



**Groupe d'économie
Lare-Efi
du développement**

Université Montesquieu-Bordeaux IV

Document de travail

DT/143/2008

**Le travail des enfants et le revenu
des ménages à Madagascar :
Dépendance spatiale et non-linéarité**

par

Jean-Pierre Lachaud

***Professeur, Responsable du Groupe d'économie du développement - GED
LARE-Efi - Université Montesquieu-Bordeaux IV***

Le travail des enfants et le revenu des ménages à Madagascar : Dépendance spatiale et non-linéarité

Jean-Pierre Lachaud, Professeur

Responsable du Groupe d'économie du développement – GED
LARE-Efi – Université Montesquieu-Bordeaux IV - France

Résumé :

Fondée sur l'enquête prioritaire de Madagascar de 2005, la présente recherche examine l'hypothèse de non-linéarité de l'impact des revenus des adultes sur le travail des enfants, et l'opportunité d'estimations économétriques prenant en compte la dépendance spatiale des données. Plusieurs conclusions sont mises en évidence. *Premièrement*, l'étude vérifie l'existence d'une dépendance spatiale des observations. D'une part, les estimations micro-économétriques multiniveau, fondées sur les moindres carrés généralisés itératifs et la procédure de Monte Carlo par chaînes de Markov, suggèrent l'existence de différences significatives de participation des enfants au marché du travail selon les régions. Par ailleurs, ces approches montrent que l'impact du milieu sur le travail des enfants varie selon les régions – probabilité du travail des enfants plus élevée dans les zones rurales, comparativement au milieu urbain. D'autre part, l'estimation macro-économétrique spatiale vérifie également la dépendance spatiale des observations selon les régions, le coefficient auto-régressif du terme aléatoire spatialement retardé étant significatif. *Deuxièmement*, l'étude met également en relief la non-linéarité de l'effet des gains des adultes par tête sur le travail des enfants, et vérifie l'« axiome de luxe ». A cet égard, on note une similitude des résultats entre les approches non-bayésienne – IGLS – et bayésienne – MCMC –, les coefficients des revenus et du carré des revenus des adultes étant statistiquement significatifs, et, respectivement, *négatifs* et *positifs*. Un résultat quasi-équivalent prévaut lorsque la modélisation des revenus des adultes est effectuée en « splines », mais le critère d'information de déviance (DIC) montre que les estimations en termes de MCMC produisent un meilleur ajustement des données. Ainsi, selon cette dernière approche, lorsque les gains des adultes situés *en dessous* du seuil du premier quintile de la distribution s'accroissent de 10 000 ariary, le *taux de variation* de l'incidence du travail des enfants diminue par un facteur multiplicatif de 0,293. Or, on observe un *changement positif et significatif* du taux de variation de la participation des enfants au marché du travail en présence des ressources des adultes par tête *excluant* l'équivalent du seuil du premier quintile de la distribution des revenus, le risque relatif étant de 2,649. L'estimation macro-économétrique spatiale confirme que l'accroissement du revenu régional des adultes des ménages réduit la propension des enfants à participer au marché du travail, mais la non-linéarité de l'impact des gains des adultes sur le travail des enfants n'est pas vérifiée. *Troisièmement*, les estimations économétriques suggèrent l'influence d'autres facteurs sur le travail des enfants : attributs des enfants, instruction du père et de la mère, caractéristiques du chef de ménage, taille et la structure démographique des familles, et incidence de l'emploi dans le ménage. Ainsi, la réduction significative du travail des enfants dépend, prioritairement, de l'accroissement des gains des adultes des ménages *les plus pauvres*. Par ailleurs, les effets étant susceptibles de varier selon les régions et le milieu, le ciblage des actions en fonction de la distribution spatiale des activités et des opportunités économiques est de première importance.

Abstract : Child Labour and Household Income in Madagascar: Spatial Dependence and Nonlinearity

Based on the Madagascar priority survey of 2005, this research examines the nonlinearity hypothesis of the impact of adults' income on child labour, and the opportunity of econometric approaches taking into account the spatial dependence of the data. Several conclusions are highlighted. *First*, the study verifies the existence of a spatial dependence of the data. On the one hand, micro-econometric multilevel models, using iterative generalized least squares and a Monte Carlo Markov Chain procedure, suggest the existence of significant differences of child participation in the labour market according to the regions. Moreover, these last models show that the impact of areas on child labour varies according to the regions – higher probability of child labour in rural areas compared to urban areas. On the other hand, the macro-econometric spatial models also checks the spatial dependence of the data according to the regions, the spatial autoregressive coefficient of a spatial lag for the errors being significant. *Second*, the study also highlights the nonlinearity of the effect of the adults' earnings per capita on child labour, and verifies the « luxury axiom ». In this respect, there is a similarity of results between the non-Bayesian – IGLS – and Bayesian approaches – MCMC –, the coefficients of income and the square of the adults' income being statistically significant, and, respectively, *positive* and *negative*. A result almost equivalent prevails when modelling adults' income in splines, but the Deviance Information Criterion shows that the estimates in terms of MCMC produce a better fit of data. Thus, according to this last, when the adults' earnings that are below the threshold of the top quintile of the distribution increase by 10,000 ariary, the rate of change in the incidence of child labour decreases by a multiplicative factor of 0.293. But there is a significant and positive change of the rate of variation of the child participation in the labour market in the presence of adults' resources per head *excluding* the equivalent threshold of the top quintile of the income distribution, the relative risk being 2.649. The spatial macro-econometric estimation confirms that the increase in regional income of households' adults reduces the probability of children to participate in the labour market, but the nonlinearity of the impact of the adults' earnings on child labour is not verified. *Thirdly*, the econometric estimates suggest the influence of other factors on child labour: attributes of children, education of the father and mother, characteristics of the household head, size and demographic structure of families, and rate of employment in the household. Thus, the significant reduction of child labour depends, firstly, of the increase of the adults' incomes of the *poorest households*. In addition, the effects being likely to vary according to regions and areas, the targeting of the actions according to the spatial distribution of the activities and economic opportunities is of first importance.

Mots-clés : Travail des enfants ; Déterminants du travail des enfants ; Régression en splines ; Modélisation multiniveau ; Économétrie spatiale ; Madagascar

Keywords : Child Labour; Determinants of Child Labour; Spline Regression Models; Multilevel Modelling; Spatial Econometrics; Madagascar

JEL classification : J0, J21, J82, D60

Sommaire

1.	Introduction.	1
2.	Fondements	2
3.	Structure des données et méthodes d'analyse.	4
	1. <i>Structure des données.</i>	4
	2. <i>Modélisation micro-économétrique hiérarchique.</i>	5
	3. <i>Modélisation macro-économétrique spatiale.</i>	8
4.	Travail des enfants et revenu des ménages : approche micro-économétrique multiniveau.	9
	1. <i>Approche multiniveau non-bayésienne.</i>	9
	2. <i>Approche multiniveau bayésienne.</i>	13
5.	Travail des enfants et revenu des ménages : approche macro-économétrique spatiale.	16
6.	Conclusion.	18
	<i>Références bibliographiques.</i>	20
	<i>Annexes.</i>	23

1. Introduction

Dans maints pays en développement, l'activité économique des enfants demeure un ajustement capital des marchés du travail. Ainsi, en Afrique au sud du Sahara, l'incidence du travail des enfants de 5-14 ans s'élevait à 26,4 pour cent en 2004 (Hagemann, Diallo, Etienne, Mehran, 2006)¹. A cet égard, bien que le travail des enfants puisse caractériser un phénomène culturel inéluctable, et contribuer à la survie de nombreux ménages (Grootaert, Kanbur, 1995), la persistance du phénomène à grande échelle demeure indissociable d'éventuels processus d'éviction en termes de capital humain et de gains futurs, et des pires formes qu'il est susceptible de revêtir. Ces questionnements, mobilisant la communauté internationale, les gouvernements et les organisations non-gouvernementales, afin de suggérer des actions appropriées, expliquent l'émergence récente d'une vaste littérature conceptuelle, théorique et empirique². En particulier, l'analyse empirique a exploré un ensemble de déterminants du travail des enfants, en mettant l'accent sur les facteurs d'offre – normes sociales, politiques publiques, marché des capitaux, pauvreté des ménages, faiblesse du système éducatif, taille et structure des ménages –, et de demande – coûts et compétitivité, « informalisation » croissante de l'économie, niveau de développement technologique, statut économique du chef de ménage³. Naturellement, ces divers éléments jouent un rôle, en particulier, dans les économies sub-sahariennes, compte tenu des droits et obligations dans les communautés – le travail des enfants demeure un moyen important de socialisation et d'éducation dans la société traditionnelle –, de l'ampleur de la pauvreté, de la précarité du système scolaire et de l'étendue des activités rurales.

Malgré tout, au cours des dernières années, une partie substantielle de la littérature sur le travail des enfants s'est efforcée de tester l'idée que la pauvreté était un déterminant important de la participation des enfants à l'activité économique. Plusieurs facteurs semblent expliquer cette orientation analytique. Tout d'abord, dans les pays les moins avancés, notamment en Afrique, les normes culturelles jouent un rôle primordial, et la majeure partie de l'activité économique est réalisée sur la base de l'emploi à propre compte⁴. Ainsi, l'organisation familiale des unités de production agricoles rurales ou des micro-entreprises urbaines du secteur informel, générant, la plupart du temps, de faibles revenus, facilite l'entrée précoce des enfants sur le marché du travail. En même temps, l'accroissement de l'offre de travail des enfants est un moyen de mettre en oeuvre des stratégies de survie. Ensuite, parmi les modèles et théorie du travail des enfants, l'hypothèse de l'« axiome de luxe » est la plus communément admise : la participation des enfants au marché du travail ne prévaut que si le ménage a un niveau de vie inférieur à un seuil critique. En d'autres termes, non seulement le loisir et la scolarisation des enfants sont des biens de luxe, mais les parents sont altruistes (Basu, Van, 1998)⁵. Enfin, la diversité croissante des outils de collecte de l'information sur la pauvreté est à souligner. En effet, dans les pays en développement, en général, et en Afrique, en particulier, depuis la fin des années 1980, le développement social constitue une préoccupation croissante des responsables de la politique économique et des institutions internationales. Dans cette optique, les efforts actuellement menés pour améliorer l'efficacité des systèmes statistiques contribuent à mieux appréhender le cheminement du développement en termes de pauvreté et de développement humain. Ainsi, à la fin des années 1990, la plupart des pays d'Afrique au sud du Sahara disposent d'enquêtes nationales auprès des ménages permettant d'appréhender la pauvreté selon le milieu, la participation aux marchés du travail, le genre, etc.

¹ Il s'agit du travail économiquement actif – « child work » – (IPEC, 2004). A cet égard, il est à remarquer que l'incidence du travail des enfants de 5-14 ans en Afrique au sud du Sahara était de 28,8 pour cent en 2000, soit le taux le plus élevé parmi les diverses régions. En même temps, l'ampleur absolue des enfants travailleurs dans cette région équivaut en 2004 à environ 40 pour cent celle qui prévaut en Asie de l'Est et du Pacifique.

² Baland, Robinson (2000), 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. De même, le projet « Understanding Children's Work », conjointement lancé en 2000 par l'Organisation internationale du travail, l'UNICEF et la Banque mondiale, représente un effort, à l'origine d'une importante littérature, pour comprendre et lutter contre le travail des enfants.

³ Voir, par exemple, Diallo (2001), Cigno, Rosati, Tzannatos (2002).

⁴ L'aide familiale est généralement la règle, sauf dans certaines sociétés pour des raisons de prestige.

⁵ A cet axiome – repris par Basu, Tzannatos (2003) – s'ajoute l'« axiome de substitution » qui stipule l'équivalence, à un facteur de correction près, du travail des adultes et des enfants.

Nécessairement, la précarité économique et sociale actuelle de maints pays en développement, et le rôle potentiel des marchés du travail quant à l'accès à un niveau de vie donné, confèrent à ce questionnement une réelle légitimité, notamment, en termes de politiques économiques. Cependant, la robustesse des conclusions quant à la validité empirique – souvent controversée – de l'axiome de luxe dépend, en partie, du contexte méthodologique. Dans cet esprit, il semble que deux éléments d'analyse ont été peu explorés par la littérature : la non-linéarité des effets du revenu des ménages sur le travail des enfants, et l'impact de la dépendance spatiale des observations sur la participation au marché du travail.

La présente recherche s'inscrit dans cette perspective. Fondée sur les données de l'enquête prioritaire auprès des ménages de Madagascar (2005), elle propose, d'une part, d'examiner dans quelle mesure, parmi les divers facteurs pris en considération, une approche non-linéaire en « splines » du revenu des ménages contribue à mieux appréhender l'effet du niveau de vie sur l'incidence du travail des enfants, et, d'autre part, d'identifier le rôle de la dépendance spatiale à l'aide d'une modélisation multiniveau et d'économétrie spatiale. Le contexte théorique et empirique est évoqué dans la section 2, tandis que la structure des données et les méthodes d'analyse sont présentées dans la section 3. Les sections 4 et 5 sont consacrées, respectivement, aux enseignements des approches micro-économétrique multiniveau et macro-économétrique spatiale.

2. Fondements

La présente recherche relative aux déterminants du travail des enfants est principalement motivée par trois éléments d'analyse.

En premier lieu, le regain d'intérêt récent de la littérature théorique et empirique inhérente au travail des enfants dans les pays en développement met en relief, parmi la diversité des facteurs d'offre et de demande, le rôle des revenus des ménages, notamment l'incidence de la pauvreté.

Tout d'abord, l'approche théorique de Basu et Van (1998) est probablement l'une des plus adaptées au contexte des pays en développement pour appréhender la décision de participation des enfants au marché du travail. En effet, le modèle est fondé sur deux hypothèses⁶. D'une part, l'« axiome de luxe » indique que l'activité économique des enfants ne prévaut que si le ménage a un niveau de vie inférieur à un seuil critique. Ainsi, le loisir et la scolarisation des enfants sont des biens de luxe, et les parents sont altruistes. D'autre part, l'« axiome de substitution » stipule l'équivalence, à un facteur de correction près, du travail des adultes et des enfants. Par conséquent, la pauvreté des ménages est un déterminant fondamental de la participation des enfants au marché du travail. A cet égard, Basu et Van spécifient une courbe d'offre de travail décroissante, comportant éventuellement deux équilibres stables : l'un où les salaires sont élevés et les enfants ne travaillent pas – « bon équilibre » –, l'autre, au contraire, traduisant l'existence de gains faibles et une forte incidence des enfants travailleurs – « mauvais équilibre ». En outre, lorsque ce dernier prévaut, l'interdiction du travail des enfants peut conduire, toutes choses égales par ailleurs, à la restauration du « bon équilibre »⁷.

Ensuite, plusieurs recherches empiriques semblent confirmer l'impact significatif de la pauvreté sur le travail des enfants. Ainsi, Basu et Tzannatos (2003) citent maintes études micro ou macro-économiques, réalisées récemment en Asie, montrant une relation étroite entre l'accroissement du niveau de vie des ménages et la réduction du travail des enfants. A cet égard, l'approche de Edmonds (2005), fondée sur des données de panel au Vietnam, suggère une réduction sensible des enfants travailleurs lorsque le statut économique des familles s'améliore. De même, en Afrique de l'ouest, plusieurs investigations empiriques – Blunch et Verner (2000), Grootaert (1998), Diallo (2001),

⁶ Cette analyse est reprise par Basu, Tzannatos (2003).

⁷ L'approche suppose que les travailleurs sont identiques, ex ante, et le demeurent, ex post, à l'issue du nouvel équilibre. Basu (1999) cite quelques recherches relatives à la relation entre le travail des enfants, l'inégalité des revenus et le chômage des adultes. Par ailleurs, cette approche est compatible avec l'idée que la décision de faire travailler les enfants est, en partie, une question de normes sociales.

Lachaud (2008) –, mettent en évidence une relation positive entre la pauvreté et le travail des enfants⁸. Toutefois, d'autres recherches tendent à questionner la validité de l'hypothèse de l'axiome de luxe. Par exemple, Canagarajah et Coulombe (1997) au Ghana, Nielsen (1998) en Zambie, et Maitra et Ray (2000) au Pérou, constatent l'absence de relation significative entre la pauvreté des ménages et la participation des enfants au marché du travail⁹. De même, il est parfois avancé que l'élévation du niveau de vie des ménages implique un meilleur accès au marché du travail, y compris pour les enfants (Bhalotra, Heady, 2003).

En deuxième lieu, la non-linéarité de la relation entre les revenus des ménages et la participation des enfants au marché du travail semble insuffisamment discutée dans la littérature. Or, plusieurs éléments suggèrent l'intérêt d'une telle approche. Tout d'abord, le modèle de Basu et Van sous-entend une discontinuité structurelle de la relation entre le travail des enfants et le niveau de vie des ménages. En effet, l'offre de travail des enfants est inexistante tant que les ressources des ménages excèdent le seuil de subsistance, mais s'accroît sensiblement lorsque les gains des familles sont plus faibles que ce dernier. Ensuite, l'absence de prise en compte de la non-linéarité entre le travail des enfants et les ressources des ménages peut biaiser les conclusions de certaines analyses économétriques, dans la mesure où les approches linéaires homogénéisent des situations disparates. Par exemple, dans les pays en développement, la diversité des zones agro-écologiques peut générer des sensibilités différentes entre la participation des enfants au marché du travail et les ressources des ménages. Enfin, les rares études prenant en compte la non-linéarité entre le travail des enfants et les revenus des ménages produisent des enseignements intéressants. Par exemple, au niveau macro-économique, Fallon et Tzannatos (1998) observent que l'incidence du travail des enfants de 10-14 ans est très élevée – 30-60 pour cent – dans les pays dont le PIB par tête est inférieur à 500 dollars U.S. (aux prix de 1987), décline très rapidement – 10-30 pour cent – lorsque ce dernier est compris entre 500 et 1 000 dollars U.S., puis diminue faiblement à de plus hauts niveaux de PIB par tête, notamment dans la zone des 1 000-4 000 dollars U.S. Dans une certaine mesure, la part de l'agriculture dans le PIB semble en relation avec l'incidence du travail des enfants. De même, au niveau micro-économique, l'étude de Edmonds (2005), fondée sur des données de panel au Vietnam, montre pour 1993 qu'en dessous du niveau de subsistance – l'équivalent d'un pouvoir d'achat de 2 100 calories par jour – le travail des enfants est relativement inélastique par rapport aux dépenses par tête. Par contre, au-delà de ce seuil, la proportion de ménages ayant un niveau de vie proche du seuil de pauvreté est importante, et le déclin du travail des enfants s'accélère¹⁰. En outre, il est montré que la progression des dépenses par tête entre 1993 et 1998 explique 80 pour cent du déclin du travail des enfants qui survient dans les ménages ayant échappé à la pauvreté.

En troisième lieu, alors que la distribution spatiale des activités et des opportunités économiques est de première importance pour le ciblage des actions en faveur des groupes les plus défavorisés, la dimension spatiale du travail des enfants est imparfaitement prise en compte dans beaucoup d'études économétriques. En effet, la plupart des investigations empiriques consacrées à l'examen des déterminants du travail des enfants – conjointement ou non avec la scolarisation –, en particulier l'impact du niveau des ménages, appréhendent la distribution spatiale des activités économiques par rapport à une spécification des milieux rural et urbain. A cet égard, la différenciation des milieux s'opère soit à l'aide de l'introduction du variable binaire (Ray, 1999 ; Maitra, Ray, 2000 ; Rosati, Rossi, 2001 ; Ray, 2001 ; Ray, Lancaster, 2003), soit en estimant des équations spécifiques à chaque zone (Grootaert, 1998 ; Nielsen, 1998 ; Blunch, Verner, 2000 ; Diallo, 2001 ; Shafiq, 2007 ; Cockburn, Dostie, 2007). Plus rarement, des effets fixes selon régions (Canagarajah, Coulombe, 1997 ; Ersado, 2005 ; Rosati, Tzannatos, 2006), les provinces (Duryea, Arends-Kuenning, 2003 ; Dammert, 2007 ; Lachaud, 2008) ou les communes (Edmond, 2005) sont introduites dans l'analyse. En vérité, ce constat

⁸ Ces études concernent le Ghana, la Côte d'Ivoire et le Burkina Faso. En outre, dans ce dernier cas, la vulnérabilité des ménages est prise en compte.

⁹ La relation est faiblement significative pour le Ghana, mais prévaut pour le Pakistan. Basu et Tzannatos (2003) citent quelques autres recherches critiquant l'hypothèse de pauvreté.

¹⁰ Cette observation doit être rapprochée des conclusions d'autres études portant sur le même pays à la même date, montrant que l'effet de la variation du revenu sur l'offre de travail des enfants pour le décile le plus élevé était dix fois plus faible que pour le décile le plus bas (Rosati, Tzannatos, 2006).

conduit à deux observations. Tout d'abord, selon le pays, la prise en compte des déterminants du travail des enfants en fonction du milieu – rural et urbain – est nécessaire, mais probablement insuffisante dans la mesure où elle risque d'homogénéiser des situations dissemblables. En effet, dans maints pays en développement, la diversité des zones agro-écologiques ou les différents types de villes peuvent générer des sensibilités différentes entre l'activité économique des enfants et les caractéristiques des ménages, ce qui peut biaiser les conclusions d'approches économétriques trop agrégées. Ensuite, même lorsque les estimations économétriques prennent en compte des effets fixes selon les zones géographiques – communes, par exemple –, il est impossible d'évaluer la part relative de la variabilité du travail des enfants due à l'effet spatial et la part imputable aux caractéristiques différentes des enfants, car elles ignorent les variations inter-zones au-delà de ce qui est expliqué par les paramètres relatifs aux zones géographiques. En d'autres termes, les modèles à effets fixes ignorent la structure hiérarchique des données, et violent l'hypothèse d'indépendance des observations dans un groupe¹¹. Dans ces conditions, les informations peuvent être corrélées au sein d'un groupe à cause à la présence de facteurs non-observables que partagent les divers membres du groupe.

3. Structure des données et méthodes d'analyse

La présentation des sources statistiques permet de justifier la prise en compte de l'interférence de la dépendance spatiale des observations selon deux approches : d'une part, une analyse micro-économétrique multiniveau et, d'autre part, une investigation macro-économétrique spatiale.

1. Structure des données

La présente recherche est fondée sur les données de l'enquête prioritaire auprès des ménages (EPM) de 2005. L'EPM de 2005, effectuée entre septembre et novembre de la même année, porte sur 11 780 ménages, et est représentative selon les 22 régions et les deux milieux – urbain et rural. En effet, l'exécution des politiques identifiées dans le Document de Stratégie de Réduction de la Pauvreté (DSRP) – mis à jour en juin 2005 –, relayé par le programme pluriannuel, Madagascar Action Plan 2007-2012 (Présidence de la République de Madagascar, 2006), définissant des objectifs chiffrés basés, en partie, sur les perspectives des Objectifs du millénaire pour le développement, exige la disponibilité d'indicateurs relatifs aux conditions de vie des ménages aux niveaux national, régional et par milieu. Dans ce contexte, depuis 1993, compte tenu des contraintes techniques, financières et temporelles, les enquêtes auprès de ménages sont fondées sur un échantillonnage aréolaire à deux niveaux, impliquant un choix des zones de dénombrement (ZD) à visiter¹², puis des ménages à enquêter dans chacune des localités. Cependant, pour la première fois, la procédure d'échantillonnage de l'EPM de 2005 a considéré 44 states a priori, c'est-à-dire le croisement des 22 régions et des milieux urbain et rural. Ainsi, l'échantillon prend en compte 561 ZD rurales et urbaines, réparties dans chacune des régions, et, dans chaque localité, 21 ménages ont été aléatoirement sélectionnés à l'issue de leur dénombrement.

Cette procédure d'échantillonnage, commune à la plupart des enquêtes auprès des ménages, ne peut exclure la possibilité d'une dépendance spatiale des informations. En d'autres termes, les données peuvent être corrélées au sein d'un groupe – une strate, par exemple – à cause de facteurs non-observés partagés par les individus ou les ménages appartenant à ce dernier. Par exemple, l'incidence du travail des enfants d'une même strate est probablement similaire, puisque ces derniers sont susceptibles de partager beaucoup de caractéristiques. Ainsi, la procédure d'échantillonnage utilisée implique que les observations d'un même groupe peuvent être plus homogènes que celles qui sont choisies au hasard, ce qui viole l'hypothèse d'indépendance des observations sous-jacente à l'analyse statistique classique.

¹¹ En général, les données sont dépendantes, par exemple, lorsque pour réduire les coûts, plusieurs ménages sont enquêtés dans un même bloc.

¹² Une zone de dénombrement est un groupe de logements délimité physiquement – limites naturelles ou visibles – a priori dans la base de sondage. La dimension d'une zone de dénombrement est généralement semblable à une fokontany.

Compte tenu de la configuration du questionnaire et de la méthodologie des enquêtes, la section consacrée à l'emploi concerne les individus de 6 ans et plus. De ce fait, la recherche s'intéresse à l'activité économique des enfants de 6-17 ans. Dans l'étude, l'échantillon de 2005 concerne 18 108 enfants de 6-17 ans, et 4 742 – 26,2 pour cent – exercent une activité économique, la plupart du temps en dehors de toute scolarisation – tableau A1, en annexes.

2. Modélisation micro-économétrique hiérarchique

Le cadre d'analyse multiniveau fournit une première approche appropriée pour tenir compte de la structure hiérarchique des données précédemment décrite (Goldstein, 2003 ; Gelman, Hill, 2007). A cet égard, la méthode d'analyse relative à la présente recherche appelle plusieurs observations.

En premier lieu, la modélisation en termes de *constantes aléatoires*¹³ et de *coefficients aléatoires* permet de tenir compte, d'une part, de la plus grande homogénéité des observations dans un même groupe et de considérer que le *niveau* de l'incidence du travail des enfants varie selon les strates – régions –, et, d'autre part, de permettre la variation de *l'effet* de certaines variables selon ces dernières. Dans ce contexte, l'estimation économétrique des déterminants du travail des enfants est fondée sur un modèle logit, exprimé par la forme fonctionnelle générale de l'équation [1].

$$Y_{ij}^* = \beta'X_{ij} + \alpha_0 R_{ij} + \sum_{(h=1 \text{ à } 4)} \alpha_h R_{ijh} + \mu_{0j} + \mu_{mj} + \varepsilon_{ij} \quad [1]$$

où Y_{ij}^* est une variable latente continue – non observable – se rapportant à l'indicateur du statut économique des enfants i du ménage dans la strate j – région –, telle que : (i) $Y_{ij} = 1$ si $Y_{ij}^* > 0$ (participation au marché du travail) et $Y_{ij} = 0$ si $Y_{ij}^* \leq 0$, et ; (ii) ε_{ij} suit une distribution logistique de moyenne nulle et de variance $\pi^2/3$. Le vecteur des coefficients de régression β est inhérent aux effets fixes des variables X_{ij} qui représentent les caractéristiques des enfants i et des parents, du chef de ménage et de la famille auxquels ils sont associés – excepté les revenus des adultes par tête¹⁴ et les milieux rural et urbain. Par ailleurs, μ_{0j} est l'effet aléatoire des strates qui permet de prendre en considération la variation de l'incidence du travail des enfants selon ces dernières, c'est-à-dire les déviations par rapport à la moyenne générale¹⁵. L'effet aléatoire μ_{0j} représente les facteurs locaux non-observés pour les enfants localisés dans la même strate (région), et les taux de participation des enfants au marché du travail de la même strate sont corrélés parce qu'ils partagent le même effet aléatoire μ_{0j} . De la même manière, μ_{mj} traduit le fait que le coefficient relatif au milieu m varie avec la strate j , ce qui caractérise une classe de modèles à coefficients aléatoires. En effet, dans l'étude, on considère que l'effet du milieu j sur l'incidence du travail des enfants varie d'une région à une autre, au lieu de demeurer fixe selon ces dernières¹⁶. Les termes μ_{0j} , μ_{mj} et ε_{ij} sont supposés normalement distribués avec une moyenne nulle et des variances σ_{u0}^2 , σ_{um}^2 et σ_ε^2 ¹⁷. Si σ_{u0}^2 est égal à zéro, les observations inhérentes à la même strate sont indépendantes. Par contre, si σ_{u0}^2 est différent de zéro, les observations sont corrélées, ce qui viole l'hypothèse d'indépendance sous-jacente à l'approche de moindres carrés ordinaires. Nécessairement, σ_{u0}^2 sera d'autant plus importante que la plus grande homogénéité des observations au sein des régions n'est pas expliquée par les variables observées. En outre, la covariance σ_{u0m} entre les constantes et les coefficients aléatoires des strates – $\text{cov}(\mu_{0j}, \mu_{mj}) = \sigma_{u0m}$ – est déterminée,

¹³ Dans ce cas, la terminologie fait référence à des modèles à *composantes de variance* puisque la variance totale des résidus est constante, et égale à la somme des variances des individus et des groupes, c'est-à-dire les composantes de chaque niveau de la hiérarchie.

¹⁴ Voir ci-après.

¹⁵ La constante consiste en deux termes : $\beta_{0j} = \beta_0 + \mu_{0j}$. β_0 est la partie fixe, tandis que la composante spécifique aux strates est la partie aléatoire μ_{0j} .

¹⁶ Dans ces conditions, on peut écrire : $\beta_{mj} = \beta_m + \mu_{mj}$

¹⁷ Soient : $\mu_{0j} \sim N(0, \sigma_{u0}^2)$, $\mu_{mj} \sim N(0, \sigma_{um}^2)$ et $\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

et permet d'indiquer, par exemple, si la variation inter-régions de la probabilité de travail des enfants est plus grande dans les zones rurales que dans le milieu urbain.

En deuxième lieu, parmi les facteurs explicatifs du travail des enfants, le revenu du ménage appelle une attention spécifique. A cet égard, l'étude a poursuivi deux objectifs.

Tout d'abord, afin d'éviter le problème potentiel d'endogénéité – les enfants contribuant aux gains du ménage –, la forme fonctionnelle [1] inclue les *revenus réels des adultes par tête* des familles R_{ij} . De ce fait, il est implicitement admis 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 déterminés¹⁸. Par ailleurs, 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 adultes¹⁹. 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).

Ensuite, la présente recherche tente de capter les discontinuités en modélisant les revenus des adultes par tête selon l'approche de la régression en « *splines* »²⁰. Dans cette optique, l'étude propose de modéliser les revenus des adultes par tête des ménages de telle manière que les coefficients – ou les effets marginaux – indiquent le *changement du taux de variation* de l'incidence des enfants travailleurs, consécutivement à une variation des revenus correspondant à un segment des ressources des adultes, ce dernier étant généré en termes des quintiles de la distribution²¹. Cette technique implique une continuité de la fonction, c'est-à-dire la jointure des segments des revenus aux différents seuils déterminés. La statistique de Wald permet de tester la nullité simultanée des différents coefficients des revenus des adultes par tête – restrictions linéaires ou non linéaires jointes d'ensemble de coefficients. Ainsi, la forme fonctionnelle [1] signifie que $R_{ijh} = R_{ij} - Z_h$ si $R_{ij} \geq Z_h$ et $Z_h =$ seuil des différents quintiles h . Par exemple, si $R_{ij} \geq Z_1$, $R_{ij1} = R_{ij} - Z_1$. De même, $R_{ij4} = R_{ij} - Z_4$ lorsque $R_{ij} \geq Z_4$. Ainsi, la codification des revenus des adultes par tête est réalisée de manière à ce que chaque coefficient inhérent à un segment des revenus des adultes $R_{(h+1)}$ représente la *variation* de la pente par rapport au segment R_h , avec $h \geq 1$ et $R_1 =$ seuil du premier quintile. De ce fait, la pente pour R_{ij1} , par exemple, est $(\alpha_0 + \alpha_1)$, celle de R_{ij2} équivaut à $(\alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2)$, etc. Le test joint de Wald permet de vérifier que la pente de la fonction est constante, c'est-à-dire $\alpha_1 = \dots = \alpha_5 = 0$.

En troisième lieu, la prise en compte d'un modèle logit implique la mise en oeuvre de procédures d'estimations spécifiques (Rabash, Steele, Browne, Prosser, 2005)²². En effet, l'estimation par le maximum de vraisemblance s'avérant très intensive en calculs²³, d'autres approches ont été utilisées à l'aide du logiciel MLwiN²⁴. D'une part, la méthode des moindres carrés généralisés itératifs (IGLS) ou repondérés (RIGLS) – quasi-vraisemblance – consiste à transformer le modèle à variable

¹⁸ Une approche de ce type est proposée par Maitra, Ray (2000). Néanmoins, le test d'exogénéité a été réalisé selon l'approche proposée par Rivers et Vuong (1988) pour les modèles binaires – modèles (1), tableaux A2 et A3, en annexes, fondés sur le maximum de vraisemblance. A cet égard, la procédure utilisée consiste à : (i) estimer la relation, d'une part, entre les revenus par tête et un ensemble de variables instrumentales – années d'instruction du chef de ménage (carré de l'instruction) ; âge du chef de ménage (carré de l'âge) ; sexe du chef de ménage ; statut matrimonial du chef de ménage ; taille du ménage ; milieu de résidence du ménage ; localisation géographique du ménage (province) – à l'aide des moindres carrés, tout en conservant les résidus ; (ii) estimer l'équation [1] à l'aide du modèle logit simple par le maximum de vraisemblance, y compris les vecteurs des résidus précédents en tant que variables indépendantes additionnelles ; (iii) vérifier, à l'aide du test t, l'hypothèse nulle que R_{ij} est exogène, c'est-à-dire : $H_0 : \theta = 0$ – les coefficients des résidus sont égaux à zéro. A cet égard, le résultat des tests a montré que l'hypothèse d'exogénéité devait être acceptée – tableau A2, en annexes.

¹⁹ 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 à prédire l'ensemble des revenus des enfants à l'aide d'une estimation d'une fonction de gains. Cette fonction inclut les paramètres suivants : niveau d'instruction, expérience professionnelle, sexe, localisation provinciale et selon le milieu.

²⁰ Toutefois, des estimations intégrant les revenus des adultes par tête sous forme quadratique sont présentés.

²¹ Sur ces aspects, voir : Poirier, Garber (1974), Suits, Maso, Chan (1978), Marsh, Cormier (2002). Une autre approche serait de ranger les revenus par tête des adultes selon les divers quintiles de leur distribution en termes de ménages, de telle manière que l'on puisse observer *directement* l'effet d'une variation des revenus inhérents à un segment des gains sur l'incidence des enfants travailleurs.

²² Le modèle logit est également estimé d'une manière classique avec des effets fixes selon les régions.

²³ La mise en oeuvre du maximum de vraisemblance à l'aide du programme GLLAMM de Stata (Rabe-Hesketh, Skrondal, Pickles, 2004) s'est avérée difficile avec la base de données disponibles.

²⁴ MLwiN a été développé par le Centre for Multilevel Modeling à l'université de Bristol.

discrète en un modèle à variable continue. Ce type d'approximation est explicité par Goldstein (2003). D'autre part, la procédure d'estimation de Monte Carlo par chaînes de Markov (MCMC) a été utilisée dans la cadre analytique bayésien, et peut être décrite comme une approche séquentielle d'apprentissage (Browne, 2005). En effet, il s'agit de combiner une distribution de probabilité a priori $p(\Delta)$ de paramètres inconnus Δ avec la fonction $M(y|\Delta)$, obtenue à l'aide des données y et d'une hypothèse sur la distribution, que maximise les méthodes du maximum de vraisemblance, pour produire une distribution a posteriori $p(\Delta)M(y|\Delta)$ de Δ . Néanmoins, la distribution postérieure jointe des paramètres est simulée dans le cadre d'un processus de tirages aléatoires de la distribution des paramètres $p(\Delta|y)$ générant une chaîne de valeurs, connue sous le nom de chaînes de Markov²⁵.

Ces deux approches impliquent l'élaboration de tests appropriés. Tout d'abord, dans les deux cas, le coefficient de partition de variance (VPC) peut être évalué. Il s'agit de la proportion de la variance totale des résidus attribuée aux régions : $VPC = \sigma_{u0}^2 / (\sigma_{u0}^2 + \sigma_e^2)$, où σ_e^2 est la variance du résidu de la fonction estimée (variance entre les enfants). En fait, avec un modèle logistique, on peut évaluer $VPC = \sigma_{u0}^2 / (\sigma_{u0}^2 + 3,29)$, où $3,29 = \pi^2/3$ (Rasbash, Steele, Browne, Prosser, 2005). De même, on peut effectuer des tests de Wald pour apprécier les différences significatives selon les régions – signification de σ_{u0}^2 – et pour évaluer si les effets de l'urbanisation varient selon les régions – σ_{u0m}^2 et σ_{u0}^2 différents de 0. S'agissant de l'approche de Monte Carlo, contrairement aux méthodes de quasi-vraisemblance (IGLS), le diagnostic DIC (Bayesian Deviance Information Criterion) peut être utilisé, et joue le rôle de l'information Akaike dans les modèles linéaires généralisés. Si le nombre effectif de paramètres est p^D , $DIC = \bar{D} + p^D$. La comparaison des DIC entre les modèles permet de juger de la qualité relative de ces derniers – une baisse de DIC implique un meilleur ajustement des données²⁶. Par ailleurs, deux informations additionnelles sont présentées²⁷. D'une part, l'erreur type Monte Carlo est une indication de la précision de l'estimation moyenne. Elle équivaut à SD/\sqrt{n} , où SD = écart type de la chaîne de valeurs, et n = nombre d'itérations. D'autre part, le diagnostic Raftery-Lewis est fondé sur un quantile particulier de la distribution (2,5 et 97,5% par défaut, formant un intervalle central). Le diagnostic Nhat indique la longueur de la chaîne de Markov requise (nombre d'itérations) pour estimer un quantile particulier d'une précision donnée.

En quatrième lieu, les variables prises en compte dans les modèles appellent plusieurs observations. D'une part, la variable dépendante Y_{ij} se réfère à la participation des enfants de 6-17 ans au marché du travail, c'est-à-dire qu'elle prend la valeur 1 si les enfants sont économiquement actifs par rapport à la semaine de référence, ce qui exclut le travail domestique.

D'autre part, s'agissant des variables indépendantes, quelques commentaires peuvent être formulés. Premièrement, les revenus des adultes par tête, obtenus par déduction des revenus des enfants des gains réels des ménages, sont évalués dans une optique large, conformément à la pratique habituelle. Ils englobent : (i) les revenus de l'emploi salarié principal, y compris les différentes occupations ; (ii) les revenus de l'activité agricole ; (iii) les revenus de l'emploi à propre compte non agricole ; (iv) les revenus des rentes : location terres, animaux, etc. ; (v) les autres revenus ; (vi) l'autoconsommation alimentaire et non alimentaire ; (vii) les revenus des envois de fonds, internes et externes ; (viii) la valeur imputée des logements pour les propriétaires²⁸. Afin de simplifier l'analyse, les revenus des adultes sont calculés par tête. Deuxièmement, les modèles logit prennent en compte plusieurs variables inhérentes aux enfants qui sont susceptibles d'influencer leur exclusion de l'activité économique : âge, sexe, enfant du chef de ménage, maladie ou blessure au cours des deux dernières semaines, travail domestique supérieur ou égal à 28 heures par semaine. Troisièmement, dans une certaine mesure, le profil éducatif des parents doit être en relation avec l'accès des enfants au marché du travail. Pour cette raison, les modèles englobent le niveau d'instruction du père et de la mère. De même, certaines

²⁵ Dans MlwiN, la distribution a priori est donnée par l'estimation IGLS ou RIGLS.

²⁶ La déviance est également présentée pour le modèle estimé par le maximum de vraisemblance. La déviance peut être considérée comme une mesure de l'ajustement des données par analogie avec l'écart type des résidus. Dans le modèle logistique, la déviance moyenne est : $\bar{D} = -2 \sum [y_i \log(p_i) + (1 - y_i) \log(1 - p_i)]$, où i est la valeur prédite de l'observation i .

²⁷ Browne (2005) présente d'autres éléments d'appréciation de l'approche de Monte Carlo.

²⁸ Les impôts du ménage, pour ceux qui ont déclaré des revenus hors impôts – peu nombreux –, ont été déduits.

caractéristiques du chef de ménage sont susceptibles d'affecter le statut éducatif et professionnel des enfants. A cet égard, le sexe, le type d'occupation sur le marché du travail et le statut par rapport à la migration, constituent des paramètres des modèles. En effet, dans ce pays de l'océan Indien, le dualisme sur le marché du travail et le processus migratoire, interne ou externe, jouent un rôle important dans l'accès à un niveau de vie donné. Quatrièmement, d'autres caractéristiques des ménages peuvent influencer l'activité professionnelle des enfants. Tout d'abord, la taille et la structure démographique des familles, notamment le nombre d'enfants de moins de 6 ans et ceux de 6-17 ans. Ensuite, la proportion des adultes rémunérés par ménage peut expliquer l'accès plus ou moins rapide des enfants au marché du travail. Enfin, l'impact du capital social ne doit pas être sous-estimé. Dans cette optique, compte tenu des informations disponibles, il est possible d'appréhender le concept de capital social par rapport à l'approche macro-sociale de Bourdieu²⁹, et de l'interpréter dans une optique micro-économique du fonctionnement du système communautaire, en termes de droits et obligations informels. Ainsi, « le capital social d'un individu est composé de l'ensemble des droits que cet individu possède sur les autres membres de son réseau social » (Sirven, 2004). Dans ces conditions, le stock de capital social étant l'actif net – droits moins obligations –, tout transfert au sein du réseau représente à la fois un flux et un investissement en capital social, éventuellement mobilisable ultérieurement. Par conséquent, sur un plan empirique, l'évaluation des transferts au sein du réseau social permet d'appréhender les flux de ce type d'actif. Ce paramètre est testé par l'existence des transferts externes – en provenance de l'étranger – et internes reçus.

3. Modélisation macro-économétrique spatiale

L'économétrie spatiale constitue une autre méthode de prise en compte de la *dépendance spatiale* des observations au sein de l'échantillon, c'est-à-dire le fait qu'une observation localisée dans une région « p » dépende d'autres observations inhérentes aux régions « k », différentes de « p ». En effet, d'une part, les informations collectées associées aux unités spatiales – les régions – peuvent reproduire des erreurs de mesure, les limites administratives ne reflétant pas réellement les processus susceptibles d'être appréhendés. Par exemple, l'incidence du travail des enfants d'une région « p » peut être liée à celle d'une autre région « k » si les membres actifs des ménages résidant en « p » – lieu de collecte des informations – ont accès à des emplois faiblement rémunérés en « k ». D'autre part, la dimension spatiale des activités économiques peut être un aspect important de la modélisation, lorsque prévalent des effets d'interaction spatiale, des hiérarchies de localisation et des externalités spatiales. Ainsi, le dynamisme économique d'une agglomération d'une région peut s'expliquer par la proximité d'une autre région englobant un centre urbain important. Lorsque ces situations prévalent, les coefficients des estimations par les moindres carrés sont biaisés et non efficaces. Mais, la prise en compte de l'auto-corrélation spatiale dans les modèles de régression dépend de la forme des hypothèses formulées (Anselin, 1988 ; LeSage, 1998 ; Haining, 2007).

Dans l'étude, l'approche économétrique spatiale appréhende l'auto-corrélation spatiale à l'aide des modèles de régression avec erreur spatiale et auto-régressifs mixtes. S'agissant du modèle avec erreur spatiale, la dépendance spatiale est stipulée en tant que perturbation dans le cadre d'un processus auto-régressif, et implique une formalisation selon l'équation [2]³⁰.

$$\begin{aligned} E_j &= \beta'X_j + \varepsilon_j \\ \varepsilon_j &= \lambda_s W\varepsilon_j + \zeta_j, \text{ avec } \zeta_j \sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad [2]$$

où $W\varepsilon_j$ est un terme aléatoire spatialement retardé, λ_s le coefficient auto-régressif représentant le degré d'autocorrélation spatiale entre les résidus de la régression, et ζ_j le terme d'erreur non corrélé et

²⁹ Selon Bourdieu (1980), l'appartenance à un groupe, c'est-à-dire à un réseau durable de relations plus ou moins formelles d'inter-connaissance ou d'inter-reconnaissance, génère des ressources actuelles ou potentielles, caractéristiques du capital social.

³⁰ La perturbation peut aussi être appréhendée par rapport à une moyenne mobile, soit : $E_j = \beta'X_j + \varepsilon_j$, avec : $\varepsilon_j = \lambda_s W \zeta_j + \zeta_j$, avec $\zeta_j \sim N(0, \sigma^2 I_n)$, où le terme d'erreur spatialement retardée est à présent ζ_j , et non ε_j .

homoscédastique. Pour la province j , la variable dépendante E_j est le ratio d'emploi des enfants de 6-17 ans, tandis que X_j est le vecteur des variables explicatives : (i) revenu des adultes par tête régional, y compris l'effet quadratique ; (ii) ratio de la population urbaine sur la population totale d'une région ; (iii) moyenne régionale des années d'instruction du père ; (iv) moyenne régionale des années d'instruction de la mère. Par ailleurs, W est inhérent à une matrice de pondérations spatiales, standardisée – par rapport aux lignes – de contiguïté d'ordre un, élaborée en termes de frontières communes des 22 régions³¹. Il est à noter qu'ignorer cette forme d'auto-corrélation spatiale est comparable aux conséquences qui résultent de l'omission d'une variable indépendante dans un modèle de régression. L'estimation est fondée sur le maximum de vraisemblance à information complète, et l'hypothèse nulle, de la forme : $H_0 : \lambda_s = 0$, peut être vérifiée à l'aide de plusieurs tests³².

En ce qui concerne le modèle auto-régressif, l'autocorrélation spatiale est prise en compte par une variable endogène décalée selon [3].

$$E_j = \rho WE_j + \beta'X_j + \varepsilon_j \quad [3]$$

où WE_j est la variable endogène décalée pour la matrice de pondération spatiale W , et ρ le paramètre spatial autorégressif indiquant l'importance de l'interaction qui prévaut entre les observations de E_j .

4. Travail des enfants et revenu des ménages : approche micro-économétrique multiniveau

Compte tenu des développements précédents, les approches multiniveau non-bayésienne et bayésienne seront successivement présentées.

1. Approche multiniveau non-bayésienne

Le tableau 1 affiche les coefficients des modèles logit multiniveau des déterminants du travail des enfants estimés selon les moindres carrés généralisés itératifs. A cet égard, plusieurs observations peuvent être présentées.

Premièrement, la dimension spatiale du travail des enfants est mise en évidence quelle que soit la configuration de la variable inhérente au revenu des adultes – colonnes (1) et (2). Tout d'abord, les tests de Wald des σ^2_{u0} , la variance des résidus des effets aléatoires des régions, sont significatifs – 15,27 et 16,21 selon les deux approches –, ce qui signifie l'existence de différences significatives de participation des enfants au marché du travail selon les régions. Les taux d'emploi des enfants de la même région sont corrélés parce qu'ils partagent le même effet aléatoire μ_{0j} , ce dernier représentant des facteurs locaux non-observés. Ensuite, on observe que dans les deux modèles, le coefficient de partition de variance VPC – coefficient de corrélation intra-régions³³ – est, respectivement, de 0,105 et 0,110 pour les modèles (1) et (2). Par conséquent, 10,5 à 11,0 pour cent de la variance totale des résidus est attribuable aux écarts selon les régions. Enfin, les coefficients relatifs au milieu β_{mj} sont négatifs et varient selon les régions avec des variances estimées, respectivement, pour (1) et (2) à 0,208 (0,070) et 0,198 (0,072). Les tests de Wald pour les variances σ^2_{um} – non affichés – sont statistiquement

³¹ Soit $W_{ij} = 1$ pour les régions qui ont une frontière commune avec la province prise en considération. Par exemple, si la région 1 a une frontière commune avec la région 2, et aucune frontière avec 3 et 4, la ligne 1 de la matrice de contiguïté, reflétant la relation de 1 avec les autres régions, aura la valeur $W_{12}=1$, et tous les autres termes de cette ligne seront égaux à zéro.

³² Notamment : (i) tests dérivés du I de Moran, fondés sur des z-scores standardisés, qui suivent une distribution asymptotique normale – mais, cette statistique ne permet pas d'indiquer quel type d'auto-corrélation prévaut ; (ii) tests du multiplicateur de Lagrange ; (iii) test de Kalejian-Robinson ; (iv) test de Wald ; (v) test du rapport de vraisemblance. Les statistiques de Wald et du rapport de vraisemblance permettent de tester l'hypothèse du modèle du facteur commun, qui exprime une relation entre le modèle avec erreur spatiale et le modèle avec retard spatial.

³³ Le coefficient de corrélation intra-régions mesure l'étendue de la similitude de l'incidence du travail des enfants au sein d'une région, relativement à celle des enfants localisés dans différentes régions.

Tableau 1 : Coefficients de régression des modèles logit multiniveau des déterminants de la participation des enfants (6-17 ans) au marché du travail – effets aléatoires milieu et régions – Madagascar 2005¹

Estimation Variables	Moindres carrés généralisés itératifs – IGLS ³			Moindres carrés généralisés itératifs – IGLS ³			Monte Carlo par chaînes de Markov – MCMC ⁴			Monte Carlo par chaînes de Markov – MCMC ⁴		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	
	β	t ²	Risque relatif ³²	β	t ²	Risque relatif ³²	β	t ²	Risque relatif ³²	β	t ²	Risque relatif ³²
Enfant												
Age	-0,656	-5,754**	0,519	-0,640	-5,565**	0,527	-0,590	-19,032**	0,554	-0,689	-15,659**	0,502
(Age) ² /100	4,763	8,837**	117,097	4,712	8,583**	111,274	4,456	30,108**	86,142	4,929	23,697**	138,241
Sexe ⁵	0,072	1,125	1,075	0,071	1,029	1,074	0,067	1,489	1,069	0,072	1,600	1,075
Enfant du chef ⁶	-0,617	-5,609**	0,540	-0,508	-4,748**	0,602	-0,600	-7,143**	0,549	-0,518	-5,954**	0,596
Travaux domestiques ⁷	0,781	3,111**	2,184	0,765	3,023**	2,149	0,778	7,073**	2,177	0,759	6,838**	2,136
Maladie/blessure ⁸	-0,263	-2,337**	0,769	-0,257	-2,544**	0,773	-0,260	-2,281**	0,771	-0,264	-2,296**	0,768
Instruction												
<i>Père</i> ⁹												
Primaire	-0,227	-2,121**	0,797	-0,147	-1,400	0,863	-0,219	-3,476**	0,803	-0,149	-2,224**	0,862
Secondaire 1c ¹⁰	-0,281	-2,014**	0,755	-0,248	-1,837*	0,780	-0,271	-2,710**	0,763	-0,242	-2,444**	0,785
Secondaire 2c & plus ¹¹	-0,311	-2,205**	0,733	-0,252	-1,714*	0,777	-0,310	-2,039**	0,733	-0,266	-1,809*	0,766
<i>Mère</i> ⁹												
Primaire	-0,288	-3,097**	0,750	-0,260	-2,626**	0,771	-0,296	-5,016**	0,744	-0,260	-4,407**	0,771
Secondaire 1c ¹⁰	-0,857	-5,910**	0,424	-0,791	-5,170**	0,453	-0,863	-8,806**	0,422	-0,804	-8,040**	0,448
Secondaire 2c & plus ¹¹	-1,140	-5,937**	0,320	-1,153	-5,943**	0,316	-1,167	-6,274**	0,311	-1,178	-6,508**	0,308
Sexe du chef ¹²	0,228	1,900*	1,256	0,262	2,183**	1,300	0,211	2,604**	1,235	0,272	3,532**	1,313
Ménage												
Taille												
0,038	-1,520	0,963	-0,046	-1,533	0,955	-0,039	-2,786**	0,962	-0,049	-3,062**	0,952	
Composition												
Nombre enfants du chef <6 ans	0,081	1,687*	1,084	0,083	1,537	1,087	0,084	3,500**	1,088	0,082	3,280**	1,085
Nombre enfants du chef 6-17 ans	0,110	3,056**	1,116	0,045	1,216	1,046	0,103	4,682**	1,108	0,050	2,000**	1,051
Revenu des adultes – continu ¹³												
Revenu des adultes par tête/10 ⁴	-0,111	-3,705**	0,895	-	-	-	-0,113	-10,273**	0,893	-	-	-
(Revenu des adultes par tête/10 ⁴) ²	0,002	4,098**	1,002	-	-	-	0,002	8,600**	1,002	-	-	-
Revenu des adultes – splines ^{13,14}												
Revenu des adultes par tête/10 ⁴	-	-	-	-1,346	-5,060**	0,260	-	-	-	-1,226	-22,291**	0,293
ΔR_1	-	-	-	1,298	4,160**	3,662	-	-	-	0,974	11,326**	2,649
ΔR_2	-	-	-	-0,046	-0,242	0,955	-	-	-	0,272	1,838*	1,313
ΔR_3	-	-	-	0,024	0,211	1,024	-	-	-	-0,109	-1,434	1,115
ΔR_4	-	-	-	0,091	1,230	1,095	-	-	-	0,111	3,171**	1,117
Statut travail chef¹⁵												
Ouvrier	0,030	0,096	1,030	0,061	0,207	1,063	-0,038	-0,156	0,963	-0,052	-0,265	0,949
Indépendant non-agricole	0,190	0,775	1,209	0,107	0,437	1,113	0,118	0,486	1,125	-0,008	-0,039	0,992
Agriculteur de subsistance	0,508	1,498	1,662	0,374	1,184	1,454	0,438	1,871*	1,550	0,255	1,321	1,290
Agriculteur progressif	0,516	1,761*	1,675	0,479	1,710*	1,614	0,447	1,927*	1,564	0,365	1,881*	1,441
Chômeur/inactif	2,840	6,730**	17,116	2,688	6,604**	14,702	2,705	8,172**	14,954	2,586	10,141**	13,277
Prop. d'adultes rémunérés/ménage ¹⁶	0,087	17,400**	1,091	0,085	17,000**	1,089	0,085	28,333**	1,089	0,085	42,500**	1,089
Capital social												
Transferts internes reçus ¹⁷	-0,007	-0,069	0,993	0,014	0,144	1,014	-0,013	-0,228	0,987	0,008	0,138	1,008
Transferts externes reçus ¹⁸	0,235	0,306	1,265	0,253	0,340	1,288	0,183	0,352	1,201	0,225	0,454	1,252
Migrant ¹⁹	0,306	0,316	1,358	0,064	0,533	1,066	0,036	0,571	1,037	0,063	0,913	1,065
Effets aléatoires : régions $-\beta_{0j}$ ²⁰	-7,905	-13,109**	-	-6,516	-9,653**	-	-7,918	-16,359**	-	-6,260	-21,586**	-
Effets aléatoires : milieu $-\beta_{mj}$ ²¹	-0,139	-1,094	-	-0,175	-1,400	-	-0,138	-1,190	-	-0,193	-1,650	-
σ^2_{u0} (erreur type) ²²	0,387 (0,099)			0,407 (0,101)			0,465 (0,161)			0,487 (0,168)		
σ^2_{um} (erreur type) ²³	0,208 (0,070)			0,198 (0,072)			0,256 (0,098)			0,238 (0,092)		
σ^2_{um} (erreur type) ²⁴	-0,070 (0,082)			-0,076 (0,088)			-0,083 (0,090)			-0,087 (0,091)		
VPC ²⁵	0,105			0,110			0,124			0,129		
Deviance (Dbar) ²⁶	-			-			12 536,73			12 154,06		
DIC ²⁷	-			-			12 603,45			12 221,75		
Wald : σ^2_{u0} (sig) ²⁸	15,27 (0,000)			16,21 (0,000)			8,32 (0,004)			8,39 (0,004)		
Wald : σ^2_{um} & σ^2_{um} (sig) ²⁹	8,93 (0,011)			7,81 (0,020)			6,82 (0,033)			6,71 (0,035)		
Diagnostique de variance :												
Erreur type Monte Carlo ³⁰ :												
σ^2_{u0}	-			-			0,0027			0,0027		
σ^2_{um}	-			-			0,0018			0,0017		
Raftery-Lewis (quantile) : Nhat ³¹ :												
σ^2_{u0}	-			-			4 269 ; 4 032			4 131 ; 4 131		
σ^2_{um}	-			-			10 944 ; 10 120			4 715 ; 4 131		
N	18 104			18 104			18 104			18 104		

(1) La variable dépendante équivaut à 1 lorsque les enfants de 6-17 ans (Madagascar) ont eu une activité économique au cours des 7 derniers jours ; (2) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Iterative Generalised Least Squares ou Reweighted IGLS ; (4) Monte Carlo Markov Chain ; (5) Base = filles ; (6) Oui = 1 ; (7) Nombre d'heures supérieur ou égal à 28 heures par semaine ; (8) Enfant malade ou blessé au cours des deux dernières semaines ; (9) Base = sans instruction ; (10) Secondaire 1^{er} cycle, y compris la formation professionnelle après le CEPE ; (11) Secondaire 2^{ème} cycle et supérieur, et y compris la formation professionnelle après le BEPC ; (12) Base = femme ; (13) En Ariary/10 000 par mois. Il s'agit du revenu mensuel réel par tête du ménage auquel le revenu des enfants de 6-17 ans a été retranché ; (14) La codification des revenus des adultes par tête est réalisée de telle sorte que chaque coefficient inhérent à un segment des revenus $x_{(i-1)}$ représente la variation de la pente par rapport au segment xi, avec $i \geq 1$ et x_i = seuils des quantiles de la distribution des revenus par tête des adultes des ménages ; (15) Base = cadre ; (16) Employés rémunérés adultes de plus de 17 ans ; (17) Existence de transferts uniquement internes ; (18) Existence de transferts de l'étranger ; (19) Adulte ayant vécu hors du présent fivondronana pour plus de 6 mois ; (20) Paramètre fixe du terme aléatoire relatif aux 22 régions ($\beta_{0j} = \beta_0 + \mu_{0j}$) ; (21) Paramètre fixe du terme aléatoire du milieu (base = rural : ($\beta_{mj} = \beta_m + \mu_{mj}$)) ; (22) Variance des constantes selon les régions (erreur type) ; (23) Variance des coefficients selon les régions (erreur type) ; (24) Covariance entre les constantes et les coefficients des régions ($\text{cov}(\mu_{0j}, \mu_{mj})$) ; (25) Coefficient de partition de variance, c'est-à-dire la proportion de la variance totale des résidus attribuée aux régions : $VPC = \sigma^2_{u0} / (\sigma^2_{u0} + \sigma^2_{um})$, où σ^2_{u0} est la variance du résidu de la fonction estimée (variance entre les enfants). En fait, on peut évaluer $VPC = \sigma^2_{u0} / (\sigma^2_{u0} + 3,29)$ où $3,29 = \pi^2/3$ avec un modèle logistique (Rasbash, Steele, Browne, Prosser, 2005) ; (26) La déviance peut être considérée comme une mesure de l'ajustement des données par analogie avec l'écart type des résidus. Dans le modèle logistique, la déviance moyenne est : $Dbar = -2 \sum [y_i \log(p_i) + (1 - y_i) \log(1 - p_i)]$, où i est la valeur prédite de l'observation i ; (27) Contrairement aux méthodes de quasi-vraisemblance (IGLS), le diagnostic DIC (Bayesian Deviance Information Criterion) peut être utilisé, et joue le rôle de l'information Akaike dans les modèles linéaires généralisés. Si le nombre effectif de paramètres est p^* , $DIC = Dbar + p^*$. La comparaison des DIC entre modèles permet de juger de la qualité relative de ces derniers – une baisse de DIC implique un meilleur ajustement des données ; (28) Test de Wald pour apprécier les différences significatives selon les régions ; (29) Test de Wald pour évaluer si les effets de l'urbanisation varient selon les régions ; (30) L'erreur type Monte Carlo est une indication de la précision de l'estimation moyenne. Elle équivaut à SD/\sqrt{n} , où SD = écart type de la chaîne de valeurs, et n = nombre d'itérations ; (31) Le diagnostic Raftery-Lewis est fondé sur un quantile particulier de la distribution (2,5 et 97,5% par défaut, formant un intervalle central). Le diagnostic Nhat indique la longueur de la chaîne de Markov requise (nombre d'itérations) pour estimer un quantile particulier d'une précision donnée ; (32) Le risque relatif ou ratio des chances est l'exponentielle du coefficient de régression. Il représente l'effet multiplicatif d'un accroissement d'une unité du régresseur sur le ratio des chances initial (si la variable est continue) ou les chances relatives par rapport à la catégorie de référence (si la variable est en termes de catégories).

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

Source : EPM 2005.

significatifs – respectivement, 8,823 (0,003) et 7,532 (0,006). Par ailleurs, puisque la variable binaire relative au milieu prend la valeur zéro pour les zones rurales, pour ces dernières, la variance des résidus au niveau des régions est σ_{u0}^2 , tandis que pour les villes elle est égale à : $\sigma_{u0}^2 + 2\sigma_{u0m} + \sigma_{um}^2$ (Rabash, Steele, Browne, Prosser, 2005). A cet égard, les tests joints du Chi² pour σ_{um}^2 et σ_{u0m} sont significatifs – respectivement, 8,93 et 7,81 pour (1) et (2) –, ce qui implique que l'absence de nullité de ces deux paramètres montre que l'impact du milieu sur le travail des enfants varie selon les régions. Néanmoins, en examinant la variation des résidus au niveau des régions, on montre que l'écart de variation inter-régions de la probabilité de travail des enfants entre les milieux rural et urbain au profit du premier est faible³⁴. Ce résultat doit être comparé à celui qui prévaut au tableau A2, en annexes, affichant les estimations avec les effets fixes des régions, et une variable binaire relative au milieu. Dans tous les modèles, la variable relative au milieu est négative et significative, ce qui implique que, toutes choses égales par ailleurs, notamment en tenant compte des effets fixes des régions, la probabilité de travail des enfants est moindre dans les villes que dans les campagnes. Or, ce résultat suppose que l'effet du milieu ne varie pas selon les régions, ce que réfute l'approche multiniveau.

Deuxièmement, les estimations économétriques mettent en évidence la non-linéarité de l'impact des revenus des adultes par tête sur la participation des enfants au marché du travail. A cet égard, il importe de rappeler que l'estimation logistique permet de calculer le risque relatif – ratio des chances³⁵ – qui est l'exponentielle du coefficient de régression. Il représente l'effet multiplicatif d'un accroissement d'une unité du régresseur sur le ratio des chances initial (si la variable est continue) ou les chances relatives par rapport à la catégorie de référence (si la variable est en termes de catégories).

Dans ce contexte, les informations relatives au modèle (1), affichées au tableau 1, montrent que les coefficients des revenus et des revenus au carré des adultes sont statistiquement significatifs, et, respectivement, *négatifs* et *positifs*. S'agissant du revenu des adultes par tête, le risque relatif est égal à 0,895, ce qui signifie qu'une augmentation des gains des adultes du ménage de 10 000 ariary induit, toutes choses égales par ailleurs, une baisse du risque de travail des enfants par un facteur multiplicatif de 0,895³⁶. De même, la règle de division par quatre du coefficient de régression indique une réduction de 2,8 pour cent (-0,111/4) de la probabilité de travail des enfants consécutive à une hausse des gains des adultes d'une unité (10 000 ariary)³⁷. A cet égard, bien que le coefficient du carré du revenu des adultes soit positif, la variation des chances de travail des enfants est très faible, le risque relatif équivalant à 1,002³⁸.

La modélisation des revenus des adultes en splines s'inscrit dans le cadre des conclusions précédentes. En effet, le modèle (2), affiché au tableau 1, indique que lorsque les gains des adultes situés *en dessous* du seuil du premier quintile de la distribution s'accroissent de 10 000 ariary, le taux de variation de l'incidence du travail des enfants diminue par un facteur multiplicatif de 0,260. Une autre manière d'interpréter le coefficient de -1,346 – statistiquement significatif – est d'indiquer que, pour le segment des gains pris en compte, le *taux de variation* de la probabilité du travail des enfants est de -33,6 pour cent, lorsque les revenus des adultes varient de 10 000 ariary. Or, on observe un *changement positif et significatif* du taux de variation de la participation des enfants au marché du travail en présence des ressources des adultes par tête *excluant* l'équivalent du seuil du premier quintile

³⁴ Par exemple, pour le modèle (1), la variance des résidus au niveau des régions urbaines est de 0,387 et de 0,455 pour les régions rurales [$0,387 + 2(-0,07) + 0,208 = 0,455$]. La covariance négative, $\text{cov}(\mu_{0j}, \mu_{mj})$, produit un coefficient de corrélation entre la constante et la pente (selon les régions) de $-0,25 - 0,07/\sqrt{0,208 \cdot 0,387}$. Les diagnostics relatifs aux résidus ne sont pas présentés, mais peuvent être fournis pour les différents modèles.

³⁵ Si deux résultats ont les probabilités p et $(1-p)$, les chances équivalent à $p/(1-p)$. Des chances de 1 équivalent à une probabilité p de 0,5, et des chances de 0,5 à une probabilité p de 1/3. Le ratio des chances est donc : $p_1/(1-p_1)/p_2/(1-p_2)$. Par exemple, un ratio des chances de 2 correspond à une variation des chances, par exemple, de 1 à 2, ou une variation de probabilité de 0,5 à 0,67. L'exponentielle du coefficient de régression de l'estimation logistique correspond au ratio des chances ou au risque relatif. On peut aussi considérer que la pente de la courbe – dérivée de la fonction logistique – est maximum au point du ratio entre le coefficient β et 4. Ainsi, un coefficient de -0,176 pour le revenu des adultes (tableau A2) implique qu'une augmentation de 10 000 ariary de ce dernier induit une baisse de 4,4 pour cent dans la probabilité de travail des enfants.

³⁶ Soit une variation de probabilité, par exemple, de 0,50 à 0,47. Les chances de 0,895 = $p/(1-p)$ équivalent à $p = 0,895/(1+0,895) = 0,47$.

³⁷ Pour mémoire, le salaire minimum était de 46 000 ariary par mois pour 40 heures en 2005.

³⁸ Le changement de l'effet du revenu intervient à 277 500 ariary, soit environ 10 fois le revenu moyen des adultes.

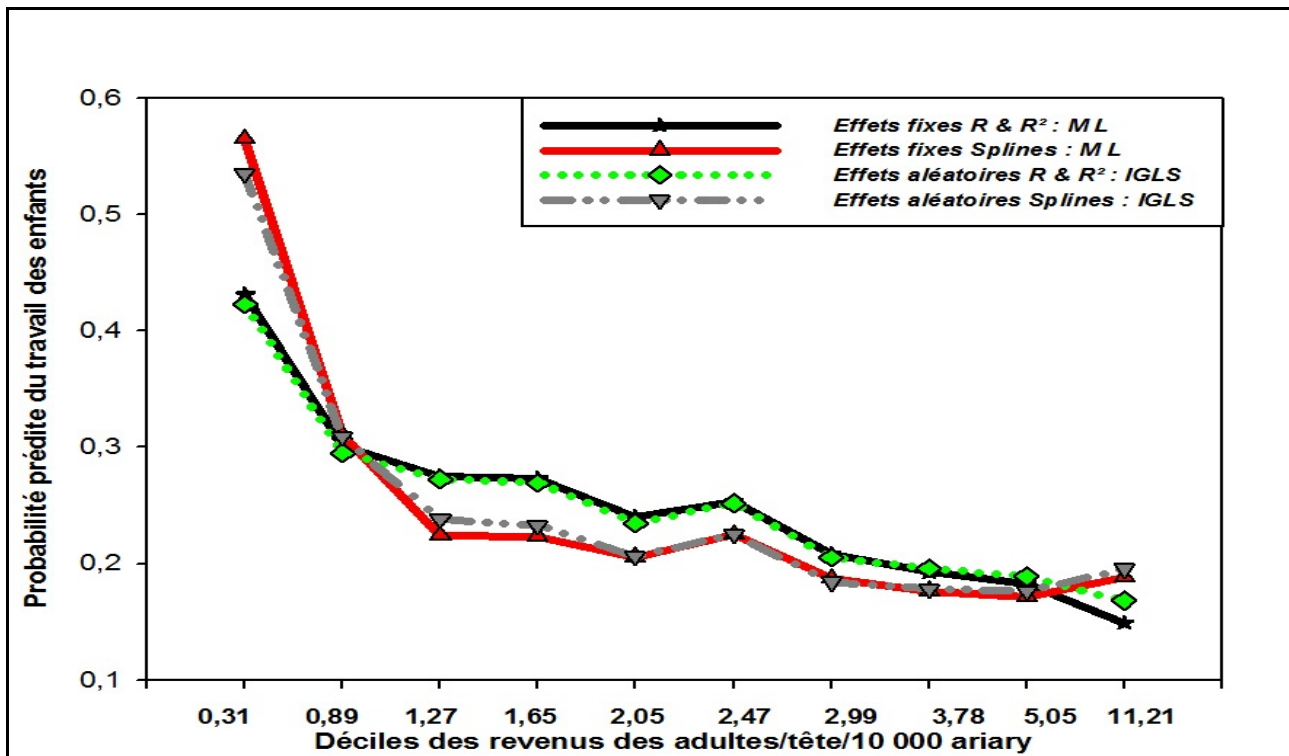


Figure 1 : Impact des revenus par tête des adultes sur la probabilité prédite du travail des enfants de 6-17 ans selon diverses modélisations : ML & IGLS – Madagascar 2005

de la distribution des revenus. Le risque relatif est de 3,662, et le coefficient de régression suggère une variation positive de 32,4 pour cent du taux de variation de la probabilité de travail des enfants, consécutivement à un changement des gains des adultes de 10 000 ariary. De ce fait, pour le segment des revenus des adultes *excluant* le premier quintile de la distribution, la variation de l'incidence du travail des enfants demeure négative, mais n'est plus que de -1,2 pour cent – $-33,6 + 32,4$. Pour les autres segments de la distribution des revenus, les coefficients ne sont pas significatifs, mais le risque relatif est généralement proche de 1. A cet égard, le test joint de Wald – 6,47 au seuil de 0,010 –, non affiché, rejette l'hypothèse $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$, c'est-à-dire l'absence de variabilité de l'incidence de l'activité économique des enfants en fonction des revenus des adultes par tête des ménages. Par conséquent, il apparaît que la réduction de la probabilité du travail des enfants prévaut surtout lorsque les gains des adultes sont faibles, notamment lorsqu'ils se situent en dessous du premier quintile, dont le seuil, équivalent à environ le tiers des revenus moyens, se situe bien en dessous de la ligne de pauvreté³⁹.

La comparaison avec la modélisation en termes d'effets fixes produit des résultats comparables lorsque l'estimation est effectuée par les moindres carrés généralisés itératifs – tableaux A2 et A3, modèles (2). Par contre, on observe quelques différences avec l'estimation selon le maximum de vraisemblance – tableaux A2 et A3, modèles (1). D'une part, la règle de division par quatre du coefficient de régression indique une réduction de 4,4 pour cent – au lieu de 2,8 pour cent précédemment – de la probabilité de travail des enfants consécutive à la hausse des gains des adultes d'une unité (10 000 ariary) – tableau A2, modèle (1). D'autre part, en ce qui concerne le segment des revenus des adultes *excluant* le premier quintile de la distribution, la variation de l'incidence de l'activité économique des enfants devient positive, et s'élève à 1,4 pour cent – $-44,0 + 45,4$; tableau

³⁹ Le revenu moyen annuel des *adultes par tête de l'échantillon* est estimé à 380 679 ariary, tandis que la limite du premier quintile est de 131 712 ariary. En 2005, le seuil de pauvreté en termes des *dépenses des ménages par tête et par an* a été évalué à 305344 ariary, alors que les dépenses moyennes de l'ensemble des ménages s'élevaient à 298 600 ariary, soit une incidence de la pauvreté de 68,7 pour cent.

A2, modèle (1). Par ailleurs, le coefficient relatif au dernier segment excluant les quatre premiers quintiles est positif⁴⁰.

La figure 1 affiche la probabilité prédite du travail des enfants de 6-17 ans selon les estimations en termes d'effets aléatoires – modèles (1) et (2), tableau 1 –, et d'effets fixes – modèles (1), tableaux A2 et A3. On observe que pour un type de modélisation des revenus par tête des adultes, les probabilités prédites du travail des enfants en termes d'effets aléatoires et fixes sont assez proches. Par exemple, les courbes inhérentes aux modélisations des revenus des adultes en splines par rapport aux effets fixes (maximum de vraisemblance) et aux effets aléatoires (moindres carrés généralisés itératifs) sont très voisines. Par contre, la modélisation en splines met davantage en évidence la non-linéarité de l'impact des gains des adultes sur la participation des enfants au marché du travail, comme cela a été précédemment souligné.

Troisièmement, le tableau 1 suggère d'autres facteurs influençant le travail des enfants – âge, relation avec le chef de ménage, travail domestique, blessure, instruction du père et de la mère, sexe du chef de ménage, taille et structure de la famille, statut d'emploi du chef, incidence de l'emploi dans le ménage. Ces différents facteurs seront explicités dans la section suivante, dans la mesure où l'approche en termes d'effets aléatoires par chaînes de Markov donne de meilleurs résultats.

2. Approche multiniveau bayésienne

Les estimations selon la procédure de Monte Carlo par chaînes de Markov (MCMC) sont affichées aux tableaux 1 – (3) et (4) –, A2 – (3) – et A3 – (3), et appellent plusieurs observations.

En premier lieu, l'approche multiniveau bayésienne vérifie également l'existence d'écarts significatifs d'incidence de travail des enfants entre les régions. Les tests de Wald relatifs à la variance des résidus des effets aléatoires des régions σ_{u0}^2 sont significatifs⁴¹, tandis que 12,4 à 12,9 pour cent de la variance totale des résidus est attribuable aux écarts selon les régions⁴². De même, les coefficients inhérents au milieu β_{mj} sont négatifs et varient en fonction des régions, les variances estimées étant de 0,256 (0,098) et 0,238 (0,092), respectivement, pour (3) et (4). Les tests de Wald des variances σ_{um}^2 – non affichés – sont statistiquement significatifs⁴³. En outre, compte tenu de la valeur unitaire de la variable binaire relative au milieu urbain, les tests joints du Chi² pour σ_{um}^2 – variance des résidus des régions rurales – et σ_{u0m}^2 – variance des résidus des villes – sont significatifs – respectivement, 6,82 et 6,71 pour (3) et (4) –, ce qui signifie que l'impact du milieu sur le travail des enfants est différent selon les régions. Cependant, comme pour les estimations selon les moindres carrés généralisés itératifs, l'observation de la variation des résidus au niveau des régions traduit une faible supériorité de probabilité de travail des enfants dans les zones rurales, comparativement au milieu urbain⁴⁴. A cet égard, on notera que selon le tableau A2, en annexes – modèle (3) –, affichant l'estimation avec les effets fixes des régions, la variable binaire relative au milieu est négative et significative. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, notamment en tenant compte des effets fixes des régions, la probabilité de participation des enfants au marché du travail est moindre dans les villes que dans les zones rurales. En fait, cette affirmation suppose que l'effet du milieu ne varie pas selon les régions, ce que dément l'approche multiniveau. Toutefois, l'estimation MCMC en termes d'effets fixes indique que la variable relative au milieu n'est pas significative lorsque le revenu des adultes est modélisé en splines – tableau A3, en annexes, modèle (3).

Par ailleurs, le diagnostic DIC (Bayesian Deviance Information Criterion) peut être utilisé pour juger de la qualité relative des modèles. A cet égard, la comparaison des DIC entre les différents

⁴⁰ Les tests de Wald sont affichés au bas des tableaux A2 et A3, modèle (1).

⁴¹ Ils s'élèvent à 8,32 (0,004) et 8,39 (0,004), respectivement, selon les estimations (3) et (4) – tableau 1.

⁴² Les VPC, c'est-à-dire les coefficients de corrélation intra-régions, sont de 0,124 et 0,129, respectivement, pour les modèles (3) et (4).

⁴³ Respectivement, 6,814 (0,009) et 6,714 (0,009).

⁴⁴ Par exemple, pour le modèle (4), la variance des résidus au niveau des régions urbaines est de 0,487, et de 0,551 pour les régions rurales [0,487 + 2(-0,087) + 0,238=0,551]. La covariance négative, $cov(\mu_{0j}, \mu_{mj})$, produit un coefficient de corrélation entre la constante et la pente (selon les régions) de -0,26.

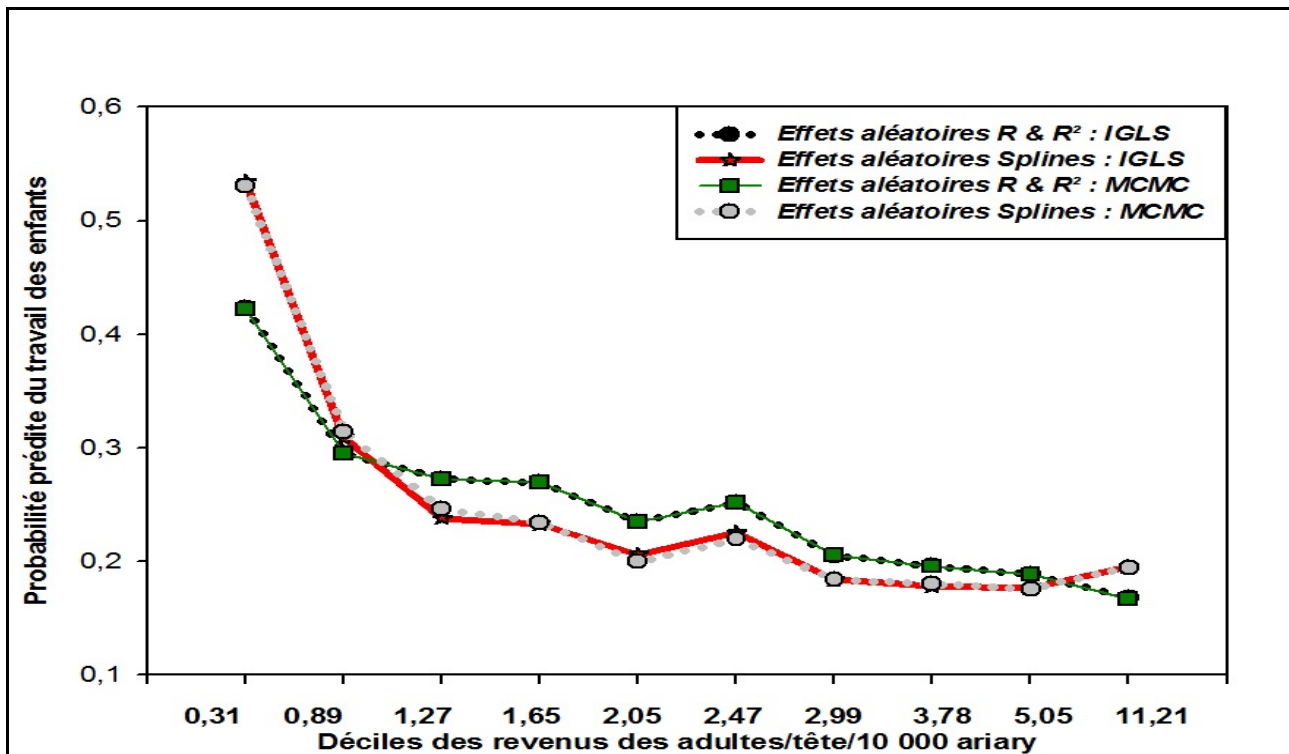


Figure 2 : Impact des revenus par tête des adultes sur la probabilité prédite du travail des enfants de 6-17 ans selon diverses modélisations : IGLS & MCMC – Madagascar 2005

modèles suggère deux commentaires. D'une part, les estimations en termes de MCMC à effets aléatoires produisent un meilleur ajustement des données, comparativement aux MCMC à effets fixes. Par exemple, on observe une baisse de 92,06 points du diagnostic DIC entre le modèle (3) à effets fixes – tableau A2 –, et le modèle (3) à effets aléatoires – tableau 1. D'autre part, la modélisation des revenus des adultes en splines produit un meilleur ajustement des informations. En effet, la comparaison des modèles multiniveau (3) et (4) montre une baisse de 381,70 points du diagnostic DIC⁴⁵. En outre, si l'on prend en compte le modèle (4) du tableau 1, les erreurs type Monte Carlo – une indication de la précision de l'estimation moyenne – sont de 0,0017 et 0,0027, respectivement, pour les variances relatives au milieu ($\sigma_{um}^2=0,238$) et aux régions ($\sigma_{u0}^2 = 0,487$). Enfin, pour ce même modèle, le diagnostic Raftery-Lewis, fondé sur un quantile particulier de la distribution (2,5 et 97,5% par défaut, formant un intervalle central), donne un diagnostic Nhat (nombre d'itérations requises) de (4715 ; 4113) et de (4 131 ; 4 131), respectivement, pour le milieu et les régions. De ce fait, le nombre d'itérations effectuées étant de 5 000, ce diagnostic, indiquant la longueur de la chaîne de Markov requise pour estimer un quantile particulier d'une précision donnée, est satisfait.

En deuxième lieu, l'approche de Monte Carlo par chaînes de Markov (MCMC) met également en relief la non-linéarité de l'effet des gains des adultes par tête sur le travail des enfants. A cet égard, on note une similitude des résultats entre les modèles (1) – IGLS – et (3) – MCMC –, les coefficients des revenus et des revenus au carré des adultes étant statistiquement significatifs, et, respectivement, *negatifs* et *positifs*. De plus, pour le modèle (3), la règle de division par quatre du coefficient de régression des revenus traduit une baisse de 2,8 pour cent (-0,113/4) de la probabilité de travail des enfants consécutive à la hausse des gains des adultes d'une unité (10 000 ariary), une variation identique à celle qui prévaut pour le modèle (1) – (-0,111/4 = -0,028).

La modélisation des revenus des adultes en splines confirme la non-linéarité de l'impact des gains des adultes sur le travail des enfants. Néanmoins, quelques divergences apparaissent entre les modèles (2) et (4) du tableau 1. Tout d'abord, la plupart des coefficients des revenus inhérents à l'estimation MCMC sont significatifs, alors que la procédure IGLS vérifiait une non-linéarité surtout

⁴⁵ Le nombre de paramètres p^D a augmenté de 0,47, et la déviance a diminué de 382,67.

pour les premiers déciles des gains. Ensuite, l'estimation MCMC produit des taux de variation de l'incidence du travail des enfants un peu plus faibles. Ainsi, le modèle (4) indique que lorsque les gains des adultes situés *en dessous* du seuil du premier quintile de la distribution s'accroissent de 10 000 ariary, le taux de variation de l'incidence du travail des enfants diminue par un facteur multiplicatif de 0,293, contre 0,260 pour l'estimation IGLS. De même, si l'on observe aussi un *changement positif et significatif* du taux de variation de la participation des enfants au marché du travail en présence des ressources des adultes par tête *excluant* l'équivalent du seuil du premier quintile de la distribution des revenus, le risque relatif est de 2,649, contre 3,662 selon le modèle (2). Par conséquent, pour le segment des revenus des adultes *excluant* le premier quintile de la distribution, la variation de l'incidence du travail des enfants demeure largement négative, et équivaut à -6,3 pour cent – $-30,6 + 24,3$ –, alors qu'elle n'était plus que de -1,2 pour cent avec l'estimation IGLS. Enfin, pour le dernier segment de la distribution des ressources des adultes par tête *excluant* l'équivalent du seuil du *dernier quintile* de la distribution des revenus, le coefficient de régression des gains suggère une variation positive et significative de 2,8 pour cent du taux de variation de la probabilité de travail des enfants, consécutivement à un changement des gains des adultes de 10 000 ariary. A cet égard, le test joint de Wald – 10,82 au seuil de 0,001 –, non affiché, rejette l'hypothèse $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$, c'est-à-dire l'absence de variabilité de l'incidence de l'activité économique des enfants en fonction des revenus des adultes par tête des ménages.

La figure 2 affiche les prédictions des estimations aléatoires IGLS et MCMC, et montre que la réduction de la probabilité de participation au marché du travail des enfants prévaut essentiellement lorsque les revenus des adultes par tête sont faibles, notamment lorsqu'ils se situent en dessous du premier quintile.

En troisième lieu, les estimations économétriques mettent en évidence l'impact significatif d'autres paramètres sur la probabilité de travail des enfants. Dans la mesure où les diverses estimations produisent des résultats proches, les commentaires seront fondés sur l'approche MCMC. S'agissant des éléments relatifs aux enfants, le tableau 1 montre que la probabilité de travail croît avec l'âge. En effet, le coefficient de l'âge est positif, mais le seuil de retournement de l'effet quadratique négatif intervient dès l'âge de 7 ans. D'ailleurs, les statistiques descriptives montrent que l'incidence du travail des enfants est de 12,8, 24,4 et 56,5 pour cent, respectivement, pour les classes d'âge de 6-9 ans, 10-14 ans et 15-17 ans – tableau A1, en annexes⁴⁶. Il apparaît également que, toutes choses égales par ailleurs, les enfants du chef de ménage participent moins au marché du travail, le risque relatif étant de 0,596. De même, le fait d'avoir été malade ou blessé au cours des deux dernières semaines réduit l'incidence de l'activité économique des enfants. Par contre, il apparaît que le fait d'avoir effectué des travaux domestiques pour 28 heures ou plus par semaine est positivement lié à l'activité économique. Un tel résultat, observé également dans d'autres pays de l'océan Indien (Lachaud, 2007), est assez paradoxal. Toutefois, deux éléments sont à prendre en considération. D'une part, la proportion des filles effectuant au moins 28 heures de travail par semaine est beaucoup plus importante que pour les garçons. En effet, 12,0 et 5,3 pour cent, respectivement, des filles et des garçons actifs effectuent au moins 28 heures de travail domestique par semaine, et, parmi les enfants participant au marché du travail et ayant une activité domestique pour au moins 28 heures par semaine, les filles représentent 69,7 pour cent. Dans ces conditions, il semblerait que la répartition des rôles selon le sexe des enfants soit biaisée en défaveur des filles, la nécessité du travail domestique pour ces dernières n'étant pas un handicap pour participer au marché du travail. D'autre part, il est possible que, lors des enquêtes, la distinction entre les activités économiques et le travail domestique n'ait pas toujours été suffisamment respectée.

L'éducation des parents est un puissant facteur de réduction de l'activité économique des enfants, et l'effet est croissant avec le niveau d'instruction. Ainsi, lorsque le père a le niveau d'instruction du secondaire deuxième cycle et plus, le risque relatif est égal à 0,766, ce qui signifie que, par rapport à une situation d'absence d'instruction, toutes choses égales par ailleurs, une baisse de la probabilité de travail des enfants par un facteur multiplicatif de 0,766 prévaut. De même, la règle de

⁴⁶ Ces pourcentages sont obtenus en faisant la somme des colonnes « travail seul » et « travail et école ».

division par quatre du coefficient de régression du niveau secondaire du deuxième cycle et plus indique une réduction de 6,6 pour cent ($-0,266/4$) de la probabilité de travail des enfants consécutive à l'accès à ce niveau d'instruction, comparativement à l'absence d'éducation. Il à remarquer que l'impact de l'instruction de la mère est encore plus important, puisqu'une réduction de 29,4 pour cent de la probabilité de travail des enfants est observée lorsque cette dernière a acquis le niveau du secondaire deuxième cycle et plus, par rapport à un situation de non-instruction – modèle (4).

Les caractéristiques du chef de ménage exercent également un effet sur le travail des enfants. En effet, pour les enfants de 6-17 ans, la probabilité de participer au marché du travail est d'autant plus élevée que : (i) le chef est de sexe masculin ; (ii) le statut du travail du chef est agriculteur, chômeur ou inactif. Par exemple, toutes choses égales par ailleurs, le fait pour le chef de ménage d'être agriculteur progressif induit une hausse de la probabilité de travail des enfants de 62,7 pour cent, comparativement à une situation de cadre. De la même manière, la structure des ménages a un effet sur la participation des enfants au marché du travail. Tout d'abord, si la dimension des ménages est inversement corrélée au travail des enfants, le nombre de ces derniers, quel que soit leur âge, favorise leur activité économique. Toutefois, l'effet est relativement faible puisque, par exemple, la présence d'un enfant supplémentaire de 6-17 ans rehausse la probabilité d'activité économique de 1,2 pour cent. Ensuite, la proportion d'adultes rémunérés dans le ménage favorise le travail des enfants, bien que le risque relatif ne soit que de 1,089. En fait, dans la mesure où la majorité des enfants sont employés dans l'agriculture, l'aspect collectif du travail du ménage explique la corrélation observée entre le taux d'emploi des adultes par ménage et l'activité des enfants.

5. Travail des enfants et revenu des ménages : approche macro-économétrique spatiale

L'approche macro-économétrique spatiale permet également de tenir compte de la dépendance spatiale des observations, bien que l'agrégation de ces dernières au niveau régional limite l'appréhension de l'impact des facteurs individuels⁴⁷. Par ailleurs, dans le cas présent, le nombre des observations est réduit aux 22 régions.

A cet égard, l'estimation macro-économétrique spatiale permet de vérifier la robustesse de certains éléments précédemment mis en évidence. Le tableau 2 affiche les coefficients des modèles de régression avec erreur spatiale et auto-régressifs testant, pour les 22 régions, la relation entre, d'une part, le *niveau régional* moyen d'emploi des enfants de 6-17 ans et, d'autre part, un ensemble de paramètres générés par l'EPM 2005.

Premièrement, sur un plan purement économétrique, on note que pour les modèles avec erreur spatiale (1) et (2), le coefficient auto-régressif λ_s du terme aléatoire spatialement dépendant est significatif. Par ailleurs, les statistiques de Breusch-Pagan spatial montrent qu'ils sont exempts d'hétéroscédasticité à un pour cent, ce qui implique une variance constante des résidus. En fait, dans les modèles avec erreur spatiale, les tests du rapport de vraisemblance – LR (erreur) – inhérents à la matrice de pondérations spatiales standardisée sont significatifs – 4,84 (0,028) et 6,61 (0,010) –, contrairement aux tests de Lagrange – LM (retard) – de la variable spatialement retardée – 1,45 (0,228) et 0,64 (0,421) –, ce qui peut conduire à admettre que la dépendance spatiale a été correctement prise en compte par le paramètre λ_s ⁴⁸. D'ailleurs, les modèles auto-régressifs (3) et (4) montrent l'absence d'auto-corrélation spatiale, le coefficient ρ de la variable dépendante spatialement retardée n'étant significatif dans aucun des modèles, tout comme les tests de dépendance spatiale. Néanmoins, la robustesse des modèles (1) et (2) peut être questionnée. Les tests de Wald de l'hypothèse du facteur commun sont significatifs, et la possibilité d'incohérence de ce type de modèle n'est pas à exclure. Quoi qu'il en soit, la comparaison des pseudo- R^2 (Buse) ou des critères de Schwartz montre que le

⁴⁷ Par exemple, la structure de l'instruction des parents peut influencer le taux d'emploi des enfants, sans que cela s'observe en termes de moyenne régionale.

⁴⁸ Les tests de dépendance spatiale admettent l'hypothèse de normalité des résidus. Bien qu'ayant été effectués, les tests de multicolinéarité ne sont pas présentés.

Tableau 2 : Coefficients de régression des déterminants du ratio d'emploi régional des enfants (6-17 ans) – Madagascar 2005

Modèle	Variable dépendante : ratio d'emploi moyen régional des enfants (6-17 ans)							
	Modèle avec erreur spatiale ¹				Modèle spatial auto-régressif ²			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
Paramètre	β	t^3	β	t^3	β	t^3	β	t^3
Constante	0,696	5,988**	0,265	0,986	0,407	3,134**	-0,038	-0,107
Revenu des adultes/tête ⁴	-0,087	-2,898**	0,216	1,299	-0,084	-2,328**	0,224	0,949
(Revenu des adultes/tête) ²	-	-	-0,048	-1,860*	-	-	-0,049	-1,319
Taux d'urbanisation ⁵	0,298	1,780*	0,301	1,986**	0,459	2,261**	0,466	2,381**
Années d'instruction du père ⁶	-0,105	-2,226**	-0,096	-2,139**	-0,050	-1,106	-0,047	-1,097
Années d'instruction de la mère ⁶	0,055	1,194	0,043	0,994	0,033	0,687	0,025	0,551
λs^7	0,720	4,959**	0,781	6,474**	-	-	-	-
ρ^8	-	-	-	-	0,320	1,369	0,345	1,594
Log vraisemblance	24,05		25,60		22,38		23,21	
R ² (Buse)/Schwartz ⁹	0,510/-32,63		0,510/-32,65		0,399/-26,21		0,440/-24,78	
Hétéroscédasticité:								
Breusch-Pagan spatial	0,99 (0,911)		1,67 (0,892)		2,049 (0,727)		1,692 (0,889)	
Dépendance spatiale :								
LR (erreur) ¹⁰	4,84 (0,028)		6,61 (0,010)		0,877 (0,349)		1,548 (0,213)	
LM (retard) ¹¹	1,45 (0,228)		0,64 (0,421)		1,507 (0,219)		1,826 (0,176)	
Test facteur commun : ¹²								
Wald	24,40 (0,000)		32,25 (0,000)		-		-	
N (régions)	22		22		22		22	

(1) Les modèles (1) et (2) sont avec un terme aléatoire spatialement dépendant ; (2) Les modèles (3) et (4) se réfèrent au modèle spatial auto-régressif – incorporation d'une variable dépendante spatialement retardée ; (3) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (4) En Ariary/10 000 par mois. Il s'agit du revenu régional mensuel réel par tête du ménage auquel le revenu des enfants de 6-17 ans a été retranché ; (5) Ratio de la population urbaine sur la population totale d'une province ; (6) Moyenne des années d'instruction par province ; (7) λs est le coefficient de W_{ij} ; (8) ρ est le coefficient de W^*E_j ; (9) Le R^2 est un pseudo- R^2 ajusté selon Buse, et est en principe comparable entre les modèles de régression spatiaux (Anselin, 1988). Le critère de Schwartz permet une correction du maximum de vraisemblance – le meilleur modèle est celui pour lequel la valeur est la plus faible. Par ailleurs, dans le cas des modèles avec dépendance spatiale, le R^2 est un pseudo R^2 ; (10) Test de dépendance spatiale avec erreur ; (11) Test de dépendance spatiale avec variable dépendante retardée ; (12) Le modèle avec erreur spatiale est un cas particulier du modèle auto-régressif, ou « modèle du facteur commun ». On peut en effet écrire le modèle sans contrainte : $E_j = \lambda_s W(E_j) + X_j\beta + \lambda_s WX_j\gamma_j + \zeta_j$. La spécificité du modèle est la contrainte non linéaire des coefficients : (i) spatialement retardé (λ_s) ; (ii) des variables explicatives (β) ; (iii) et des variables explicatives spatialement retardées (γ_j). Le test est : $H_0: \lambda_s * \beta = \gamma_j$. Si la statistique est significative, le modèle avec erreur spatiale est non approprié. En effet, la validité de la formulation du modèle de l'erreur spatiale implique que les coefficients de WX soient égaux au produit du coefficient de $W(E)$ par les coefficients de X , précédés du signe moins.

Note : ** = significatif à 1 pour cent ; * = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : EPM 2005.

pourcentage de variance expliquée est meilleur pour les modèles avec erreur spatiale. Par conséquent, les commentaires seront formulés par rapport à ces derniers⁴⁹.

Deuxièmement, le modèle (1), affiché au tableau 2, indique une *valeur négative et significative* du coefficient du revenu régional des adultes par tête. Par conséquent, toutes choses égales par ailleurs, selon le modèle (1), l'accroissement du revenu régional des adultes des ménages réduit la propension des enfants à participer au marché du travail. A cet égard, l'évaluation de l'élasticité aux points moyens produit une valeur de -0,89. En d'autres termes, l'estimation macro-économétrique à l'aide du modèle avec erreur spatiale suggère que, compte tenu du taux d'urbanisation et des niveaux d'instruction des parents, *une élévation de un pour cent du revenu régional des adultes par tête induit une réduction de 0,89 pour cent du ratio régional du travail des enfants de 6-17 ans*⁵⁰. Toutefois, la non-linéarité de l'impact du revenu des adultes sur le travail des enfants n'est pas vérifiée au niveau régional, puisque selon les modèles (2) et (4), les coefficients de régression du revenu au carré ne sont plus significatifs.

Troisièmement, l'incidence régionale du travail des enfants est en relation avec d'autres facteurs. En particulier, la participation au marché du travail des enfants est d'autant plus réduite que le niveau d'instruction du père est élevé. Par ailleurs, l'élasticité calculée aux points moyens est de -1,68, ce qui signifie que, toutes choses égales par ailleurs, un accroissement de un pour cent du nombre moyen régional d'années d'instruction du père réduit le taux régional du travail des enfants de 1,68 pour cent. Par contre, contrairement à l'approche micro-économétrique, l'effet de l'instruction de la mère sur la

⁴⁹ Les estimations économétriques avec les logarithmes des variables produisent des résultats de moins bonne qualité.

⁵⁰ Le modèle auto-régressif (3) produit une élasticité de 0,86.

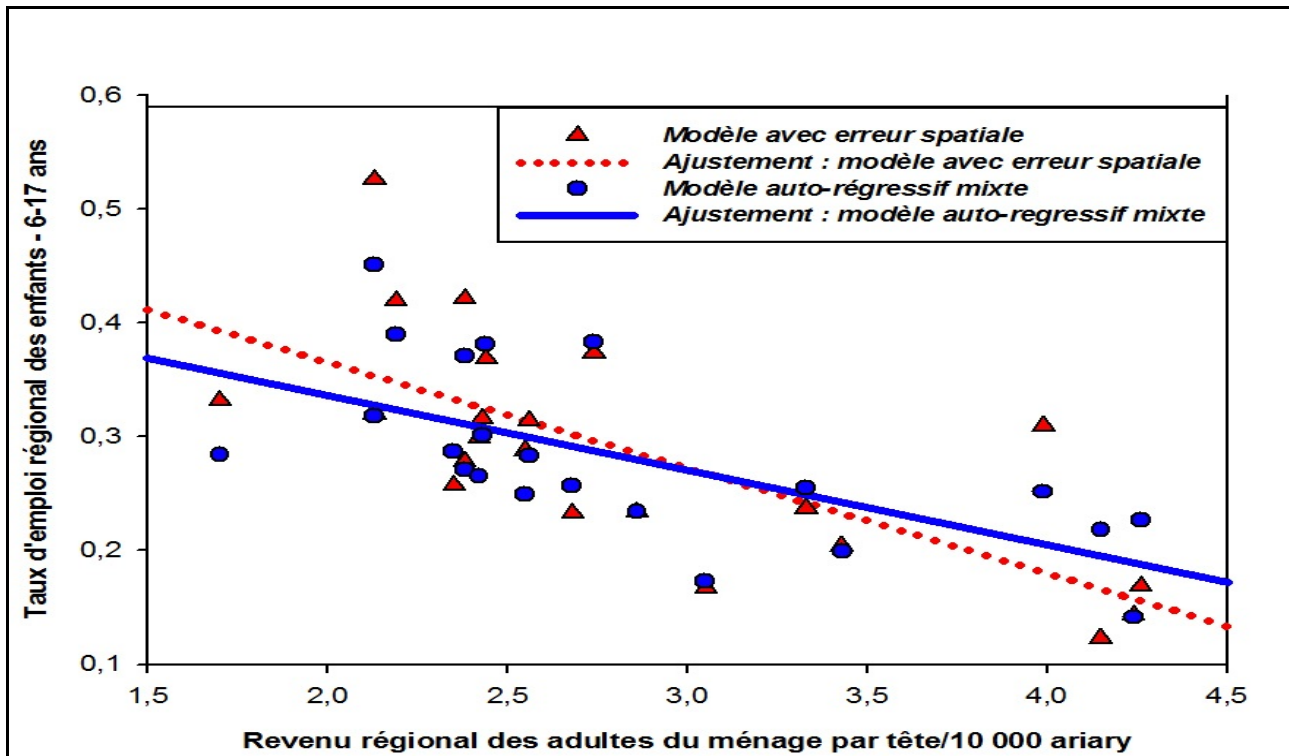


Figure 3 : Impact du revenu régional des adultes par tête sur le taux régional d'emploi prédit des enfants de 6-17 ans selon diverses spécifications économétriques – Madagascar 2005

participation des enfants au marché du travail n'est pas significatif. Ce résultat illustre l'effet de l'agrégation des informations au niveau régional. Enfin, on notera que le taux d'urbanisation régional est positivement corrélé au ratio du travail des enfants. Ce résultat est en contradiction avec le signe négatif et significatif du coefficient du milieu urbain dans les modèles à effets fixes – tableau A2, en annexes. Toutefois, les effets aléatoires relatifs au milieu, bien qu'étant également négatifs, ne sont pas significatifs – tableau 1.

La figure 3 reproduit les valeurs prédites du taux d'emploi régional des enfants de 6-17 ans en fonction du revenu régional des adultes par tête. Elle illustre la relation inverse entre les gains des adultes et la participation des enfants au marché du travail.

6. Conclusion

Fondée sur l'enquête prioritaire de Madagascar de 2005, la présente recherche examine l'hypothèse de non-linéarité de l'impact des revenus des adultes sur le travail des enfants, et l'opportunité d'estimations économétriques prenant en compte la dépendance spatiale des données. Plusieurs conclusions sont mises en évidence.

Premièrement, compte tenu de la structure de l'échantillonnage à deux niveaux – sous-jacente à la plupart des enquêtes auprès des ménages – l'étude vérifie l'existence d'une dépendance spatiale des observations, ce qui viole l'hypothèse d'indépendance inhérente à l'analyse statistique classique. D'une part, les estimations micro-économétriques multiniveau, fondées sur les moindres carrés généralisés itératifs et la procédure de Monte Carlo par chaînes de Markov, suggèrent l'existence de différences significatives de participation des enfants au marché du travail selon les régions. A cet égard, les coefficients de corrélation intra-régions – coefficients de partition de variance – sont compris entre 0,105 et 0,129 selon les estimations. Par ailleurs, ces dernières montrent que l'impact du milieu sur le travail des enfants varie selon les régions – l'approche en termes d'effets fixes supposant que l'effet du milieu ne varie selon les régions –, bien que l'écart de variation inter-régions de la probabilité de travail des enfants entre les milieux rural et urbain au profit du premier soit modéré – faible supériorité de la probabilité du travail des enfants dans les zones rurales, comparativement au milieu urbain. D'autre part, l'approche macro-économétrique spatiale vérifie également la dépendance spatiale

des observations selon les régions, le coefficient auto-régressif du terme aléatoire spatialement retardé étant significatif.

Deuxièmement, l'étude met également en relief la non-linéarité de l'effet des gains des adultes par tête sur le travail des enfants, et vérifie l'« axiome de luxe ». A cet égard, on note une similitude des résultats entre les approches non-bayésienne – IGLS – et bayésienne – MCMC –, les coefficients des revenus et des revenus au carré des adultes étant statistiquement significatifs, et, respectivement, *négatifs* et *positifs*. Un résultat quasi-équivalent prévaut lorsque la modélisation des revenus des adultes est effectuée en splines, mais le critère d'information de déviance (DIC) montre que les estimations en termes MCMC produisent un meilleur ajustement des données. Ainsi, selon ce dernier, lorsque les gains des adultes situés *en dessous* du seuil du premier quintile de la distribution s'accroissent de 10 000 ariary, le taux de variation de l'incidence du travail des enfants diminue par un facteur multiplicatif de 0,293. Or, on observe un *changement positif et significatif* du taux de variation de la participation des enfants au marché du travail en présence des ressources des adultes par tête *excluant* l'équivalent du seuil du premier quintile de la distribution des revenus, le risque relatif étant de 2,649. Par conséquent, pour le segment des revenus des adultes *excluant* le premier quintile de la distribution, la variation de l'incidence du travail des enfants demeure largement négative, et équivaut à -6,3 pour cent. Enfin, pour le dernier segment de la distribution des ressources des adultes par tête *excluant* l'équivalent du seuil du dernier quintile de la distribution des revenus, le coefficient de régression des gains suggère une variation *positive et significative* de 2,8 pour cent du taux de variation de la probabilité de travail des enfants, consécutivement à un changement des gains des adultes de 10 000 ariary. L'estimation macro-économétrique spatiale confirme que l'accroissement du revenu régional des adultes des ménages réduit la propension des enfants à participer au marché du travail – une élévation de un pour cent du revenu régional des adultes par tête induit une réduction de 0,89 pour cent du ratio régional du travail des enfants –, mais la non-linéarité de l'impact des gains des adultes sur le travail des enfants n'est pas vérifiée au niveau régional.

Troisièmement, les estimations économétriques suggèrent que d'autres facteurs influencent le travail des enfants. Tout d'abord, des attributs des enfants : âge, relation avec le chef de ménage, travail domestique pour plus de 28 heures par semaine, et blessure au cours des deux dernières semaines. Ensuite, l'instruction du père et de la mère, et des caractéristiques du chef de ménage : sexe et statut d'emploi. Enfin, la taille, la structure démographique des familles, et l'incidence de l'emploi dans le ménage affectent la propension des enfants à participer au marché du travail.

En définitive, ces résultats suggèrent qu'une réduction significative du travail des enfants dépend, prioritairement, de l'accroissement des revenus des adultes des ménages *les plus pauvres*. Par ailleurs, les effets étant susceptibles de varier selon les régions et le milieu, le ciblage des actions en fonction de la distribution spatiale des activités et des opportunités économiques est de première importance.

Références bibliographiques

- Anselin, L., 1988. *Spatial Econometrics: Methodes and Models*, Dordrecht, Kluwer Academic.
- Baland, J.M., Robinson, J.A., 2000. « Is Child Labor Inefficient? », *Journal of Political Economy*, 108: 663-679.
- 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.
- Basu, K., Van, P.H., 1998. « The Economics of Child Labor », *American Economic Review*, 88: 412-427.
- Bhalotra, S., 2003. *Child Labour in Asia and Africa*, Bristol, Background Research Paper for the EFA Monitoring Report, mimeo, University of Bristol.
- Bhalotra, S., Heady, C., 2003. « Child Farm Labor: The Wealth Paradox », *World Bank Economic Review*, 17: 197-227.
- Biggeri, M., Guarcello, L., Lyon, S., Rosati, F.C., 2003. *The Puzzle of « Idle » Children: Neither in School nor Performing Economic Activity. Evidence from Six Countries*, Roma, Working Paper Series, October, Understanding Children's Work Project.
- Blunch, N-H., Verner, D., 2000. *Revisiting the Link Between Poverty and Child Labor: The Ghanaian Experience*, Washington, Policy Research Working Paper 2488, The World Bank.
- Bourdieu, P., 1980. « Le capital social », *Actes de la recherche en sciences sociales*, 31 : 2-3.
- Browne, W.J., 2005. *MCMC Estimation in MLwiN. Version 2.0*, Bristol, Centre for Multilevel Modelling, University of Bristol.
- Canagarajah, S., Coulombe, H., 1997. *Child Labor and Schooling in Ghana*, Washington, Policy Research Working Paper 1844, World Bank.
- Cigno, A., Rosati, F.C., Tzannatos, Z., 2001. *Child Labour, Nutrition and Education in Rural India: An Economic Analysis of Parental Choice and Policy Options*, Washington, Social Protection Discussion Paper Series 0131, Social Protection Unit, Human Development Network, The World Bank.
- . 2002. *Child Labour Handbook*, Washington, Social Protection Discussion Paper Series 0206, Social Protection Unit, Human Development Network, The World Bank.
- Cockburn, J., Dostie, B., 2007. « Child Work and Schooling: The Role of Household Asset Profiles and Poverty in Rural Ethiopia », *Journal of Development Studies*, 16(4): 519-563.
- Dammert, A.C., 2007. « Child Labor and Schooling Response to Change in Coca Production in Rural Peru », *Journal of Development Economics*, (à paraître).
- 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., Arends-Kuenning, M., 2003. « School Attendance, Child Labor and Local Labor Market Fluctuations in Urban Brazil », *World Development*, 31(7): 1165-1178.
- Edmonds, E.V., 2005. « Does Child Labor Decline with Improving Economic Status? », *Journal of Human Resources*, 40(1): 77-99.
- Ersado, L., 2005. « Child Labor and Schooling Decisions in Urban and Rural Areas: Comparative Evidence from Nepal, Peru, and Zimbabwe », *World Development*, 33(3): 455-480.

- Fallon, P., Tzannatos, Z., 1998. *Child Labor. Issues and Directions for the World Bank*, Washington, Social Protection Human Development Network, The World Bank.
- Gelman, A., Hill, J., 2007. *Data Analysis Using Regression and Multilevel/Hierarchical Models*, New York, Cambridge University Press.
- Goldstein, H., *Multilevel Statistical Models*, London, 3rd Edition, Arnold.
- Grootaert, Ch. 1998. *Child Labor in Côte d'Ivoire: Incidence and Determinants*, Washington, mimeo, The World Bank.
- Grootaert, Ch., Kanbur, R. 1995. *Child Labor: A Review*, Washington, Policy Research Working Paper 1454, The World Bank.
- Hagemann, F., Diallo, Y., Etienne, A., Mehran, F., 2006. *Global Child Labour Trends 2000 to 2004*, Geneva, International Programme on the Elimination of Child Labour, Statistical Information and Monitoring Programme on Child Labour, International Labour Office.
- Haining, R., 2007. *Spatial Data Analysis. Theory and Practice*, New York, 7th Edition, Cambridge University Press.
- IPEC, 2004. *Child Labour Statistics. Manual on Methodologies for Data Collection Through Surveys*, Geneva, International Programme on the Elimination of Child Labour, Statistical Information and monitoring Programme on Child Labour, International Labour Office.
- Lachaud, J.-P., 2007. *Les déterminants de l'inactivité économique et de la non-scolarisation des enfants aux Comores et à Madagascar. Existe-t-il une courbe de Kuznets ?*, Pessac, Document de travail 140, Lare-Efi-Ged, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- Lachaud, J.-P., 2008. « Le travail des enfants et la pauvreté en Afrique : Un réexamen appliqué au Burkina Faso », *Economie et prévision* (à paraître).
- LeSage, J.-P., 1998. *Spatial Econometrics*, Toledo, University of Toledo.
- Maitra, P., Ray, R., 2000. « The Joint Estimation of Child Participation in Schooling and Employment: Comparative Evidence from Three Continents », *Oxford Development Studies*, 30: 252-276.
- Marsh, L.C., Cormier, D.R., 2002. *Spline Regression Models*, Thousand Oaks, Sage University Paper Series on Quantitative Application in the Social Sciences 07-137.
- Nielsen, H.S., 1998. *Child Labor and School Attendance: The Joint Decisions*, Aarhus, Working Paper 98-15, Centre for Labour Market and Social Research, Denmark.
- Poirier, D.L., Garber, S.G., 1974. « The Determinants of Aerospace Profit Rates 1951-1971 », *Southern Economic Journal*, 41: 228-238.
- Présidence de la République de Madagascar, 2006. *Madagascar Action Plan 2012*, Antananarivo, mars.
- Rabe-Hesketh, S., Skrondal, A., Pickles, A., 2004. *GLLAMM Manual*, Berkeley; Working Paper Series 160, U.C. Berkeley Division of Biostatistics.
- Rasbash, J., Steele, F., Browne, W., Prosser, B., 2005. *A User's Guide to MLwiN. Version 2.0*, Bristol, Centre for Multilevel Modelling, University of Bristol.
- Ray, R., 1999. *How Child Labour and Child Schooling Interact with Adult Labour*, Washington, Policy Research Working Paper 2179, 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.
- Ray, R., Lancaster, G., 2003. *Does Child Labour Affect School Attendance and School Performance?*, Hobart, Discussion Paper 2003-04, University of Tasmania.

Rivers, D., Vuong, Q.H., 1988. « Limited Information Estimators and Exogeneity Tests for Simultaneous Probit Models », *Journal of Econometrics*, 39: 347-366.

Rosati, F.C., Tzannatos, Z., 2006. « Child Labour in Vietnam », *Pacific Economic Review*, 11 (1): 1-31.

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.

Shafiq, M. N., 2007. « Households Schooling and Child Labor Decisions in Rural Bangladesh », *Journal of Asian Economics*, 18: 946-966.

Sirven, N., 2004. *Capital social et développement : Concepts, théories et éléments empiriques issus du milieu rural de Madagascar*, Pessac, Thèse de doctorat ès sciences économiques, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu Bordeaux 4.

Suits, D.B., Maso, A., Chan, L., 1978. « Spline Functions Fitted by Standard Regression Methods », *Review of Economics and Statistics*, LX: 132-139.

UCW, 2003. *Understanding Children's Work in Guatemala*, Rome, Country Report Series, March, Understanding Children's Work Project.

Annexes

Tableau A1 : Incidence du travail et de la scolarisation des enfants – 6-17 ans et plus – selon le sexe et l'âge – pourcentage – Madagascar 2005

Statut travail/école	Travail seul	Ecole seule	Travail & école	Absence travail & école	Total
<i>Sexe/âge</i>					
Garçons	17,9	60,0	8,2	13,9	100,0
6-9 ans	9,1	58,4	4,1	28,5	100,0
10-14 ans	11,3	70,9	13,4	4,4	100,0
15-17 ans	50,6	39,0	5,1	5,4	100,0
Filles	18,3	59,1	8,0	14,7	100,0
6-9 ans	8,0	60,1	4,3	27,6	100,0
10-14 ans	11,6	70,2	12,6	5,6	100,0
15-17 ans	51,3	34,7	5,9	8,0	100,0
Total					
6-9 ans	8,6	59,2	4,2	28,1	100,0
10-14 ans	11,4	70,6	13,0	5,0	100,0
15-17 ans	51,0	36,8	5,5	6,7	100,0
Ensemble	18,1	59,5	8,1	14,3	100,0
N	3 275	10 778	1 467	2 588	18 108

Source : EPM 2005.

Tableau A2 : Coefficients de régression des estimations logit des déterminants de la participation des enfants (6-17 ans) au marché du travail – effets fixes – Madagascar 2005¹

Estimation Variables	Maximum de vraisemblance			Moindres carrés généralisés itératifs - IGLS ³			Monte Carlo par chaînes de Markov - MCMC ⁴		
	(1)			(2)			(3)		
	β	t ²	Risque relatif ²³	β	t ²	Risque relatif ²³	β	t ²	Risque relatif ²³
Constante	-6,329	-14,977**	0,002	-8,168	-18,734**	0,000	-8,902	-27,994**	0,000
Enfant									
Age	-0,779	-14,569**	0,458	-0,659	-11,982**	0,517	-0,613	-11,788**	0,542
(Age) ² /100	5,274	21,766**	195,337	4,752	19,161**	115,816	4,579	19,159**	97,417
Sexe ⁵	0,032	0,731	1,033	0,064	1,422	1,066	0,066	1,404	1,068
Enfant du chef ⁶	-0,699	-8,375**	0,497	-0,606	-7,390**	0,546	-0,596	-7,842**	0,551
Travaux domestiques ⁷	0,955	8,996**	2,601	0,789	7,239**	2,201	0,804	7,376**	2,234
Maladie/blessure ⁸	-0,290	-2,356**	0,749	-0,246	-2,299**	0,782	-0,242	-2,178**	0,785
Instruction									
<i>Père</i> ⁹									
Primaire	-0,193	-3,082**	0,824	-0,205	-3,203**	0,815	-0,209	-3,215**	0,811
Secondaire 1c ¹⁰	-0,237	-2,453**	0,789	-0,263	-2,828**	0,769	-0,259	-2,643**	0,772
Secondaire 2c & plus ¹¹	-0,461	-2,833**	0,630	-0,287	-2,007**	0,751	-0,264	-1,846*	0,768
<i>Mère</i> ⁹									
Primaire	-0,220	-4,022**	0,802	-0,284	-5,072**	0,753	-0,282	-5,036**	0,754
Secondaire 1c ¹⁰	-0,977	-9,858**	0,376	-0,843	-9,264**	0,430	-0,849	-8,937**	0,428
Secondaire 2c & plus ¹¹	-0,821	-4,243**	0,439	-1,083	-6,260**	0,339	-1,085	-6,061**	0,338
Sexe du chef ¹²	0,183	2,356**	1,201	0,215	2,756**	1,240	0,232	2,937**	1,261
Ménage									
Taille	-0,044	-3,007**	0,956	-0,038	-2,533**	0,963	-0,035	-2,917**	0,966
Composition									
Nombre enfants du chef <6 ans	0,089	3,846**	1,094	0,081	3,375**	1,084	0,082	3,565**	1,085
Nombre enfants du chef 6-17 ans	0,085	3,681**	1,089	0,105	4,375**	1,111	0,101	4,809**	1,106
Revenu des adultes ¹⁵									
Revenu des adultes par tête/10 ⁴	-0,176	-13,171**	0,839	-0,108	-7,714**	0,898	-0,105	-9,545**	0,900
(Revenu des adultes par tête/10 ⁴) ²	0,002	11,075**	1,002	0,002	6,792**	1,002	0,002	8,421**	1,002
Statut travail chef ¹³									
Ouvrier	-0,146	-0,584	0,863	0,031	0,138	0,969	0,224	1,149	1,251
Indépendant non-agricole	-0,254	-0,987	0,775	0,195	0,852	0,823	0,389	1,954*	1,476
Agriculteur de subsistance	-0,076	-0,308	0,926	0,483	2,166**	0,617	0,683	3,633**	1,980
Agriculteur progressif	-0,056	-0,230	0,945	0,500	2,273**	0,607	0,690	3,770**	1,994
Chômeur/inactif	2,108	6,595**	8,237	2,830	9,309**	16,945	3,081	11,411**	21,780
Prop. d'adultes rémunérés/ménage ¹⁴	0,085	36,189**	1,089	0,086	28,667**	1,090	0,087	43,500**	1,091
Capital social									
Transferts internes reçus ¹⁶	-0,030	-0,540	0,970	-0,013	-0,236	0,987	-0,010	-0,179	0,990
Transferts externes reçus ¹⁷	-0,003	-0,006	0,997	0,257	0,486	0,773	0,205	0,396	1,228
Migrant ¹⁸	0,101	1,489	1,106	0,036	0,581	1,037	0,041	0,641	1,042
Milieu ¹⁹	-0,220	-3,265**	2,568	-0,144	-3,064**	0,866	-0,141	-2,937**	0,868
Régions : effets fixes ²⁰	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Deviance (Dbar) ²⁴		-13 504,48 ²⁶						12 646,83	
DIC ²⁵		12 073,38 ²⁷						12 695,51	
Log vraisemblance		-6 512,05						-	
χ^2 (sig)		7 795,35 (0,000)						-	
% cas bien classés		84,7						-	
Pseudo-R ²		0,374						-	
Hosmer-Lemeshow χ^2 (sig) ²¹		353,67 (0,000)						-	
Endogénéité du revenu : t (sig) ²²		0,045 (0,964)						-	
Wald : effets fixes régions : $\alpha_1 = \dots = \alpha_{21} = 0$		718,05 (0,000)			175,30 (0,000)			168,69	
N		18 104			18 104			18 104	

(1) La variable dépendante équivaut à un lorsque les enfants de 6-17 ans (Madagascar) ont eu une activité économique au cours des 7 derniers jours; (2) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type; (3) Iterative Generalised Least Squares ou Reweighted IGLS; (4) Monte Carlo Markov Chain; (5) Base = filles; (6) Oui = 1; (7) Nombre d'heures supérieur ou égal à 28 heures par semaine; (8) Enfant malade ou blessé au cours des deux dernières semaines; (9) Base = sans instruction; (10) Secondaire 1^{er} cycle, y compris la formation professionnelle après le CEPE; (11) Secondaire 2^{ème} cycle et supérieur, et y compris la formation professionnelle après le BEPC; (12) Base = femme; (13) Base = cadre; (14) Employés rémunérés adultes de plus de 17 ans; (15) En Ariary/10 000 par mois. Il s'agit du revenu mensuel réel par tête du ménage auquel le revenu des enfants de 6-17 ans a été retranché; (16) Existence de transferts uniquement internes; (17) Existence de transferts de l'étranger; (18) Adulte ayant vécu hors du présent fivondronana pour plus de 6 mois; (19) Base = rural; (20) Effets fixes relatifs aux 22 régions – variables binaires spécifiant la localisation des ménages par région; (21) Test de la concordance entre les valeurs actuelles et prédites. Des valeurs élevées indiquent que le modèle est non approprié; (22) Rivers, Vuong (1988); (23) Le risque relatif ou ratio des chances est l'exponentielle du coefficient de régression. Il représente l'effet multiplicatif d'un accroissement d'une unité du régresseur sur le ratio des chances initial (si la variable est continue) ou les chances relatives par rapport à la catégorie de référence (si la variable est en termes de catégories); (24) La déviance peut être considérée comme une mesure de l'ajustement des données par analogie avec l'écart type des résidus. Dans le modèle logistique, la déviance moyenne est : $Dbar = -2 \sum [y_i \log(p_i) + (1 - y_i) \log(1 - p_i)]$, où i est la valeur prédite de l'observation i ; (25) Contrairement aux méthodes de quasi-vraisemblance (IGLS), le diagnostic DIC (Bayesian Deviance Information Criterion) peut être utilisé, et joue le rôle de l'information Akaike dans les modèles linéaires généralisés. Si le nombre effectif de paramètres est p^D , $DIC = Dbar + p^D$. La comparaison des DIC entre modèles permet de juger de la qualité relative de ces derniers – une baisse de DIC implique un meilleur ajustement des données; (26) BIC (Bayesian Information Criterion) fondé sur le AIC (Akaike Information Criterion). Ce dernier est égal à la déviance plus deux fois le nombre de paramètres; (27) BIC - BIC avec la valeur escomptée des paramètres inconnue.

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

Source : EPM 2005.

Tableau A3 : Coefficients de régression des estimations logit des variables du revenu par tête des adultes des ménages liés aux déterminants de la participation des enfants (6-17 ans) au marché du travail – effets fixes – Madagascar 2005¹

Estimation Variables	Maximum de vraisemblance			Moindres carrés généralisés itératifs - IGLS ³			Monte Carlo par chaînes de Markov - MCMC ⁴		
	(1)			(2)			(3)		
	β	t ²	Risque relatif ⁵	β	t ²	Risque relatif ⁵	β	t ²	Risque relatif ⁵
Revenu des adultes – splines⁶									
Revenu des adultes par tête/10 ⁴	-1,760	-20,819**	0,172	-1,322	-15,022**	0,267	-1,441	-29,408**	0,237
$\Delta R1$	1,818	10,772**	6,162	1,256	7,177**	3,511	1,561	28,907**	4,763
$\Delta R2$	-0,171	-0,899	0,842	-0,014	-0,899	0,986	-0,347	-4,689**	0,707
$\Delta R3$	-0,011	-0,072	0,989	0,021	0,143	1,021	0,202	2,525**	1,224
$\Delta R4$	0,142	2,331**	1,153	0,079	1,411	1,082	0,045	1,153	1,046
Régions : effets fixes⁷									
Deviance (Dbar) ⁸		-12 928,75 ¹¹						12 255,63	
DIC ⁹		12 678,53 ¹²						12 304,40	
Log vraisemblance		-6 209,47						-	
χ^2 (sig)		8 400 (0,000)						-	
% cas bien classés		85,4						-	
Pseudo-R ²		0,403						-	
Hosmer-Lemeshow χ^2 (sig) ¹⁰		239,51 (0,000)						-	
Wald : effets fixes régions : $\alpha_1 = \dots = \alpha_{21} = 0$		753,55 (0,000)			172,12 (0,000)			155,33	
Wald : revenus : $\alpha_1 = \dots = \alpha_5 = 0$		749,77 (0,000)			191,86 (0,000)			1 132,33	
N		18 104			18 104			18 104	

(1) La variable dépendante équivaut à un lorsque les enfants de 6-17 ans (Madagascar) ont eu une activité économique au cours des 7 derniers jours; (2) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type; (3) Iterative Generalised Least Squares ou Reweighted IGLS; (4) Monte Carlo Markov Chain; (5) Le risque relatif ou ratio des chances est l'exponentielle du coefficient de régression. Il représente l'effet multiplicatif d'un accroissement d'une unité du régresseur sur le ratio des chances initial (si la variable est continue) ou les chances relatives par rapport à la catégorie de référence (si la variable est en termes de catégories); (6) En Ariary/10 000 par mois. Il s'agit du revenu mensuel réel par tête du ménage auquel le revenu des enfants de 6-17 ans a été retranché. La codification des revenus des adultes par tête est réalisée de telle sorte que chaque coefficient inhérent à un segment des revenus $x_{(i+1)}$ représente la *variation* de la pente par rapport au segment x_i , avec $i \geq 1$ et $x_1 =$ seuils des quintiles de la distribution des revenus par tête des adultes des ménages; (7) Effets fixes relatifs aux 22 régions – variables binaires spécifiant la localisation des ménages par région; (8) La déviance peut être considérée comme une mesure de l'ajustement des données par analogie avec l'écart type des résidus. Dans le modèle logistique, la déviance moyenne est : $Dbar = -2 \sum [y_i \log(p_i) + (1 - y_i) \log(1 - p_i)]$, où i est la valeur prédite de l'observation i ; (9) Contrairement aux méthodes de quasi-vraisemblance (IGLS), le diagnostic DIC (Bayesian Deviance Information Criterion) peut être utilisé, et joue le rôle de l'information Akaike dans les modèles linéaires généralisés. Si le nombre effectif de paramètres est p^p , $DIC = Dbar + p^p$. La comparaison des DIC entre modèles permet de juger de la qualité relative de ces derniers – une baisse de DIC implique un meilleur ajustement des données; (10) Test de la concordance entre les valeurs actuelles et prédites. Des valeurs élevées indiquent que le modèle est non approprié; (11) BIC (Bayesian Information Criterion) fondé sur le AIC (Akaike Information Criterion). Ce dernier est égal à la déviance plus deux fois le nombre de paramètres; (12) BIC - BIC avec la valeur escomptée des paramètres inconnue.

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

Source : EPM 2005.