



COLLOQUE SCIENTIFIQUE

« DYNAMIQUES RURALES A MADAGASCAR : PERSPECTIVES SOCIALES, ECONOMIQUES ET DEMOGRAPHIQUES »

ANTANANARIVO

23-24 AVRIL 2007

Colloque organisé conjointement par :
l'Institut National de la Statistique (INSTAT),
la cellule du Réseau des Observatoires Ruraux de l'EPP/PADR,
l'Institut de Recherche pour le Développement (IRD) et le GIE DIAL.

Colloque scientifique

« Dynamiques rurales à Madagascar : perspectives sociales, économiques et démographiques »

Antananarivo, 23-24 avril 2007

Hôtel Panorama, Antananarivo

Scolarisation et travail des enfants en milieu rural à Madagascar

Nelly Rakoto Tiana (Institut Catholique de Madagascar)

1. Introduction

Depuis quelques années, nombreuses études s'intéressent au travail des enfants. Ceci est dû au fait que nombreux pays dans la situation de pauvreté sont confrontés à ce problème. A Madagascar, l'analyse du travail des enfants est encore très peu. Les moindres études sur la question confirment que le taux d'activité des enfants est plus marqué en milieu rural que par rapport à l'ensemble du pays (Roubaud et Coury 1997, INSTAT 2001). En 1993-1994, en milieu rural, 56,5% des enfants de 13-14 ans travaillaient. Le taux était de 49,1% pour l'ensemble du pays (Roubaud et Coury 1997). Mais, comme dans la plupart des pays africains au sud de Sahara, la majorité de ces enfants travailleurs se trouvaient dans l'agriculture, précisément dans le cadre d'unités de production familiale. Ils sont rarement mobilisés dans des entreprises formelles.

Cependant, d'une part, ce milieu rural malgache est caractérisé fortement par une situation de pauvreté. L'incidence de pauvreté y était de 77,2% en 2001 et de 86,4% en 2002 (INSTAT 2002). D'autre part, la majorité des ménages ruraux sont agriculteurs. De plus, cette agriculture est encore essentiellement traditionnelle et vivrière. De ces différentes situations, l'offre du travail des enfants peut être déterminée par plusieurs facteurs. Primo, la pauvreté pourrait influencer positivement le travail des enfants. Il se pourrait que plus les ménages soient pauvres, plus ils envoient leurs enfants au travail. Secundo, les autres facteurs liés à l'agriculture pourraient être aussi des déterminants du travail des enfants. Il se pourrait que la pauvreté ne soit le seul facteur explicatif de la mise au travail des enfants. La baisse de la production agricole liée aux différents aléas, tels que les cyclones, les précipitations, les

invasions de criquets, etc., ainsi que le défaut de crédit en milieu rural pourraient augmenter l'offre du travail des enfants. Cet article suit cette voie de recherche et tente d'examiner l'impact de la pauvreté et des autres facteurs liés à l'agriculture sur l'offre du travail des enfants en milieu rural.

Cette hypothèse de pauvreté, en tant que déterminant principal du travail des enfants, a été analysée théoriquement et empiriquement. Mais, il y a moins d'unanimité sur les résultats. La richesse, en termes de terres, peut être aussi une cause principale de la mise au travail des enfants en milieu rural (Bhalotra et Heady 2003). La manière d'appréhender la pauvreté est ainsi à l'œuvre. Ceci étant, l'approche de la pauvreté est importante pour une analyse du travail des enfants en milieu rural. Mais, l'introduction des autres facteurs liés à l'agriculture, à l'instar des chocs agricoles, parmi les hypothèses d'offre du travail des enfants, permettra de mettre en lumière sur les politiques efficaces à mettre en œuvre pour réduire le travail des enfants. Il se pourrait que un transfert conditionnel ou une amélioration des stratégies des ménages visant à limiter les risques soit plus efficace qu'une simple réduction de la pauvreté, pour une politique de réduction du travail des enfants.

D'un autre point, analyser les décisions de travail des enfants permettra aussi de comprendre les décisions de scolariser ou non les enfants. En effet, le travail pourrait contrecarrer la scolarisation de l'enfant (Psacharopoulos 1997, Bhalotra 2003). Dans ce sens, il a été constaté que plus les enfants ne vont pas à l'école, plus ils travaillent. 33,8% des enfants de 6 à 14 ans non scolarisés travaillent, tandis que 28,5% des enfants en primaire combinent l'école et les travaux de champs ou autres en 1993-1994 (Roubaud et Coury 1997). De plus, le taux de scolarisation des enfants en milieu rural à Madagascar est légèrement faible par rapport à l'ensemble du pays (INSTAT 2002). L'étude essaie ainsi d'analyser conjointement les facteurs explicatifs du travail et de la scolarisation des enfants en milieu rural.

Dans un premier temps, un cadre théorique et empirique sera présenté pour mieux situer les différentes hypothèses d'offre du travail des enfants (section 2). Une analyse descriptive des données sera effectuée dans un deuxième temps (section 3), suivie de la stratégie empirique (section 4). Les résultats de l'analyse économétrique, en termes de choix interdépendants entre la participation des enfants au travail et la scolarisation, seront discutés dans la section 5. Une brève conclusion et une proposition de politique de réduction du travail des enfants termineront cet article (section 6).

2. Le Travail des enfants : une revue de la littérature

L'approche de la pauvreté des ménages, en tant que déterminant principal du travail des enfants, a été développée théoriquement par Basu et Van (1998). Leur modèle constitue clairement la référence dans la littérature du travail des enfants. L'hypothèse principale *axiome de luxe* sous-tend que les ménages ne prennent la décision de mettre les enfants au travail que si, et seulement si, le revenu familial en dehors de la contribution des enfants descend en dessous d'un certain seuil. Ce seuil est défini comme une limite de subsistance pour le ménage. Les enfants sont ainsi mis au travail lorsque la famille est dans une situation de pauvreté, où pauvreté est synonyme d'une insuffisance de revenu.

Beaucoup d'études empiriques ont pu vérifier cette hypothèse de pauvreté. Blunch et Verner (2001) ont trouvé une relation positive et largement significative entre le fait d'être pauvre et le travail des enfants au Ghana. La probabilité de travailler pour un enfant issu d'un ménage pauvre est de 16,2%, celle pour un enfant issu d'un ménage riche est de 2,5%. Une augmentation de 1% du niveau de pauvreté entraîne 4,75 heures de travail de plus pour l'enfant, en milieu rural ghanéen (Ray 1999). Sous un autre angle, Lachaud (2004c) a caractérisé la pauvreté par rapport au concept de vulnérabilité. Les résultats qu'il obtient vont dans le sens de l'*axiome de luxe* de Basu et Van (1998). La pauvreté monétaire, mesurée par les dépenses de consommation par tête, influence positivement et significativement la probabilité de travailler pour les enfants de 5 à 14 ans. Pour toutes les formes de pauvreté transitoire – involutive ou évolutive¹, la vulnérabilité des ménages affecte positivement aussi le travail des enfants, à l'exception des ménages dits durablement pauvres. Mais dans le cas où, la situation des ménages s'améliore, on s'attend à une diminution du travail des enfants. Une étude d'un panel des ménages ruraux au Vietnam le confirme (Edmonds 2001). L'incidence du travail des enfants de 6 à 15 ans s'est réduite de 26%, pendant que l'indice de Gini du pays s'est amélioré de 6,5%, de 1993 à 1998. A l'inverse, la crise économique en Indonésie a accru la propension des enfants à travailler, en 1998 (Manning 2000). Si toutes les catégories des ménages ont recours au travail des enfants pour améliorer la situation, les enfants des ménages pauvres sont plus concernés.

¹ Les ménages pauvres transitoires et involutifs sont les ménages dont la consommation par tête actuelle est inférieure au seuil de pauvreté, mais la consommation estimée est supérieure ou égale au seuil de pauvreté, la probabilité de pauvreté est supérieure ou égale à 0.4

Les ménages pauvres transitoires évolutifs sont ceux qui ont des consommations par tête actuelle et estimée analogues à celles des ménages pauvres transitoires involutifs, mais la probabilité de pauvreté est inférieure à 0.4
Les ménages pauvres durables sont ceux dont les consommations par tête actuelle et estimée sont inférieures au seuil de pauvreté.

Néanmoins, dans certaines études, la corrélation entre le travail des enfants et la pauvreté reste faible ou absente. Au Pérou, la pauvreté n'explique pas le travail des enfants (Ray 2000a). Ceci est dû à la possibilité des enfants de combiner à la fois travail et école, que ce soit les enfants des ménages pauvres, moyens ou riches. Au Ghana, Canagarajah et Coulombe (1997) n'ont pas trouvé une relation forte entre le travail des enfants et la pauvreté des ménages.

Cependant, une autre théorie *le paradoxe de richesse* fournit une explication alternative assez opposée à *l'axiome de luxe* (Bhalotra et Heady 2003). Elle énonce que en milieu rural, plus les ménages sont riches en terre, plus leurs enfants travaillent, et ce, dans un environnement imparfait sur le marché du travail et de la terre. L'analyse de Bhalotra et Heady (2003) part du fait que la terre est une importante source de richesse des ménages en milieu rural. Le principe est très simple : les ménages ayant des terres à cultiver tendent à faire travailler leurs enfants, s'ils ne peuvent ni recourir à une main d'œuvre sur le marché du travail, ni recourir à une location de leur terre. Effectivement, les filles des ménages riches en terre, au Ghana et au Pakistan, travaillent beaucoup plus que les filles des ménages pauvres en terre (Bhalotra et Heady 2003). Mais, le *paradoxe de richesse* n'était pas évident pour les garçons. Ils vont plutôt à l'école que travailler.

Une autre approche, qui complète l'hypothèse de pauvreté de Basu et Van (1998), a été développée par Baland et Robinson (2000). Leur hypothèse est que les ménages tendent à faire travailler les enfants, quand ils ne peuvent pas emprunter sur le marché de crédit. Cette décision de la mise au travail des enfants permet d'accroître le revenu actuel des ménages, tout en sachant que une telle décision peut léser la scolarisation des enfants. Particulièrement, dans un environnement d'imperfections du marché de crédit et où les parents n'ont ni héritage ni épargne, ils sont incités à faire travailler les enfants. L'effet est ainsi beaucoup plus perceptible pour les ménages pauvres, dans la mesure où leur revenu est considéré faible pour épargner.

En Zambie, Jensen et Nielsen (1997) ont trouvé une relation significative entre le travail des enfants, la scolarisation et l'imperfection du marché de crédit. De même, Jacoby et Skoufias (1997) ont découvert que les ménages pauvres, n'ayant pas d'accès au crédit, sont incités à faire travailler leurs enfants, une fois confrontés à un choc négatif de revenu. Dans une telle situation, la probabilité de scolarisation des enfants diminue. Les analyses de Guarcello et al. (2003), au Guatemala, confirment cet impact négatif des imperfections du marché de crédit sur la scolarisation des enfants. Cependant, l'effet du crédit sur le travail des enfants n'était pas concluant. Par contre, les chocs de revenu qui influencent fortement le

travail des enfants. Un choc collectif accroît la participation des enfants au travail de 5,5%, et un choc individuel l'accroît de 5 points.

Les chocs de revenu, et spécialement les chocs agricoles en milieu rural, peuvent avoir des conséquences sur le travail des enfants. Beegle et al. (2006) arrivent à conclure que les chocs transitoires agricoles accroissent le travail des enfants, en Tanzanie. Leur temps de travail augmente de 30%. De plus, en présence d'imperfections du marché de crédit ou d'assurance, ces chocs tendent à développer beaucoup plus la participation des enfants au travail. Pour le cas de Madagascar, une étude d'un panel des ménages ruraux affirme que les chocs de revenu accroissent la probabilité de déscolarisation des enfants (Gubert et Robillard 2006).

3. Présentation des données et statistiques descriptives

Les données mobilisées proviennent d'une base de données du Réseau des Observatoires Ruraux. Le dispositif consiste en des enquêtes annuelles auprès d'un panel de ménages ruraux, répartis dans plusieurs régions de Madagascar. Quelques observatoires ont déjà été mis en œuvre depuis 1995, sous le projet MADIO (Dubois et al. 2001). Ces observatoires ruraux ne sont pas représentatifs ni au niveau national, ni au niveau régional. Mais, chacun ne représente que lui-même. En effet, l'objectif principal du réseau est de connaître, sur des espaces restreints, les conditions de vie des ménages en milieu rural et de suivre leur évolution dans le temps. Ceci étant, la base de données est très riche. Les indicateurs de bien-être économique des ménages peuvent être estimés, que ce soit l'agrégat consommation ou l'agrégat revenu, pour l'analyse de la pauvreté. Le questionnaire est similaire pour tous les observatoires, ce qui permet aussi de dégager les similitudes et les différences d'un observatoire à un autre. Pour la présente étude, l'agrégat consommation sera utilisé dans un premier temps. Au fait, il est considéré traditionnellement moins variable que l'agrégat revenu. Souvent, quand le ménage subit un choc de revenu, il lisse tout simplement sa consommation (Gondard-Delcroix 2005). Mais, le revenu est fréquemment fluctuant, surtout en milieu rural. Il dépend pour une large part de l'activité agricole. En amont, cette agriculture est exposée beaucoup plus aux aléas climatiques, et en aval, les prix de vente des produits varient saisonnièrement (Beegle et al. 2006 et Gondard-Delcroix 2005). Quoiqu'il en soit, l'agrégat revenu sera parfois utilisé pour tester la robustesse des résultats, dans un deuxième temps.

Quant à l'analyse du travail des enfants, proprement dite, elle ne peut être effectuée que sur les données de 2002 et de 2003. Au fait, les questions relatives au travail des enfants, en tant que main d'oeuvre dans l'exploitation familiale, n'ont pas été introduites que dans les questionnaires de ces deux années. Par conséquent, dans la présente étude, un enfant est considéré travailleur, s'il a exercé une activité rémunératrice et/ou s'il a travaillé au moins une demi-journée à l'exploitation familiale au cours des douze derniers mois précédant l'enquête. En effet, en milieu rural, le travail des enfants s'inscrit souvent dans le mode d'organisation des exploitations agricoles, surtout dans les pays de l'Afrique subsaharienne (Beegle et al. 2006, Lachaud 2004c). Ce travail peut être rémunéré ou non rétribué, relatif à la production ou à l'autoconsommation. Dans ce qui suit, l'analyse porte sur 12 280 enfants âgés de 6 à 14 ans, issus de 7 720 ménages. Ce sont les enfants qui devraient être normalement à l'école et ne sont pas autorisés à exercer un travail, selon la législation malgache. La scolarité étant obligatoire de 6 à 14 ans, et l'âge minimum légal pour exercer une activité économique est de 14 ans. Ce qui rejoint à analyser le travail des enfants en conflit avec la scolarisation. L'analyse se concentre principalement sur les données de 2003, dans un premier temps. Mais, en vue de tester la robustesse des résultats, les données de 2002 seront mobilisées dans un deuxième temps.

Quelques statistiques descriptives sont décrites dans les tableaux 1, 2a, 2b, 3a et 3b. Elles décèlent ainsi les relations existantes entre la pauvreté et le travail des enfants, les effets de choc agricole et les imperfections de crédit sur le travail et la scolarisation des enfants.

Premièrement, en termes de consommation, la pauvreté apparaît influencer positivement le travail des enfants, et négativement leur scolarisation. Le tableau 1 montre que plus de 12% des enfants issus des ménages très pauvres travaillent sans aller à l'école, alors que le taux n'est que 5,61% pour les enfants des ménages très riches. Cependant, la différence est relativement faible entre « les riches et les pauvres », pour les enfants qui combinent à la fois travail et école. L'incidence est de 8,44% pour les enfants des ménages très pauvres, et 8,54% à 9,65% pour les enfants des ménages riches. Quoiqu'il en soit, ces résultats vont dans le sens de l'*axiome de luxe* de Basu et Van (1998). Plus les ménages sont pauvres, plus leurs enfants sont au travail. A l'inverse, les enfants issus des ménages riches fréquentent davantage l'école que les enfants des ménages pauvres. Les taux sont respectivement 70,38 % et 54,54%. La place de la scolarisation apparaît ainsi non négligeable, en milieu rural. Au fait, il y a essentiellement d'enfants qui fréquentent l'école que d'enfants qui travaillent. Néanmoins, l'école semble être un bien de luxe, coûteux pour les ménages pauvres. C'est dans ce sens que la proportion des enfants dans la pauvreté, qui ne travaillent ni fréquentent l'école, est

nettement supérieure à la proportion des enfants d'un niveau de vie plus élevé. Ces différents résultats ne changent guère, même si l'agrégat retenu est le revenu, ou l'unité de consommation². Ils suggèrent l'existence d'impact positif de la pauvreté sur le travail des enfants, et d'un lien entre la pauvreté et la réduction de la scolarisation des enfants. On peut dire que les résultats sont robustes au choix de l'agrégat.

Deuxièmement, la pauvreté en termes de rizières semble aussi influencer positivement le travail des enfants. Le tableau 2a met en exergue que au fur et à mesure que la superficie de rizières cultivées augmente, l'incidence du travail des enfants diminue, tandis que la proportion des enfants scolarisés augmente. Ce qui va dans le sens inverse du *paradoxe de richesse* de Bhalotra et Heady (2003). En effet, ce paradoxe énonce que plus les ménages possèdent des champs à cultiver, plus ils emploient leurs enfants, dans un contexte d'imperfections du marché de travail et du marché de la terre. Au fait, la présente étude se concentre sur la dotation des ménages en rizières possédées et/ou louées, et qui sont cultivées par eux, parce que leur dotation exacte en terres non rizicoles n'est pas déterminée, selon les données du réseau des observatoires ruraux. Plus de 8% des enfants appartenant au premier quintile travaillent, tandis que seulement 5,83% des enfants des ménages du cinquième quintile sont actifs. Mais, bien que le paradoxe de richesse ne soit vérifié, il n'est pas évident que les marchés de la terre et/ou du travail sont parfaits en milieu rural. En effet, le recours au métayage ou au fermage est possible dans les observatoires. Plus de 36% des ménages mettent ou prennent en location leurs rizières, pour l'ensemble des observatoires. Du côté du marché de travail, 61,01% des ménages font appel à de la main d'œuvre salariée, et 42,96% ont recours à l'entraide. Mais, cela ne garantit pas la perfection des marchés de rizières ou du travail. En plus, les effets de la location des rizières ou de la main d'œuvre sur le travail des enfants ne sont pas certains. Pour certains observatoires, l'incidence du travail des enfants augmente si le ménage ne fait pas appel à une location de rizières, pour d'autres il n'est pas évident (tableau 2b). Quant au marché du travail, dans la plupart des cas, le recours à de la main d'œuvre salariée apparaît influencer négativement sur le travail des enfants. Cependant, le rapport de causalité entre le travail des enfants et le recours à cette main d'œuvre salariée n'est pas évident. Il se pourrait que le recours à de la main d'œuvre salariée soit moindre parce que les ménages font travailler leurs enfants. Mais, il se pourrait aussi que le travail des enfants soit moindre parce que les ménages ont recours à de la main d'œuvres salariée.

² L'échelle d'équivalence retenue est celle d'Oxford, où 1 point est accordé au premier adulte, 0,7 aux autres adultes dans le ménage, et 0,5 pour les enfants en dessous de 15 ans.

Pourtant, la pauvreté n'est pas le seul facteur déterminant du travail des enfants. L'imperfection du marché de crédit et les chocs agricoles semblent aussi expliquer le phénomène. Pour les ménages qui ont subi un choc agricole, 10,75 % de leurs enfants travaillent et vont à l'école ; alors que pour les ménages qui n'ont subi aucun choc, 8,45% des enfants combinent le travail et l'école (Tableau 3a). De même, pour le crédit, l'incidence du travail des enfants paraît augmenter, si les ménages n'en bénéficient pas. Mais, le phénomène est beaucoup plus apparent chez les ménages pauvres. Ce qui rejoint à l'hypothèse de Baland et Ronbinson (2000), qui sous-tend que plus les ménages sont pauvres et n'ont pas accès à un crédit, plus ils envoient leurs enfants au travail. Le tableau 3b met en évidence la forte hétérogénéité des taux de participation des enfants selon le niveau de vie des ménages. En présence de crédit, le différentiel de taux au marché du travail entre les enfants des ménages relativement pauvres et ceux des ménages riches est plus ou moins considérable : 8,33% pour les pauvres, 3,25% pour les riches. Inversement, en l'absence de crédit, le taux de participation des enfants issus des ménages pauvres augmente beaucoup plus élevé que celui des enfants des ménages riches. Quant au choc agricole et la pauvreté, les résultats sont les mêmes. Plus les ménages sont pauvres et ont subi un choc agricole, plus leurs enfants participent au marché du travail, et moins ils fréquentent l'école. Ces résultats suggèrent ainsi que la pauvreté, les chocs agricoles et le défaut de crédit accroissent l'offre du travail des enfants. La validité de ces résultats descriptifs appelle une analyse économétrique.

4. Stratégie empirique

4.1. Le probit bivarié

Le choix du travail et/ou de la scolarisation des enfants revient aux parents, et plusieurs modèles économétriques sont utilisés selon que les décisions au sein du ménage sont indépendantes ou corrélées. En effet, l'investissement en capital humain est une des alternatives au travail des enfants, et dans cette perspective, l'analyse du travail des enfants ne peut pas être effectuée sans tenir compte des décisions de scolarisation des enfants. Vu les résultats de l'analyse descriptive, selon lesquels la scolarisation semble influencer négativement la scolarisation, et que les enfants ont la possibilité de combiner à la fois l'école et le travail, le modèle probit bivarié est le plus approprié. Il permet de traiter le travail et la scolarisation des enfants comme des choix interdépendants, et dans ce cas, d'estimer

conjointement la probabilité de travailler et d'aller à l'école. En plus, il admet que les décisions sont prises simultanément. En effet, il n'est pas évident que les choix de travail et de la scolarisation des enfants sont indépendants ou hiérarchisés. D'une part, le fait d'aller à l'école réduit le temps consacré aux travaux des champs. Les décisions sont ainsi interdépendantes. D'autre part, les données collectées ne permettent pas de construire un modèle séquentiel. La séquence suppose que instruire les enfants est le premier choix des parents. Combiner l'école et le travail est leur deuxième option. Mettre les enfants au travail sans les scolariser est la dernière option, avant de les laisser sans instruction ni travail.

Dans le modèle probit bivarié, deux variables dichotomiques sont à estimer, l'une indiquant si l'enfant participe ou non au travail (y_1), l'autre spécifiant la fréquentation scolaire ou non (y_2). Deux équations forment le modèle :

$$y_1 = 1 \text{ si } y_1^* > 0, 0 \text{ autrement - avec } y_1^* = x_{i1}\beta_1 + \varepsilon_{i1}$$

$$y_2 = 1 \text{ si } y_2^* > 0, 0 \text{ autrement - avec } y_2^* = x_{i2}\beta_2 + \varepsilon_{i2}$$

Si l'enfant travaille, y_1 vaut 1, sinon 0. De façon équivalente, si l'enfant fréquente l'école, y_2 vaut 1 et 0 autrement. Y_1^* et y_2^* représentent les variables latentes, qui dépendent des variables explicatives x_{i1} et x_{i2} ; β_1 et β_2 sont des vecteurs de paramètres.

Ce modèle permet ainsi d'estimer simultanément les probabilités de travail et d'aller à l'école, une fois que la loi statistique des termes aléatoires (ε) est spécifiée. Probit qu'il soit, ces derniers sont distribués normalement et conjointement, avec :

$$E(\varepsilon_{i1}) = E(\varepsilon_{i2}) = 0, \text{Var}(\varepsilon_{i1}) = \text{Var}(\varepsilon_{i2}) = 1 \text{ et } \text{Cov}(\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}) = \rho$$

où ρ représente ainsi le coefficient de corrélation entre les deux équations.

La fonction de vraisemblance à maximiser est exprimée par l'équation suivante :

$$L = \prod \int_{-\infty}^{\beta_1'x_1} \int_{-\infty}^{\beta_2'x_2} \Phi_2(z_1, z_2; \rho) dz_2 dz_1$$

où Φ_2 est la densité de la fonction normale bivariée définie par :

$$\Phi_2(z_1, z_2; \rho) = [2\pi(1-\rho^2)]^{-1} \exp[-1/2(1-\rho^2)^{-1}(z_1^2 + z_2^2 - 2\rho z_1 z_2)]$$

La vraisemblance est ensuite maximisée numériquement par rapport aux paramètres (β_1, β_2, ρ) .

Pour ce modèle, l'espérance de y est $E[y] = \Phi(\beta'x)$. Dans ce cas, les effets marginaux sont exprimés par $\partial \Phi(\beta'x) / \partial x_i = \Phi(\beta'x) \beta$.

4.2. Les variables explicatives

Quant aux variables explicatives, elles peuvent être économiques et socio-démographiques. En effet, l'environnement familial et communautaire peut aussi jouer un rôle décisif sur le travail des enfants (Dumas 2004/1). L'introduction de ces variables permettra

d'enrichir l'analyse. Suivant les données collectées auprès du réseau des observatoires ruraux, ces variables peuvent être regroupées en quatre grandes catégories : caractéristiques du ménage, de l'enfant, du chef de ménage et de la communauté. Comme le principal objectif de cette étude est de déterminer si la pauvreté du ménage explique le travail des enfants, les variables caractérisant le niveau de vie des ménages sont introduites dans les régressions. Les ménages sont catégorisés en quintile, suivant leur consommation. Les variables sont catégorielles, et le modèle ne peut être identifié sans une modalité de référence. Dans ce sens, la catégorie « très pauvre » sert de référence dans l'estimation. En outre, comme on s'attend à ce que les chocs agricoles et le crédit aient des effets sur l'offre du travail des enfants, deux variables binaires représentent ces facteurs. La première variable prend la valeur 1 (0 sinon), si le ménage a subi un choc agricole au cours de l'année. La deuxième prend aussi la valeur 1 (0 sinon), si le ménage a bénéficié directement un crédit. L'introduction de ces deux variables permet de tester l'hypothèse selon laquelle la pauvreté n'est pas le seul facteur explicatif du travail des enfants en milieu rural. Mais, dans la mesure où l'échantillon contient des enfants appartenant au même ménage, un problème d'auto-corrélation des résidus pour ces enfants-là peut survenir. Pour pallier à ce biais, les écart-types ont été ajustés.

Les variables socio-démographiques introduisent les caractéristiques de l'enfant, telles que l'âge, le sexe et son relation au chef de ménage. En effet, il semble que les garçons travaillent davantage que les filles. 8,14% des garçons travaillent, alors que le taux n'est que 7,36% pour les filles. En plus, les filles sont plus enclines à être scolarisées que les garçons, en milieu rural à Madagascar (Gubert et Robillard 2006). Dans cette même perspective, Roubaud et Coury (1997) ont déjà avancé que la faiblesse du niveau d'instruction du chef de ménage influence aussi le travail des enfants. A cet égard, les variables sont catégorisées suivant le niveau d'instruction de celui-ci. Les décisions de travailler les enfants peuvent être aussi liées à l'absence de l'école dans le village. La présence d'une école peut encourager la scolarisation et diminuer le travail des enfants. Mais, la composition démographique du ménage peut aussi avoir des conséquences sur la mise au travail des enfants. Toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de participer au travail augmente avec le nombre d'enfants dans le ménage, et elle diminue avec le nombre des adultes actifs dans le ménage. En outre, les observatoires ruraux peuvent être groupés en quatre, selon leurs spécificités respectives : les grands périmètres irrigués en rizière, la polyculture familiale, les petites cultures et les cultures de rente. Il serait ainsi intéressant de voir que être dans un observatoire plutôt qu'un autre pourrait avoir des effets sur la mise au travail des enfants.

5. Résultats économétriques

5.1 Régression par quintile de consommation

Contrairement à ce que les statistiques descriptives ont décelé, la pauvreté n'est pas un facteur explicatif du travail des enfants (Tableau 4a). Certes, elle l'influence positivement, mais pas de manière significative. Deux principales raisons peuvent être formulées à cet égard. D'une part, les paramètres relatifs aux trois premiers quintiles sont négatifs. Être pauvre, moyennement pauvre ou riche plutôt que très pauvre réduit la probabilité de travail des enfants. La corrélation entre le niveau de vie et le travail des enfants est ainsi négative. Alors que être très riche plutôt que très pauvre augmente la probabilité de travailler. La corrélation entre le niveau de vie des ménages et la participation des enfants devient positive. Ce dernier fait référence au *paradoxe de richesse* de Bhalotra et Heady (2003). De ce fait, il n'est pas surprenant que l'impact de la pauvreté sur le travail des enfants ne soit pas significatif, les effets contradictoires sont à l'œuvre.

Mais, d'une autre part, la possibilité pour les enfants de combiner à la fois le travail et l'école justifie aussi le résultat. Au fait, que ce soit les enfants des ménages pauvres, moyens ou riches peuvent combiner travail et école. Ce résultat rejoint aux conclusions de Ray (2000) sur ses études relatives au travail des enfants au Pérou et au Pakistan. La pauvreté a été un facteur explicatif du travail des enfants au Pérou, mais elle ne l'est pas au Pakistan. Simplement au Pérou, les enfants arrivent plutôt à combiner le travail et l'école, alors que l'école fait défaut au Pakistan. Cependant, la pauvreté affecte négativement la scolarisation des enfants. La probabilité d'être scolarisée augmente de 5,3%, si le ménage passe du premier quintile au deuxième, ou de 10,7% au quatrième quintile.

Comme il fallait s'y attendre, le choc agricole est un facteur explicatif du travail des enfants en milieu rural. Le coefficient estimé est positif et significatif. La probabilité de travail accroît de 3,9%. Un tel résultat n'est pas étonnant, du fait que les ménages ruraux sont constamment exposés à un choc agricole, qui mettra en cause leur production et/ou leur autoconsommation. Le travail des enfants paraît ainsi un des reflets d'une stratégie de survie des ménages. Beegle et al. (2006) ont déjà avancé une telle conclusion, lors de leur étude du travail des enfants en Tanzanie. Dans ce pays, un choc agricole provoque un accroissement de 30% du travail des enfants, notamment pour les ménages ruraux non dotés en actifs, et contraints de crédit. Mais, bien que le choc affecte positivement la participation des enfants au

travail, il ne diminue pas la probabilité de scolarisation des enfants. L'opportunité des enfants de combiner l'école et le travail le justifie. En outre, il est à noter que vivre dans un observatoire, autre que dans l'observatoire spécifié par un passage répété de cyclone (culture de rente), diminue la probabilité du travail des enfants. Un tel résultat semble confirmer davantage la corrélation positive entre choc et travail des enfants.

Quant au crédit, il n'explique pas le travail des enfants. En effet, il diminue la probabilité, mais l'effet n'est pas significatif. Les hypothèses de Baland et Ronbinson (2000) sont ainsi infirmées. Par contre, le crédit accroît la probabilité de scolarisation des enfants de 7,5%. Les ménages ayant accès au crédit paraissent s'investir ainsi en capital humain. Mais, il y a possiblement un biais de sélection. Il est probable que ce soit les parents qui scolarisent plus leurs enfants qui aient accès au crédit.

Ces résultats semblent rejoindre les conclusions de Guarcello et al. (2003) au Guatemala. Le crédit augmente la scolarisation des enfants, mais il n'affecte pas le travail des enfants. Ce sont les chocs agricoles qui expliquent le travail des enfants. Il s'ensuit de ce fait que le crédit n'est pas nécessairement un moyen de réduire le travail des enfants, en milieu rural, même s'il influence la scolarisation des enfants.

Quant aux autres déterminants du travail et de la scolarisation des enfants, on a raison de mettre les variables socio-démographiques parmi les régresseurs. Les garçons sont plus enclins à travailler que les filles. Certes, le coefficient n'est pas significatif, mais il est positif. Un tel résultat semble lié à la scolarisation de ces enfants. En effet, être un garçon diminue la probabilité de scolarisation. En d'autres termes, les filles sont plus enclines à être scolarisées que les garçons, contrairement à la plupart des pays de l'Afrique (Cockburn 1999, Blunch et al. 2001, Lachaud 2004c). Ce qui rejoint aux conclusions de Gubert et Robillard (2006) sur leurs études de la scolarisation des enfants en milieu rural à Madagascar. Elles suggèrent que une des explications d'un tel résultat est peut-être lié au transfert d'héritage aux enfants. Pour les garçons, les parents leur transfèrent plutôt les exploitations familiales. Et pour les filles, ils les scolarisent davantage. Dans cette perspective, les parents ont une préférence égale envers les garçons que les filles.

La relation inverse entre la participation des enfants au travail et la scolarisation est aussi confirmée. Le coefficient de corrélation ρ est négatif et significatif. De plus, la présence d'une école dans le village accroît la probabilité pour les enfants d'être scolarisés de 12,8%. Mais, elle diminue leur probabilité de travailler de 4,9% (caractéristique communautaire). Cette conclusion rejoint les analyses de différentes études empiriques (Canagarajah et al. 1997, Lachaud 2004c, Adjiwanou 2005). Dans la plupart de ces études, c'est la distance de

l'école, implicitement l'éloignement de l'école qui a été pris en compte. Lachaud (2004c) remarque que plus le temps nécessaire pour aller à l'école est élevé, plus la probabilité de scolarisation est faible. Mais, le travail des enfants est aussi lié au niveau d'éducation du chef de ménage. Plus le chef de ménage est instruit, moins forte est la propension au travail des enfants, plus forte est la probabilité de scolarisation des enfants. La scolarisation et le niveau d'instruction jouent ainsi un rôle majeur à la réduction du travail des enfants en milieu rural. En outre toutes choses égales par ailleurs, la propension du travail des enfants et de la scolarisation croissent avec l'âge. Mais, les déperditions scolaires en prévalent à un certain âge. Dans ce sens, que le coefficient relatif à l'âge au carré est négatif.

De plus, la participation des enfants au travail est liée à la composition démographique du ménage. Ce travail des enfants est positivement relié au nombre d'enfants de moins de 5 ans. Parallèlement, la probabilité de scolarisation des enfants de 6 à 14 ans diminue en présence de ces jeunes enfants. Il est ainsi probable que certains enfants sont retirés de l'école pour assurer la garde des plus jeunes. Ce qui rejoint aux analyses de Dumas (2004/1) au Brésil. Par contre, la corrélation entre les adultes et le travail des enfants est négative. Il est évident que la présence d'individus actifs dans le ménage réduit la chance pour les enfants de travailler.

5.2. Test de robustesse

5.2.1 Régression par quintile de revenu

Dans la mesure où le revenu est aussi un indicateur de bien-être économique, il est intéressant de catégoriser les ménages selon leur revenu, pour appréhender les différences en changeant ainsi d'agrégat. En effet, le revenu est souvent très varié en milieu rural par rapport à la consommation, dans la mesure où il dépend fortement des prix de vente des produits agricoles et de la récolte elle-même. Le tableau 4b révèle que les résultats ne changent guère. La pauvreté reste non significative pour expliquer le travail des enfants. Le crédit ne diminue pas non plus significativement la participation des enfants au travail. Seulement, les chocs agricoles sont considérés comme un des facteurs explicatifs du travail des enfants, à part les variables socio-démographiques. Il est simplement à remarquer que la différence entre la régression par quintile de consommation et celle du revenu se situe au niveau des effets marginaux. Les effets relatifs au revenu sont beaucoup plus élevés que ceux de la consommation. Il semble évident que la variation du revenu plus que la consommation

explique un tel écart. Quant à la scolarisation, la corrélation négative entre la pauvreté et la fréquentation scolaire des enfants subsiste. Il découle ainsi de ces deux régressions que les conclusions sont les mêmes. Les résultats sont du moins robustes au choix d'agrégat.

5.2.2 Instrumentation des variables de richesse

Dans les deux premières régressions, la pauvreté a été appréhendée par les quintiles de consommation ou de revenu. Mais, il est aussi intéressant de modéliser la régression avec le revenu ou la consommation des ménages, pour tester d'une autre manière la robustesse des résultats. Pourtant, intégrer directement le revenu ou la consommation dans la régression peut être une source de biais. L'agrégat revenu ou consommation est probablement endogène. En d'autres termes, le revenu ou la consommation peut expliquer le travail des enfants, mais le travail des enfants peut lui aussi expliquer le revenu ou la consommation. La causalité peut donc aller dans les deux sens. Pour pallier à cette éventualité biais, le recours à la méthode des variables instrumentales est une des solutions.

La méthode consiste essentiellement en la recherche d'une ou plusieurs variables qui influe sur la variable soupçonnée d'endogénéité, mais qui n'influe pas sur les variables à expliquer. Dans le cas présent, ces variables dépendantes sont le travail et la scolarisation des enfants. Cette variable à rechercher permet d'éliminer les biais d'endogénéité éventuels (Thomas 2000). Empiriquement, nous utilisons le revenu (ou la consommation) retardé d'une période (c'est-à-dire celui de 2002) pour instrumenter le revenu (ou la consommation) en 2003. L'équation d'instrumentation est donc donnée par :

$$\text{revenu (ou consommation) en } t = f(\text{revenu en } t-1).$$

Nous récupérons ensuite les résidus de cette équation d'instrumentation et les introduisons dans le probit bivarié. C'est la variable qui permet d'éliminer les biais possibles. Si ces résidus sont significatifs, les variables de richesses sont effectivement endogènes, et il est défendable d'utiliser cette méthode de variables instrumentales.

Pour estimer cette équation d'instrumentation, nous utilisons un panel constitué des ménages enquêtés en 2002 et en 2003. Ce panel contient 7 271 enfants âgés de 6 à 14 ans. Cet échantillon ne prend en compte que 12 observatoires. En effet, trois observatoires – Morondava – Manandriana et Tanandava n'étaient pas encore opérationnels en 2002. Les tableaux 5a et 5b décrivent les résultats.

D'une part, les variables de richesse sont effectivement endogènes. Les résidus de l'équation d'instrumentation sont significatifs à 5%, quant à la scolarisation des enfants. Mais

d'autre part, la pauvreté n'est toujours point un facteur explicatif du travail des enfants en milieu rural. Les coefficients relatifs à la consommation ou au revenu restent non significatifs, bien que les effets marginaux soient négatifs. De même, le crédit ne réduit pas significativement le travail des enfants, bien qu'il accroisse la probabilité de scolarisation des enfants. Quant aux chocs agricoles, il est fort incontestable qu'ils ne soient pas un déterminant du travail des enfants en milieu rural. En effet, les coefficients y afférant sont significatifs à 5%, et ils augmentent la probabilité de scolarisation des enfants à l'ordre de 2,7%.

Quant aux variables démographiques, d'une part, les effets des enfants de moins de 5 ans deviennent non significatifs. Mais, ils influencent quand même positivement la participation des enfants de 6 à 14 ans au travail. En outre, la faiblesse du niveau d'éducation du chef de ménage reste un facteur explicatif du travail des enfants. La scolarisation tient ainsi une place importante quant à la réduction du travail des enfants. La corrélation négative entre le travail et la scolarisation des enfants reste concluante (ρ).

6. Conclusion

Le travail des enfants est une réalité en milieu rural à Madagascar. Le milieu qui enregistre la plus forte incidence de pauvreté. Cet article tente de déterminer si la pauvreté est un des facteurs explicatifs du travail des enfants. Une telle hypothèse s'inscrit dans le cadre de l'axiome de luxe de Basu et Van (1998). Dans ce cadre d'analyse, la participation des enfants au travail ne prévaut que si le ménage a un niveau de vie inférieur à un certain seuil de subsistance. Mais, une autre hypothèse sous-tend que la pauvreté ne soit le seul facteur explicatif du travail des enfants. Les imperfections du marché de crédit et les chocs agricoles peuvent être les autres déterminants.

En utilisant les enquêtes du Réseau de Observatoires Ruraux, nous avons analysé les déterminants de la participation des enfants aux travaux de champs et à l'activité rémunératrice dans différentes régions de Madagascar. Les résultats de l'analyse économétrique ont rejeté l'hypothèse de pauvreté. Les paramètres relatifs à la pauvreté des ménages sont statistiquement significatifs, bien que leurs effets sur le travail des enfants soient positifs. La possibilité pour les enfants de combiner à la fois l'école et le travail paraît à l'œuvre. Quant à la scolarisation, la pauvreté influence négativement la scolarisation des enfants. Tout au moins, une relation inverse existe entre le travail et la scolarisation des enfants.

Le choc agricole accroît fortement la probabilité du travail des enfants sans influencer négativement leur scolarisation. Par contre, l'hypothèse d'imperfections du marché de crédit est infirmée. Le défaut de crédit n'est pas un déterminant du travail des enfants.

Les résultats sont robustes au choix de l'agrégat et au choix de l'estimateur. Les estimations du probit bivarié par quintile de revenu et celles du probit par quintile de consommation fournissent des résultats similaires. De la même manière, l'instrumentation des variables de richesse ne modifie pas les résultats. L'hypothèse de pauvreté persiste à être rejetée.

Pour finir, le travail des enfants est aussi lié aux variables sociodémographiques, telles que le niveau d'éducation du chef de ménage, l'âge et le nombre des adultes dans le ménage. Mais, la probabilité qu'un enfant travaille n'apparaît pas différente entre les filles et les garçons, bien que les garçons soient moins enclins à être scolarisés que les filles.

De cette analyse, la politique de réduction du travail des enfants devrait être s'inscrire à l'amélioration de la capacité des ménages à faire face aux risques. Le transfert conditionnel pourrait bien être ainsi plus efficace qu'une simple réduction de la pauvreté des ménages. Mais, il serait souhaitable d'étendre l'analyse sous une approche dynamique. Dans ce sens, analyser les stratégies de gestion de risques des ménages agricoles pourrait mettre en lumière sur les autres facteurs de la mise au travail des enfants.

Bibliographie

- Adjiwanou V. (2005) "Impact de la pauvreté sur la scolarisation et le travail des enfants 6- 14 ans au Togo" *Document de Travail*, Centre d'Etudes et de Recherche sur le Développement International et Unité de Recherche Démographique, Université de Lomé.
- Baland J.M and Robinson J.A (2000) "Is child labor Efficient ?", *Journal of Political Economy*, 2000, Vol 108(4), Pp 663-679
- Basu K. and Van (1998) "The Economic of Child Labor" *American Economic Review*, Vol 88 (3), Pp412-427
- Basu K and Tzannots Z (2003) "The Global Child Labor Problem : What do we know and what can we do?" *World Bank Economic Review* 17 Pp 147-173
- Beegle K, Rajeev H., Dehjetia and Gatti R. (2006) "Child labor and agricultural shocks" *Journal of Development Economics* P. 17 (à paraître)

- Bhahotra S. and Heady C (2003) "Child Farm Labor : The Wealth Paradox" *Economic Review World Bank* Vol 17(2), Pp 197-227
- Bhalotra S and Heady C (1999) "Determinants of Child Labor in Ghana and Pakistan : a comparative study" *Working Paper*, University of Cambridge, Bristol and Bath UK P 41
- Blunch N. H. and D. Verner (2001) "Revisiting the link between poverty and child labor : The Ghanian Experience" *Working Paper* Centre for Labor Market and social research, Denmark
- Bonnet M. (1993) "Child Labour in Africa" *International Labour Review*, Vol 132(3), Pp371-389
- Canagarajah and Coulombe (1997) "Child Labor and schooling in Ghana" *Working Paper* n° 1844 World Bank
- Cockburn J (1999) "The Determinant of Child labor Supply in rural Ethiopia" Nuffield College and Centre for The study of African Economics (CSAE) Oxford University U.K
- Dubois et Droy (2001) "L'observatoire : un instrument pour le suivi de la pauvreté » *Document de travail* n°59, Centre d'Economie du Développement, Université Montesquieu Bordeaux IV
- Dumas C.(2004/1) "Impact of Family Composition on Child Labor Supply : The Case of Brazil" *Revue d'Economie du Développement* Pp70-99
- Edmonds E.(2001) "Will Child Labour decline with Improvements in Living Standards?" *Working Paper* 01-09 Dartmouth College
- Grootaert C (1998) "Child Labor in Côte d'Ivoire: Incidence and Determinants" *World Bank Social Development*, Environmentally and Socially Sustainable Development Network Washington P81
- Gubert F. and Robillard A. (2006) "Risk and Schooling Decisions in Rural Madagascar : a Panel Data Analysis" *Working Paper* DT/2006/08, Développement Institutions et Analyses de Long Terme (DIAL)
- Institut National de Statistique (2001) "Enquête à Indicateurs Multiples 2000" Madagascar INSTAT
- Institut National de Statistique (2002) « Enquête Prioritaire auprès des Ménages 2001 » Madagascar
- Jacoby and Skoufias (1997) "Risk, Financial Markets and Human Capital in Developing country" *Review of Economic Studies* LXIV, Pp 311-335
- Jensen P. and Nielsen H.S (1997) "Child Labour or School Attendance ? Evidence from Zambia" *Journal of Population Economics* Vol 10(4), Pp 409- 424

- Lachaud J.P (2004c) “Le travail des enfants et la pauvreté en Afrique: un réexamen appliqué au Burkina Fasso”, *Document de Travail* n°96 Centre d’Economie du Développement Université Montesquieu Bordeaux IV
- Manning C (2000) “The Economic crisis and child labor in Indonesia”, ILO/IPEC *Working Paper* P.80
- Psacharopoulos G. (1997) “Child Labour Versus Educational Attainment : some evidence from Latin America” *Journal of Population Economics*, Vol 10(4) Pp 377-386s
- Ray R. (1999) “ The Determinants of Child Labor and Child Schooling in Ghana” *Journal of African Economies*, Vol 11 no 4, Pp 561-590
- Ray R. (2000) “ Child Labor, Child Schooling and their interaction with Adult Labor : empirical evidence for Peru and Pakistan” *The World Bank Economic Review*, Vol 14 (2). Pp 347-367
- Réseau des Observatoires Ruraux (2004) “ Les Cahiers du ROR : les ménages durant la campagne 2003” Document Numéro 5, ROR.
- Roubaud F et Coury D. (1997) “Le travail des enfants à Madagascar : un état des lieux” IPEC, Institut National de Statistique et ORSTOM
- Thomas A.(2000) “Econométrie des variables qualitatives” Dunod Paris.

Tableau 1. Incidence du travail des enfants et de la scolarisation selon les conditions de vie du ménage, 2003

	Travaille	Va à l'école	Travaille et va à l'école	Ni ne travaille, ni ne va à l'école	Ensemble
Quintile de consommation					
Très pauvre	12,46	54,54	8,44	24,57	100,00
Pauvre	8,30	61,62	10,80	19,28	100,00
Moyen	7,25	67,00	11,09	14,66	100,00
Riche	6,36	71,16	9,65	12,83	100,00
Très riche	5,61	70,38	8,54	15,47	100,00
Quintile de consommation par unité de consommation					
Très pauvre	10,93	56,70	6,58	25,80	100,00
Pauvre	7,91	64,59	8,67	18,83	100,00
Moyen	6,38	70,14	10,71	12,76	100,00
Riche	6,74	70,24	10,81	12,21	100,00
Très riche	6,71	66,47	12,05	14,77	100,00
Quintile de revenu					
Très pauvre	10,92	55,60	8,90	24,59	100,00
Pauvre	8,52	60,31	12,13	19,04	100,00
Moyen	8,12	67,53	10,75	13,61	100,00
Riche	6,37	70,40	9,89	13,34	100,00
Très riche	5,42	72,06	7,08	15,44	100,00

Source : Calcul de l'auteur à partir des données du réseau des observatoires ruraux 2003

Tableau 2a. Incidence du travail et de la scolarisation des enfants de 6-14 ans selon les rizières opérées, 2003

	Travaille	Va à l'école	Travaille et va à l'école
Quintile de rizières*			
1 - Très pauvre	8,23	60,83	14,20
2 - Pauvre	6,72	68,15	12,33
3 - Moyen	6,11	68,59	13,19
4 - Riche	6,65	73,02	8,41
5 - Très riche	5,83	75,53	7,35

Source : Calcul de l'auteur à partir des données du réseau des observatoires ruraux 2003

* La superficie des rizières selon le quintile est comme suit :

Quintile 1 < 32 ares

32 ares ≤ quintile 2 ≤ 50 ares

51 ares ≤ quintile 3 ≤ 90 ares

91 ares ≤ quintile 4 ≤ 150 ares

Quintile 5 > 150 ares.

Tableau 2b. Incidence du travail des enfants de 6 – 14 ans selon l'entraide, la main d'œuvre salariée et l'exploitation des rizières, 2003

	Location de rizière		Recours à l'entraide		Recours à de la main d'œuvre salariée	
	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui
Antsirabe	18.56	13.45	19.46	14.58	20.38	17.09
Marovoay	16.46	13.95	12.97	17.48	22.22	13.83
Antsohihy	16.04	19.85	18.52	16.84	16.26	18.42
Tsiroanomandidy	11.89	8.08	12.50	5.78	9.90	10.98
Farafangana	17.34	15.15	19.36	15.40	18.53	14.70
Alaotra	14.69	14.21	15.44	11.80	17.48	12.81
Toliara	18.05	14.10	15.97	15.28	15.32	15.66
Fenerive-Est	26.25	26.17	26.09	26.27	28.90	23.77
Mahanoro	26.67	20.77	25.15	28.74	27.80	23.88
Itasy	16.06	17.03	14.64	19.78	16.36	16.50
Morondava	6.57	4.95	5.82	7.14	7.83	5.45
Manandriana	34.97	29.83	29.28	35.16	31.16	35.25
Tsivory	13.12	17.57	14.92	12.02	14.57	11.57
Tanandava	12.92	13.72	13.92	7.81	18.56	9.77
Ensemble	18.64	16.44	16.97	19.15	19.81	16.71

Source : Calcul de l'auteur à partir des données du réseau des observatoires ruraux 2003

Tableau 3a. Incidence du travail et scolarisation des enfants de 6 -14 ans selon l'accès au crédit et le choc agricole, 2003

	Travaille	Va à l'école	Travaille et va à l'école	Ni ne travaille, ni ne va à l'école
Choc				
victime	8,05	63,99	10,75	17,21
non victime	7,38	67,59	8,45	16,58
Crédit				
Bénéficiaire	5,96	75,62	8,99	9,44
Non bénéficiaire	7,89	64,80	9,79	17,52

Source : Calcul de l'auteur à partir des données u réseau des observatoires ruraux en 2003

Tableau 3b. Incidence du travail et de la scolarisation des enfants de 6-14 ans selon le niveau de vie, l'accès au crédit et le choc agricole, 2003.

Quintile de revenu	Travaille	Va à l'école	Travaille et va à l'école	Ni ne travaille, ni ne va à l'école
Bénéficiaire de crédit				
Très pauvre	8,33	71,79	5,77	14,10
Pauvre	11,01	68,81	8,26	11,93
Moyen	7,59	74,48	6,90	11,03
Riche	3,85	76,07	11,97	8,12
Très riche	3,25	81,30	9,76	5,69
Non bénéficiaire de crédit				
Très pauvre	11,12	54,35	9,14	25,40
Pauvre	8,40	59,89	12,32	19,39
Moyen	8,15	67,11	10,98	13,76
Riche	6,61	69,84	9,69	13,86
Très riche	5,65	71,09	6,80	16,47
Aucun choc agricole				
Très pauvre	9,08	57,35	9,22	24,35
Pauvre	8,68	61,62	8,68	21,02
Moyen	7,85	68,60	8,36	15,19
Riche	7,15	70,93	9,21	12,71
Très riche	5,09	73,95	7,07	13,89
Victime d'un choc agricole				
Très pauvre	11,78	54,78	8,75	24,70
Pauvre	8,40	59,27	14,84	17,49
Moyen	8,35	66,62	12,77	12,26
Riche	5,56	69,86	10,59	13,99
Très riche	5,71	70,37	7,10	16,83

Source : Calcul à partir des données du réseau des observatoires ruraux 2003

Tableau 4a. Probit bivarié des déterminants du travail et de la scolarisation des enfants de 6-14 ans – relatif au quintile de consommation, 2003

Variables dépendantes		Travail			Scolarisation		
Variables explicatives	Coefficient	Ecart type ⁽¹⁾	Effet marginal	Coefficient	Ecart type ⁽¹⁾	Effet marginal	
Caractéristiques de l'enfant							
Age	0,199***	0,055	0,038***	0,766***	0,044	0,220***	
Age ²	0,302	0,264	0,058	-4,156***	0,219	-1,193***	
Sexe	0,016	0,031	0,003	-0,191***	0,027	-0,055***	
Enfant du chef	0,077	0,051	0,014	0,243***	0,046	0,074***	
Caractéristiques du chef de ménage							
Sexe	-0,047	0,053	-0,009	-0,108	0,052	-0,030	
Niveau d'éducation							
Primaire ⁽²⁾	-0,337***	0,051	-0,057***	0,523***	0,050	0,129***	
Secondaire et plus	-0,257***	0,071	-0,043***	0,857***	0,074	0,174***	
Caractéristiques du ménage							
Quintile 2=Pauvre ⁽³⁾	-0,035	0,059	-0,007	0,195***	0,056	0,053***	
Quintile 3=Moyen	-0,030	0,060	-0,006	0,363***	0,059	0,095***	
Quintile 4=Riche	-0,028	0,062	-0,005	0,412***	0,061	0,107***	
Quintile 5=Très riche	0,016	0,068	0,003	0,347***	0,066	0,091***	
Choc	0,203***	0,038	0,039***	0,084	0,035	0,024	
Crédit	-0,057	0,073	-0,011	0,289***	0,072	0,075***	
Nombre des individus							
< 5 ans	0,058***	0,017	0,011***	-0,116***	0,016	-0,033***	
6 à 14 ans	-0,055***	0,014	-0,011***	-0,040*	0,015	-0,012*	
15 à 64 ans	-0,300***	0,015	-0,058***	0,041**	0,013	0,012**	
> 64 ans	-0,149***	0,045	-0,029***	0,021	0,045	0,006	
Caractéristiques de la communauté							
Ecole	-0,239***	0,040	-0,049***	0,418***	0,039	0,128***	
Rizicole ⁽⁴⁾	-0,430***	0,051	-0,076***	-0,364***	0,047	-0,109***	
Polyculture	-0,165***	0,049	-0,031***	0,328***	0,048	0,090***	
Petite culture	-0,381***	0,068	-0,062***	-0,172*	0,062	-0,052*	
Constante	-2,069***	0,287		-3,086***	0,221		
$\rho^{(5)}$				-0,381***			
N				12 280			
Clusters				5 417			

(1) Les écarts types sont ajustés suivant les clusters ; (2) Base = sans instruction ; (3) Base = quintile 1 ; (4) Base = Rente ; (5) Covariance entre les termes aléatoires des deux équations.
Note : seuil de significativité - * à 10% - ** à 5% et *** à 1%.
Source : Calcul à partir des bases de données des enquêtes du réseau des observatoires ruraux 2003

Tableau 4b. Probit bivarié des déterminants du travail et de la scolarisation des enfants de 6-14 ans
– relatif au quintile de revenu

Variables dépendantes		Travail		Scolarisation		
Variables explicatives	Coefficient	Ecart type ⁽¹⁾	Effet marginal	Coefficient	Ecart type ⁽¹⁾	Effet marginal
Caractéristiques de l'enfant						
Age	0,198***	0,055	0,038***	0,771***	0,044	0,222***
Age ²	0,307	0,264	0,059	-4,182***	0,218	-1,201***
Sexe	0,018	0,031	0,004	-0,193***	0,027	-0,055***
Enfant du chef	0,071	0,051	0,013	0,244***	0,047	0,075***
Caractéristiques du chef de ménage						
Sexe	-0,049	0,053	-0,010	-0,118	0,053	-0,033
Niveau d'éducation						
Primaire ⁽²⁾	-0,329***	0,051	-0,056***	0,524***	0,050	0,129***
Secondaire et plus	-0,220**	0,072	-0,038***	0,855***	0,075	0,174***
Caractéristiques du ménage						
Quintile 2= Pauvre ⁽³⁾	0,056	0,058	0,011	0,170**	0,055	0,047***
Quintile 3= Moyen	0,043	0,059	0,008	0,317***	0,057	0,084***
Quintile 4 =Riche	-0,003	0,061	-0,001	0,378***	0,061	0,099***
Quintile 5 =Très riche	-0,063	0,067	-0,012	0,325***	0,063	0,086***
Choc	0,202***	0,037	0,039***	0,099**	0,036	0,029*
Crédit	-0,044	0,073	-0,008	0,288***	0,072	0,074***
Nombre des individus						
< 5 ans	0,056***	0,017	0,011***	-0,114***	0,016	-0,033***
6 à 14 ans	-0,052***	0,014	-0,010***	-0,034	0,014	-0,010
15 à 64 ans	-0,291***	0,015	-0,056***	0,044***	0,013	0,013***
> 64 ans	-0,142**	0,045	-0,027**	0,035	0,045	0,010
Caractéristiques de la communauté						
Ecole	-0,237***	0,040	-0,049***	0,418***	0,039	0,129***
Rizicole ⁽⁴⁾	-0,415***	0,051	-0,074***	-0,368***	0,047	-0,111***
Polyculture	-0,163***	0,049	-0,031***	0,335***	0,048	0,092***
Petite culture	-0,375***	0,066	-0,061***	-0,190**	0,062	-0,057**
Constante	-2,129***	0,288		-3,113***	0,221	
$\rho^{(5)}$				-0,382***		
N				12 280		
Cluster				5 417		

(1) Les écarts types sont ajustés suivant les clusters ; (2) Base = sans instruction ; (3) Base = quintile 1 ; (4) Base = Rente ; (5) Covariance entre les termes aléatoires des deux équations.

Note : seuil de significativité - * à 10% - ** à 5% et *** à 1%.

Source : Calcul à partir des bases de données des enquêtes du réseau des observatoires ruraux 2003

Tableau 5a. Probit bivarié des déterminants du travail et de la scolarisation des enfants de 6-14 ans – relatif à la consommation instrumentée -2003

Variables dépendantes	Travail			Scolarisation		
Variables explicatives	Coefficient	Ecart type ⁽¹⁾	Effet marginal	Coefficient	Ecart type ⁽¹⁾	Effet marginal
Caractéristiques de l'enfant						
Age	0,223**	0,074	0,042**	0,868***	0,060	0,207***
Age ²	0,200	0,353	0,037	-4,654***	0,300	-1,111***
Sexe	-0,040	0,040	-0,007	-0,168***	0,036	-0,040***
Enfant du chef	-0,032	0,064	-0,006	0,307***	0,060	0,080***
Caractéristiques du chef de ménage						
Sexe	0,086	0,066	0,015	-0,007	0,065	-0,002
Niveau d'éducation						
Primaire ⁽²⁾	-0,374***	0,065	-0,060***	0,404***	0,064	0,084***
Secondaire et plus	-0,230*	0,091	-0,038**	0,640***	0,101	0,113***
Caractéristiques du ménage						
Consommation	-0.001	0.001	-0.000	0.001***	0.001	0.000***
Résidu	0.000	0.000	0.000	-0.001**	0.001	-0.000*
Choc	0,146**	0,049	0,027**	0,188***	0,048	0,045***
Crédit	-0,078	0,088	-0,014	0,213*	0,086	0,046*
Nombre des individus						
< 5 ans	0,047	0,024	0,009	-0,075***	0,023	-0,018***
6 à 14 ans	-0,043	0,019	-0,008	-0,041	0,019	-0,010
15 à 64 ans	-0,315***	0,021	-0,059***	0,062***	0,018	0,015***
> 64 ans	-0,262***	0,059	-0,049***	0,065	0,058	0,016
Caractéristiques de la communauté						
Ecole	-0,056	0,064	-0,011	0,356***	0,062	0,095***
Rizicole ⁽³⁾	-0,430***	0,069	-0,068***	0,086	0,066	0,020
Polyculture	-0,354***	0,062	-0,061***	0,350***	0,062	0,078***
Petite culture	-0,382***	0,073	-0,062***	-0,292***	0,067	-0,076***
Constante	-2,256***	0,385		-3,921***	0,311	
$\rho^{(4)}$				-0,421***		
N				7 271		
Cluster				3 228		

(1) Les écarts types sont ajustés suivant les clusters ; (2) Base = sans instruction ; (3) Base = Rente ; (4) Covariance entre les termes aléatoires des deux équations.

Note : seuil de significativité - * à 10% - ** à 5% et *** à 1%.

Source : Calcul à partir des bases de données des enquêtes du réseau des observatoires ruraux 2003

Tableau 5b. Probit bivarié des déterminants du travail et de la scolarisation des enfants de 6-14 ans – relatif au revenu instrumenté – 2003

Variables dépendantes		Travail		Scolarisation		
Variables explicatives	Coefficient	Ecart type ⁽¹⁾	Effet marginal	Coefficient	Ecart type ⁽¹⁾	Effet marginal
Caractéristiques de l'enfant						
Age	0,225**	0,074	0,042**	0,873***	0,060	0,209***
Age ²	0,194	0,354	0,036	-4,671***	0,299	-1,119***
Sexe	-0,040	0,040	-0,008	-0,170***	0,036	-0,041***
Enfant du chef	-0,039	0,064	-0,007	0,296***	0,060	0,078***
Caractéristiques du chef de ménage						
Sexe	0,092	0,065	0,016	0,018***	0,064	0,004
Niveau d'éducation						
Primaire ⁽²⁾	-0,367***	0,065	-0,059***	0,410***	0,064	0,086***
Secondaire et plus	-0,208	0,094	-0,035	0,641***	0,102	0,114***
Caractéristiques du ménage						
Revenu	-0.001	0.001	-0.000	0.001***	0.001	0.000***
Résidu	0.001	0.001	0.000	-0.001**	0.001	0.000*
Choc	0,145**	0,050	0,027**	0,190***	0,048	0,046***
Crédit	-0,066	0,089	-0,012	0,220*	0,087	0,048**
Nombre des individus						
< 5 ans	0,046	0,024	0,009	-0,075***	0,023	-0,018***
6 à 14 ans	-0,041	0,018	-0,008	-0,028	0,019	-0,007
15 à 64 ans	-0,310***	0,019	-0,058***	0,076***	0,018	0,018***
> 64 ans	-0,261***	0,058	-0,049***	0,080	0,057	0,019
Caractéristiques de la communauté						
Ecole	-0,055	0,064	-0,011	0,359***	0,062	0,096***
Rizicole ⁽³⁾	-0,422***	0,069	-0,067***	0,072	0,066	0,017
Polyculture	-0,352***	0,063	-0,060***	0,343***	0,062	0,077***
Petite culture	-0,382***	0,071	-0,062***	-0,349***	0,065	-0,092***
Constante	-2,231***	0,384		-3,826***	0,303	
$\rho^{(4)}$				-0,4181***		
N				7 271		
Cluster				3 228		

(1) Les écarts types sont ajustés suivant les clusters ; (2) Base = sans instruction ;
(3) Base = Rente ; (4) Covariance entre les termes aléatoires des deux équations.
Note : seuil de significativité - * à 10% - ** à 5% et *** à 1%.
Source : Calcul à partir des bases de données des enquêtes du réseau des observatoires ruraux 2003