cultures de rente, sont le fait d'initiatives publiques (l'effet de la variable d'encadrement agricole en témoigne) qui laissent sans doute peu de liberté et d'initiative aux paysans. En outre, le pays n'a pas connu autour de 1985 de révolution comparable à l'introduction des nouvelles variétés de riz (HYV) en Inde par exemple (la principale modernisation en Côte-d'Ivoire, l'introduction et l'encouragement de la culture du riz, date des années 1960) tandis que les prix des produits de rente, garantis, ne sont pas sujets à des déséquilibres.

Alors que les taux de rendement de l'éducation pour les salariés sont élevés en Côte-d'Ivoire (Vijverberg, 1993), l'estimation d'une fonction de profit pour les commerçants de produits alimentaires indépendants fait apparaître un effet non significatif de l'éducation (Vijverberg, 1991). Ajoutés aux nôtres, ces résultats, obtenus sur les données que nous utilisons ici, sont caractéristiques du contraste qui existe entre les estimations d'équations de gain, dans lesquelles le coefficient de l'éducation est toujours positif, et les estimations sur les travailleurs indépendants pour lesquels les résultats sont, nous l'avons vu, beaucoup moins prévisibles. Ils rejettent également l'interprétation mettant simplement en cause la qualité de l'éducation dispensée en Côte-d'Ivoire.

Que l'éducation n'ait pas d'effet sur l'efficacité agricole en Côte-d'Ivoire n'est donc pas surprenant. Mais il est plus étrange qu'une variable, l'éducation secondaire du chef de ménage, ait un effet négatif très marqué. Un tel résultat, nous l'avons vu, est attendu en forme réduite. Mais en forme structurelle, on estime un effet d'efficacité et non plus de réallocation des ressources.

Il faut accorder une attention particulière à la différence qui existe entre l'effet de l'éducation du chef de ménage, qui est négatif, et celui de l'éducation des actifs, qui est nul. On peut en effet créditer le chef de ménage des principales décisions d'allocation. On s'attend en général à ce que les agents les plus éduqués soient, plus que d'autres, *capables* d'allouer plus efficacement leurs ressources. Mais se pourrait-il qu'ils soient

moins *préoccupés* de le faire? Nous avons vu que le temps de travail consacré à l'agriculture diminue avec l'éducation. Il se peut aussi que les plus éduqués consacrent moins d'effort physique et intellectuel à l'activité agricole. La mesure du travail dont nous disposons, le temps déclaré par les membres du ménage, ne rend pas compte des différences d'effort. En outre, il se peut que du temps non déclaré soit consacré à la recherche d'informations (sur les prix, les conditions d'offre et de demande, etc.) susceptibles d'améliorer l'efficacité d'allocation. De même qu'ils fournissent moins de travail agricole, les agriculteurs éduqués consacrent peut-être moins de temps à cette activité, ce que nous ne mesurons pas. On dit en Côte-d'Ivoire que les individus éduqués – et ici le seuil de l'éducation secondaire est important – sont "perdus pour la terre": la voie est alors ouverte aux interprétations d'ordre psychologique, et l'on peut dire, comme Mook (1981, p. 733) que les fermiers éduqués "font les importants" et considèrent avec dédain le maigre profit qu'ils peuvent tirer de l'agriculture, ou au contraire que leur attitude procède d'un sentiment de frustration. Malheureusement, une telle interprétation ne peut pas être formellement testée.

CONCLUSION

L'analyse de données microéconomiques ivoiriennes confirme les résultats obtenus par plusieurs auteurs en Afrique sub-saharienne: l'éducation n'a pas d'effet sur l'efficacité de la production agricole. En outre, pour 4 % de l'échantillon, lorsque les chefs de ménage ont suivi l'enseignement secondaire, l'effet est négatif. Nous avons essayé de traiter les problèmes d'endogénéité, en particulier concernant l'éducation elle-même, et les possibles biais de sélection, et nous avons confronté de nombreuses spécifications, sans que les conclusions soient affectées.

Ce résultat est d'autant plus marquant que la méthode proposée permet d'estimer un coefficient unique qui reflète l'effet de l'éducation sur l'efficacité technique dans toutes les cultures à la fois, ainsi que sur l'efficacité d'allocation, c'est-à-dire sur l'optimalité des plans de production choisis par les producteurs. Dans une agriculture faiblement modernisée, ce résultat ne surprend pas. Il peut d'ailleurs s'interpréter dans le cadre développé par Schultz (1975), en particulier si on observe que, dans la Côte-d'Ivoire du milieu des années 80, comme dans d'autres pays africains, l'agriculture ne connaît pas une modernisation technique rapide ni un déséquilibre brutal des systèmes de prix.

Les implications sont claires. D'abord, l'éducation accélère le transfert du travail de l'agriculture vers l'économie non agricole. Ensuite, les parents ne seront guère incités à éduquer des enfants qu'ils veulent conserver auprès d'eux et dont ils souhaitent faire des agriculteurs. En effet, le coût d'opportunité que subissent les parents en envoyant leurs

enfants à l'école est d'autant plus grand que les jeunes enfants qui restent travailler dans les champs non seulement fournissent un revenu, mais accumulent également du capital humain spécifique (Rosenzweig et Evenson, 1977, De Vreyer *et al.*, 1994). Un comportement de diversification de la part des parents entraînera alors une demande d'éducation déséquilibrée, l'investissement étant concentré en faveur de certains enfants destinés à travailler en milieu urbain. Enfin, on peut penser que, pour profiter à l'agriculture, l'investissement éducatif en milieu rural doit accompagner une modernisation radicale ; dans le cas contraire, il semble préférable de faire porter l'effort sur le capital humain spécifique transmis par l'encadrement agricole, par exemple. A l'inverse, des phases de transformation des techniques ou du système économique ne seront peut-être traversées avec succès que par des agriculteurs scolarisés. L'investissement éducatif est donc *potentiellement* rentable pour l'agriculture, mais la dynamique est perverse, puisque les parents ivoiriens manquent, aujourd'hui, d'incitations pour scolariser les futurs agriculteurs.

BIBLIOGRAPHIE

- AINSWORTH (M.) & MUNOZ (J.), 1986 — *The Côte-d'Ivoire Living Standards Survey: Design and Implementation*, Living Standards Measurement Study Working Paper n° 26, World Bank, Washington DC.
- BECKER (G.), 1975 — *Human Capital*, Chicago, The University of Chicago Press.
- BRAUM VON (J.) & WEBB (P.J.R.), 1989 — The impact of new crop technology on the agricultural division of labor in a West African setting, *Economic Development and Cultural Change*, 513-534.
- CARTER (M. R.), 1989 — The impact of credit on peasant productivity and differentiation in Nicaragua, *Journal of Development Economics*, vol. 31, 13-36.
- CHAMBERS (R. G.), 1988 — *Applied Production Analysis, a Dual Approach*, New York, Cambridge University Press.
- DE VREYER (P.), LAMBERT (S.) & MAGNAC (T.), 1994 — Demand for education in Côte-d'Ivoire : a look at family behaviour, *mimeo*.
- FOSTER (A. D.) & ROSENZWEIG (M. R.), 1995 — Learning by doing and learning from others : human capital and technical change in agriculture, *Journal of Political Economy*, vol. 103, n° 6, 1176-1209.

- GLEWWE (P.), 1991 — Schooling, skills, and the returns to government investment in education, Living Standards Measurement Study working paper n° 76, Washington D.C, World Bank.
- GREENE (W.), 1993 — *Econometric Analysis*, New York, Macmillan.
- GRILICHES (Z.), 1977 — Estimating the returns to schooling: some econometric problems, *Econometrica*, vol. 45, 1-22.
- GROOTAERT (C.), 1986 — Measuring and analyzing levels of living in developing countries: an annotated questionnaire, Living Standards Measurement Study working paper n° 24, Washington D.C, World Bank.
- GURGAND (M.), 1994 — Les effets de l'éducation sur la production agricole. Application à la Côte-d'Ivoire, *Revue d'économie du développement*, vol. 1, 37-54.
- HAUSMAN (J. A.), 1978 — Specification tests in econometrics, *Econometrica*, vol. 46, 1251-1271.
- HAUSMAN (J. A.), 1983 — Specification and estimation of simultaneous equations models, in: Z. GRILICHES & M. INTRILIGATOR (Eds), *Handbook of Econometrics*, Amsterdam, North-Holland.
- HOPCRAFT (P. N.), 1974 — Human resources and technical skills in agricultural development: an Economic evaluation of educative investments in Kenya's small farm sector, Ph. D. Dissertation, Stanford, Stanford University, Cal.
- JACOBY (H. G.), 1993 — Shadow wages and peasant family labour supply: an econometric application to the Peruvian Sierra, *Review of Economic Studies*, vol. 60, 903-921.
- JACOBY (H. G.), 1995 — The economics of polygyny in Sub-Saharan Africa: female productivity and the demand for wives in Côte-d'Ivoire, *Journal of Political Economy*, vol. 103, n° 5, 938-971.
- JAMISON (D. T.) & MOOCK (P. R.), 1984 — Farmer education and farm efficiency in Nepal: The role of schooling, extension services, and cognitive skills, *World Development*, vol. 12, n° 12.
- KHANDKER (S. R.), 1986 — Farmer Education and Farm Efficiency: The Role of Education Revisited, Center Discussion Paper n° 506, Economic Growth Center, Yale University.
- LAU (L. J.) & YOTOPOULOS (P.), 1971 — A test for relative efficiency and application to Indian agriculture, *American Economic Review*, vol. 61, 94-109.

- LOCKHEED (M. E.), JAMISON (D. T.), LAU (L. J.), 1980 — Farmer education and farm efficiency: a survey, *Economic Development and Cultural Change*, vol. 29, 37-76.
- MADDALA (G. S.), 1983 — *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge, Cambridge University Press.
- MARSHAK (J.) & ANDREWS (W. J.), 1944 — Random simultaneous equations and the theory of production, *Econometrica*, vol. 12, 143-205.
- MEILLASSOUX (C.), 1964 — *Anthropologie économique des Gouro de Côte-d'Ivoire*, Paris, Mouton & Co.
- MOOK (P. R.), 1981 — Education and technical efficiency in small-farm production, *Economic Development and Cultural Change*, vol. 19, 723-39.
- PHILLIPS (J. M.), 1987 — A comment on farmer education and farm efficiency: a survey, *Economic Development and Cultural Change*, vol. 35, n° 3, 637-641.
- PHILLIPS (J. M.), 1994 — Farmer education and farmer efficiency, *Economic Development and Cultural Change*, vol. 43, n° 1, October, 149-166.
- RAM (R.), 1980 — Role of education in production: a slightly new approach, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 45, n° 2, September, 365-373.
- RISS (M. D.), 1989 — *Femmes africaines en milieu rural*, Paris, L'Harmattan.
- ROSENZWEIG (M. R.) & EVENSON (R.), 1977 — Fertility, schooling, and the economic contribution of children in rural India: an econometric analysis, *Econometrica*, vol. 45, n° 5, July, 1065-1079.
- ROSENZWEIG (M. R.) & WOLPIN (K. I.), 1985 — Specific experience, household structure, and intergenerational transfers: farm family land and labor arrangements in developing countries, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 100, Supplement, 961-987.
- SAVANÉ (M. A.), 1986 — *Femmes et développement en Afrique de l'Ouest*, UNRISD, Genève.
- SCHULTZ (T. W.), 1975 — The value of the ability to deal with disequilibria, *Journal of Economic Literature*, vol. 13, 827-846.
- SINGH (I.), SQUIRE (L.) & STRAUSS (J.), 1986 — *Agricultural Household Models. Extensions, Applications and Policy*, Baltimore, John Hopkins University Press.

- VIJVERBERG (W.), 1991 — Profits from self-employment : The case of Côte-d'Ivoire, *World Development*, vol. 19, n° 6, 683-696.
- VIJVERBERG (W.), 1993 — Educational investments and returns for women and men in Côte-d'Ivoire, *Journal of Human Resources*, vol. 28, n° 4, Fall, 934-974.
- VIJVERBERG (W.), 1995 — Returns to schooling in non-farm self-employment : an econometric case study of Ghana, *World Development*, vol. 23, n° 7, 1215-1227.
- WELCH (F.), 1970 — Education in production, *Journal of Political Economy*, vol. 78, 35-59.
- WILLIS (R. J.) & ROSEN (S.), 1979 — Education and self-selection, *Journal of Political Economy*, vol. 87, S7-S35.
- ZELLNER (A.), KMENTA (J.) & DREZE (J.), 1966 — Specification and estimation of Cobb-Douglas production function models, *Econometrica*, vol. 34, n° 4, October, 784-795.

ANNEXE 1

Auto-sélection dans l'éducation secondaire

On s'intéresse au choix dichotomique entre l'éducation secondaire et un niveau scolaire inférieur. Appelons le bien-être de l'individu i au cours de son cycle de vie V_{iS} s'il reçoit une éducation secondaire et V_{i0} sinon. Etant données ses caractéristiques Z_i , il choisit de suivre l'enseignement secondaire lorsque

$$V_{iS} - V_{i0} = Z_i \gamma + u_i > 0$$

où u_i est l'effet des variables non observées et des aléas. Ecrivons son profit agricole :

$$\Pi_i = X_i \beta + \alpha S + v_i$$

où v_i est un résidu qui peut être corrélé avec u_i . Nous supposons que le coefficient β est constant si bien que les différences d'efficacité sont caractérisées par un déplacement neutre de la fonction de profit. Le coefficient α mesure l'effet de l'éducation secondaire et S prend la valeur 1 si l'agent a reçu une éducation secondaire et 0 sinon.

Si on suppose que les résidus u_i and v_i suivent une loi de distribution normale $N(0, 0; \sigma_u, \sigma_v; \rho)$, le processus de sélection conduit à un biais de variable manquante (Greene, 1993):

$$\begin{aligned} E(\Pi_i | V_{iS} - V_{i0} > 0) &= E(\Pi_{iS}) + E(v_{iS} | u_i > -Z_i \gamma) \\ &= X_i \beta + \alpha + \rho \sigma_v \lambda_{iS} \end{aligned}$$

et

$$\begin{aligned} E(\Pi_i | V_{iS} - V_{i0} \leq 0) &= E(\Pi_{i0}) + E(v_{i0} | u_i \leq -Z_i \gamma) \\ &= X_i \beta + \rho \sigma_v \lambda_{i0} \end{aligned}$$

où λ_{iS} et λ_{i0} sont des ratios de Mills tels que :

$$\lambda_{iS} = \frac{\phi(Z_i \gamma)}{\Phi(Z_i \gamma)} \quad \text{et} \quad \lambda_{i0} = \frac{-\phi(Z_i \gamma)}{1 - \Phi(Z_i \gamma)}$$

où ϕ est la densité de la loi normale et Φ sa cumulative (σ_u est normalisé à 1).

En prenant l'espérance du profit, il est possible de simplifier :

$$\begin{aligned} E(\Pi_i) &= E(\Pi_i | V_{iS} - V_{i0} > 0) P(V_{iS} - V_{i0} > 0) \\ &\quad + E(\Pi_i | V_{iS} - V_{i0} \leq 0) P(V_{iS} - V_{i0} \leq 0) \end{aligned}$$

si bien que

$$E(\Pi_i) = X_i \beta + \alpha \Phi(Z_i \gamma)$$

ANNEXE 2

Probit sur l'éducation secondaire du chef de ménage

<i>Variable indépendante</i>	<i>Coefficient</i>	<i>χ^2</i>
Le père du chef a été scolarisé	0,52	1,34
Age du chef	-0,05	20,05
<i>Indicatrices de zone</i>		
Zones urbaines	1,09	5,68
Forêt est	-0,23	0,18
Forêt ouest	0,38	0,69
Savane	-0,31	0,36
Lagunes	0,13	0,99
Constante	-0,15	0,06
Log vraisemblance	-78,51	
Pseudo R ²	0,26	
Nombre d'observations: 658		