



**Centre d'économie
du développement**
Université Montesquieu-Bordeaux IV

Document de travail

DT/134/2007

**Scolarisation et travail des enfants :
Un modèle économétrique à régimes endogènes
appliqué à Madagascar – 2001-2005**

par

Jean-Pierre Lachaud

*Professeur, Directeur du Centre d'économie du développement
Université Montesquieu-Bordeaux IV*

Scolarisation et travail des enfants : Un modèle économétrique à régimes endogènes appliqué à Madagascar – 2001-2005

Jean-Pierre Lachaud, Professeur
Directeur du Centre d'économie du développement
Université Montesquieu-Bordeaux IV - France

Résumé :

L'étude examine l'effet de la scolarisation sur la *durée* du travail des enfants de 6-14 ans à Madagascar en 2001 et 2005, à l'aide d'un modèle économétrique à régimes prenant en compte l'endogénéité de la fréquentation scolaire. *Premièrement*, le temps de travail des enfants *scolarisés* pourrait constituer une variable d'ajustement *conjoncturel*, liée à la fluctuation des gains des adultes, tandis que celui des *non-scolarisés* est susceptible de revêtir une dimension plus *structurelle*, conditionnée par la nécessité de dépasser le seuil de subsistance. Plusieurs éléments d'analyse semblent justifier cette hypothèse : (i) le temps de travail des enfants scolarisés diminue avec l'élévation *des revenus par tête des adultes* du ménage, contrairement à ceux qui ne fréquentent pas l'école ; (ii) le statut du travail du chef de ménage influence principalement la variation de la durée du travail des enfants non-scolarisés ; (iii) la durée du travail des enfants *scolarisés* décroît systématiquement avec l'élévation du niveau d'instruction du chef de ménage, un phénomène beaucoup moins perceptible pour les enfants non-scolarisés ; (iv) quels que soient le régime et l'année, les enfants de 10-14 ans travaillent plus que ceux de 6-9 ans, tout comme les garçons, comparativement aux filles ; (v) le temps de travail des enfants scolarisés croît avec la dimension des ménages, alors que cette évolution ne concerne pas ceux qui ne fréquentent pas l'école ; (vi) indépendamment des régimes et des périodes, le temps de travail est plus élevé en milieu rural, ainsi que dans les provinces de Toliara et d'Antananarivo. *Deuxièmement*, des simulations suggèrent d'importants bénéfices potentiels en termes de temps de travail. D'une part, les enfants *scolarisés* travaillent potentiellement 121,5 et 84,1 heures *de moins* par mois, respectivement, en 2001 et 2005, comparativement à une hypothétique situation de non-scolarisation. D'autre part, si les enfants qui ne fréquentent pas l'école avaient été scolarisés, ils auraient potentiellement travaillé 52,5 et 96,5 heures *de moins* par mois, respectivement, en 2005 et 2001. En réalité, les bénéfices potentiels moyens ont décliné au cours de la période, en partie, parce que la proportion et le temps d'activité des enfants travailleurs *et* allant à l'école ont fortement augmenté, en particulier dans les provinces d'Antananarivo et de Toliara. En définitive, la recherche montre que la scolarisation peut générer des gains potentiels importants en termes de réduction du temps de travail des enfants.

Abstract : Schooling and Child Labour: An Endogenous Switching Regression Model Applied to Madagascar – 2001-2005

The study examines the effect of schooling on child *labour hours* of aged 6-14 years in Madagascar in 2001 and 2005, using an endogenous switching regression model taking into account the endogeneity of the household decision of sending a child to school. *Firstly*, the working time of *enrolled* children could constitute a *short-term* adjustment variable, dependent on the fluctuation of the incomes of the adults, while that of *not-enrolled* children could have a more *structural* dimension, conditioned by the need for exceeding the level of subsistence. Several elements of analysis seem to justify this assumption: (i) the hours of work of enrolled children decreases with the rise in the *incomes per capita of the adults* of the household, contrary to those which do not attend school ; (ii) the labour statute of the household head influences mainly the variation of the working time of the not-enrolled children; (iii) the labour hours of the children enrolled in school decrease systematically with the rise in the educational level of the household head, a phenomenon much less perceptible for the not-enrolled children; (iv) whatever the regime and the year, the children of aged 10-14 years work more than those of aged 6-9 years, just like the boys, compared to the girls; (v) the working time of children with education grows with the size of the households, whereas this evolution does not relate to those which do not attend school; (vi) independently of the regimes and the periods, the working time is higher in rural areas, like in the provinces of Toliara and Antananarivo. *Secondly*, the simulations suggest important potential benefit in terms of working time. On the one hand, the children enrolled in school potentially work 121.5 and 84.1 hours *less* per month, respectively, in 2001 and 2005, compared to a hypothetical situation of not-schooling. In addition, if the children who do not attend school had been enrolled, they would have potentially worked 52.5 and 96.5 hours *less* per month, respectively, in 2005 and 2001. Actually, the average potential benefit declined during the period, partly because the proportion and the time of activity of children working *and* going to school strongly increased, in particular in the provinces of Antananarivo and Toliara. In conclusion, the study shows that schooling can generate important potential profits in terms of reduction of children labours hours.

Mots-clés : Travail des enfants ; Scolarisation des enfants ; Régression à régimes endogènes ; Madagascar
Keywords : Child Labour; Child Schooling; Endogenous Switching Regression Model; Madagascar
JEL classification : I31, J4

Sommaire

1.	Introduction.	1
2.	Le contexte	2
	1. <i>Environnement macro-économique et marché du travail.</i>	2
	2. <i>Persistance du travail des enfants.</i>	4
3.	Options analytiques.	7
	1. <i>Modèle économétrique à régimes endogènes.</i>	7
	2. <i>Définition des variables et sources statistiques.</i>	9
4.	Scolarisation et travail des enfants.	11
	1. <i>Scolarisation et temps de travail des enfants.</i>	11
	2. <i>Analyse de sensibilité.</i>	15
	3. <i>Simulations.</i>	18
5.	Conclusion.	21
	<i>Références bibliographiques.</i>	22
	<i>Annexes.</i>	24

1. Introduction

Dans les pays en développement, l'activité économique des enfants semble demeurer un ajustement important des marchés du travail. Une étude récente de l'International Programme on the Elimination of Child Labour (IPEC) et du Statistical Information and Monitoring Programme on Child Labour (SIMPOC) de l'OIT (Hagemann, Diallo, Etienne, Mehran, 2006), a montré que l'incidence du travail des enfants de 5-14 ans en Afrique au sud du Sahara demeurait élevée, bien qu'elle ait décliné de 28,8 à 26,4 pour cent entre 2000 et 2004¹. Cette persistance de la participation des enfants au marché du travail à grande échelle, à laquelle sont associés des processus d'éviction en termes d'investissements en capital humain et de gains futurs, ainsi que, dans de nombreux cas, des pires formes de travail, explique le regain d'intérêt pour la question du travail des enfants, et le développement d'une vaste littérature conceptuelle, théorique et empirique². Sans aucun doute, dans maints pays en développement, notamment dans les économies sub-sahariennes, l'ampleur de la pauvreté, la faiblesse du système scolaire, l'étendue des activités rurales, et la prééminence des droits et obligations dans les communautés – le travail des enfants demeure un moyen important de socialisation et d'éducation dans la société traditionnelle –, ont légitimé une double préoccupation : d'une part, l'appréhension d'un ensemble de déterminants du travail des enfants, tant du côté de l'offre – normes sociales, politiques publiques, marché des capitaux, pauvreté des ménages, faiblesse du système éducatif, taille et structure des ménages –, que du côté de la demande – coûts et compétitivité, « informalisation » croissante de l'économie, niveau de développement technologique, statut économique du chef de ménage –, et ; d'autre part, la recherche d'une modélisation appropriée impliquant, par exemple, un processus de négociation intra-ménages – entre les parents et les enfants (Basu, 1999) – ou extra-ménages – entre les parents et l'employeur (Gupta, 2000). En même temps, l'appréciation largement répandue des effets pernicieux du travail des enfants, tant pour eux-mêmes que pour la société, a stimulé plusieurs actions internationales concertées visant à éliminer certaines formes d'activité économique des enfants³, et encouragé les interventions dans le cadre national⁴.

Dans ce contexte, la volonté d'élaborer des politiques visant à améliorer le bien-être des enfants a conduit à mieux identifier les facteurs influençant l'emploi de ces derniers, en particulier la nature des interactions entre la formation de capital humain et le travail des enfants. A cet égard, l'évidence empirique récente semble montrer que, dans de nombreux pays en développement, prévaut une relation inverse entre la participation des enfants au marché du travail et la scolarisation (Psacharopoulos, 1997 ; Ravallion, Wodon, 2000 ; Heady, 2000 ; Rosati, Rossi, 2001 ; Ray, 2004, 2006 ; Ray, Lancaster, 2003 ; Beegle, Dehejia, Gatti, 2005 ; Amin, Quayes, Rives, 2006 ; Shafiq, 2006 ; Lachaud, 2007). La robustesse d'un tel résultat légitime le slogan de la campagne « School is the Best Place to Work », lancée en 2003 par certaines organisations non gouvernementales⁵. Néanmoins, une partie substantielle

¹ Selon la *Convention des Nations unies sur les droits des enfants* de 1989 et la *Convention du Bureau international du travail sur les pires formes de travail des enfants* de 1999 – numéro 182 –, l'enfant est défini comme tout individu de moins de 18 ans. Ainsi, compte tenu de la référence à un âge minimal de 5 ans, par rapport au travail ou la scolarisation, la population des enfants est celle de la classe d'âge 5-17 ans. Par ailleurs, l'« activité économique » se réfère à la définition internationale de l'emploi, adoptée à la 13^{ème} Conférence internationale des statisticiens du travail de 1982 (Hussmanns, Mehran, Verma, 1990) : tout enfant ayant consacré *une heure ou plus de son temps pendant la semaine précédente* à toute activité de production marchande (travail rémunéré) et certaines activités non marchandes (travail non rémunéré), notamment la production, l'auto-consommation, ou l'auto-formation de capital fixe, à l'exclusion des activités non rémunérées comme le travail domestique, est considéré comme « employé ». La notion de « child labour » est plus restreinte que celle de « child work ». L'évaluation des « enfants travailleurs » est composée de trois éléments : (i) tous les enfants économiquement actifs de 5-11 ans ; (ii) tous les enfants économiquement actifs de 12-14 ans, sauf ceux qui travaillent moins de 14 heures par semaine – travail irrégulier ; (iii) tous les enfants de 15-17 ans qui exercent des « travaux dangereux » ou des « activités intrinsèquement condamnables » – travail forcé, prostitution, etc. (IPEC, 2002b).

² Diallo (2001), Basu, Tzannatos (2003), et Bhalotra (2003), par exemple, présentent quelques développements de la littérature théorique et empirique sur le travail des enfants dans les pays en développement. Une mise au point conceptuelle récente est présentée par Diallo (2006).

³ Par exemple, le Bureau international du travail avec les conventions 138 de 1976 – fixant l'âge minimal du travail des enfants à 16 ans – et 182 de 2000 – prohibant les pires formes de travail des enfants –, les Nations unies par le biais de la Convention sur les droits des enfants de 1989, l'UNICEF et la Banque mondiale ont été à la pointe du combat contre ce phénomène. Ces deux dernières institutions et l'OIT ont lancé en 2000 le projet UCW – Understanding Children's Work. De même, l'IPEC et le SIMPOC de l'OIT contribuent à améliorer les statistiques sur le travail des enfants.

⁴ Ainsi, le Programme « Food for Education », lancé en 1993 dans les zones rurales du Bangladesh (Ravallion, Wodon, 1999).

⁵ Cette campagne a été lancée par le réseau des organisations de développement Alliance 2015 – www.schoolisthebestplacetowork.org.

de la littérature – brièvement évoquée –, largement centrée sur l’Asie et l’Amérique latine, est focalisée sur des questionnements susceptibles de ne pas contribuer suffisamment aux fondements des actions à mener pour réduire le travail des enfants. Premièrement, beaucoup de recherches examinent l’impact de la *participation* des enfants au marché du travail sur la scolarisation, et non l’effet de la fréquentation scolaire sur le temps de travail. Par exemple, des études récentes, fondées sur l’estimation d’un modèle logistique multinomial, présentent les probabilités des choix alternatifs et/ou communs entre le travail et la fréquentation scolaire (Ray, 2006 ; Shafiq, 2006). Or, la durée du travail est importante, non seulement par rapport au bien-être des enfants, mais aussi pour évaluer le coût du travail en termes de santé et d’accumulation du capital humain. Par ailleurs, il importe d’appréhender l’impact de la scolarisation actuelle sur le temps de travail, dans la mesure où il est fréquemment supposé qu’un moyen essentiel de réduire le travail des enfants est de rendre la scolarisation obligatoire ou de subventionner les ménages ayant des enfants (Ray, 2001 ; Ray, Lancaster, 2003 ; Rosati, Rossi, 2001). Deuxièmement, le travail des enfants est souvent traité comme une variable prédéterminée (Psacharopoulos, 1997 ; Ray, 2001⁶ ; Amin, Quayes, Rives, 2006), alors que les décisions en matière d’emploi et de fréquentation scolaire sont simultanées. L’absence de prise en compte du problème d’endogénéité du travail des enfants – ou de la scolarisation – induit un biais des coefficients estimés, sauf si l’approche des variables instrumentales est utilisée (Ray, Lancaster, 2003 ; Beegle, Dehejia, Gatti, 2005).

La présente recherche s’inscrit dans cette perspective. Fondée sur les données des enquêtes prioritaires auprès des ménages de Madagascar de 2001 et 2005, elle propose d’estimer l’effet de la scolarisation sur la durée du travail des enfants de 6-14 ans, à l’aide d’un modèle économétrique à régimes endogènes prenant en compte l’endogénéité de la scolarisation. Après avoir évoqué le contexte – section 2 –, le modèle économétrique et les sources statistiques sont spécifiés – section 3. Les résultats économétriques, les simulations et l’analyse de sensibilité sont explicités dans la section 4.

2. Le contexte⁷

Après avoir caractérisé le marché du travail en relation avec l’environnement macro-économique récent, quelques éléments d’analyse descriptive du travail des enfants sont présentés.

1. Environnement macro-économique et marché du travail

Madagascar est l’un des pays en développement les moins avancés, le Revenu national brut par habitant s’élevant à environ 300 dollars US en 2004 (World Bank, 2006)⁸. Relativement bien dotée en ressources naturelles, cette île de l’Océan indien connaît une profonde crise économique et sociale, inhérente à un ensemble de chocs externes et de déséquilibres structurels, qui s’est amplifiée au cours des précédentes décennies. Le legs de l’histoire constitue une des racines des déséquilibres structurels, et explique les programmes de réformes élaborés depuis la fin des années 1990. Mais, le dynamisme économique de la fin de la précédente décennie fut sérieusement perturbé par la crise politique de 2002, qui freina le processus de transition.

Malgré tout, les récentes performances de l’économie malgache exhibent un retournement favorable de la conjoncture – en 2005, le PIB réel aurait augmenté de 4,6 pour cent, tandis qu’en 2006, le taux de création de richesses serait de 4,7 pour cent (International Monetary Fund, 2006) –, bien que l’évolution de l’environnement macro-économique et structurel révèle une certaine fragilité de l’économie, et que plusieurs indices mettent en évidence la relative faiblesse du développement humain (UNDP, 2006). En effet, l’appréhension cardinale de la dynamique de la pauvreté nationale met en évidence une baisse – statistiquement significative – d’un point de pourcentage du ratio de pauvreté en termes d’individus entre 2001 et 2005 – respectivement, 69,7 et 68,7 pour cent. En fait, dans un pays

⁶ Certaines estimations de l’auteur tiennent aussi compte de la simultanéité des décisions de scolarisation et de travail.

⁷ Certains développements sont empruntés à Lachaud (2006).

⁸ La population de Madagascar est estimée à 18,6 millions en 2005 (United Nations, 2006).

essentiellement agricole, la localisation géographique, en particulier la spécificité des zones agro-écologiques, est largement *exogène*, et a un impact direct sur le niveau de vie des populations. Ainsi, en 2005, le niveau de vie monétaire qui prévaut en milieu urbain, exprimé sur une base per capita, équivaut à environ deux fois celui des zones rurales, et d'importantes disparités spatiales, favorisant le centre, le nord et le nord-ouest de l'île, prévalent⁹. De ce fait, le ratio de pauvreté est deux fois moins élevé dans les grands centres urbains que dans le milieu rural.

Afin de relever les nouveaux défis, les responsables politiques ont élaboré une stratégie mettant l'accent sur des domaines prioritaires identifiés dans le Document de Stratégie de Réduction de la Pauvreté (DSRP), et, au cours de l'année 2006, un Programme pluriannuel MAP 2007-2012, devant prendre le relais du DSRP, a été élaboré (Présidence de la République de Madagascar, 2006).

Fondamentalement, l'incapacité de nombreux ménages à obtenir un niveau de bien-être correspondant à un minimum acceptable par les normes de la société est, en grande partie, le reflet du fonctionnement des marchés du travail, articulés autour de plusieurs systèmes productifs, d'inégale importance. En premier lieu, en 2005, les agriculteurs contribuaient à 29,3 pour cent de l'emploi national, et à plus de 80 pour cent si l'on englobe les aides familiaux¹⁰. En deuxième lieu, le système productif informel constitue une composante majeure de l'emploi. D'une part, le secteur informel rural non agricole – hors aides familiaux – contribue à 3,1 pour cent de l'emploi rural en 2005 – contre 5,2 pour cent en 2001 –, dont 61,7 pour cent émanent d'une activité féminine – 61,3 pour cent en 2001 –, et est relativement concentré dans les provinces de Fianarantsoa, Toamasina et Toliara. D'autre part, la seconde composante du secteur informel non agricole, localisée en milieu urbain, pourrait contribuer à 19,3 pour cent de l'emploi relatif à ce même milieu, soit environ à 3,7 pour cent de l'emploi du pays. En troisième lieu, 15,3 et 12,5 pour cent des individus actifs, respectivement, en 2001 et 2005, travaillaient dans le secteur moderne.

Dans ce contexte, la question de l'activité économique des enfants doit être située par rapport aux déséquilibres et ajustements ayant prévalu sur le marché du travail à Madagascar au début des années 2000.

Premièrement, une estimation de la relation entre le taux de croissance des dépenses par tête – une approximation des revenus du travail – et un ensemble de composantes du marché du travail, montre que la baisse des dépenses par tête en termes réels au cours de la période 2001-2005 est due à : (i) une baisse de l'offre de travail per capita de -3,1 pour cent ; (ii) une croissance de l'emploi de 1,5 pour cent ; (iii) une hausse du sous-emploi en termes d'heures travaillées de -13,2 pour cent, et ; (iv) une hausse de la productivité du travail de 13,4 pour cent. Cependant, dans les grands centres urbains, le taux de croissance de l'emploi a diminué de -5,1 pour cent au cours de la période, tout comme la productivité (-26,9 pour cent), malgré l'évolution favorable de l'emploi manufacturier entre 2002 et 2004. Or, en milieu rural, l'emploi a progressé de 2,0 pour cent, et la productivité de 24 pour cent¹¹.

Deuxièmement, le chômage est un phénomène urbain, puisqu'il s'élève à 11,0 pour cent de la population active en 2005 dans les grandes villes – 2,6 pour cent au niveau national. En outre, dans ces dernières, ce taux a été multiplié par 2,3 en quatre ans. En réalité, le chômage touche plus particulièrement des groupes spécifiques. D'une part, dans les grands centres urbains, le taux de chômage des femmes est de 15,5 pour cent, et équivaut à environ deux fois celui des hommes – 7,1 pour cent. Ainsi, entre 2001 et 2005, les taux de chômage féminins et masculins des grandes villes ont été multipliés, respectivement, par 2,5 et 2,0. La féminisation de la pauvreté en milieu urbain est probablement en rapport avec la hausse sensible du chômage féminin. D'autre part, le poids du chômage urbain est surtout supporté par les jeunes, puisque le taux de chômage est le plus élevé pour

⁹ Par ailleurs, la réduction de la pauvreté nationale entre 2001 et 2005 s'accompagne d'une recomposition de la localisation des privations. D'une part, on constate une baisse de la pauvreté en milieu rural de 77,3 à 73,5 pour cent, statistiquement significative, et, d'autre part, une urbanisation de la pauvreté prévaut, le ratio ayant significativement augmenté de 9,1 points de pourcentage dans les grands centres urbains.

¹⁰ Dans le secteur rural, la contribution des agriculteurs et des aides familiaux à l'emploi rural a quelque peu augmenté entre 2001 et 2005 – respectivement, 68,2 à 71,4 pour cent.

¹¹ Ces évolutions contrastées doivent être mises en relation avec l'urbanisation de la pauvreté. Par ailleurs, les déséquilibres sur le marché du travail sont accentués par la fin de l'Accord multi-fibres en 2005.

la classe d'âge de 20-24 ans, et, dans une moindre mesure, celle de 25-29 ans. Par ailleurs, dans la première, le taux de chômage féminin est de 26,6 pour cent en 2005, soit environ quatre fois celui des jeunes hommes. Par rapport à 2001, non seulement le taux de chômage des femmes de 20-24 ans a doublé, mais les disparités par rapport au chômage masculin se sont accentuées¹².

Troisièmement, un autre ajustement du marché du travail est la baisse des salaires réels entre 2001 et 2005 : -30,4 pour cent. En fait, les salaires réels ont baissé dans toutes les branches, sauf dans l'administration publique où le déclin a été insignifiant : -2,4 pour cent. En d'autres termes, il semble que l'Etat ne soit pas un simple adaptateur au niveau des salaires du marché, et que des forces hors marché contribuent à la détermination des gains des salariés du public.

Quatrièmement, la qualité des emplois s'est détériorée au cours de la période. En effet, tous les indicateurs – taux de « mauvais emplois » (ceux qui ne sont pas en mesure de faire vivre la famille médiane), pourcentage d'emplois rémunérés moins que le salaire minimum, ratio de sous-occupation (moins de 35 heures de travail par semaine) –, sauf celui de la proportion des emplois non protégés¹³, se sont dégradés, surtout dans les entreprises du secteur informel, et dans l'agriculture.

Ainsi, la structure des systèmes productifs qui prévaut, et la dynamique récente des marchés du travail, expliquent, probablement, un autre ajustement des marchés du travail : la persistance des enfants économiquement actifs.

2. Persistance du travail des enfants

L'ampleur du travail des enfants – c'est-à-dire ceux qui sont économiquement actifs par rapport à la semaine de référence¹⁴ – est une réalité à Madagascar, bien que l'évolution en cours s'inscrive dans la même perspective de baisse que l'Afrique subsaharienne au cours des années récentes. A cet égard, les tableaux 1 à 3, fondés sur enquêtes prioritaires de 2001 et 2005, permettent de formuler plusieurs observations.

Premièrement, en 2005, l'incidence du travail des enfants de 6-14 ans s'élevait à 18,8 pour cent, soit une baisse de 4,2 points de pourcentage par rapport à 2001. Cette évolution touche à la fois les filles et les garçons, bien que l'incidence globale du travail des garçons ait décliné un peu moins rapidement que pour les filles. En effet, pour ces dernières, les ratios sont passés de 22,6 à 18,4 pour cent entre 2001 et 2005, contre 23,5 et 19,2 pour cent pour les garçons. En réalité, l'incidence du travail des enfants varie avec l'âge, puisque 24,5 pour cent des enfants de 10-14 ans travaillent en 2005 – 28,5 pour cent en 2001 –, contre 12,7 pour cent des 6-9 ans – 17,1 pour cent en 2001. Mais, l'analyse selon le sexe et la classe d'âge montre que, pour les 10-14 ans, la réduction du travail des filles a été moins rapide que celle des garçons de la même tranche d'âge.

Deuxièmement, cette approche préliminaire tendrait à vérifier l'« axiome de luxe » du modèle de Basu et Van (1998) : la participation des enfants au marché du travail ne prévaut que si le ménage a un niveau de vie inférieur à un seuil critique. A cet égard, le tableau 1 montre que l'incidence du travail des enfants est de 20,4 pour cent dans les ménages pauvres, contre 14,0 pour cent dans les familles riches, et que le différentiel d'incidence selon le niveau de vie prévaut quels que soient le sexe et l'âge des enfants. Par ailleurs, on note une réduction de l'écart de participation du travail des enfants selon le niveau de vie des familles, puisqu'en 2001, le ratio du travail des enfants était de 27,3 pour cent dans les familles les plus démunies, contre seulement 9,2 pour cent dans celles situées en dessus du seuil de pauvreté. En fait, cette observation montre que dans les familles non pauvres, la mise au travail des enfants s'est accrue au cours de la période, contrairement à ce qui prévaut dans celles qui sont pauvres. Néanmoins, cette analyse est trop partielle pour en tirer des conclusions définitives, et il se

¹² Par conséquent, le ratio entre le chômage des jeunes de 20-24 ans et celui des adultes de 30-39 ans est de l'ordre huit. Mais, le chômage touche particulièrement les jeunes diplômés - notamment, les femmes -, en 2005, les taux de chômage des diplômés de 20-24 ans du deuxième cycle du secondaire et du supérieur étant, respectivement, de 17,0 et 57,7 pour cent. Notons que le taux de chômage est moins important dans les ménages pauvres que non pauvres, surtout dans les grands centres urbains.

¹³ Les salariés protégés sont ceux qui cotisent à une caisse de retraite, et bénéficient de congés payés et d'une protection sociale, contrairement à ceux qui ont des emplois non protégés.

¹⁴ Ce qui implique que les enfants « de la rue » ne sont pas pris en compte probablement.

Tableau 1 : Incidence du travail des enfants – 6-14 ans – selon l'âge et le sexe, et divers paramètres – pourcentage – Madagascar 2001-2005

Année/sexe/âge	2001									2005								
	Garçons			Filles			Ensemble			Garçons			Filles			Ensemble		
	6-9 ans	10-14 ans	Total	6-9 ans	10-14 ans	Total	6-9 ans	10-14 ans	Total	6-9 ans	10-14 ans	Total	6-9 ans	10-14 ans	Total	6-9 ans	10-14 ans	Total
Ménage																		
Niveau de vie																		
Pauvres	20,5	34,8	28,3	20,8	32,4	26,3	20,7	33,6	27,3	15,0	26,5	20,9	13,5	26,3	19,8	14,2	26,4	20,4
Riches	4,3	12,5	8,6	6,5	12,9	10,0	5,3	12,7	9,2	7,5	19,6	14,0	8,0	18,6	14,1	7,7	19,0	14,0
Milieu																		
GCU	3,9	6,6	5,3	2,2	5,8	4,2	3,1	6,2	4,8	1,2	3,0	2,2	1,3	5,7	3,7	1,2	4,4	2,9
CUS	14,5	19,5	17,2	10,5	15,2	13,1	12,5	17,3	15,1	11,5	24,5	18,5	13,0	23,3	18,4	12,3	23,9	18,5
Rural	18,0	33,4	26,3	20,4	32,7	26,3	19,3	33,1	26,3	14,6	27,0	21,0	13,2	26,4	19,9	13,9	26,7	20,4
Province																		
Antananarivo	4,8	18,0	11,6	6,2	15,2	10,7	5,5	16,7	11,2	14,7	26,3	20,8	15,0	24,7	19,9	14,9	25,5	20,4
Fianarantsoa	7,8	20,6	15,1	12,1	21,1	16,2	10,3	20,8	15,7	7,5	20,7	14,2	8,4	24,3	16,5	7,9	22,4	15,3
Toamasina	17,8	27,2	22,6	14,8	23,3	19,1	16,2	25,2	20,8	9,9	13,7	11,8	6,8	14,5	10,7	8,4	14,1	11,3
Mahajanga	34,7	43,4	39,6	32,9	41,6	36,9	33,8	42,7	38,3	14,5	22,1	18,5	10,2	23,7	17,0	12,2	22,9	17,7
Toliara	38,9	54,0	47,4	37,2	51,2	44,7	38,0	52,6	46,0	23,4	45,8	35,3	21,9	37,8	30,4	22,7	41,9	32,9
Antsiranana	11,0	27,9	20,2	19,6	22,7	21,1	15,4	25,5	20,6	9,4	9,1	9,2	9,5	8,6	9,0	9,4	8,9	9,1
Ensemble	16,3	29,5	23,5	17,9	27,4	22,6	17,1	28,5	23,0	13,2	24,7	19,2	12,3	24,2	18,4	12,7	24,5	18,8
N	1250	1494	2717	1355	1323	2678	2605	2790	5395	3413	3819	7232	3509	3666	7175	6856	7551	14407

Source : EPM 2001 et 2005.

Tableau 2 : Incidence du travail et de la scolarisation des enfants – 6-14 ans – selon l'année, le niveau de vie du ménage, le milieu et l'âge – pourcentage – Madagascar 2001-2005

Année	2001 – 6-14 ans				2005 – 6-14 ans ⁽¹⁾			
	Travail seul	Ecole seule	Travail & école	Absence travail & école	Travail seul	Ecole seule	Travail & école	Absence travail & école
Ménage								
Niveau de vie								
Pauvres	24,5	56,1	2,9	16,5	11,0	61,9	9,4	17,8
Riches	6,9	83,2	2,4	7,5	7,3	74,7	6,8	11,2
Milieu								
GCU	4,4	85,5	0,4	9,8	2,9	84,3	0,1	12,8
CUS	11,6	72,4	2,9	12,5	9,4	66,3	9,1	15,2
Rural	23,4	56,5	3,4	15,2	10,9	62,9	9,6	16,6
Province								
Antananarivo	10,0	79,0	1,3	9,8	9,2	66,9	11,2	12,7
Fianarantsoa	13,6	66,8	2,1	17,5	10,5	67,8	4,8	16,9
Toamasina	16,1	61,0	4,8	18,1	6,2	72,9	5,0	15,8
Mahajanga	35,0	49,9	3,5	11,6	13,1	64,3	4,6	18,0
Toliara	43,9	38,0	2,2	15,9	12,9	46,9	20,0	20,2
Antsiranana	15,0	64,8	5,7	14,5	8,2	74,1	0,9	16,8
Ensemble	20,3	62,5	2,8	14,4	10,1	65,1	8,7	16,1
N	1096	3371	149	776	1448	9375	1258	14407

(1) La somme des enfants : (i) travail seul ; (ii) école seule ; (iii) travail et école ; (iv) sans travail et sans école, est égale à 100 pour cent.

Source : EPM 2001 et 2005.

Tableau 3 : Durée d'activité des enfants travailleurs – 6-14 ans – selon le sexe et la fréquentation scolaire, et divers paramètres – heures/mois – Madagascar 2001-2005

Année/sexe/scolarisation	2001									2005								
	Garçons			Filles			Ensemble			Garçons			Filles			Ensemble		
	Travail seul	Travail & école	Total	Travail seul	Travail & école	Total	Travail seul	Travail & école	Total	Travail seul	Travail & école	Total	Travail seul	Travail & école	Total	Travail seul	Travail & école	Total
Ménage																		
Niveau de vie																		
Pauvres	161,1	106,2	155,4	148,4	114,1	144,8	155,0	110,1	150,3	126,8	95,5	112,3	112,4	80,5	97,7	119,9	88,3	105,3
Riches	199,8	94,9	178,6	198,2	136,9	179,3	199,0	120,9	179,0	144,3	87,5	116,9	143,0	73,0	109,5	143,7	80,4	113,3
Milieu																		
GCU	163,0	26,0	154,8	192,6	112,7	185,1	176,2	75,4	168,6	203,5	78,0	196,7	138,5	17,3	136,2	162,1	55,7	158,7
CUS	149,4	105,1	141,0	155,5	89,7	136,9	152,0	96,6	139,1	118,5	84,2	100,5	116,0	74,8	96,9	117,2	79,8	98,7
Rural	165,5	105,2	159,1	151,4	125,6	148,5	158,6	115,7	153,9	129,9	95,4	113,9	117,6	79,6	99,7	124,0	87,8	107,1
Province																		
Antananarivo	162,1	134,6	158,6	164,3	124,2	160,7	163,1	130,8	159,5	138,6	74,5	106,1	122,9	57,5	83,8	131,9	65,7	95,5
Fianarantsoa	163,7	120,5	158,3	139,2	126,4	137,5	150,7	123,8	147,2	126,0	82,0	111,1	123,9	71,6	108,9	124,8	76,9	109,9
Toamasina	145,6	71,2	126,8	150,7	83,5	136,6	148,1	76,4	131,4	126,8	62,0	98,5	129,6	68,0	101,6	128,1	64,8	100,0
Mahajanga	177,5	198,8	178,7	167,3	184,6	169,5	173,1	189,4	174,6	129,0	81,2	117,7	110,7	63,7	97,4	120,2	71,7	107,6
Toliara	163,7	97,8	160,1	147,9	120,8	146,8	155,6	107,9	153,4	123,5	125,1	124,5	104,9	117,3	112,0	114,5	121,8	118,9
Antsiranana	162,2	58,2	145,2	148,9	95,0	127,7	156,6	84,2	136,4	128,7	69,4	123,6	113,7	65,6	108,6	121,6	67,4	116,4
Ensemble	134,2	104,4	157,5	152,4	119,7	148,3	158,5	112,3	153,0	129,9	94,0	113,2	118,1	79,0	100,0	124,2	86,8	106,8
N	441	55	497	411	60	471	853	115	968	740	647	1297	696	601	1297	1435	1248	2683

Source : EPM 2001 et 2005.

peut que l'argument de la gestion du risque en cas de chocs soit aussi un élément à prendre en considération. D'ailleurs, l'incidence du travail des enfants est sept fois plus importante dans les campagnes que dans les grands centres urbains, un écart qui s'est accentué par rapport à 2001, et qui demeure moins élevé pour les filles que pour les garçons. En d'autres termes, si dans le milieu rural les filles travaillent autant que les garçons, l'activité des premières est relativement plus importante que celle des seconds. Enfin, il est à remarquer que la participation des enfants au marché du travail est encore particulièrement élevée en 2005 dans la province de Toliara – 32,9 pour cent –, notamment pour les garçons de 10-14 ans – 45,8 pour cent –, et que l'ampleur de la baisse de l'incidence du travail des enfants entre 2001 et 2005 est très inégale selon les provinces – très forte dans la province d'Antsiranana, et quasi-nulle dans celle de Fianarantsoa.

Troisièmement, le tableau 2 met en évidence la relation entre la scolarisation et le travail des enfants. On observe une nette baisse de la proportion des enfants ayant comme seule activité le travail – 20,3 et 10,1 pour cent, respectivement, en 2001 et 2005. Ce déclin est particulièrement élevé dans les ménages pauvres, alors que dans les ménages riches, la tendance est inverse. Par ailleurs, si la fréquentation scolaire seule est en hausse au cours de la période, *la proportion des enfants au travail et allant à l'école a fortement augmenté au cours de la période* – 2,8 à 8,7 pour cent. D'ailleurs, ce phénomène est particulièrement marqué dans les ménages pauvres où le ratio est passé de 2,9 à 9,4 pour cent entre 2001 et 2005. A cet égard, la simultanéité de la fréquentation scolaire et du travail est en forte hausse dans deux provinces : Antananarivo – 1,3 à 11,2 pour cent – et Toliara – 2,2 à 20,0 pour cent. Enfin, le tableau 2 montre une croissance de la proportion d'enfants de 6-14 ans n'allant pas en classe *et ne travaillant pas* : 14,4 et 16,1 pour cent, respectivement, en 2001 et 2005, phénomène particulièrement net dans les ménages aisés, qui pourrait s'expliquer, en partie, par l'incidence beaucoup plus élevée du chômage des jeunes hommes et femmes dans les ménages non pauvres (Lachaud, 2006)¹⁵. En définitive, ces différents éléments d'analyse tendraient à montrer que, malgré le léger recul de la participation des enfants au marché du travail au cours de la période 2001-2005, la mise au travail des enfants demeure une dimension non négligeable des stratégies de survie pour maints ménages.

Quatrièmement, la durée d'activité des enfants travailleurs est affichée aux tableaux 3 et A2, en annexes. Il s'agit du temps de travail, exprimé en heures par mois sur une base annuelle, évalué en combinant les informations relatives aux heures travaillées par jour et au nombre de jours d'activité par semaine durant les 12 derniers mois. En fait, bien que les questions posées en 2001 et 2005 soient identiques¹⁶, la robustesse des comparaisons entre les deux dates est incertaine, les informations de 2001 étant – apparemment – moins bien renseignées¹⁷. En moyenne, en 2005, les enfants économiquement actifs ont été occupés 106,8 heures par mois, et des différences prévalent surtout entre les grands centres urbains – 158,7 heures – et le milieu rural – 107,1 heures –, notamment en ce qui concerne les garçons – tableau A2, en annexes. D'ailleurs, ce différentiel de durée d'activité selon le milieu est cohérent avec le fait que les enfants des ménages pauvres travaillent un peu moins que ceux des ménages non pauvres – tableau 3. Naturellement, la prise en compte de l'ensemble des enfants des ménages produit une durée d'activité de seulement 20,0 heures par mois – tableau A1, en annexes. S'agissant de 2001, la configuration de la durée du travail est assez proche, bien que, pour les raisons précédemment évoquées, l'évaluation du temps de travail des enfants soit probablement surestimée. En moyenne, les enfants économiquement actifs de 6-14 ans ont travaillé 153,0 heures par mois en 2001, cette durée étant réduite à 35,3 heures lorsque l'ensemble des enfants sont pris en considération.

Le tableau 3 montre que les enfants qui combinent la scolarisation et une activité économique ont une durée d'activité inférieure de l'ordre de 30 pour cent, quelle que soit l'année considérée¹⁸. Par

¹⁵ Notons que les ratios des enfants qui ne travaillent pas et qui ne vont pas à l'école sont beaucoup élevés que ceux qui sont présentés par Ray (2006) pour divers pays – Belize, Cambodge, Namibie, Panama, Philippines, Portugal et Sri Lanka

¹⁶ La question relative au nombre de mois de travail par an n'a pas été posée en 2005, contrairement en 2001. Elle n'a donc pas été prise en compte.

¹⁷ La variation des jours de travail par semaine était seulement de 5 et 6 en 2001, contre 1 à 7 en 2005. Dans ces conditions, le temps de travail enregistré pour 2001 est probablement sur-estimé.

¹⁸ Respectivement, 30,1 et 29,1 pour cent, en 2005 et 2001.

exemple, en 2005, la durée mensuelle d'activité était de 124,2 et 86,8 heures, respectivement, pour les enfants travailleurs qui ne fréquentent pas l'école et ceux qui combinent la scolarisation et le travail. En fait, l'impact de la scolarisation sur la durée du travail dépend d'un ensemble de paramètres. Tout d'abord, en 2005, on observe que les enfants scolarisés – filles ou garçons – des ménages pauvres effectuent plus d'heures de travail que ceux des ménages riches. Cette relation s'est d'ailleurs inversée par rapport à 2001, sauf en ce qui concerne les garçons. Ensuite, et corrélativement, la durée d'activité des enfants travailleurs et fréquentant l'école demeure sensiblement plus élevée dans les zones rurales, comparativement aux grands centres urbains – par exemple, en 2005, respectivement, 87,8 et 55,7 heures par mois. Néanmoins, le différentiel de temps d'activité pour ce groupe selon le milieu est surtout important pour les filles. En effet, en 2005, le ratio de durée du travail rural-urbain des enfants scolarisés était de 4,6 et 1,2, respectivement, pour les filles et les garçons. Enfin, l'effet de la scolarisation sur la durée du travail dépend de la localisation provinciale. Ainsi, le tableau 3 montre que les enfants travailleurs et scolarisés effectuent environ deux fois plus d'heures de travail dans la province de Toliara que dans celle d'Antananarivo.

Ces résultats préliminaires incitent à mieux appréhender l'interférence de la fréquentation scolaire sur le temps de travail des enfants, compte tenu d'un ensemble de paramètres. Tel est l'objet de l'analyse économétrique qui est proposée.

3. Options analytiques

Après avoir présenté le modèle économétrique mis en oeuvre, les sources statistiques seront spécifiées.

1. Modèle économétrique à régimes endogènes

Compte tenu des objectifs des politiques économiques visant à réduire le travail des enfants, le modèle économétrique tente d'appréhender l'impact de la scolarisation sur le *temps de travail* des enfants, en prenant en considération la simultanéité des décisions en matière de fréquentation scolaire et de mise au travail des enfants. En d'autres termes, il est supposé que les parents maximisent leur utilité selon deux régimes – scolarisation des enfants ou non –, et choisissent celui qui est susceptible de générer le bien-être le plus élevé. Nécessairement, le temps consacré au travail réduit la disponibilité pour la scolarisation, et peut même abaisser la qualité de la formation du capital humain. Dans ces conditions, il est possible de supposer que la durée de travail des enfants est déterminée par rapport aux choix effectués en matière de fréquentation scolaire.

Dans ce contexte, il serait possible de modéliser l'impact de la scolarisation sur les heures de travail des enfants, en examinant l'effet d'une variable binaire relative à la fréquentation scolaire¹⁹. Néanmoins, une approche de ce type apparaît restrictive, dans la mesure où la scolarisation des enfants peut créer des effets d'interaction avec les caractéristiques personnelles observées ou non observées. En effet, si la décision de scolarisation est liée à un processus d'auto-sélection des enfants, il est probable que les caractéristiques des enfants fréquentant l'école seront sensiblement différentes de celles des jeunes qui n'ont pas été scolarisés²⁰. D'un point de vue économétrique, cette hétérogénéité des échantillons est problématique lorsque les caractéristiques non observées sont distribuées différemment selon le statut des enfants par rapport à la fréquentation scolaire. Ainsi, des variables non observées peuvent influencer à la fois la décision de scolarisation et le temps de travail des enfants, ce qui biaise l'évaluation des effets de la fréquentation scolaire sur la durée de l'activité²¹.

¹⁹ Une approche de ce type est par exemple utilisée par Amin, Quayes et Rives (2006) pour appréhender l'impact de la participation au marché du travail sur la scolarisation.

²⁰ Par exemple, dans certaines provinces, un biais de scolarisation selon le genre peut prévaloir.

²¹ Ce problème est comparable à celui d'une variable omise.

Afin de corriger ce biais de sélection potentiel, un modèle de régression à régimes endogènes peut être utilisé (Maddala, 1983, p.223)²². Dans le cas présent, une fonction probit prenant en compte la décision de scolarisation est estimée, et utilisée pour corriger le terme aléatoire de chaque équation de régression des déterminants du temps de travail des enfants. Ces équations sont estimées simultanément par la méthode du maximum de vraisemblance à information complète.

La première phase consiste estimer une équation de sélection probit relative à la fréquentation scolaire, ayant la spécification [1].

$$I^* = \alpha'Z + \mu, \quad [1]$$

où $I = 1$ si, et seulement si, $I^* > 0$, $I = 0$, si, et seulement si, $I^* \leq 0$, et $\mu \sim N(0,1)$. I^* est une variable latente exprimant la décision de scolarisation des enfants prise par les parents, telle que si I^* excède la valeur du seuil de zéro, la fréquentation scolaire est observée, et $I = 1$. La matrice Z rassemble un ensemble de variables exogènes susceptibles d'expliquer la décision de scolarisation, α est un vecteur des paramètres estimés, et μ est un terme aléatoire de moyenne nulle et de variance σ^2 .

La deuxième phase est relative à l'estimation des équations d'offre de travail – temps consacré à l'activité économique –, que l'on peut écrire selon [2] et [3], les régimes 1 et 0 concernant, respectivement, les enfants scolarisés ($I=1$) et non scolarisés ($I=0$).

$$T^*_1 = \beta'_1 x_1 + (\rho_1 \sigma_1 \sigma_\mu) \{\varphi(\alpha'Z)/\Phi(\alpha'Z)\} + \omega_1 \quad [2]$$

$$T^*_0 = \beta'_0 x_0 + (\rho_0 \sigma_0 \sigma_\mu) \{-\varphi(\alpha'Z)/(1 - \Phi(\alpha'Z))\} + \omega_0 \quad [3]$$

Puisque les valeurs observées de la durée du travail des enfants, T_1 et T_0 , sont censurées – le temps de travail est nul pour les enfants économiquement inactifs –, l'estimation d'un modèle tobit est nécessaire, en spécifiant [2] et [3] comme suit : $T_i = 0$ si $T^*_i \leq 0$, et $T_i = T^*_i$ si $T^*_i > 0$, avec $i=1,0$. Par ailleurs, dans les équations [2] et [3], les vecteurs x_1 et x_0 englobent les variables explicatives, respectivement, de ceux qui fréquentent l'école et de ceux qui sont non scolarisés, tandis les vecteurs correspondants des paramètres estimés sont indiqués par β . Dans la présente étude, les variables relatives à x_1 et x_0 sont identiques. Le fait que le choix de la décision de scolarisation soit endogénéisé explique la configuration des autres termes des équations [2] et [3], qui représentent la structure de l'erreur de chaque équation, afin de corriger le biais d'auto-sélection – par exemple, des enfants scolarisés peuvent travailler moins d'heures même sans aller à l'école. Les termes ω_1 et ω_0 sont les termes aléatoires normalement distribués et de moyenne nulle, tandis que φ et Φ sont, respectivement, les fonctions de densité de probabilité et de répartition inhérentes à la loi normale. Par conséquent, le rapport φ/Φ , évalué pour $\alpha'Z$, est l'inverse du ratio de Mills. Ajoutons que les termes multiplicatifs $(\rho_1 \sigma_1 \sigma_\mu)$ et $(\rho_0 \sigma_0 \sigma_\mu)$ représentent la covariance de l'équation de sélection et, respectivement, des équations des déterminants de la durée du travail, [2] et [3]. Toutefois, compte tenu de la nature des données, on peut seulement observer le signe I^* , mais pas son ampleur, ce qui rend impossible l'estimation de la variance de [1], d'où la normalisation $\sigma_\mu=1$ (Cameron, Trivedi, 2005). Dans ces conditions, l'expression des covariances est composée des écarts types des équations appropriées (σ_1 , σ_0) et des coefficients de corrélations ρ_1 et ρ_0 .

S'agissant de la procédure d'estimation, la fonction probit est d'abord estimée par le maximum de vraisemblance en utilisant les valeurs de départ estimées par les moindres carrés ordinaires²³. Les valeurs prédites de l'équation de sélection probit sont ensuite utilisées pour calculer les ratios inverses de Mills, qui sont inclus en tant que variables explicatives lors de l'estimation des équations [2] et [3] par les moindres carrés ordinaires. Compte tenu de la nature linéaire de ces équations, un seul paramètre

²² « Switching regression model with endogenous switching ». Ce modèle est aussi nommé « Mover/Stayer model », « Roy model » (Cameron, Trivedi, 2005) ou « Tobit V » (Amemiya, 1994). Un premier traitement de l'hétérogénéité des sous-échantillons est due à Roy (1951), mais les premières applications formalisées sont attribuées, par exemple, à Willis, Rosen (1978) et Lee (1978).

²³ Le modèle de régression à régimes endogènes est estimé à l'aide de LIMDEP 8.0.

est estimé pour les termes multiplicatifs $\rho_1\sigma_1$ et $\rho_0\sigma_0$. Enfin, la méthode du maximum de vraisemblance à information complète permet d'estimer simultanément les équations [1], [2] et [3], à l'aide des valeurs initiales de β_1 , β_0 et α , et de produire aussi une estimation séparée pour ρ_1 et σ_1 , et ρ_0 et σ_0 .

La configuration de ce modèle économétrique appelle la mise en oeuvre de plusieurs tests, parmi lesquels deux d'entre eux ont retenu l'attention dans la présente étude. Tout d'abord, il s'agit de mesurer l'endogénéité de l'équation de sélection en testant si ρ_1 et ρ_0 sont significativement différents de zéro. En effet, ces deux estimations montrent la corrélation qui prévaut entre les caractéristiques non observables de l'équation de choix et, respectivement, les caractéristiques non observables des équations d'offre de travail. Ainsi, si ρ_1 et ρ_0 ne sont pas significativement différents de zéro, le choix en matière de scolarisation est exogène, et l'estimation des déterminants de la durée du travail ne nécessite pas l'adoption d'une équation de sélection. Ensuite, un test de Wald est nécessaire afin de vérifier que les coefficients estimés – sauf la constante – des équations [2] et [3] sont, en tant que groupe, statistiquement différents.

Dans le cas de la présente étude, l'estimation du modèle de régression à régimes endogènes permet non seulement d'identifier les déterminants du temps de travail des enfants, mais également de produire d'autres informations. Premièrement, une analyse de sensibilité permet d'appréhender la valeur conditionnelle *non censurée* simulée du temps de travail des enfants – évaluée à la moyenne des variables exogènes de l'échantillon pour chaque caractéristique individuelle –, pour diverses valeurs des variables indépendantes. Deuxièmement, il est possible d'évaluer le gain obtenu par les enfants fréquentant l'école, en termes de temps de travail, en comparant l'effet de la scolarisation en termes de temps de travail, et la conséquence potentielle escomptée ne pas aller à l'école. En d'autres termes, pour les jeunes scolarisés, il s'agit d'évaluer la différence entre le temps de travail qu'ils auraient sans être scolarisés et le nombre d'heures de travail qu'ils effectuent en étant scolarisés²⁴. Troisièmement, il peut être aussi instructif de calculer la réduction du temps de travail des enfants non scolarisés s'ils étaient incités à être scolarisés, c'est-à-dire, pour ces derniers, l'écart entre les heures de travail effectuées sans être scolarisés et les heures de travail qu'ils feraient s'ils fréquentaient l'école²⁵.

2. Définition des variables et sources statistiques

Les variables prises en compte dans le modèle de régression à régimes endogènes appellent plusieurs observations.

Premièrement, les variables dépendantes. La scolarisation des enfants de 6-14 ans inhérente à l'équation de choix [1] se réfère à la question relative à la fréquentation scolaire, concernant tous les enfants de 4 ans et plus. Dans les questionnaires de 2001 et 2005, la question posée était identique et formulée comme suit : « Fréquentiez-vous l'école pendant l'année scolaire...? (fréquentation d'une durée supérieure à 3 mois) ». S'agissant de la durée effective du travail inhérente aux équations [2] et [3], il a été précédemment expliqué qu'elle a été évaluée en heures par mois sur une base annuelle, mais que la robustesse des comparaisons entre les années 2001 et 2005 était incertaine²⁶. Ajoutons que le temps de travail pris en considération est celui des *enfants économiquement actifs* par rapport à la semaine de référence, ce qui exclut le travail domestique.

Deuxièmement, les variables indépendantes. S'agissant de l'équation de sélection, quelques commentaires peuvent être formulés. Dans un modèle où l'éducation est un investissement en capital humain, les bénéfices et les coûts escomptés de la scolarisation constituent les déterminants de la demande d'éducation (Becker, 1993). En réalité, les facteurs pris en compte dans le modèle visant à appréhender les déterminants de l'accès à l'éducation ne sont que des approximations des coûts et des

²⁴ Ces évaluations sont fondées sur les moyennes de x et Z pour ceux qui vont à l'école.

²⁵ Ces évaluations sont fondées sur les moyennes de x et Z pour ceux qui ne vont pas à l'école.

²⁶ Voir les commentaires relatifs au tableau 3.

rendements de l'éducation, ces derniers étant soit inobservés²⁷, soit inadaptés²⁸. Dans ce contexte, le modèle de sélection englobe les variables indépendantes suivantes. Tout d'abord, les dépenses réelles par tête du ménage constituent probablement un facteur clé de la demande d'éducation, étant donné l'imperfection du marché du capital et les contraintes budgétaires de la famille. En outre, pour tenir compte des effets de non-linéarité des dépenses, cette dernière est entrée dans les équations sous forme quadratique. Néanmoins, le pouvoir explicatif de cette variable quant à la demande d'éducation peut présenter une incertitude, puisque les données utilisées se réfèrent au moment de l'enquête, alors que des choix en matière d'éducation ont été effectués pour certains enfants à une époque antérieure²⁹. Ensuite, on peut supposer que l'éducation des parents – et, éventuellement, des autres membres adultes du ménage – affecte de maintes façons le niveau du capital humain des enfants acquis dans le système éducatif. Ce phénomène est bien connu. Plus l'environnement familial est riche en termes de capital humain, plus le niveau de ce dernier est élevé pour les enfants. Pour cette raison, les niveaux d'instruction du chef de ménage et des autres membres du ménage de 15 ans et plus figurent dans le modèle visant à expliquer l'accès à l'instruction des enfants de 6-14 ans. On peut également suggérer que l'accès à l'éducation soit fonction des infrastructures éducatives disponibles, et une variable contrôlée par la distance du lieu de scolarisation. Enfin, d'autres facteurs explicatifs ont été pris en compte, et sont supposés exercer une influence sur la fréquentation scolaire : âge et sexe du chef de ménage, sexe des enfants, lien de parenté des enfants par rapport au chef de ménage, et localisation géographique selon le milieu, stratifié selon les zones rurales, les centres urbains secondaires et les grandes villes.

En ce qui concerne les formes fonctionnelles [2] et [3], notons d'emblée que les modèles incluent des variables binaires, spécifiant à la fois la localisation provinciale et le milieu des individus ou des ménages. Il en est ainsi pour deux raisons. D'une part, l'absence de contrôle par la localisation spatiale peut induire un biais quant à l'effet des caractéristiques non géographiques sur le travail des enfants. Ceci est particulièrement vrai dans un pays essentiellement agricole comme Madagascar, où l'une des caractéristiques importantes, déterminant le niveau de vie, est la localisation géographique, notamment la spécificité des zones agro-écologiques. D'autre part, dans la mesure où les enquêtes auprès des ménages disponibles ne fournissent pas d'éléments permettant d'appréhender les facteurs de la demande du travail des enfants – par exemple, les opportunités d'emploi des jeunes –, la recherche considère que le contrôle par la localisation spatiale peut constituer une approximation des déterminants de la demande.

Néanmoins, dans l'étude, les facteurs de l'offre sont privilégiés, non seulement pour des raisons statistiques, mais également parce que les caractéristiques de l'enfant et du ménage semblent jouer un rôle décisif dans la répartition du temps des enfants entre le travail et la scolarisation. Ainsi, s'agissant des déterminants de l'offre, l'âge et le sexe des enfants sont des facteurs importants qui influencent la probabilité de travailler, et, vraisemblablement, la durée du travail – tableau 1. De même, le fait d'être un enfant du chef de ménage peut conduire à une allocation du temps différenciée, par rapport aux autres enfants du groupe. Enfin, les modèles testent l'impact du taux de morbidité des enfants au cours des 15 derniers jours. En ce qui concerne le ménage et/ou les parents, plusieurs facteurs sont pris en compte. En premier lieu, l'évidence empirique montre que le niveau d'instruction et le statut sur le marché du travail des parents et/ou du chef de ménage affectent la participation des enfants au marché du travail. A cet égard, le pourcentage d'adultes employés dans le ménage est également pris en compte. Il importe également de considérer le sexe du chef de ménage car, lorsque ce dernier est mono-parental et géré par une femme, le taux de dépendance tend à être plus élevé (Lachaud, 2006). Par ailleurs, les modèles incluent l'âge du chef de ménage, une variable susceptible d'être une approximation du cycle de vie de la famille. En deuxième lieu, la composition démographique du ménage est aussi en rapport

²⁷ Par exemple, les bénéfices escomptés de l'éducation ne sont pas observés. Il en est de même des coûts de ceux qui ne sont pas scolarisés, ainsi que des coûts d'opportunité de l'éducation.

²⁸ Les bénéfices issus des fonctions de gains sont déterminés, en partie, par l'expérience professionnelle et la scolarisation.

²⁹ Cela revient à admettre que les valeurs courantes des variables explicatives sont une approximation de leurs vraies valeurs, ces dernières ayant été à l'origine des choix antérieurs en matière d'éducation.

avec le travail des enfants. En principe, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de participer au marché du travail et/ou la durée d'activité croît avec le nombre d'enfants dans le ménage. Troisièmement, afin de tenir compte du niveau de vie du ménage, les formes fonctionnelles [2] et [3] incluent les *revenus réels des adultes par tête* des familles, ainsi que le carré de cette variable. Cette option analytique appelle deux commentaires. D'une part, il s'agit d'éviter le problème potentiel d'endogénéité – les enfants contribuant aux gains du ménage –, en admettant implicitement que la décision de mise au travail des enfants – ou de durée d'activité – est prise lorsque les gains des membres adultes du ménage ou d'autres sources de revenus sont déterminés³⁰. D'autre part, cette variable a été élaborée en prédisant une partie des revenus des enfants, à l'aide d'une fonction de gains, et en les déduisant des gains générés par les adultes³¹. On notera que ce déterminant du travail des enfants teste l'impact des faibles variations des revenus des adultes, et, dans une moindre mesure, l'axiome de luxe de Basu et Van (1998)³². Quatrièmement, on peut également considérer que, compte tenu de l'imperfection du marché du capital, le fait pour le ménage d'avoir reçu des crédits au cours de 12 derniers mois peut influencer la mise au travail des enfants.

On remarquera que, dans le modèle à régimes endogènes admettant la normalité de la distribution des termes aléatoires, le problème d'identification ne se pose pas en théorie. En réalité, si les vecteurs x et Z sont identiques, et si le modèle probit discrimine moyennement les choix de scolarisation, des problèmes de multicollinéarité peuvent apparaître (Cameron, Trivedi, 2005, p.551). Dans le cas présent, le problème d'identification ne se pose pas, puisque plusieurs paramètres du vecteur Z de l'équation de choix sont exclus des équations d'offre de travail. Le tableau 4 spécifie ces différents facteurs, et la description des variables des échantillons de 2001 et 2005 est affichée au tableau A1, en annexes.

La présente étude est fondée sur les données des deux enquêtes prioritaires auprès des ménages (EPM) de 2001 et 2005. L'EPM de 2001, représentative selon les provinces et le milieu, a été réalisée auprès de 5 080 ménages au cours de la période de novembre-décembre 2001. L'EPM de 2005, effectuée entre septembre et novembre de la même année, concerne 11 780 ménages, et est représentative selon les régions. Compte tenu de la configuration du questionnaire et de la méthodologie des enquêtes, les informations collectées par les deux investigations statistiques, notamment celles relatives à l'éducation, à l'emploi et aux dépenses des ménages, sont relativement comparables. Dans l'étude, les échantillons de 2001 et 2005 portent, respectivement, sur 5 395 et 14 402 enfants de 6-14 ans, répartis dans, respectivement, 2 793 et 7 086 ménages.

4. Scolarisation et travail des enfants

L'appréhension des déterminants du travail des enfants, en relation avec la fréquentation scolaire, est examinée dans un premier temps. Par la suite, l'analyse de sensibilité est présentée, ainsi que les exercices de simulation.

1. Scolarisation et temps de travail des enfants

Les résultats des estimations économétriques, présentés aux tableaux 4 et A3, en annexes, appellent plusieurs observations.

En premier lieu, la prise en compte du modèle de régression à régimes endogènes apparaît légitime sur un plan économétrique. D'une part, les coefficients $\rho(1,u)$ et $\rho(0,u)$, mesurant l'endogénéité de la décision de scolarisation inhérente à l'équation de sélection probit – corrélation entre l'erreur de

³⁰ Une approche de ce type est proposée par Maitra, Ray (2000).

³¹ Compte tenu du fait que les revenus du travail des enfants sont partiellement renseignés – sauf pour les salaires et les revenus de l'apprentissage –, la méthode consiste à prendre les salaires de l'activité principale et les autres revenus indiqués pour l'activité secondaire, et de prédire l'ensemble des revenus des enfants à l'aide d'une estimation d'une fonction de gains. Cette fonction inclut les paramètres suivants pour les années 2001 et 2005 : niveau d'instruction, expérience professionnelle, sexe, localisation provinciale et selon le milieu.

³² La prise en compte d'un seuil de pauvreté relatif s'est avéré non significative.

Tableau 4 : Coefficients de régression relatifs à l'estimation des régressions à régimes endogènes des déterminants de l'offre de travail des enfants de 6-14 ans – Madagascar 2001-2005¹

Echantillon/Paramètre	Madagascar : 2001						Madagascar : 2005					
	I. Equations de sélection (u) – Probits											
	β	t^2	Effets marginaux			β	t^2	Effets marginaux				
Constante	-14,524	-3,184**	4,277**			-12,232	-4,150**	-3,635**				
Sexe enfant - garçon	-0,021	-0,538	0,006			-0,105	-0,004	-0,001				
Enfant du chef	0,133	2,856**	0,039**			0,264	7,038**	0,078**				
Sexe du chef - homme	-0,177	-3,252**	-0,052**			-0,236	-6,616**	-0,070**				
Education												
Chef de ménage (années)	0,058	9,814**	0,017**			0,033	8,293**	0,009**				
Autres membres adultes (années)	0,099	15,107**	0,029**			0,080	19,055**	0,024**				
Age du chef	0,022	2,320**	0,007**			0,012	2,152**	0,004**				
(Age ²)/100 du chef	-0,020	-1,975**	-0,006**			-0,007	-1,165	-0,002				
Log distance école (km)	-0,221	-9,005**	-0,065**			-0,292	-17,913**	-0,086**				
Niveau de vie du ménage												
Log dépenses/tête	1,763	2,584**	0,519**			1,751	3,689**	0,520**				
(Log dépenses/tête) ²	-0,054	-2,145**	-0,016**			-0,064	-3,348**	-0,019**				
Milieu : centre urbain secondaire	-0,014	-0,138	-0,004			-0,157	-2,713**	-0,046**				
Milieu : rural ⁴	-0,177	-2,126**	-0,052**			-0,180	-3,726**	-0,053**				
	II. Equations de régimes – Tobit ⁵											
	Régime 1 : scolarisation			Régime 0 : non scolarisation			Régime 1 : scolarisation			Régime 0 : non scolarisation		
	β	t^2	Ef. Marg ¹⁷	β	t^2	Ef. Marg ¹⁷	β	t^2	Ef. Marg ¹⁷	β	t^2	Ef. Marg ¹⁷
Constante	6,282	0,369	3,263	-261,892	-4,600*	-239,417**	-4,027	-0,390	-2,280	-50,793	-1,793*	-45,454*
Sexe des enfants - garçon	-1,147	-0,930	-0,596	4,206	1,083	3,845	2,062	2,976**	1,168**	5,733	2,757**	5,130**
Age des enfants												
Age	-1,149	-0,500	-0,597	39,166	6,005**	35,804**	-2,552	-1,894*	-1,445*	-0,416	-0,122	-0,372
(Age ²)/100	10,458	0,974	5,432	-135,246	-4,213**	-123,640**	20,779	3,322**	11,766**	71,260	4,201**	63,770**
Enfant du chef	1,141	0,863	0,593	-0,397	-0,081	-0,363	1,883	1,712*	1,066*	-7,945	-2,607**	-7,110**
Education du chef												
Primaire	2,928	1,948*	1,521**	21,037	3,792**	19,232**	-0,542	-0,631	-0,307	4,253	1,403	3,806
Secondaire 1 ^{er} cycle	4,353	2,119**	2,261**	25,069	2,543**	22,918**	-2,219	-1,400	-1,256	9,419	1,772*	8,429*
Secondaire 2 ^{ème} cycle	3,764	1,017	1,955	57,898	3,799**	52,929**	-0,112	-0,052	-0,063	22,340	2,573**	19,992**
Supérieur	4,926	0,383	2,559	124,435	2,055**	113,756**	0,585	0,072	0,331	36,263	1,444	32,452
Démographie du chef												
Sexe - homme	-0,188	-0,109	-0,098	11,448	2,140**	10,466**	-2,778	-3,099**	-1,573**	2,758	0,887	2,468
Age	-0,825	2,402**	-0,428**	-1,386	-1,529	-1,267	0,082	0,349	0,046	-0,183	-0,322	-0,164
(Age ²)/100	1,079	2,923**	0,560**	1,705	1,729*	1,558*	-0,117	-0,461	-0,066	0,352	0,582	0,315
Statut du travail du chef												
Ouvrier/salarié qualifié	-1,563	-0,160	-0,812	41,583	0,933	38,015	-4,392	-0,946	-2,487	32,483	1,901*	29,069*
Ouvrier non qualifié/manoeuvre	-2,383	-0,257	-1,238	31,106	0,717	28,437	-1,738	-0,407	-0,984	25,098	1,466	22,460
Indépendant non agricole	-0,300	-0,042	-0,156	55,859	1,286	51,065	-5,890	-1,381	-3,335	11,553	0,672	10,339
Agriculteur subsistance ⁶	0,484	0,070	0,251	48,782	1,146	44,596	-3,874	-0,946	-2,194	24,517	1,456	21,940
Agriculteur semi-progressif ⁷	-	-	-	-	-	-	-3,909	-0,968	-2,213	29,693	1,765*	26,572*
Agriculteur progressif ⁸	-	-	-	-	-	-	-0,962	-0,232	-0,545	24,666	1,444	22,073
Chômeur	0,207	0,003	0,108	84,069	0,419	76,854	6,598	1,269	3,736	72,383	3,539**	64,775**
Inactif	-1,102	-0,140	-0,572	90,929	1,996**	83,126**	-0,896	-0,165	-0,507	33,559	1,662*	30,031*
Adultes employés du ménage (%)	0,105	1,867*	0,054*	0,943	7,009**	0,862**	0,194	7,638**	0,110**	0,525	6,579**	0,470**
Morbidity des enfants (15 d. jours)	-0,603	-0,221	-0,313	3,735	0,365	3,415	-2,140	-0,959	-1,212	-9,317	-1,511	-8,338
Revenu du ménage⁹												
Revenu réel des adultes par tête	-0,3E-05	-0,787	-0,1E-05	0,9E-05	1,203	0,9E-05	-0,1E-03	-5,612**	-0,6E-04**	-0,6E-04	-1,337	-0,5E-04
(Revenu réel des adultes par tête) ²	0,7E-13	0,557	0,3E-13	-0,1E-11	-0,126	-0,1E-12	0,1E-09	3,214**	0,8E-10**	0,1E-09	1,934*	0,1E-10*
Démographie du ménage												
Nombre < 5 ans	-0,675	-0,925	-0,350	0,531	0,269	0,485	-0,446	-1,210	-0,252	0,040	0,034	0,036
Nombre 5-14 ans	-0,615	1,540	-0,319	-2,080	-1,350	-1,901	0,811	3,371**	0,459**	-0,234	-0,309	-0,210
Nombre 15-60 ans	3,190	2,010**	1,657**	8,224	1,656*	7,518*	2,155	2,303**	1,220**	4,926	1,999**	4,409**
Nombre > 60 ans	-2,128	-0,844	-1,105	-3,396	-0,436	-3,105	5,235	4,633**	2,964**	-3,215	-0,890	-2,877
Province¹⁰												
Fianarantsoa	-0,868	-0,383	-0,451	-17,488	-2,421**	-15,987**	-6,683	-5,279**	-3,784**	-11,748	-3,727**	-10,513**
Toamasina	0,837	0,403	0,435	-16,496	-2,187**	-15,081**	-5,832	-3,554**	-3,302**	-17,116	-4,218**	-15,317**
Mahajanga	8,474	4,234**	4,402**	39,658	5,602**	36,255**	-5,891	-3,988**	-3,335**	-7,132	-1,988**	-6,382**
Toliara	3,253	1,462	1,690	22,193	3,124**	20,289**	22,054	20,893**	12,488**	4,201	1,160	3,760
Antsiranana	1,801	0,763	0,935	-4,757	-0,539	-4,349	-9,787	-2,336**	-5,541**	-10,108	-1,954*	-9,045*
Milieu - urbain	-1,398	-0,236	-0,726	-12,847	-1,205	-11,745	-2,629	-2,487**	-1,488**	-7,702	-2,604**	-6,892**
Crédit reçu ¹³	2,453	0,156	1,274	-22,761	-0,719	-20,807	-0,439	-0,257	-0,248	-8,123	-1,760*	-7,269*
Log de vraisemblance	-30 080,93						-80 407,40					
$\sigma(0) - (t; \text{sig})^{14}$	81,39 (32,284; 0,000)						630,47 (40,008; 0,000)					
$\rho(0,u) - (t; \text{sig})^{15}$	0,34 (1,773; 0,076)						0,33 (2,060; 0,039)					
$\sigma(1) - (t; \text{sig})^{14}$	26,51 (101,336; 0,000)						33,69 (170,303; 0,000)					
$\rho(1,u) - (t; \text{sig})^{15}$	0,30 (1,001; 0,317)						0,33 (2,580; 0,001)					
Wald : $\beta_{ij1} = \beta_{ij0} \dots \beta_{nj1} = \beta_{nj0}$ (sig) ¹⁶	1 707,51 (0,000)						702,16 (0,000)					
N	5 395						14 402					

(1) Maximum de vraisemblance à information complète ; (2) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) La variable dépendante se réfère à la scolarisation en cours des enfants de 6-14 ans : oui = 1, non = 0 ; (4) Base = Centre urbain principal ; (5) La variable dépendante est le nombre d'heures de travail par mois effectuées au cours des 12 derniers mois ; (6) Base = sans instruction. Pour 2005, la formation professionnelle est associée au secondaire 2^{ème} cycle ; (7) Base = cadre ; (8) Moins de 1,5 ha de terre ; (9) 1-5 à 4 ha ; (10) Supérieur ou égal à 4 ha. Les données de 2001, insuffisamment renseignées sur les surfaces cultivées ne permettent pas la décomposition selon les types d'exploitations ; (11) Revenu mensuel réel des adultes par tête déduction faite des gains des enfants de 6-14 ans – FMG pour 2001 et Ariary pour 2005 ; (12) Base = Antananarivo ; (13) Crédit obtenu au cours des 12 derniers mois : base = oui ; (14) Ecart type du temps de travail des enfants dans les régimes 1 et 0 ; (15) Coefficient de corrélation entre les erreurs de l'équation de sélection (u) et les équations des régimes 1 ou 0 ; (16) Test de Wald de l'égalité des coefficients en tant que groupe entre les équations des régimes 1 et 0 - j = observations, et i = 1 à n coefficients de régression ; (17) Effet marginal de la variable dépendante sans censure : $\delta E(T/x_j)/\delta x_j = \Phi(x_j/\sigma) \beta_j$. Ils sont calculés à la moyenne des x_j , et toutes les observations sont utilisées.

Note : ** = significatif à 5 pour cent au moins ; * = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : Source : EPM 2001 et 2005.

l'équation de choix et l'erreur de l'équation d'offre de travail –, sont statistiquement différents de zéro – sauf pour le régime 1 en 2001 – et positifs, ce qui signifie que des caractéristiques non observables des enfants – par exemple, l'existence de capacités intellectuelles particulières –, qui influencent le

choix de scolarisation pourraient aussi avoir un impact sur le temps de travail qu'ils effectuent. Toutefois, un différentiel de situation prévaut entre 2001 et 2005. Plus précisément, en 2005, ceux qui fréquentent l'école travaillent *plus longtemps* qu'un individu pris aléatoirement dans l'échantillon – $\rho(1,u)_{2005} = 0,33$, $p = 0,001$ –, tandis que ceux qui n'ont pas été scolarisés ont une durée d'activité plus réduite qu'un individu aléatoire, y compris en 2001 – $\rho(0,u)_{2005} = 0,33$, $p = 0,039$; $\rho(0,u)_{2001} = 0,34$, $p = 0,076$. Mais, en 2001, les enfants scolarisés ne travaillent pas plus, ou même moins, qu'un individu pris au hasard dans l'échantillon – $\rho(1,u)_{2001} = 0,30$, $p = 0,317$. Il est à remarquer que le signe de ces coefficients est, a priori, contraire à ce qui était attendu. En effet, il est raisonnable de penser qu'une meilleure intelligence des enfants favorise leur scolarisation et un nombre d'heures de travail moindre, d'où un coefficient de $\rho(1,u) < 0$. Une des raisons du résultat affiché au tableau 4 est probablement le fait, qu'au cours de la période considérée, non seulement la proportion des enfants n'ayant que le travail comme seule activité a été divisée par deux – 20,3 et 10,1 pour cent, respectivement, en 2001 et 2005 –, mais également l'ampleur *relative* des enfants scolarisés *et* travailleurs a été multipliée par trois environ – 2,8 et 8,7 pour cent, respectivement, en 2001 et 2005 (tableau 2)³³. D'autre part, la statistique de Wald, testant si les coefficients, sauf la constante, des régimes des équations d'offre de travail pour chacune des années sont différents, est significative. En effet, puisque $\chi^2_{2001} = 1705,5$ ($p = 0,000$) et $\chi^2_{2005} = 702,2$ ($p = 0,000$), les coefficients des régimes sont différents, respectivement, pour 2001 et 2005.

En deuxième lieu, l'examen des équations de choix de scolarisation met en évidence une forte similitude quant aux déterminants de la fréquentation scolaire en 2001 et 2005. Tout d'abord, la scolarisation des enfants est positivement corrélée au niveau de vie du ménage, bien que l'effet quadratique soit négatif et significatif. En fait, le seuil de retournement correspond à des niveaux de vie très élevés, tant pour 2001 que pour 2005³⁴. De même, le choix de la fréquentation scolaire est directement lié au niveau d'instruction ou à l'âge du chef de ménage³⁵, ainsi qu'au niveau d'éducation des autres membres adultes de la famille, toutes choses égales par ailleurs. Ainsi, le tableau 4 indique qu'une année d'instruction additionnelle du chef de ménage accroît la probabilité de scolarisation des enfants de 0,017 et 0,009, respectivement, en 2001 et 2005. On observe aussi que la probabilité de scolarisation des enfants est plus élevée pour ceux qui appartiennent au chef de ménage, mais que l'inverse prévaut lorsque ce dernier est un homme. Par contre, le sexe des enfants n'influence pas la fréquentation scolaire, un résultat attendu dans la mesure où le ratio de scolarisation entre les filles et les garçons, à la fois du primaire et du secondaire, étant de 1,0 en 2004 (UNDP, 2006). Enfin, le tableau 4 montre que la probabilité de fréquentation scolaire des enfants de 6-14 ans décroît avec le log de la distance du lieu de scolarisation, et la localisation dans les zones rurales ou un centre urbain secondaire.

En troisième lieu, la partie basse du tableau 4 affiche les coefficients et les effets marginaux des équations des différents régimes pour les deux années considérées. A cet égard, plusieurs observations peuvent être présentées.

Premièrement, en 2005, on observe une différence quant à l'impact du revenu *des adultes* par tête du ménage sur le temps de travail des enfants selon le régime, qui pourrait, d'une certaine manière complexifier la référence à l'axiome de luxe de Basu et Van (1998). En effet, lorsque les enfants sont scolarisés (régime 1), la durée du travail est inversement reliée au revenu par tête des adultes, et la tendance s'inverse au-delà d'un certain seuil très élevé³⁶. Par contre, en l'absence de fréquentation scolaire (régime 0), le coefficient du revenu des adultes a bien le signe négatif, mais n'est pas significatif³⁷. Il est à remarquer que pour 2001, le revenu des adultes n'a aucun impact sur le temps de travail des enfants, quel que soit le régime pris en considération.

³³ En même temps, la proportion des enfants non scolarisés et ne travaillant a très faiblement augmenté au cours de la période – 14,4 et 16,1 pour cent, respectivement, en 2001 et 2005.

³⁴ Respectivement, environ vingt et quatre fois la moyenne des dépenses des ménages.

³⁵ Toutefois, l'effet quadratique de l'âge est négatif et significatif en 2001.

³⁶ Près de quatorze fois le seuil de pauvreté. Ainsi, les coefficients de régression montrent que l'inversion de la relation entre le revenu annuel par tête des adultes et la durée du travail des enfants est de 4 177,7 milliers d'Ariary, alors que le seuil de pauvreté est de 305,3 milliers Ariary par tête et par an.

³⁷ Seul l'effet quadratique est significatif, mais le seuil de retournement est également très élevé.

Deuxièmement, l'emploi des adultes du ménage est un autre élément de différenciation de la durée du travail des enfants selon le régime. En 2005, on constate que le temps de travail des enfants non scolarisés (régime 0) est d'autant plus important que le statut du chef de ménage par rapport au marché du travail est précaire. Ainsi, toutes choses par ailleurs, les familles gérées par un ouvrier, un agriculteur semi-progressif, un chômeur ou un inactif ont une durée de travail plus élevée, comparativement à ceux qui ont à leur tête un cadre. Or, pour les enfants scolarisés (régime 1), lorsque l'on contrôle par un ensemble de facteurs, les coefficients du statut du travail et les effets marginaux ne sont pas significatifs. Un résultat assez proche est observé pour 2001, bien que l'effet des statuts du travail soit moins significatif. Dans ce contexte, on remarque également que le temps de travail des enfants est *positivement* relié à la proportion d'adultes employés dans le ménage, quel que soit le régime – y compris pour 2001. Néanmoins, les effets marginaux sont beaucoup plus faibles lorsque les enfants sont scolarisés, comparativement à ceux qui ne vont pas à l'école. En d'autres termes, il se pourrait que, quel que soit le niveau de vie des ménages, des externatilités en termes de participation au marché du travail prévalent au sein des ménages, mais que le type d'emploi des adultes localisés dans des familles où les enfants sont scolarisés induise une activité moins intense pour ces derniers. Par exemple, l'enfant d'un entrepreneur du secteur informel est probablement conduit à travailler plus qu'un enfant de salarié du secteur moderne.

Troisièmement, le niveau d'éducation du chef de ménage semble affecter la durée du travail des enfants différemment selon le régime, bien que des changements soient perceptibles entre 2001 et 2005. S'agissant de 2005, le tableau 4 montre que l'instruction du chef de ménage n'a aucune influence sur le temps de travail des enfants scolarisés (régime 1), contrairement à ce qui prévaut lorsque ces derniers ne vont pas à l'école (régime 0). Dans ce dernier cas, la durée du travail des enfants est directement liée au niveau d'instruction des chefs de ménage, notamment lorsqu'ils possèdent le niveau du secondaire. Mais, ce résultat n'est que partiellement vérifié pour l'année 2001. En effet, si, comme en 2005, les enfants non scolarisés travaillent d'autant plus que le chef de ménage est instruit, le niveau du capital humain de ce dernier a un certain impact sur la durée du travail des enfants. Néanmoins, il est à remarquer que l'effet marginal est relativement modéré, et que l'impact de l'instruction du chef de famille disparaît au-delà du niveau du premier cycle du secondaire. En fait, de tels résultats semblent logiques, dans la mesure où la scolarisation des enfants est fortement influencée par le niveau d'instruction du chef de ménage.

Quatrièmement, la prise en considération des facteurs démographiques met en évidence deux éléments d'analyse. D'une part, quels que soient le régime et la période, on observe que la durée du travail des enfants est positivement corrélée au nombre d'adultes de 15-60 ans dans le ménage. Néanmoins, lorsque les enfants sont scolarisés (régime 1), les effets marginaux sont plus faibles, et leur temps d'activité dépend aussi directement de la présence d'autres personnes dans le ménage, notamment du nombre d'enfants de 5-14 ans. D'autre part, les caractéristiques démographiques du chef de ménage exercent des effets sur le travail des enfants différenciés selon le régime. Par exemple, en 2005, les enfants scolarisés et localisés dans les ménages gérés par un homme, ont tendance à travailler moins longtemps que leurs homologues non scolarisés³⁸.

Cinquièmement, les caractéristiques des enfants semblent avoir une incidence sur la durée du travail variable selon le régime pris en compte, en particulier en 2005. Tout d'abord, les enfants du chef de ménage, lorsqu'ils sont scolarisés (régime 1), travaillent plus, comparativement à ceux qui ne fréquent pas l'école (régime 0). Ensuite, indépendamment du régime, la durée du travail est positivement liée avec l'âge, l'effet quadratique significatif et positif impliquant un seuil de retournement peu après l'âge de 6 ans³⁹. Enfin, la durée du travail des garçons est plus importante, qu'ils soient scolarisés ou non, bien que l'effet marginal soit beaucoup plus faible dans le premier cas⁴⁰.

³⁸ En ce qui concerne 2001, le signe des coefficients est comparable, mais ces derniers ne sont significatifs que pour le régime 0 (enfants non scolarisés). Par ailleurs, l'âge du chef de ménage n'a aucun impact sur la durée du travail des enfants, quel que soit le régime pris en compte.

³⁹ En ce qui concerne 2001, une tendance similaire concernant l'âge semble s'observer, bien que seul les coefficients et les effets marginaux du régime 0 soient significatifs.

⁴⁰ Pour l'année 2001, les coefficients relatifs au sexe des enfants ne sont pas significatifs.

Sixièmement, les autres facteurs pris en compte dans le modèle appellent deux observations. D'une part, en 2005, la localisation géographique et le milieu affectent la durée du travail des enfants, toutes choses égales par ailleurs. Ainsi, le tableau 4 montre que, quel que soit le régime, les enfants travaillent plus longtemps lorsqu'ils résident dans la province d'Antananarivo, excepté celle de Toliara, située au sud du pays et peu favorisée sur le plan agro-écologique. Ce résultat est à rapprocher du fait qu'entre 2001 et 2005, le ratio de pauvreté a uniquement augmenté dans la province d'Antananarivo, bien que la prise en compte de la pauvreté ordinale suggère un déclin des privations globales dans toutes les provinces (Lachaud, 2006). De même, lorsque l'on contrôle par les provinces et les autres facteurs, les enfants, scolarisés ou non, ont une durée du travail moins importante dans les villes que dans les zones rurales. On notera que de telles conclusions apparaissent beaucoup moins contrastées pour 2001. D'autre part, il est intéressant d'observer que le fait d'avoir eu accès au crédit au cours des 12 derniers mois induit, toutes choses égales par ailleurs, une réduction du temps de travail des enfants non scolarisés.

2. Analyse de sensibilité

La valeur conditionnelle *non censurée* simulée de la durée du travail des enfants, déterminée par rapport à la moyenne des variables de l'échantillon pour chaque caractéristique individuelle, en fonction de diverses valeurs des variables indépendante, est présentée au tableau 5. Les résultats affichés contribuent à renforcer et à affiner les observations inhérentes à l'estimation économétrique, et mettent en évidence, en même temps, le degré élevé de substitution entre la scolarisation et les heures de travail⁴¹. Toutefois, d'autres éléments d'analyse appellent plusieurs commentaires.

Premièrement, s'agissant de 2005, on observe que le temps de travail des enfants scolarisés (régime 1) diminue sensiblement avec l'élévation *des revenus par tête des adultes* du ménage, contrairement à ceux qui ne fréquentent pas l'école (régime 0). Par exemple, la durée du travail des enfants scolarisés est environ trois fois moins élevée dans les ménages dont le revenu par tête des adultes appartient au dernier quartile de la distribution, comparativement à ceux du premier quartile. Bien que la durée du travail des enfants scolarisés soit inférieure à la moyenne non censurée de l'ensemble de l'échantillon – tableau A1 –, un tel résultat semble confirmer l'idée que l'activité économique des enfants fréquentant l'école ne survient que lorsque les revenus des adultes sont insuffisants⁴². Par contre, le tableau 5 montre que le temps de travail des enfants non scolarisés est très peu sensible à la variation des gains des adultes du ménage. Un résultat identique tendrait à prévaloir pour 2001, bien que les coefficients de régression ne soient pas significatifs – tableau 4. Ainsi, dans la mesure où la scolarisation est largement fonction du niveau de vie du ménage – tableau 5, équation probit –, le temps de travail des enfants scolarisés semble être une variable d'ajustement conjoncturel, liée à la fluctuation des gains des adultes, tandis que celui des non scolarisés pourrait revêtir une dimension plus structurelle, dictée par la nécessité de dépasser le seuil de subsistance. Dans ce contexte, on remarque également que l'accès au crédit est un facteur de réduction de l'activité économique des enfants, quel que soit le régime⁴³.

Deuxièmement, la prise en compte de l'emploi dans le ménage met également en évidence une différenciation de la durée du travail des enfants selon le régime. Par exemple, en 2005, la variation de la durée du travail des enfants scolarisés en fonction du statut du travail du chef de ménage est assez faible, même si elle apparaît un peu plus élevée pour les enfants localisés dans les ménages agricoles. Or, en ce qui concerne les enfants non scolarisés, on observe de fortes variations selon le statut socio-économique du chef. Par exemple, les ménages gérés par un ouvrier, un agriculteur ou un chômeur englobent des enfants non scolarisés ayant une durée du travail six à sept fois plus élevée que ceux qui

⁴¹ Ray (2001) met en évidence un résultat analogue au Népal, tandis que Ravallion et Wodon (1999) suggèrent des possibilités de substitution limitées pour le Bangladesh.

⁴² Maitra et Ray (2000) semblent mettre en évidence un résultat comparable, bien que leur approche soit fondée sur une estimation logistique multinomiale.

⁴³ Maitra et Ray (2000) constatent une relation assez faible au Ghana et au Pakistan. Mais, dans le cas du Népal, Ray (2001) suggère qu'un accroissement de l'endettement des ménages conduit à la diminution de la scolarisation des enfants.

Tableau 5 : Analyse de sensibilité : effets des changements structurels et démographiques sur la valeur conditionnelle non censurée du temps de travail des enfants (heures/mois) – Madagascar 2001-2005¹

Année/scolarisation	2001		2005	
	Enfants scolarisés	Enfants non scolarisés	Enfants scolarisés	Enfants non scolarisés
Sexe des enfants				
Filles	5,2	88,2	9,1	44,4
Garçons	4,2	96,8	11,4	50,8
Age des enfants				
6-9 ans	2,7	59,6	4,9	24,8
10-14 ans	6,5	126,7	14,1	95,4
Enfant du chef				
Non	4,5	90,8	9,8	56,0
Oui	5,3	98,8	10,3	45,9
Education du chef				
Sans instruction	7,4	95,9	16,1	49,6
Primaire	5,8	90,6	11,0	46,7
Secondaire 1 ^{er} cycle	3,5	78,7	4,1	45,8
Secondaire 2 ^{ème} cycle	0,8	109,8	3,6	35,4
Supérieur	0,0	95,0	0,0	63,0
Formation professionnelle	-	-	10,2	-
Démographie du chef				
<i>Sexe</i>				
Femme	5,4	73,6	11,6	44,5
Homme	4,6	96,2	10,0	48,2
<i>Age</i>				
<20 ans	9,0	98,5	2,0	30,3
20-29 ans	6,5	78,0	8,4	34,1
30-39 ans	3,7	88,7	9,4	40,0
40-49 ans	3,5	96,3	9,9	51,2
50-59 ans	5,6	96,0	10,5	52,8
>59 ans	10,8	95,4	15,7	60,6
Statut du travail du chef				
Cadre	0,2	23,8	4,3	8,5
Ouvrier/salarié qualifié	0,0	73,0	1,9	48,2
Ouvrier non qualifié/manoeuvre	0,3	53,4	9,1	43,4
Indépendant non agricole	2,7	83,3	7,3	30,0
Agriculteur subsistance	7,2 ³	97,2 ³	10,2	46,4
Agriculteur semi-progressif	-	-	13,3	54,2
Agriculteur progressif	-	-	15,1	51,6
Chômeur	0,0	0,0	7,8	66,9
Inactif	2,0	57,1	3,3	28,0
Adultes employés du ménage (%)				
0-20	0,0	14,7	0,0	18,7
21-40	0,0	43,2	0,0	6,6
41-60	0,3	42,9	2,3	18,1
61-80	4,1	65,9	7,1	35,3
81-100	6,7	99,4	13,0	52,3
Morbidité des enfants (15 d. jours)				
Non	4,8	93,1	10,4	48,3
Oui	3,2	84,6	6,5	33,4
Revenu réel des adultes par tête (quartiles)²				
1	6,7	98,5	15,8	52,6
2	5,6	84,3	11,4	44,5
3	4,0	81,3	9,2	42,6
4	2,5	95,5	5,0	48,5
Taille du ménage				
1-2	9,1	95,8	7,0	50,1
3-4	5,4	88,4	8,8	44,5
5-6	4,3	90,0	12,3	47,1
≥7	4,7	95,4	19,3	57,5
Province				
Antananarivo	2,0	81,9	9,4	55,1
Fianarantsoa	3,7	65,9	5,1	47,9
Toamasina	5,6	69,6	4,2	36,5
Mahajanga	12,0	129,3	4,8	50,8
Toliara	5,8	113,9	36,4	44,6
Antsiranana	6,9	79,2	0,8	40,2
Milieu				
Rural	5,3	94,1	11,6	49,1
Urbain	0,3	53,5	5,4	40,0
Crédit reçu				
Non	4,8	92,9	10,4	47,9
Oui	0,2	36,2	8,5	42,8
Ensemble	4,7	92,6	10,3	47,6
	35,3		20,0	
N (enfants)	3519	1876	10 631	3771

(1) Evaluée à la moyenne des variables exogènes de l'échantillon pour chaque caractéristiques individuelles. Les écarts types ne sont pas indiqués ; (2) Pour 2001, en milliers de FMG par tête et par mois : 1 = 0-22,4 ; 2 = 22,4-63,8 ; 3 = 63,8-143,2 ; 4 = ≥143,2. En ce qui concerne 2005 (milliers d' Ariary par tête et par an) : 1 = 0-12,2 ; 2 = 12,2-21,5 ; 3 = 21,5-35,7 ; 4 = ≥35,7 ; (3) Ensemble des agriculteurs pour 2001.

Source : EPM 2001 et 2005.

sont localisés dans des ménages ayant à leur tête un cadre. En d'autres termes, toutes choses égales par ailleurs, il semble que pour les familles gérées par une personne occupant un emploi vulnérable ou étant au chômage, et ayant des enfants non scolarisés, l'activité économique de ces derniers soit une source de gains additionnels indispensable. Cette situation semble ne pas avoir évolué entre 2001 et 2005, même si les coefficients de régressions ne sont pas significatifs dans le premier cas. Néanmoins, le tableau 5 montre que, indépendamment du régime, l'intensité de l'emploi au sein des familles est positivement corrélée avec la durée du travail des enfants, notamment lorsqu'au moins plus de la moitié des membres du groupe travaillent. Cette observation, valable pour les deux périodes, n'est pas nécessairement en contradiction avec ce qui a été précédemment indiqué. Elle signifie seulement que, quelle que soit la situation vis à vis de la scolarisation, plus la proportion des membres de la famille au travail est élevée, plus les opportunités d'activités économiques exploitables pour les enfants sont grandes.

Troisièmement, les caractéristiques des individus et des ménages interfèrent également en ce qui concerne la différenciation quant à la durée du travail des enfants. A cet égard, l'étude permet de présenter plusieurs observations. Tout d'abord, s'agissant des dotations en capital humain du chef de ménage, on observe que, quelle que soit la période, la durée du travail des enfants *scolarisés* décroît systématiquement avec l'élévation du niveau d'instruction du chef de ménage, sauf lorsque ces derniers ont eu accès à une formation professionnelle⁴⁴. Or, s'agissant des enfants non scolarisés, l'impact des dotations en capital humain du chef de famille sur la durée de travail des premiers est beaucoup moins sensible, excepté lorsque ce dernier possède le niveau d'instruction du supérieur. Dans ce contexte, la thèse d'une gestion conjoncturelle du temps de travail des enfants dans les ménages relativement dotés en capital humain, c'est-à-dire ayant certain niveau de vie pour scolariser les enfants, par opposition à la dimension structurelle de travail des enfants dans les ménages moins aisés, trouve un nouvel écho. Notons également que, indépendamment de la situation à l'égard de la scolarisation, la durée du travail des enfants croît avec l'âge du chef de ménage – sauf en 2001. Mais, pour les deux périodes, les enfants scolarisés ont une durée du travail moindre dans les ménages masculins, alors que l'inverse prévaut pour ceux qui sont gérés par une femme. Ensuite, la variation de la durée du travail des enfants selon le régime est aussi en relation avec les caractéristiques de ces derniers. En effet, le tableau 5 indique que, quels que soient le régime (enfant scolarisé ou non scolarisé) et la période, les enfants de 10-14 ans travaillent plus que ceux de 6-9 ans, tout comme les garçons, comparativement aux filles⁴⁵, des résultats cohérents avec les informations affichées au tableau A2, en annexes. Enfin, le tableau 5 montre que, pour 2005, le temps de travail des enfants scolarisés croît avec la dimension des ménages, alors que pour ceux qui ne fréquentent pas l'école, l'impact de la taille des familles sur la durée de l'activité économique est assez faible⁴⁶.

Quatrièmement, la dimension spatiale de la durée du travail des enfants est un autre enseignement de l'étude, comme cela a été précédemment souligné lors des commentaires relatifs aux estimations économétriques (tableau 4). D'une part, le temps de travail est plus élevé en milieu rural, comparativement aux zones urbaines, quels que soient les régimes et les périodes⁴⁷. Néanmoins, il est à remarquer que la simulation concerne la variable *non censurée*, et que la prise en compte des seuls enfants économiquement actifs montre que ces derniers ont un temps de travail effectif un peu plus élevé dans les villes (tableau A2, en annexes). D'autre part, si l'on excepte la province de Toliara, les enfants, indépendamment de leur statut à l'égard de la scolarisation, travaillent un peu plus longtemps dans la province d'Antananarivo.

⁴⁴ Le rôle de l'instruction des parents est souvent mis en évidence dans la réduction de l'incidence du travail des enfants (Maitra, Ray, 2000).

⁴⁵ Sauf pour les enfants scolarisés en 2001.

⁴⁶ Un résultat comparable est obtenu par Rossati, Rossi (2001). La relative constance de la durée du travail des enfants non scolarisés en fonction de la taille du ménage apparaît également en 2001, alors que pour cette année, les enfants scolarisés ont tendance à d'autant moins travailler que les familles comportent beaucoup de membres.

⁴⁷ Certaines études mettent en relief un résultat inverse, notamment au Pakistan et au Nicaragua (Rosati, Rossi, 2001).

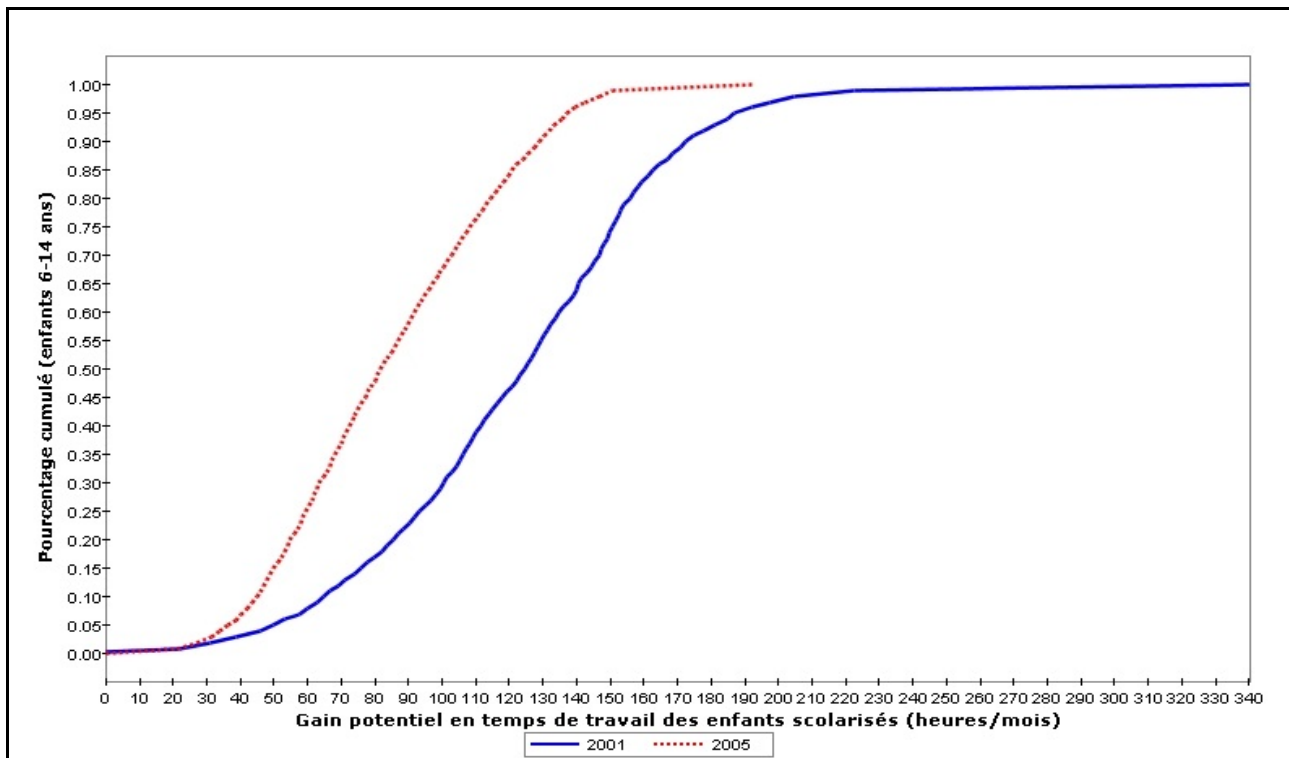


Figure 1 : Fonctions de distribution du gain escompté en temps de travail – heures par mois – des enfants scolarisés – Madagascar 2001-2005

3. Simulations

L'analyse précédente met en évidence le gain moyen que procure la scolarisation en termes de réduction du temps de travail, selon différents paramètres. A cet égard, il est possible de procéder à deux simulations permettant de mesurer les bénéfices en termes de temps de travail, non seulement pour les enfants qui fréquentent l'école, mais aussi pour ceux qui ne sont pas scolarisés mais qui pourraient l'être.

Premièrement, s'agissant des *enfants scolarisés*, la modélisation retenue permet d'évaluer le bénéfice en termes de temps de travail que la fréquentation scolaire leur procure, en comparant l'impact de cette dernière sur la durée du travail, et l'effet potentiel escompté de ne pas fréquenter l'école. En d'autres termes, les estimations économétriques permettent d'évaluer l'écart entre le temps que les enfants consacraient au travail sans être scolarisés, et la durée effective de leur activité économique exercée parallèlement à la fréquentation scolaire. Compte tenu de la formulation des équations [1] à [3], ce différentiel, évalué en fonction des valeurs moyennes de variables exogènes x et Z , est composé de deux éléments : d'une part, un effet structurel inhérent aux coefficients de régression, et, d'autre part, un effet prenant en considération les différences de durée du travail entre les enfants scolarisés et non scolarisés qui pourraient ne pas être dues à la fréquentation scolaire, mais plutôt à des caractéristiques non observables qui favorisent leur participation au système éducatif.

Le tableau A4, en annexes, montre que les enfants scolarisés obtiennent un bénéfice escompté de 121,5 et 84,1 heures de travail par mois, respectivement, pour 2001 et 2005, du fait de leur fréquentation scolaire. En d'autres termes, les enfants scolarisés travaillent potentiellement 121,5 et 84,1 heures de moins par mois, respectivement, en 2001 et 2005, comparativement à une hypothétique situation de non-scolarisation. A cet égard, il est intéressant de remarquer que ces gains potentiels équivalent à environ les trois quarts de la durée moyenne du travail effectué par l'ensemble des enfants (tableau A2, en annexes). Toutefois, on observe que, non seulement les bénéfices moyens ont décliné au cours de la période, mais également que l'allure de la distribution a changé. La figure 1 reproduit les

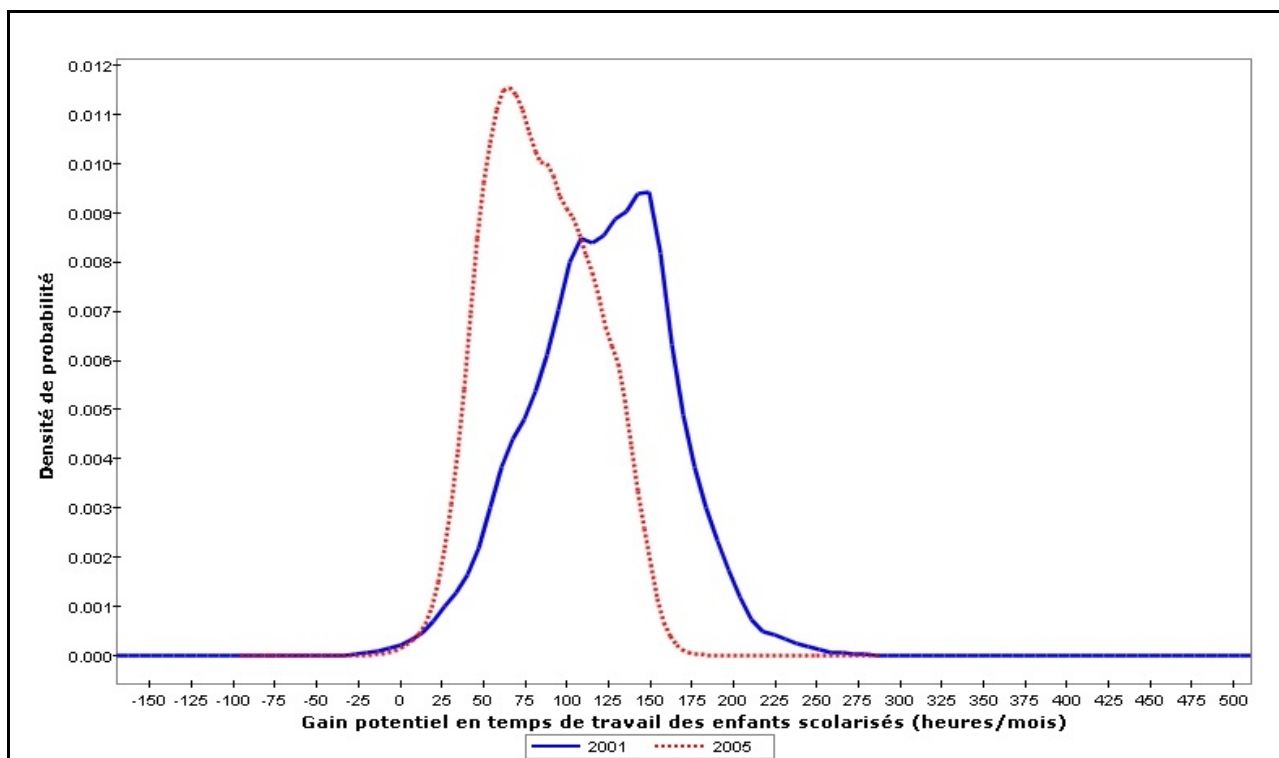


Figure 2 : Courbes de densité de probabilité du gain escompté en temps de travail – heures par mois – des enfants scolarisés – Madagascar 2001-2005

fonctions de distribution pour les deux périodes⁴⁸. Ainsi, par exemple, on constate que la probabilité de gagner 100 heures par mois de temps de travail était seulement de 0,30 en 2001, alors qu'elle s'élève à environ 0,67 en 2005. Cela signifie que, près des deux tiers des enfants scolarisés en 2005 avaient un gain potentiel de 100 heures de travail par mois, alors que ce seuil ne concernait que moins du tiers des enfants en 2001. La figure 2 affiche les courbes de densité pour les deux périodes. A cet égard, on note pour 2001 une queue de distribution vers la gauche, tandis que l'inverse prévaut pour 2005⁴⁹.

Deuxièmement, l'exercice de simulation permet aussi de calculer la réduction du temps de travail des *enfants non-scolarisés* s'ils étaient incités à être scolarisés. Dans ce cas, l'évaluation implique d'appréhender la différence entre le temps de travail que les enfants effectuent en l'absence de scolarisation, et le temps de travail qu'ils assureraient s'ils fréquentaient l'école.

Le tableau A4, en annexes, indique que si les enfants ne fréquentant pas l'école en 2005 avaient été scolarisés, ils auraient potentiellement travaillé 52,5 heures de moins par mois, soit environ la moitié de la durée du travail constatée pour l'ensemble des enfants. De même, en 2001, le gain escompté se serait élevé à 96,5 heures de travail par mois – environ 60 pour cent de la moyenne des heures effectives pour l'ensemble des enfants.

La figure 3 affiche les fonctions de distribution des gains potentiels en termes de temps de travail des enfants non-scolarisés. A cet égard, la perte des bénéfiques potentiels en temps de travail, issus d'une éventuelle scolarisation, est assez nette. Par exemple, il apparaît que la probabilité de gagner 70 heures par mois de temps de travail était seulement de 0,30 en 2001, alors qu'elle s'élève à environ 0,75 en 2005. Ce résultat peut être interprété d'une autre manière : si 30 pour cent des enfants non-scolarisés avaient eu accès à l'école, ils auraient pu escompter travailler 70 heures de moins par mois en 2001, et seulement environ 27 heures en 2005.

⁴⁸ Une fonction de distribution $F(y)$ d'une variable Y est définie comme suit. Si est Y une variable aléatoire, et y_0 une valeur quelconque, $F(y_0)$ représente la probabilité qu'une nouvelle observation ait une valeur inférieure à y_0 . Notons aussi que la dérivée de la fonction $F(y)$ en y_0 est la fonction de densité de probabilité, ce qui signifie que la valeur de $F(y)$ en y_0 pour cette dernière est égale à l'intégrale (surface sous la courbe), soit la fonction de distribution.

⁴⁹ Cette configuration différente des distributions est aussi appréhendée par un coefficient d'asymétrie de Pearson négatif en 2001 (-0,109) et positif en 2005 (0,158).

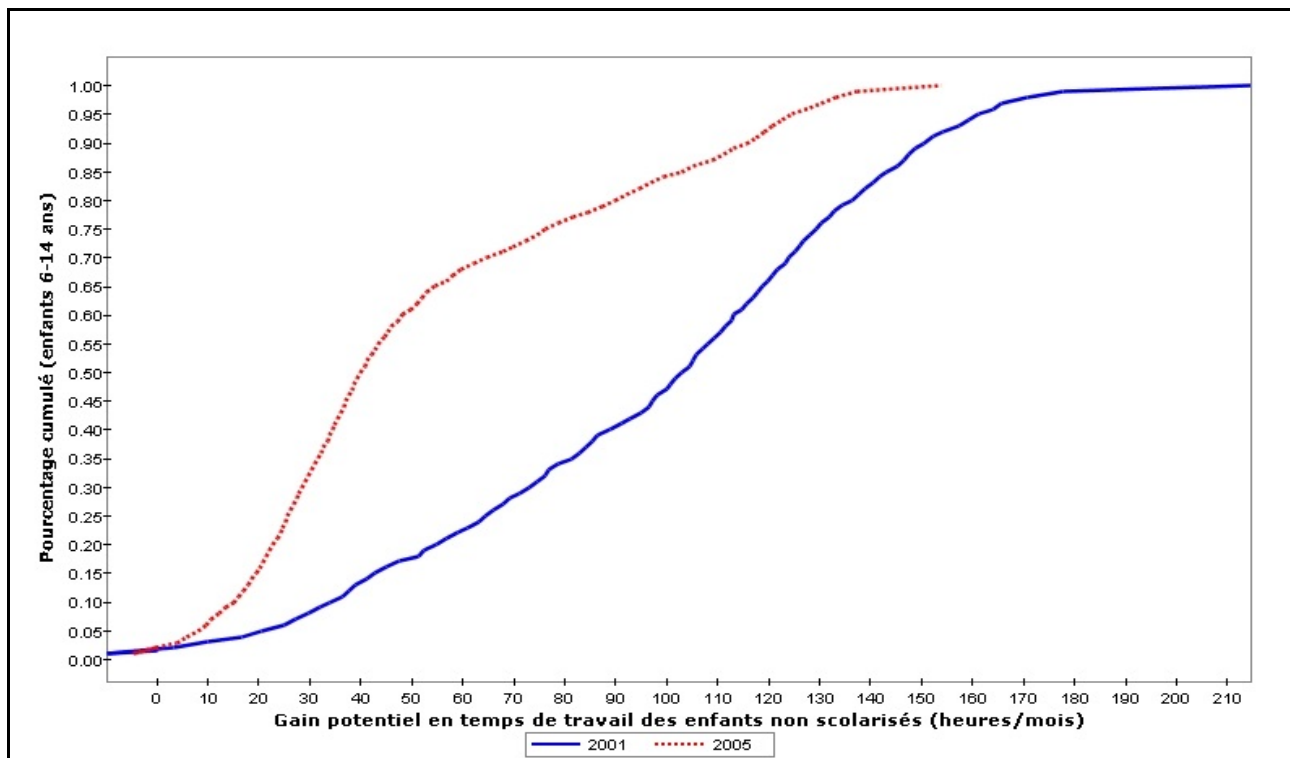


Figure 3 : Fonction de distribution du gain escompté en temps de travail – heures par mois – des enfants non-scolarisés – Madagascar 2001-2005

En définitive, ces simulations mettent en évidence deux éléments. Tout d'abord, la scolarisation peut générer des gains potentiels importants en termes de réduction du temps de travail des enfants. Si ceux qui sont scolarisés en sont dès à présent les bénéficiaires, il existe des opportunités substantielles pour les enfants qui ne fréquentent pas l'école actuellement. Certes, ces dernières peuvent varier selon les provinces, le milieu et le niveau de vie des ménages. Mais, il apparaît que la scolarisation obligatoire des enfants ou toute autre action incitative en termes financiers à l'égard des parents – comme cela est mis en oeuvre dans d'autres pays –, peut contribuer à réduire sensiblement le travail des enfants. Ensuite, les bénéfices potentiels de la scolarisation se sont amenuisés entre 2001 et 2005, corrélativement à une faible baisse de l'incidence du travail des enfants – 4,2 points de pourcentage. Bien qu'il soit difficile d'expliquer cette évolution, deux raisons peuvent être invoquées. D'une part, on observe une réduction significative du temps de travail effectif au cours de la période, que l'on peut probablement expliquer, en partie, par l'incertitude quant à la comparabilité des données⁵⁰. D'autre part, l'analyse descriptive, issues des tableaux 2 et 3, a montré que la proportion des enfants au travail *et* allant à l'école a fortement augmenté au cours de la période, en particulier dans les provinces d'Antananarivo et de Toliara. Or, l'analyse de sensibilité indique que la durée du travail des enfants scolarisés de ces provinces s'est sensiblement élevée entre 2001 et 2005 (tableau 5), ce qui nécessairement réduit le gain potentiel en termes de temps de travail de ceux qui vont en classe⁵¹. D'ailleurs, le tableau 4 montre que, dans la province de Toliara, la durée effective du travail des enfants scolarisés s'est accrue, contrairement aux autres zones géographiques. En outre, le tableau A4, en annexes, suggère que la baisse relative des gains potentiels en termes de temps de travail est beaucoup plus forte pour ceux qui sont scolarisés que pour ceux qui ne fréquentent pas l'école⁵².

⁵⁰ Toutefois, les éléments font défaut pour spécifier ce point.

⁵¹ Le tableau 4 montre aussi que l'effet marginal de la province de Toliara, inhérent au régime 1 de 2005, est significatif et élevé.

⁵² Selon le tableau A4, en annexes, le ratio des moyennes des gains potentiels des enfants scolarisés entre 2001 et 2005 est de 1,4, contre 1,8 pour ceux qui ne sont pas scolarisés.

5. Conclusion

Fondée sur les enquêtes prioritaires de Madagascar de 2001 et 2005, la présente recherche examine l'effet de la scolarisation sur la durée du travail des enfants de 6-14 ans, à l'aide d'un modèle économétrique à régimes prenant en compte l'endogénéité de la scolarisation. Hormis les aspects descriptifs – notamment, la persistance de l'incidence du travail des enfants de 6-14 ans entre 2001 et 2005 –, plusieurs conclusions sont mises en évidence.

Premièrement, le modèle économétrique et l'analyse de sensibilité tendent à montrer que le temps de travail des enfants *scolarisés* pourrait être une variable d'ajustement conjoncturel, liée à la fluctuation des gains des adultes, tandis que celui des *non-scolarisés* pourrait revêtir une dimension plus structurelle, dictée par la nécessité de dépasser le niveau de subsistance. En effet, il apparaît que : (i) le temps de travail des enfants scolarisés diminue avec l'élévation *des revenus par tête des adultes* du ménage, contrairement à ceux qui ne fréquentent pas l'école, notamment en 2005 ; (ii) le statut du travail du chef de ménage influence surtout la variation de la durée du travail des enfants non-scolarisés, et l'intensité de l'emploi au sein des familles est positivement corrélée au temps de travail des enfants, indépendamment de la fréquentation scolaire ; (iii) la durée du travail des enfants *scolarisés* décroît systématiquement avec l'élévation du niveau d'instruction du chef de ménage, alors que le phénomène étant beaucoup moins sensible s'agissant des enfants non scolarisés ; (iv) quels que soient le régime et la période, les enfants de 10-14 ans travaillent plus que ceux de 6-9 ans, tout comme les garçons, comparativement aux filles ; (v) le temps de travail des enfants scolarisés croît avec la dimension des ménages, alors que pour ceux qui ne fréquentent pas l'école, l'impact de la taille des familles sur la durée de l'activité économique est assez faible ; (vi) indépendamment des régimes et des périodes, le temps de travail est plus élevé en milieu rural, comparativement aux zones urbaines, ainsi que dans les provinces de Toliara et d'Antananarivo.

Deuxièmement, des simulations effectuées dans l'étude suggèrent d'importants bénéfices potentiels en termes de temps de travail, non seulement pour les enfants qui fréquentent l'école, mais aussi pour ceux qui ne sont pas scolarisés et qui pourraient l'être. Ainsi, on constate que : (i) les enfants scolarisés travaillent potentiellement 121,5 et 84,1 heures de moins par mois, respectivement, en 2001 et 2005, comparativement à une hypothétique situation de non-scolarisation ; (ii) si les enfants qui ne fréquentent pas l'école en 2005 avaient été scolarisés, ils auraient potentiellement travaillé 52,5 heures de moins par mois, soit environ la moitié de la durée du travail constatée pour l'ensemble des enfants – en 2001, le gain escompté se serait élevé à 96,5 heures de travail par mois. En réalité, les bénéfices potentiels moyens ont décliné au cours de la période, en partie, pour des raisons de comparabilité statistique, et, en partie, parce que la proportion et le temps d'activité des enfants travailleurs *et* allant à l'école ont fortement augmenté au cours de la période, en particulier dans les provinces d'Antananarivo et Toliara.

En définitive, la recherche suggère que la scolarisation peut générer des gains potentiels importants en termes de réduction du temps de travail des enfants. Si ceux qui sont scolarisés en sont dès à présent les bénéficiaires, il existe des opportunités substantielles pour les enfants qui ne fréquentent pas l'école actuellement, bien que ces dernières puissent varier selon les provinces, le milieu et le niveau de vie des ménages.

Références bibliographiques

- Amemiya, T. 1984. « Tobit Models: A Survey », *Journal of Econometrics*, 24 : 3-63.
- Amin, S. Quayes, S. Rives, J.M. 2006. « Market Work and Household Work as Deterrents to Schooling in Bangladesh », *World Development*, 34(7) : 1271-1286.
- Basu, K., Van, P.H.. 1998. « The Economics of Child Labor », *American Economic Review*, 88 : 412-427.
- Beegle, K. Dehejia, R., Gatti, R. 2005. *Why Should We Care About Child Labor? The Education, Labor Market, and Health Consequences of Child Labor*, Washington, Policy Research Working Paper 3479, January, The World Bank.
- Bhalotra, S. 2003. *Child Labour in Asia and Africa*, Bristol, Background Research Paper for the EFA Monitoring Report, mimeo, University of Bristol.
- Basu, K. 1999. « Child Labor: Cause, Consequences, and Cure, with Remarks on International Labor Standards, *Journal of Economic Literature*, 37 : 1083-1119.
- Basu, K., Tzannatos, Z. 2003. « The Global Child Labor Problem: What Do We Know and What Can We Do? », *World Bank Economic Review*, 17 : 147-173.
- Becker, G. S. 1993. *Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, New York, 3rd Ed, National Bureau of Economic Research.
- Cameron, A.C., Trivedi, P.K. 2005. *Microeconometrics. Methods and Applications*, New York, Cambridge University Press.
- Diallo, Y. 2001. *Les enfants et leur participation au marché du travail en Côte d'Ivoire*, Bordeaux, thèse de doctorat ès sciences économiques, Centre d'économie du développement.
- . 2006. *Du cadre conceptuel aux estimations des formes de travail des enfants : une approche statistique*, Genève, Note méthodologique, IPEC-SIMPOC.
- Duryea, S. 2003. « School Attendance, Child Labour and Local Labor Market Fluctuations in Urban Brazil », *World Development*, 31(7) : 1165-1178.
- Gupta, M.R. 2000. « Wage Determination of a Child Worker: A Theoretical Analysis », *Review of Development Economics*, 4 : 219-228.
- Hagemann, F., Diallo, Y., Etienne, A., Mehran, F. 2006. *Global Child Labour Trends 2000 to 2004*, Geneva, IPEC & SIMPOC.
- Heady, C. 2000. *What is the Effect of Child Labour on Learning Achievement? Evidence from Ghana*, Geneva, Innocenti Working Paper 79, UNICEF.
- International Monetary Fund 2006. *Republic of Madagascar: Request for a Three-Year Arrangement Under the Poverty Reduction and Growth Facility and Activation of the Trade Integration Mechanism - Staff Report*, Washington, Auguste, Country Report 06-306, International Monetary Fund.
- IPEC 2002. *Every Child Counts. New Global Estimates on Child Labour*, Geneva, International Programme on the Elimination of Child Labour, International Labour Office.
- . 2004. *IPEC Action Against Child Labour 2002-2003. Progress and Future Priorities*, Geneva, International Programme on the Elimination of Child Labour, International Labour Office.
- Lachaud, J.-P. 2006. *Pauvreté, marché du travail et croissance pro-pauvres à Madagascar*, Genève, miméo, septembre, Bureau international du travail.
- . 2007. « Le travail des enfants et la pauvreté en Afrique : Un réexamen appliqué au Burkina Faso », *Economie et Prévision* (à paraître).
- Lee, L. 1978. « Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equation Model with Qualitative and Limited Dependent Variables », *International Economic Review*, 19 : 415-433.

- Maddala, G.S. 1983. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, New York, Cambridge University Press.
- Maitra, P., Ray, R. 2000. *The Joint Estimation of Child Participation in Schooling and Employment: Comparative Evidence from Three Continents*, Hobart, mimeo, November, University of Tasmania.
- Présidence de la République de Madagascar 2006. *Madagascar Action Plan 2012*, Antananarivo, mars.
- Ravallion, M., Wodon, Q. 1999. *Does Child Labor Displace Schooling? Evidence on Behavioral Responses to an Enrolment Subsidy*, Washington, Policy Research Working Paper 2116, May, The World Bank.
- Ray, R. 2001. *Child Labour and Child Schooling in South Asia: A Cross Country Study of their Determinants*, Hobart, mimeo, September, University of Tasmania.
- . 2004. « Child Labour: A Survey of Selected Asian Countries », *Asian Pacific Economic Literature*, 18(2) : 1-18.
- . 2006. *Education and Child Labour: A Global Perspective*, Hobart, Discussion Paper 2006-05, University of Tasmania.
- Ray, R., Lancaster, G. 2003. *Does Child Labour Affect School Attendance and School Performance?*, Hobart, Discussion Paper 2003-04, University of Tasmania.
- Rosati, F.C., Rossi, M. 2001. *Children's Working Hours, School Enrolment and Human Capital Accumulation: Evidence from Pakistan and Nicaragua*, Rome, mimeo, Understanding Children's Work Project.
- Roy, A. 1951. « Some Thoughts on the Distribution of Earnings », *Oxford Economic Paper*, 3 : 135-146.
- Shafiq, N. 2006. *Household Schooling and Child Labour Decisions in Rural Bangladesh*, Lexington, mimeo, Washington and Lee University.
- UNDP 2006. *Human Development Report 2006. Beyond scarcity: Power, Poverty and the Global Water Crisis*, New York, United Nations Development Programme.
- United Nations 2006. *World Population Prospects: The 2004 Revision Population Database*, New York, United Nations.
- World Bank 2006. *Madagascar at a Glance*, <http://www.worldbank.org>.
- Willis, R., Rosen, S. 1978. « Education and Self Selection », *Journal of Political Economy*, 87 : 507-536.

Annexes

Tableau A1 : Description des variables des échantillons – Madagascar 2001-2005¹

Echantillon Paramètre	Définition	Madagascar : 2001		Madagascar : 2005	
		Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type
Fréquentation scolaire	Oui = 1	0,652	0,476	0,738	0,439
Temps de travail des enfants²	Heures/mois	35,3	72,0	20,0	51,0
Sexe des enfants	Garçon = 1	0,504	0,500	0,506	0,500
Age des enfants					
Age	Années	9,7	2,6	9,7	2,6
(Age ²)/100	(Années) ² /100	1,0	0,5	1,0	0,5
Enfant du chef	Oui = 1	0,258	0,438	0,851	0,356
Niveau d'instruction du chef					
Primaire	Oui = 1	0,449	0,497	0,489	0,500
Secondaire 1 ^{er} cycle	Oui = 1	0,148	0,355	0,151	0,358
Secondaire 2 ^{ème} cycle	Oui = 1	0,099	0,299	0,058	0,233
Supérieur	Oui = 1	0,027	0,162	0,015	0,121
Durée d'instruction du chef	Années	5,9	4,4	5,4	4,1
Education autres adultes	Années	5,0	4,0	5,1	3,8
Démographie du chef					
Age	Années	43,6	11,0	44,1	11,3
(Age ²)/100	(Années) ² /100	20,2	10,5	20,7	11,0
Sexe - homme	Homme = 1	0,844	0,363	0,850	0,356
Statut du travail du chef					
Ouvrier/salarié qualifié	Oui = 1	0,074	0,262	0,063	0,244
Ouvrier non qualifié/manoeuvre	Oui = 1	0,074	0,261	0,087	0,282
Indépendant non agricole	Oui = 1	0,077	0,267	0,078	0,269
Agriculteur subsistance ³	Oui = 1	0,696	0,460	0,344	0,475
Agriculteur semi-progressif	Oui = 1	-	-	0,289	0,453
Agriculteur progressif	Oui = 1	-	-	0,091	0,287
Chômeur	Oui = 1	0,001	0,034	0,009	0,093
Inactif	Oui = 1	0,029	0,168	0,019	0,139
Adultes employés dans le ménage	Pourcentage/ménage	86,2	23,8	87,7	21,9
Morbidité des enfants (15 derniers jours)	Oui = 1	0,064	0,245	0,038	0,191
Revenu du ménage					
Revenu réel des <i>adultes</i> par tête – mensuel réel	Milliers FMG (2001)/Ariary (2005)	134,8	950,4	28,2	38,2
(Revenu réel des <i>adultes</i> par tête) ² – mensuel réel	Milliers FMG (2001)/Ariary (2005)	921264591,4	51465095460,5	2255366,9	1985777,2
Démographie du ménage					
Nombre < 5 ans	Nombre individus < 5 ans	0,9	1,0	0,7	0,9
Nombre 5-14 ans	Nombre individus 5-14 ans	2,7	1,3	2,9	0,9
Nombre 15-60 ans	Nombre individus 14-60 ans	0,2	0,4	0,2	0,4
Nombre > 60 ans	Nombre individus > 60 ans	0,1	0,4	0,1	0,4
Province					
Fianarantsoa	Oui = 1	0,223	0,416	0,245	0,430
Toamasina	Oui = 1	0,160	0,367	0,142	0,349
Mahajanga	Oui = 1	0,118	0,322	0,115	0,319
Toliara	Oui = 1	0,154	0,361	0,149	0,356
Antsiranana	Oui = 1	0,078	0,268	0,056	0,230
Zone urbaine	Oui = 1	0,090	0,285	0,198	0,399
Milieu					
Centre urbain secondaire	Oui = 1	0,119	0,323	0,117	0,321
Rural	Oui = 1	0,792	0,406	0,801	0,399
Crédit reçu au cours des 12 derniers mois	Oui = 1	0,018	0,133	0,054	0,225
Log distance école	km	-0,817	1,125	-0,890	1,206
Niveau de vie du ménage					
Log dépenses/tête – réel annuel	FMG (2001)/Ariary (2005)	13,3	0,8	12,3	0,6
(Log dépenses/tête) ² – réel annuel	FMG (2001)/Ariary (2005)	176,9	20,8	151,3	14,5
N		5395		14402	

(1) Dans la mesure où plusieurs enfants peuvent se retrouver dans le même ménage, les valeurs des variables relatives aux chefs de ménage diffèrent de leurs vraies valeurs;

(2) Ensemble des enfants – travailleurs ou non ; (3) Ensemble des agriculteurs pour 2001.

Source : Source : EPM 2001 et 2005.

Tableau A2 : Durée d'activité des enfants travailleurs – 6-14 ans – selon l'âge et le sexe, et divers paramètres – heures/mois – Madagascar 2001-2005

Année/sexe/âge	2001									2005								
	Garçons			Filles			Ensemble			Garçons			Filles			Ensemble		
	6-9 ans	10-14 ans	Total	6-9 ans	10-14 ans	Total	6-9 ans	10-14 ans	Total	6-9 ans	10-14 ans	Total	6-9 ans	10-14 ans	Total	6-9 ans	10-14 ans	Total
Ménage																		
Niveau de vie																		
Pauvres	135,4	165,2	155,4	134,6	151,9	144,8	135,0	159,2	150,3	99,7	119,0	112,3	84,2	104,9	97,7	92,3	112,2	105,3
Riches	138,8	191,3	178,6	166,4	184,7	179,3	154,4	188,1	179,0	98,9	122,7	116,9	72,4	121,4	109,5	85,9	122,1	113,3
Milieu																		
GCU	79,0	196,4	154,8	254,1	164,3	185,1	140,8	180,4	168,6	26,0	258,9	196,7	26,0	156,9	136,2	26,0	191,5	158,7
CUS	126,7	149,7	141,0	133,9	138,6	136,9	129,9	144,6	139,1	87,1	105,9	100,5	75,8	107,6	96,9	81,0	106,7	98,7
Rural	138,0	168,8	159,1	135,9	157,1	148,5	136,9	163,5	153,9	101,6	120,1	113,9	84,0	107,4	99,7	93,2	113,9	107,1
Province																		
Antananarivo	148,4	161,2	158,6	154,2	163,3	160,7	151,5	162,1	159,5	81,3	118,5	106,1	66,0	94,5	83,8	73,6	107,5	95,5
Fianarantsoa	109,9	172,3	158,3	126,2	145,2	137,5	120,9	159,6	147,2	91,6	118,0	111,1	83,6	117,3	108,9	87,4	117,6	109,9
Toamasina	98,1	144,8	126,8	113,7	150,3	136,6	105,3	147,4	131,4	88,4	105,6	98,5	81,4	111,0	101,6	85,6	108,3	100,0
Mahajanga	156,2	192,8	178,7	157,0	181,3	169,5	156,6	188,1	174,6	112,5	120,7	117,7	85,4	102,5	97,4	100,4	111,2	107,6
Toliara	145,2	168,4	160,1	136,3	153,5	146,8	140,5	161,1	153,4	121,3	126,0	124,5	101,7	117,2	112,0	112,1	122,1	118,9
Antsiranana	131,6	149,7	145,2	127,1	128,3	127,7	128,7	140,8	136,4	130,6	118,0	123,6	100,9	116,2	108,6	115,6	117,2	116,4
Ensemble	135,6	167,9	157,5	137,0	155,8	148,3	136,4	162,4	153,0	99,6	119,8	113,2	82,6	108,4	100,0	91,4	114,3	106,8
N	159	337	497	189	282	471	348	620	968	455	932	1386	424	873	1297	879	1804	2683

Source : EPM 2001 et 2005.

Tableau A3 : Coefficients de régression relatifs à l'estimation probit de la scolarisation des enfants de 6-14 ans – Madagascar 2001-2005¹

Echantillon	Madagascar : 2001			Madagascar : 2005		
	β	t ²	Effets marginaux	β	t ²	Effets marginaux
Constante	-14,524	-3,103**	5,052**	-12,232	-4,190**	3,715**
Sexe enfant - garçon	-0,021	-0,549	-0,007	-0,001	-0,004	-0,000
Enfant du chef	0,133	2,870**	0,045**	0,264	6,924**	0,085**
Sexe du chef - homme	-0,177	-3,313**	-0,059**	-0,236	-6,717**	-0,067**
Education						
Chef de ménage (années)	0,058	9,930**	0,020**	0,033	8,701**	0,010**
Autres membres adultes (années)	0,099	15,153**	0,034**	0,080	19,506**	0,024**
Age du chef						
Age	0,022	2,410**	0,007**	0,012	2,157**	0,003**
(Age ²)/100	-0,020	-2,072**	-0,007**	-0,007	-1,166	-0,002
Log distance école (km)	-0,221	-11,068**	-0,077**	-0,292	24,371**	-0,088**
Niveau de vie du ménage						
Log dépenses/tête	1,763	2,506**	0,613**	1,751	3,718**	0,532**
(Log dépenses/tête) ²	-0,054	-2,073**	-0,019**	-0,064	-3,368**	-0,019**
Milieu⁴						
Centre urbain secondaire	-0,014	-0,139	-0,004**	-0,157	-2,676**	-0,050**
Rural	-0,177	-2,102**	-0,059**	-0,180	-3,665**	-0,052**
Log de vraisemblance	-2 780,84			-7 338,01		
Chi ² (sig)	1408,45 (0,000)			1886,01 (0,000)		
R ² MacFadden	0,23			0,13		
Hosmer-Lemeshow (sig) ²	46,97 (0,000)			189,04 (0,000)		
N	5 395			14 402		

(1) La variable dépendante se réfère à la scolarisation en cours des enfants de 6-14 ans : oui = 1, non = 0 ; (2) Test de la qualité de l'estimation – comparaison des valeurs prédites aux valeurs actuelles par groupe. Le modèle est rejeté si ces différences sont importantes.

Note : ** = significatif à 5 pour cent au moins ; * = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : EPM 2001 et 2005.

Tableau A4 : Gains et effets potentiels en termes de temps de travail – heures/mois – de la scolarisation des enfants – 6-14 ans – Madagascar 2001-2005

Année/scolarisation	2001				2005			
	Enfants scolarisés		Enfants non scolarisé		Enfants scolarisés		Enfants non scolarisé	
	%	% cumulé	%	% cumulé	%	% cumulé	%	% cumulé
Distribution des gains (heures/mois)								
<0 - 25	1,3	1,3	6,1	6,1	1,5	1,5	23,5	23,5
25 - 50	3,8	5,1	11,8	17,9	13,5	15,1	37,7	61,2
50 - 75	9,4	14,6	13,3	31,2	27,9	43,0	13,1	74,3
75 -100	15,2	29,7	15,9	47,1	34,6	67,6	10,0	84,3
>100	70,3	100,0	52,9	100,0	32,4	100,0	15,7	100,0
Moyenne (écart type)	121,5 (42,7)		96,5 (44,3)		84,1 (31,7)		52,5 (37,0)	

Source : EPM 2001 et 2005.