



HAL
open science

Pauvreté et arbitrage entre scolarisation et travail des enfants au Mali

Moussa Keita

► **To cite this version:**

Moussa Keita. Pauvreté et arbitrage entre scolarisation et travail des enfants au Mali. 2014. halshs-01064821

HAL Id: halshs-01064821

<https://shs.hal.science/halshs-01064821>

Preprint submitted on 17 Sep 2014

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



CENTRE D'ETUDES
ET DE RECHERCHES
SUR LE DEVELOPPEMENT
INTERNATIONAL

SERIE ETUDES ET DOCUMENTS DU CERDI

Pauvreté et arbitrage entre scolarisation et travail des enfants au Mali

Moussa KEITA

Etudes et Documents n° 18

July 2014

CERDI
65 BD. F. MITTERRAND
63000 CLERMONT FERRAND - FRANCE
TEL. 04 73 17 74 00
FAX 04 73 17 74 28
www.cerdi.org

L'auteur

Moussa KEITA, Clermont Université, Université d'Auvergne, CNRS, UMR 6587, CERDI, F-63009 Clermont Fd

Email: Moussa.Keita@udamail.fr, keitam09@ymail.com

La série des *Etudes et Documents* du CERDI est consultable sur le site :

<http://www.cerdi.org/ed>

Directeur de la publication : Vianney Dequiedt

Directeur de la rédaction : Catherine Araujo Bonjean

Responsable d'édition : Annie Cohade

ISSN : 2114 - 7957

Avertissement :

Les commentaires et analyses développés n'engagent que leurs auteurs qui restent seuls responsables des erreurs et insuffisances.

Résumé

Cette étude analyse l'influence de la pauvreté sur les choix de scolarisation et de travail des enfants à partir des données provenant d'une enquête ménages réalisée par le CERDI, au Mali, en 2009 et en 2011. Ces choix sont a priori considérés comme deux formes particulières d'allocation du temps des enfants, l'une visant la formation du capital humain, l'autre constitue un recours à la main d'œuvre pour des besoins productifs immédiats du ménage. Nous tentons de montrer comment en situation de pauvreté le choix entre ces deux formes d'allocation présente un haut degré d'arbitrage pour le ménage. Les résultats montrent que l'accroissement de la probabilité de l'un des choix se traduit intrinsèquement par une baisse de probabilité de l'autre choix. Néanmoins, il apparaît que l'arbitrage entre la scolarisation et le travail de nature non-économique n'est pas significativement conditionné par le niveau de vie. En effet, nous trouvons que les travaux non-économiques sont beaucoup plus rigides à variation du niveau de vie. En revanche, c'est le travail économique qui semble être la composante la plus flexible et la plus réactive à la variation du niveau de vie, en ce sens où nous trouvons qu'un accroissement du niveau de vie (sur la base des actifs) se traduit par une baisse significative du temps de travail économique des enfants.

Codes JEL: C12 D13 I21 J22

Mots clés: Pauvreté, Scolarisation, Travail des enfants

Avertissement

Ce travail a été réalisé à partir des données recueillies au cours d'enquêtes réalisées par le CERDI et l'Institut d'Economie Rurale (Bamako, Mali) et financées par le PNUD. L'auteur remercie toutes les personnes qui d'une façon ou d'une autre ont contribué à ces enquêtes ainsi que le Programme Régional Energie pour la réduction de la Pauvreté du PNUD (PNUD/PREP) basé à Dakar (Sénégal) pour son soutien. L'auteur remercie également Catherine Araujo Bonjean et Martine Audibert pour leurs commentaires sur des versions antérieures de ce travail. Il reste seul responsable des erreurs et insuffisances.

Introduction

Depuis quelques années, les implications liées au travail des enfants en matière de formation du capital humain font l'objet d'une grande attention de la part des acteurs du développement. Face aux défis de la faible scolarisation dans les pays en développement, les principaux acteurs du développement se sont engagés dans un certain nombre d'initiatives dont l'Education Pour Tous (EPT) visant à assurer une éducation à tous les enfants en âge scolaire. Malgré d'importants efforts, de nombreuses difficultés subsistent à cause notamment de l'influence de nombreux facteurs socioéconomiques. Selon le rapport EPT (Unesco, 2007), plus de 77 millions d'enfants en âge d'être scolarisés au primaire ne le sont pas. Bien que le rapport de 2011 mette en évidence une diminution sensible de ce chiffre (67 millions en 2008), les statistiques montrent que, chaque année en Afrique subsaharienne, environ 10 millions d'enfants abandonnent l'école avant d'achever le cycle de l'enseignement primaire.

Au regard de ces faits, il est important de mettre en évidence les obstacles à une éducation réussie des enfants. Bien que divers facteurs socioéconomiques et culturels aient déjà été avancés pour expliquer les difficultés en matière de scolarisation et de réussite scolaire, l'influence du travail des enfants sur la scolarisation ne fait pas encore consensus dans la communauté des chercheurs. La multiplicité des formes du travail de l'enfant (travail rémunéré hors ménage, travail non rémunéré dans le ménage ou hors ménage) rend difficile la mise en évidence consensuelle des conséquences de ce phénomène. Si le travail des enfants se ramène pour certains à offrir une force de travail sur le marché, pour d'autres, le concept doit inclure les travaux visant à aider les ménages dans les exploitations agricoles, les entreprises familiales ou les travaux domestiques. De ce fait, la définition du travail des enfants pose problème à la fois pour des raisons conceptuelles et statistiques, et parce que la frontière entre le « *child work* » et le « *child labour* »¹ est difficile à tracer. En outre, les statistiques internationales, qui excluent de la notion du travail des enfants, les activités qualifiées d'« activités non économiques » telles que les travaux domestiques, sous-estiment considérablement l'ampleur du phénomène et les implications directes sur la scolarisation notamment des jeunes filles. Il semble que le travail des enfants, quelle que soit sa forme, ait des implications néfastes en matière de scolarisation de l'enfant (Schlemmer, 1996). Dès lors, dans la poursuite des objectifs de renforcement du capital éducatif des enfants, une meilleure compréhension du phénomène du travail des enfants, ses déterminants ainsi que ses relations avec les décisions de scolarisation dans les ménages, est une condition nécessaire pour mieux orienter les choix stratégiques.

Cette étude s'intéresse au rôle de la pauvreté sur les choix des ménages en matière de scolarisation et de mise au travail des enfants. Nous considérons, en effet, que la scolarisation et le travail constituent deux formes particulières d'allocation du temps des enfants. L'une visant la formation du capital humain dont le but final est l'amélioration de la productivité et

¹ Invernizzi (2003) estime par exemple que *child labour* fait référence « aux formes intolérables du travail des enfants relevant de l'exploitation », tandis que le *child work* désigne les formes non nuisibles du travail, pouvant être assimilées à une forme d'éducation et/ou de socialisation, ou, pour reprendre la définition de l'OIT, « les travaux qui, par leur nature ou les conditions dans lesquelles ils sont exercés, ne sont pas susceptibles de nuire à la santé physique ou mentale ou à la moralité des enfants ».

des revenus à l'âge adulte. Et l'autre étant le recours à la main d'œuvre des enfants pour les besoins productifs immédiats du ménage. La principale interrogation réside alors dans le degré d'arbitrage entre ces deux formes d'allocation compte tenu du niveau de vie du ménage.

En effet, la production du capital humain des enfants peut être considérée comme une technologie nécessitant deux principaux intrants : les ressources monétaires (dépenses que les parents consacrent à la scolarisation de l'enfant) et le temps accordé par l'enfant lui-même à cette formation (temps d'apprentissage). Dès lors, la question de la pauvreté en relation avec l'investissement en capital humain émerge à deux niveaux. D'une part, la pauvreté étant d'abord caractérisée par un faible revenu du ménage, crée une tension entre les dépenses d'investissement en capital humain et les dépenses de consommations courantes du ménage. Au-delà donc de l'arbitrage que crée la pauvreté entre ces deux types de dépenses, elle a aussi une influence directe sur l'allocation du temps des enfants. Car, lorsque l'allocation de temps des adultes ne leur permet pas de générer un niveau de consommation suffisant pour atteindre (ou maintenir) un certain niveau de vie, ceux-ci auront tendance à s'appuyer sur la force productive des enfants afin d'apporter un supplément de consommation. Cette contribution directe des enfants à la consommation du ménage constitue donc le point de départ de la question du travail des enfants et de sa compétition directe avec les activités scolaires.

En adoptant une démarche essentiellement empirique, cette étude analyse la relation entre la pauvreté du ménage et l'allocation du temps des enfants. La principale question est de savoir dans quelle mesure la pauvreté du ménage induit un arbitrage en faveur du travail des enfants au détriment de leur scolarisation. Nous analysons ainsi les choix de scolarisation et de mise au travail des enfants, d'une part, en testant l'hypothèse d'interdépendance entre les deux décisions et d'autre part, en évaluant l'effet du niveau de vie sur ces décisions.

L'article est organisé en quatre sections. Dans la première section, nous procédons à un bref survol de la littérature théorique et empirique sur la problématique du travail des enfants en relation avec la pauvreté et la scolarisation. Dans la deuxième section, nous discutons des différentes définitions statistiques du travail des enfants et présentons celles retenues dans cette étude. Dans la troisième section, nous discutons de la mesure empirique du niveau de vie adoptée pour évaluer l'impact de la pauvreté du ménage sur ses choix d'allocation du temps des enfants. Dans la quatrième section, nous présentons les stratégies d'estimation notamment par une discussion sur le choix des modèles à estimer, la mise en œuvre des estimations et la discussion des résultats. Cette dernière section est suivie d'une conclusion.

1. Pauvreté, scolarisation et travail des enfants: bref survol de la littérature

1.1. Choix d'allocation du temps des enfants dans un ménage collectif

Considérant que les choix d'allocation du temps des enfants émane uniquement des parents, nous partons d'un modèle de ménage collectif dans lequel la fonction objective du ménage s'écrit comme une somme pondérée des utilités individuelles et dont la résolution aboutit à une allocation pareto-optimale des ressources au sein du ménage (Browning et Chiappori, 1998).

En considérant ainsi un ménage typique à trois individus: deux agents décideurs l'homme (h) et la femme (f) ayant pour fonction d'utilité respective U_h et U_f et un enfant (e), le problème de maximisation du bien-être du ménage incluant la production du capital humain s'écrit comme suit :

$$MaxW = \phi[U_f(c_f, c_h, c_e, l_f, l_h, Y_e, z_f)] + (1 - \phi)[U_h(c_f, c_h, c_e, l_f, l_h, Y_e, z_h)] \quad (1a)$$

$$\text{Avec } Y_e = g[d_e, (1 - l_f)\omega_f, (1 - l_h)\omega_h]$$

Où W est la fonction de bien-être agrégée du ménage. U_f et U_h représentent les fonctions d'utilité individuelles de la femme et de l'homme. c_f , c_h et c_e représentent les consommations individuelles respectivement de l'homme, de la femme et de l'enfant. l_f et l_h représentent les loisirs. z_f et z_h les caractéristiques de l'homme et de la femme incluant également celles du ménage et de l'environnement socio-économique (communauté, localité).

Y_e représente le niveau de capital humain accumulé par l'enfant qui est obtenu à travers une fonction $g(\cdot)$. La fonction $g(\cdot)$ représente la technologie de production du capital humain. Cette technologie dépend de plusieurs inputs. Elle dépend d'abord de d_e qui représente le temps alloué par l'enfant à la production. Elle dépend ensuite du revenu des parents. Ce revenu est déterminé à partir des taux de salaires individuels de l'homme ω_h et de la femme ω_f et des dotations en temps que ceux-ci allouent au travail rémunéré. Ces dotations étant normalisées à 1, elles se présentent comme suit $(1 - l_f)$ et $(1 - l_h)$.

Une première implication de cette représentation de la fonction du bien-être du ménage se trouve d'abord dans la pondération associée à chaque fonction d'utilité. Le facteur ϕ qualifié de facteur de distribution (*distribution power*) est assimilé au pouvoir de négociation relative de la femme par rapport à l'homme ($\phi \in [0,1]$). Par ailleurs le fait de supposer que la fonction d'utilité de chaque individu incorpore sa propre consommation, celle de son conjoint et celle de l'enfant, permet une forme très générale d'altruisme et aussi des externalités dans la consommation (Chiappori et Donni, 2006). La fonction (1a) est alors maximisée sous la contrainte budgétaire suivante :

$$c_f + c_h + c_e \leq (1 - l_f)\omega_f + (1 - l_h)\omega_h + (1 - d_e)\omega_e + r_f + r_h \quad (1b)$$

Où ω_e représente le taux de salaire de l'enfant sur le marché du travail. r_f et r_h les revenus non salariaux de la femme et de l'homme. $(1 - d_e)$ représente le temps alloué par l'enfant à

toute autre activité en dehors de celles visant à la production de capital humain. Pour des raisons de simplification, nous supposons que $l_f = l_h = 0$. On suppose également que $r_f = r_h = 0$ (absence de revenus non salariaux) et on normalise les prix des consommations individuelles à 1. Toujours pour ces mêmes raisons sans perte de généralité, on normalise ω_e à 1 et on pose $c_f + c_h + c_e = C$ où C représente la consommation totale du ménage. Ainsi, la fonction de production du capital humain se réécrit comme suit:

$$Y_e = g(d_e, \omega_f, \omega_h) \quad (1c)$$

Cette fonction vérifie les propriétés mathématiques suivantes :

$$\frac{\partial g(d_e, \omega_f, \omega_h)}{\partial d_e} > 0; \quad \frac{\partial g(d_e, \omega_f, \omega_h)}{\partial \omega_f} > 0; \quad \frac{\partial g(d_e, \omega_f, \omega_h)}{\partial \omega_h} > 0$$

En incorporant la contrainte budgétaire et la technologie de production dans la fonction de bien-être du ménage (relation 1a), on trouve :

$$\begin{aligned} \max_{d_e, C, l_f, l_h} W = & \phi [U_f(\omega_f + \omega_h + (1 - d_e), g(d_e, \omega_f, \omega_h), z_f)] \\ & + (1 - \phi) [U_h(\omega_f + \omega_h + (1 - d_e), g(d_e, \omega_f, \omega_h), z_h)] \end{aligned}$$

Ainsi, en s'intéressant d'abord au temps alloué par l'enfant à la formation du capital humain, la condition de premier ordre du programme s'écrit :

$$\frac{\partial W}{\partial d_e}: \quad \phi \left[\frac{\partial U_f}{\partial d_e} (-1) + \frac{\partial U_f}{\partial g} \cdot \frac{\partial g}{\partial d_e} \right] + (1 - \phi) \left[\frac{\partial U_h}{\partial d_e} (-1) + \frac{\partial U_h}{\partial g} \cdot \frac{\partial g}{\partial d_e} \right] = 0 \quad (2a)$$

La condition (2a) comporte deux membres ayant chacun deux composantes représentant les arguments de l'utilité marginale de chaque parent. Dans la première composante associée à chaque individu, on note d'abord une perte d'utilité (facteur négatif). Ce facteur négatif (-1) traduit la perte implicite de revenus causée par l'allocation du temps de l'enfant à la production du capital humain (perte implicite de revenus ou de consommation si le ménage décide de scolariser l'enfant alternativement à sa mise au travail). La deuxième composante, fait apparaître au contraire un gain d'utilité lié à l'accroissement du capital humain de l'enfant (satisfaction des parents, liée à l'amélioration de la qualité de l'enfant, de sa réussite scolaire).

L'équation (2a) montre que, pour chaque parent, le choix entre la scolarisation et le travail de l'enfant est déterminé dans un calcul de rationalité dans lequel il compare la perte implicite de revenus (ou de consommation) au gain d'utilité lié à l'accroissement du capital humain de l'enfant. Ainsi, dans ce cadre purement statique, pour que la scolarisation soit privilégiée, il faut nécessairement que le gain d'utilité lié au capital humain compense la perte de revenus d'au moins l'un des décideurs (compte tenu du poids respectif de chacun dans la décision). Par exemple, lorsque $\phi = 0$, ce qui correspond au cas où la femme n'a aucun pouvoir de décision, alors la contrainte (2a) se réécrit comme suit :

$$\frac{\partial U_h}{\partial d_e}(-1) + \frac{\partial U_h}{\partial g} \cdot \frac{\partial g}{\partial d_e} = 0 \quad (2b)$$

La décision de scolarisation dépendra ainsi du gain d'utilité de l'unique décideur qui est ici l'homme. Mais lorsque $\phi > 0$, alors le choix entre scolariser l'enfant et le mettre au travail est efficient du point de vue du ménage, car ce choix est soumis, au préalable, à une négociation entre conjoints. Chaque conjoint négociant ainsi en faveur du choix qui maximise ses préférences². Ainsi c'est cette négociation qui détermine la nature du choix qu'opère le ménage entre la scolarisation et le travail de l'enfant.

1.2. Littérature théorique

La littérature sur le travail des enfants en relation avec la scolarisation demeure très éparse. Divers modèles théoriques ont été proposés pour tenter d'expliquer le phénomène du travail des enfants et les motivations économiques qui sous-tendent les choix des ménages. Pour beaucoup d'auteurs, la pauvreté est la principale cause explicative du travail des enfants. Il est généralement soutenu que la détérioration des conditions de vie des ménages les contraint à privilégier leur survie quotidienne au détriment du bien-être futur des enfants en utilisant leur capacité productive (Grootaert et Kanbur, 1995 ; Basu et Van, 1998). Certains auteurs mettent en évidence le fait que la mise au travail des enfants constitue pour les ménages une source non négligeable de revenus. Par exemple Maitra et Ray (2000) trouvent que lorsque les enfants combinent à la fois le travail et les activités scolaires, ils contribuent en moyenne à 20% du revenu des ménages. Ce taux atteint 30% si les enfants sont envoyés uniquement sur le marché du travail.

La pauvreté considérée comme principal déterminant du travail des enfants a été initiée par Basu et Van (1998) dont les travaux constituent la référence dans la littérature sur le travail des enfants. L'analyse de ces auteurs est fondée sur un modèle statique de l'économie des ménages qui tente de mettre en évidence l'importance des niveaux de vie des ménages sur le travail des enfants. Pour ces auteurs, la pauvreté est l'élément central car c'est l'insuffisance des revenus des parents qui conduit les enfants sur le marché du travail. Leur modèle part de deux hypothèses essentielles. La première hypothèse qualifiée, d'« *axiome de luxe* » suppose que la participation des enfants au marché du travail est inévitable à partir du moment où la consommation du ménage tombe en dessous d'un seuil critique considéré comme seuil de subsistance. Le loisir et la scolarisation des enfants sont vus comme des biens de luxe que les ménages pauvres ne peuvent s'offrir à cause de leurs coûts directs et d'opportunité. L'une des implications directe de cette première hypothèse est que, puisque les parents sont par nature altruistes, la décision de scolarisation peut devenir effective dès que le ménage retrouve un niveau de consommation supérieur à son seuil de subsistance. La deuxième hypothèse qualifiée d'« *axiome de substitution* » suppose une échelle d'équivalence entre le travail des adultes et celui des enfants sur le marché. Cette hypothèse suppose que le travail des enfants

² Ce qui rejoint l'idée générale que l'augmentation du pouvoir de décision d'un conjoint se traduit par une modification de la structure des dépenses en faveur des biens que celui-ci préfère (voir Thomas, 1993).

est substituable à un degré d'équivalence avec celui des adultes. Par conséquent, les firmes demandeuses de main-d'œuvre vont déterminer leur choix entre la main-d'œuvre des enfants et des adultes en fonction des taux respectifs de salaire, corrigés du paramètre d'équivalence. Cette hypothèse suppose que les entreprises sont indifférentes entre la main-d'œuvre infantile et la main-d'œuvre adulte. Lorsque la productivité est jugée équivalente, l'entreprise aura une préférence pour la main-d'œuvre des enfants à cause de son coût relatif.

Dans cette configuration, le modèle de Basu et Van (1998) démontre l'existence de plusieurs équilibres optimaux dont deux sont parfaitement stables. Dans le premier équilibre dit « *good economy* », le salaire de l'adulte est suffisamment élevé pour maintenir l'enfant hors du marché du travail. Ce dernier consacre alors tout son temps aux loisirs (ou éducation). À l'inverse, dans le second équilibre (*bad economy*), le salaire de l'adulte est trop faible pour se passer du travail des enfants. Ainsi, les deux individus étant alors en concurrence directe sur le marché, le salaire de l'adulte se détériore encore plus du fait de la concurrence avec le bas salaire de l'enfant. Cette situation aboutit à une chute des revenus du ménage en dessous du niveau de subsistance causant un cercle vicieux entre chute des revenus et travail continu et non substituable de l'enfant. On aboutit alors à une « trappe à travail » de l'enfant. Dans cette situation, une politique d'interdiction du travail des enfants pourrait aider à restaurer la situation de « *good economy* ».

Bien que ce cadre théorique permette de mieux comprendre les conditions d'apparition du travail des enfants sur le marché, le modèle de Basu et Van reste un modèle statique où n'est prise en compte que la consommation courante du ménage. Le travail des enfants est vu comme un moyen pour les ménages de compenser la faiblesse des revenus. D'autres modèles théoriques tentent d'intégrer une dimension inter-temporelle en incorporant les motivations des ménages comme la résultante d'un calcul économique axé sur le long terme. Dans ces modèles inter-temporels, l'éducation, en tant qu'accumulation du capital humain, aura un rôle double : assurer le bien-être présent et futur des enfants mais aussi assurer au ménage un revenu à long terme. La scolarisation s'assimile à un investissement avec des coûts certains et des rendements, qui eux, sont moins certains. Dans cette approche, la décision de scolarisation dépendra fortement du choix qu'opère le ménage entre le revenu futur (au cas où l'enfant serait scolarisé) et le revenu présent (au cas où il serait mis au travail).

Les modèles intergénérationnels rejoignent Basu et Van (1998) sur l'hypothèse de pauvreté, mais ils s'en distinguent par l'ajout d'autres hypothèses comme celles de l'imperfection du marché du crédit et l'absence de legs et de contrat intergénérationnel garantis. En effet, lorsque le marché du crédit fonctionne parfaitement, il devient théoriquement possible pour les parents d'emprunter pour financer les coûts de scolarisation des enfants. Le crédit apparaît alors comme un moyen pour transférer une partie des coûts de scolarisation sur la génération qui en a bénéficié. Mais les imperfections du marché rendent impossible ce transfert sur le futur. Ainsi l'incapacité des ménages à emprunter pour financer l'éducation des enfants, contraint les parents à mettre les enfants sur le marché du travail.

Ranjan (1999) montre qu'en l'absence de marché du crédit, on aboutit aux mêmes conclusions que Basu et Van (1998). Il démontre qu'il existe un seuil de richesse à partir

duquel les ménages enverront tous leurs enfants à l'école. En revanche, en dessous de ce seuil, les enfants seront contraints de travailler car l'utilité marginale associée au revenu issu du travail de l'enfant dépasse celle des gains futurs de l'enfant devenu travailleur qualifié à l'âge adulte. Ce modèle montre que, sous les conditions d'accès au crédit et de rendement élevé de l'éducation, la pauvreté ne constitue pas un frein à la scolarisation de l'enfant.

Dans la même perspective, Baland et Robinson (2000) montrent que lorsque les parents ont la possibilité de transférer sur les enfants à l'âge adulte une partie du coût de formation du capital humain, alors les décisions des parents de mise au travail des enfants sont toujours efficaces. Cette efficacité est due au bon fonctionnement du marché et à la possibilité de legs entre les parents et les enfants. En revanche, la décision de mise au travail sera inefficace lorsque le ménage fait face à une contrainte de crédit due à l'imperfection du marché. Les auteurs démontrent, par ailleurs, que la pauvreté et l'imperfection du marché de crédit ne constituent qu'une partie de l'explication du travail des enfants. Pour eux, l'essentiel de l'inefficacité du travail des enfants réside dans l'impossibilité de la condition de l'altruisme mutuel à travers l'engagement mutuel. Les auteurs montrent que, lorsqu'il y a altruisme mutuel entre les parents et les enfants, les premiers anticipent les revenus de transfert que les seconds verseront lorsqu'ils deviendront adultes. Ils choisissent alors le montant à investir dans le capital humain de ceux-ci en fonction du montant du transfert espéré. Quant aux enfants, ils rembourseront l'emprunt contracté par les parents pour leur éducation. Mais à cause de l'impossibilité de nouer un contrat intrafamilial dont le non-respect serait considéré comme illégal, les parents ne peuvent pas miser sur les revenus futurs des enfants pour décider de scolariser leur enfant. Ainsi, puisque l'engagement mutuel ne peut être obligatoire entre parent et enfant, le coefficient d'actualisation du parent devient très élevé, réduisant la valeur actualisée des revenus futurs. L'intérêt du parent serait alors de faire travailler l'enfant pour permettre d'augmenter ou de maintenir le niveau de consommation actuelle du ménage.

Bommier et Shapiro (2001) réfutent plus ou moins cette impossibilité de contrat interfamilial et arguent que les parents sont animés par deux types de motivations dans les décisions de scolarisation. D'un côté, ils sont guidés par un sentiment altruiste, se souciant ainsi de la qualité et de la réussite de leurs enfants, dont ils tirent une satisfaction. De l'autre côté, dans un contexte marqué par une forte solidarité familiale et aussi par l'absence de structures de couverture des risques, la scolarisation apparaît comme un investissement qui garantirait des revenus futurs aux parents. Ces deux motivations aboutissent à la même décision de scolarisation.

Les modèles intergénérationnels semblent se fonder sur l'hypothèse d'altruisme des parents. Une hypothèse quelque peu contestable selon beaucoup de résultats empiriques³ et que certains modèles théoriques ont intégré.

Le modèle de Rosati et Tzannatos (2003) relâche cette hypothèse en considérant que les parents ne sont pas altruistes. Dans leur modèle, les individus sont supposés maximiser leur

³ Plusieurs études témoignent statistiquement que les parents sont non altruistes envers leurs enfants (Burra, 1995 ; Gupta, 2000 ; Anker, 2000) ; Parsons et Goldin, 1989, Bhalotra, 2004).

utilité uniquement en fonction de leur propre consommation. Ils peuvent également décider d'avoir des enfants dans le but d'améliorer leur bien-être. En plus, ils peuvent investir dans l'éducation de leurs enfants en attendant un retour sur investissement de leur part. Les décisions de scolarisation sont basées sur un ensemble de règles. Chaque enfant paie un montant T à ses parents une fois adulte. Ce montant T est une fonction des coûts de formation en capital humain et de la consommation durant l'enfance. Les parents ont donc intérêt à maximiser cette valeur dans l'enfance s'ils veulent maximiser la valeur des revenus futurs. Les auteurs supposent qu'il est possible que les enfants n'effectuent pas de transferts T comme le soulignent Baland et Robinson (2000). L'incertitude sur les transferts futurs conduit alors les parents à avoir plus d'enfants, afin de se couvrir des risques de non-paiement. Cette situation se traduit par une faiblesse des montants consacrés à l'éducation de chaque enfant et donc à un niveau de capital humain insuffisant. Dans ce modèle également, c'est le manque d'altruisme mutuel qui conduirait à une augmentation du travail des enfants au détriment de la scolarisation.

Bommier et Dubois (2004) révisent les conclusions de Baland et Robinson (2000) en incorporant la désutilité du travail des enfants. Selon eux, en présence de désutilité, le travail des enfants et l'accumulation du capital humain sont inefficients, même quand les parents sont altruistes, que le marché de crédit soit parfait ou que les transferts soient certains⁴. Ainsi, en présence de désutilité, les conditions d'une réduction du travail des enfants ont moins de chance d'être remplies. Les auteurs montrent, par ailleurs, qu'il peut même exister une situation où l'adulte nuit volontairement à l'utilité de l'enfant en choisissant une quantité de travail élevée. Cette situation peut persister même quand les parents s'attendent à un transfert. Car comme les préférences intègrent la désutilité du travail, la transférabilité des utilités fait que l'existence de transferts altruistes ne garantit pas un choix efficient de travail des enfants.

1.3. Littérature empirique

De nombreuses études empiriques tendent à confirmer une relation positive entre la pauvreté et l'incidence du travail des enfants. Beegle et al. (2006) trouvent en Tanzanie que les enfants ont une forte propension à travailler lorsque le ménage s'appauvrit ou connaît des conditions de vie plus difficiles. Ces mêmes enfants arrêtent de travailler dès que le ménage retrouve un niveau de vie plus élevé. Edmonds (2005) trouve au Vietnam une corrélation négative entre le niveau de vie des ménages et le travail des enfants en montrant que le taux de participation

⁴ A l'inverse de la *désutilité*, une conception *neutre* du travail suppose que celui-ci n'affecte la satisfaction que de manière indirecte. C'est cette approche qu'on privilégie dans cette thèse pour l'analyse de l'allocation du temps. Une conception fondée sur la neutralité du travail s'apparente donc à la tradition néoclassique basée sur l'hypothèse que, contrairement au loisir, la quantité de temps de travail représente simplement un input pour la production de biens composites que Becker (1965) qualifie de biens X et de biens Z . De ce fait, toute augmentation du temps de travail diminue le temps consacré au loisir (supposé avoir une utilité marginale positive). Et par ailleurs, toute augmentation du temps de travail permet une augmentation de la quantité consommée de biens composites dont l'utilité marginale est également positive. Ainsi, comme le temps de travail n'est pas un argument direct de la fonction d'utilité, alors, lorsque la contrainte de temps est saturée, augmenter la durée du travail réduit donc la durée du loisir du même ordre, ce qui diminue, par conséquent, la satisfaction d'un niveau égal à l'utilité marginale du loisir. Lorsque cette contrainte de saturation est vérifiée, la désutilité du travail est tout simplement égale à l'utilité marginale du loisir qui peut être évaluée à partir du taux de salaire à l'unité de temps.

des enfants au marché du travail excède 30% dans les ménages en dessous de la ligne de pauvreté. Il constate également que, sur la période 1993-1998, les dépenses réelles par tête dans le décile de la population des plus pauvres ont augmenté de plus de 50% alors que sur la même période, le taux de participation des enfants a chuté de manière très significative dans ce décile. Il trouve que près de 80% de la baisse du travail des enfants est expliquée par l'amélioration des conditions économiques.

Amin, Quayes et Rives (2004) montrent, en utilisant les quintiles de revenus comme indicateur de pauvreté relative au Bangladesh, que les enfants des ménages les plus pauvres sont les plus susceptibles d'être mis sur le marché du travail. Levison (2010) met en évidence, au Malawi, une relation significativement positive entre la travail des enfants et la faiblesse des revenus du ménage.

Toutefois, plusieurs études mettent en doute cette relation positive. Certaines ne trouvent aucune relation empirique significative entre travail des enfants et pauvreté des ménages (Nielsen, 1998; Sasaki et Temesgen, 1999). D'autres mettent en évidence une corrélation très faible (Canagarajah et Coulombe, 1997). Mais le résultat le plus surprenant (qualifié de « *wealth paradox* ») qui a véritablement mis en doute le lien positif entre pauvreté et travail des enfants a été mis en évidence par Bhalotra et Heady (2003) sur des données du Ghana. Ces auteurs, partant du fait que la terre est une importante source de richesse pour les ménages ruraux, montrent que le travail des enfants est plus important dans les ménages fortement dotés en terre. Cela, à cause des imperfections des marchés qui font que les ménages ne peuvent recourir à la location de main d'œuvre sur le marché du travail, ni recourir à la location des terres. Ce paradoxe de richesse semble être confirmé dans d'autres études comme Dumas (2012) à Madagascar. Un quatrième courant empirique, en adéquation avec Basu, Dutta et Das (2010), tend à confirmer l'hypothèse d'une relation en U-inversé montrant que l'incidence du travail des enfants augmente avec la richesse du ménage avec un seuil de fléchissement à partir duquel le travail diminue.

Ces résultats empiriques contradictoires questionnent la validité du lien positif entre travail et pauvreté des ménages. Ces contradictions peuvent être dues, en grande partie, à des différences conceptuelles et méthodologiques. Différents résultats sont susceptibles d'être obtenus lorsque les définitions du travail adoptées sont différentes (Boutin, 2012). En effet, les différences conceptuelles sont liées à la fois à l'activité retenue (type ou durée) et à la tranche d'âge servant à définir le critère d'enfant, mais aussi à l'environnement, urbain - rural. La section suivante de notre travail est consacrée à une discussion conceptuelle de la mesure du travail de l'enfant ainsi que la définition opérationnelle que nous adoptons dans cette étude.

2. Mesure du travail des enfants et difficultés conceptuelles

La mesure du travail des enfants est loin de faire consensus. L'absence d'un cadre méthodologique commun aboutit à l'impossibilité de créer un indicateur homogène acceptable et utilisable par tous. Le plus souvent, les auteurs orientent leur choix méthodologique dans le sens de la question étudiée. Dans cette étude nous essayons de partir

du cadre conceptuel adopté par des organismes internationaux qui, pour la plupart, luttent activement contre certaines formes de travail des enfants. En effet, le concept "travail des enfants" est un concept très marqué par des considérations juridiques et légales⁵. Les normes internationales tentent à définir celui-ci à travers les conséquences et préjudices d'ordre mental, physique, social et même moral. Le tableau 1 suivant présente les différents concepts et définition adoptés dans certaines grandes enquêtes internationales.

Tableau 1 : Concepts et définition du travail des enfants dans les enquêtes internationales

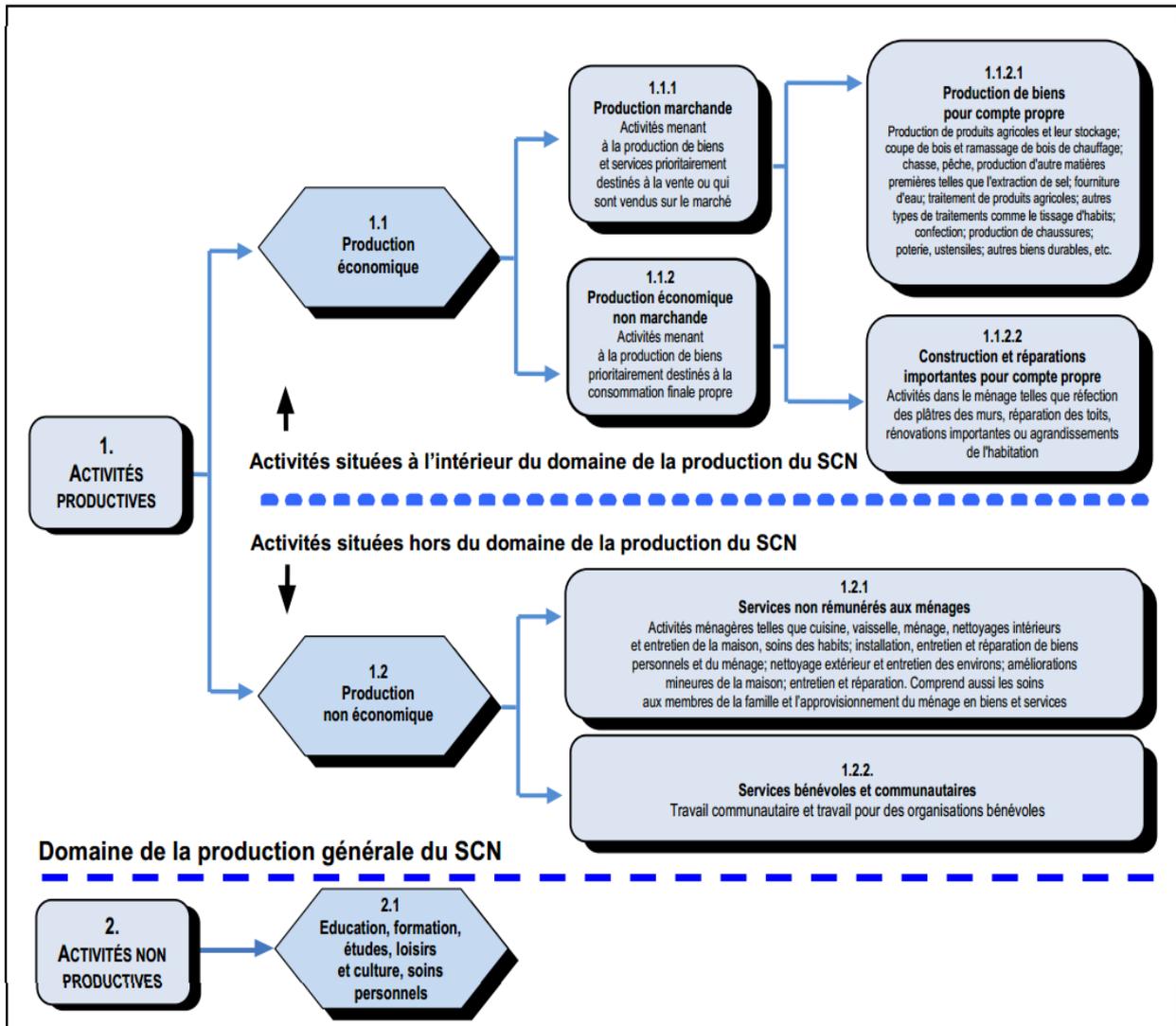
Enquête	Organisation	Concepts	Définitions
-Statistical Information and Monitoring Programme on Child Labour (SIMPOC)	Organisation internationale du travail (OIT)	Travail des enfants	Tout enfant, âgé de 5 à 17 ans, étant économiquement occupé en dessous de l'âge minimum d'admission à l'emploi, ou exerçant l'une des pires formes de travail des enfants. Sont exclus de cette définition les enfants dans des travaux légers autorisés et les enfants exerçant des activités non économiques
		Enfants exerçant des activités productives	Tout enfant, âgé de 5 à 17 ans, qui exerce une des activités relevant du domaine de la production générale telles que définies par le Système de comptabilité nationale (SCN). Les enfants exerçant des activités productives se répartissent alors entre ceux exerçant des activités économiques et ceux exerçant des activités non économiques.
		Travail dangereux	Tout enfant, âgé de 5 à 17 ans, qui exerce l'une des activités suivantes : (a) Exposition à des sévices physiques, psychologiques, ou sexuels (b) activité exercée sous terre, sous l'eau, à des hauteurs dangereuses, ou dans des espaces confinés, (c) activité exercée à l'aide de machines, d'équipements, d'outils dangereux et de lourdes charges, (d) activité exercée dans un environnement malsain, soumis à des substances dangereuses ou des conditions de température, de bruit ou de vibrations préjudiciables à la santé, (e) activité nécessitant de longues heures de travail, de travailler la nuit, ou de travailler dans d'autres conditions particulièrement difficiles.
-Multiple Indicator Cluster Surveys (MICS) -Demographic and Health surveys (DHS)	Fonds des Nations unies pour l'enfance (UNICEF)	Travail des enfants	Pourcentage d'enfants de 5 à 14 ans impliqués dans des activités économiques la semaine précédant l'enquête. Un enfant est considéré comme impliqué dans des activités économiques si : (a) il a entre 5 et 11 ans et a effectué au moins une heure de travail économique ou 28 heures de travail économique la semaine précédant l'enquête. (b) il a entre 12 et 14 ans et a effectué au moins 14 heures de travail économique ou 28 heures de travail économique la semaine précédant l'enquête.
-Living Standards Measurement Study (LSMS)	Banque mondiale	Enfants économiquement actifs	5-14 ans : au moins une heure de travail économique dans la semaine de référence.

Source : Auteur, adapté de Boutin (2012)

Nous partons du cadre défini par l'OIT qui fait référence aux activités « productives » en y intégrant quelques ajustements. D'abord on considère comme productif, tout enfant, âgé de 5 à 17 ans, exerçant des activités qui relèvent du domaine de production délimité par le système de comptabilité nationale (SCN93). Cette notion de travail productif autorise une répartition de la notion du travail entre une composante dite « économique » et une composante « non économique ». La différence entre les activités économiques et non économiques se trouve résumer sur la figure 1 suivante.

⁵ Références faites aux Convention des droits de l'enfant (CRC) des Nations Unies (1989) ; Conventions n°138 (1973) de l'OIT relatives à l'âge minimum d'entrée sur le marché du travail et Convention n°182 (1999) de l'OIT relatives aux pires formes de travail des enfants.

Figure 1 : Classification des activités des enfants



Sources : OIT (2008)

L'avantage cette définition est double. D'une part, elle autorise la distinction entre deux types d'activités qui ne répondent pas nécessairement à la même logique dans les décisions et les choix des ménages. Par exemple dans les activités économiques (travaux agropastoraux au sein ou non du ménage, travail informel dans une entreprise au sein ou non du ménage, les petits commerces ou travail salarié), la participation des enfants permet de dégager des revenus directs ou indirects pour le ménage. Quant aux travaux dits non-économiques, bien qu'ils ne génèrent pas directement de revenus pour le ménage, ils occupent une place centrale dans la vie du ménage et les omettre conduirait à une forte sous-estimation de la participation des enfants aux travaux. Les activités non-économiques comme les tâches ménagères, si elles sont confiées aux enfants, peuvent, par exemple, permettre aux adultes d'aller sur le marché du travail et dégager des revenus. Donc, choisir d'affecter du travail domestique à un enfant peut procéder d'une logique économique de la part du ménage.

D'autre part, le choix de la classe d'âge de 5-17 ans permet un élargissement de l'échantillon couvrant à la fois les enfants en âge de scolarisation primaire et secondaire.

Nous considérons qu'un enfant participe aux activités productives s'il exerce soit une activité économique, soit une activité non économique ou les deux à la fois. Cependant, c'est la mesure de cette variable de participation qui est sujette à divergence. Par exemple certaines études considèrent le nombre d'heures pour analyser le travail des enfants, tandis que d'autres utilisent une variable binaire *oui-non* traduisant simplement le fait de participer (voir exemples ci-dessous, tableau 2).

Tableau 2 : Exemples de mesure du travail de l'enfant et du niveau de vie du ménage

Auteur	Echantillon	Enfant	Mesure du travail	Proxy de la pauvreté
Dumas (2012)	Madagascar	6-13ans	Nbre d'heures économiques sur les 12 derniers mois	Indice de la richesse à partir des biens durables
Levison (2010)	Malawi (2004)	5-14ans	Nbre d'heures /jour (activités domestiques incluses)	Dépenses par tête et surface des terres par tête
Lachaud (2008)	Madagascar (2005)	6-17ans	Participation aux activités économiques (oui/non)	Revenu des adultes par tête, sans la contribution des enfants
Cogneau et Jewad (2008)	Côte d'Ivoire (1986-88 et 1993)	9-15ans	Participation aux activités économiques (oui/non)	Dépenses par tête (valeurs constantes de 1988)
Beegle, Dehejia et Gatti (2006)	Tanzanie, (1991- 1994)	7-15ans	Nbre total d'heures (activités domestiques incluses)	Liste des biens des ménages
Ray (2003)	Ghana (1988-1989)	10-14ans	Nbre total d'heures de travail activités économiques	Ligne de pauvreté (50% de la médiane de la distribution des revenus des adultes)
Levison, Moe, et Knaul (2001)	Mexique (1996)	12-17ans	Participation aux activités (activités domestiques incluses et exclues) (oui/non)	Liste des biens et actifs
Canagarajah et Coulombe (1997)	Ghana (1987-1996)	7-14ans	Participation aux activités économiques (oui/non)	Dépenses par tête

Source : auteur.

Dans cette étude, nous utilisons des variables relatives aux nombres d'heures de travail et construisons des variables binaires captant le statut de participation des enfants aux activités productives.

Pour la construction des variables binaires, nous considérons qu'un enfant est actif si son temps de travail est supérieur à une 1h/jour. Ce choix méthodologique, bien que légèrement discutable, nous apparaît plus pertinent. En effet, contrairement à d'autres études qui sont réalisées sur des données d'enquêtes captant *le statut de travail* à partir des questions spécifiques⁶, notre étude part de l'observation directe de l'emploi du temps par un relevé quasi-exhaustif des différentes activités menées et les durées associées. Cette manière de suivi, bien que très fine et précise, a des implications sur la construction des variables binaires. Par exemple, un enfant peut être systématiquement considéré comme *ayant travaillé* s'il a exercé une activité productive ne serait-ce que quelques minutes. Ce qui crée une inflation de la valeur 1 dans la variable binaire du statut de participation. Pour faire face à cette situation, on se rapproche d'abord des concepts de l'OIT en classifiant les activités selon

⁶ Par exemple, on peut poser la question de type : Est-ce que l'enfant a mené au moins une activité productive au cours de la semaine précédente ? (1=oui, 0=non).

leur nature économique et non-économique. Toutefois aucune règle conventionnelle n'est établie pour déterminer un seuil à partir duquel un enfant est considéré comme actif. Cette absence de cadre explicite tend à laisser de l'arbitraire dans la définition des variables binaires de participation. Dans les enquêtes LSMS de la Banque Mondiale, il est, par exemple, admis qu'un enfant est économiquement actif s'il exerce une activité économique d'une durée supérieure à 1h/semaine. Quant à la participation aux travaux non-économiques, certains rapports comme UCW(2010) suggèrent (sans que cela ne soit une norme) d'intégrer ces activités non-économiques dans la mesure du travail lorsque celles-ci dépassent 28 heures par semaine soit 4 heures par jour (voir UCW, 2010, p.11). Ici, nous choisissons d'utiliser un seuil de participation de 1h/jour pour toutes les activités en considérant ainsi qu'un enfant travaille significativement s'il exerce une activité productive d'une durée supérieure à 1heure par jour. Toutefois, malgré nos efforts de regroupement et de classification des activités, nos variables binaires de participation restent donc imparfaites.

3. Mesure du niveau de vie du ménage : l'analyse en composantes principales sur les biens et actifs

Bien qu'on assiste à l'émergence de nouvelles mesures de la pauvreté comme les indices de pauvreté multidimensionnelle (IPM), la littérature reste encore largement dominée par l'utilisation des revenus ou des dépenses de consommation dans l'évaluation du niveau de vie des ménages. Mais outre des critiques conceptuelles et théoriques à leur encontre, ces mesures monétaires souffrent d'un certain nombre de lacunes méthodologiques. Les enquêtes sur les revenus et dépenses de consommation dans les pays en développement restent très rares du fait de leurs coûts. Les autres enquêtes, pour la plupart réalisées pour répondre à une problématique spécifique, manquent de modules spécifiques pour recueillir des données sur les revenus. Et lorsque ces modules sont intégrés, les mesures de consommation et de revenus qui en découlent sont parfois sujettes à des biais systématiques de report ou de mesure compromettant ainsi leur fiabilité (Rutstein et Johnson, 2004 ; Ferguson *et al.*, 2003).

Face à ces difficultés, certains auteurs se tournent vers des approches basées sur la possession de biens et actifs pour évaluer la qualité et le niveau de vie du ménage. Ces auteurs soutiennent notamment que les actifs approcheraient mieux la richesse, en ce sens que leur accumulation constitue un bon prédicteur du revenu permanent (Sahn et Stifel, 2003). En l'absence de données sur les dépenses, l'évaluation du niveau de vie du ménage par les biens et actifs constitue une alternative crédible. Ainsi, Montgomery et al. (2000), en comparant les pouvoirs prédictifs de l'indice de richesse et des dépenses de consommation, trouvent que les estimations obtenues à partir de cet indice sont très satisfaisantes. Filmer et Pritchett, (2001) mettent en évidence que l'indice des biens et actifs, considéré comme un indicateur du statut socioéconomique est au moins aussi fiable que les dépenses de consommation. Wagstaff et Watanabe (2003), examinant le rôle du statut socioéconomique sur les inégalités de santé, arrivent à la même conclusion. Rutstein et al. (2004) trouvent que l'indice de richesse capte mieux le statut socioéconomique de long terme. Rady et al. (2011) trouvent sur des données Mauritaniennes que 62,6% (76,4%) des ménages classés comme pauvres (non pauvres) sur les biens et actifs conserve leur statut de pauvres (non pauvres) avec une mesure des dépenses. Ils trouvent une corrélation de 0,513 entre les deux indicateurs au seuil de significativité de 1%.

Nous privilégions l'approche par les biens et actifs du ménage en l'accompagnant, si nécessaire, de mesures du revenu à des fins de contrôle de robustesse. La démarche passe par la construction d'un indicateur de richesse.

Les variables servant à capter la richesse sont essentiellement obtenues à partir des questions à réponse dichotomique. La construction de l'indice de richesse nécessite donc une agrégation de ces informations en utilisant des pondérations les moins d'arbitraires possible. La meilleure façon serait de laisser les données déterminer ces pondérations par l'utilisation d'une méthode statistique adaptée. A cet effet, diverses méthodes sont suggérées dans la littérature. Par exemple Sahn et Stifel (2001, 2003) utilisent la méthode de l'analyse factorielle. Filmer et Pritchett, (1998, 2001) utilisent l'Analyse en Composantes Principales (ACP) alors que d'autres auteurs comme Lachaud (2002) utilise l'ACP non linéaire. Il semble qu'en pratique, l'analyse factorielle et l'analyse en composantes principales fournissent des résultats relativement similaires (Sahn et Stifel, 2001). Dans cette étude, nous optons pour une Analyse en Composantes Principales (ACP).

4. Stratégie empirique

4.1 Données et statistiques descriptives

Les données de cette étude proviennent d'une enquête à deux passages réalisés par le CERDI et l'IER en 2009 et 2011 dans le cadre de l'Evaluation d'impact du programme Plateformes Multifonctionnelles au Mali. La base de données contient un panel de 201 villages et 2412 ménages observés sur deux périodes. Les données sont recueillies à partir d'un module du questionnaire spécifiquement conçu pour obtenir des informations sur l'emploi du temps quotidien des enfants âgés entre 6 et 17 ans. Le nombre total de modules dans l'enquête étant important, tous les enfants n'ont pas été interrogés. L'emploi du temps quotidien des enfants a été relevé sur un échantillon d'enfants, tiré de façon aléatoire dans le ménage. En 2009, 1984 enfants âgés de 6 à 15 ans ont été observés. En 2011 (au second passage), les mêmes enfants ont été observés pour recueillir les mêmes informations et ceux qui avaient 6-15 ans en 2009, ont 8-17ans en 2011. Toutefois 308 enfants de 2009 n'ont pas pu être observés en 2011 pour des raisons diverses (absences, etc.). Par ailleurs, 212 nouveaux enfants de 6 à 15 ans ont été intégrés au suivi en 2011. Ce mouvement (faible) de l'échantillon se solde par une perte de 96 enfants. Le tableau 3 fournit un exemple de suivi des activités.

Tableau 3 : Liste des activités, codage et suivi des enfants

0 Aucune occupation	13 Ecole	26 Recherche de termites	39 Trajet retour du champ
1 Agriculture	14 Trajet de l'école	27 Chauffage eau	40 Travaux aux champs
2 Elevage	15 Devoirs à la maison	28 Lessive	41 Vente de condiments
3 Aide à la cuisine	16 Jeux	29 Commerce/petit commerce	42 Maraîchage
4 Aller chercher de l'eau	17 Se reposer	30 Activité de cueillette	43 Pâturage
5 Aller chercher du bois	18 Sommeil	31 Toilette	44 Aller autre moulin pour mouture
6 S'occupe des enfants	19 Travail en apprentissage	32 Détente/distraction	45 Orpaillage
7 Nettoyage de la maison	20 Eglise, mosquée ou autre lieux de culte	33 Activités artisanales	46 Autre (non déclaré) ⁷
8 Pilage de céréales	21 Prise de repas	34 Travail de banco	
9 Pêche/chasse	22 Transport de fumure	35 Faire abreuver les animaux	
10 Autre aide/travail dans le ménage	23 Trajet du champ	36 Laver les ustensiles de cuisine	
11 Travail non rémunéré, hors ménage	24 S'occuper des invalides	37 Aller à la PTF pour mouture	
12 Travail rémunéré, hors ménage	25 Trajet de recherche de termites	38 Préparation repas	

Sources : Notre enquête

En se basant sur la définition de l'OIT (figure 1), les travaux ont été répartis entre cinq postes d'activités : productives-économiques, productives non-économiques, non-productives (éducation, loisirs) et les activités dites de nécessités physiologiques (repos, repas, sommeil, etc.). Le tableau 4 donne la structure de l'emploi du temps des enfants, réparti selon les grands postes.

Tableau 4 : L'emploi du temps moyen de l'enfant (en nombre d'heures)

	Ensemble	Filles	Garçons	<i>P.value ttest différence</i>	Enfants non scolarisés	Enfants scolarisés	<i>P.value ttest différence</i>
Activités non économiques	2.74	4.01	1.49	(0.0000)	4.35	2.12	(0.0000)
Activités économiques	2.29	1.85	2.72	(0.0000)	3.11	1.97	(0.0000)
Activités scolaires	4.88	4.65	5.09	(0.0001)	-----	6.75	-----
Activités de loisirs	2.01	1.83	2.18	(0.0000)	2.67	1.75	(0.0000)
Nécessités physiologiques	11.63	11.20	12.05	(0.0000)	12.28	11.38	(0.0000)
Nombre d'observations	3872	1921	1951		1544	2328	

Pooling 2009 et 2011 ; Effets fixes temporels, écart-type calculés en cluster village, Echantillon des enfants de 6-17 ans ;

Le tableau 4 confirme nos premières intuitions sur le schéma d'allocation du temps selon le genre et le statut scolarisation. On constate d'abord une forte disparité de genre dans la répartition des activités. Ainsi, les filles consacrent plus de 4 heures par jour aux travaux non-économiques tandis que les garçons en consacrent moins d'une heure et demie. Cette inégalité semble se répercuter sur le temps consacré aux activités scolaires puisque les garçons consacrent à ces activités plus de 5 heures par jour et les filles 4,5 heures. On remarque, par ailleurs, que les filles consacrent un peu moins de temps aux activités économiques que les garçons (1.85h/j contre 2.72 h/j). Toutes ces différences apparaissent significatives au seuil de 1%.

Le statut de scolarisation a une implication sur l'allocation du temps. Il apparaît, sans surprise, que les enfants non scolarisés sont impliqués à un degré relativement élevé dans les activités productives par rapport à ceux qui sont scolarisés. Les non-scolarisés consacrent 4.35h/jour

⁷ Cette liste n'étant pas exhaustive, nous avons ouvert une possibilité pour la modalité "Autres activités" qui est ensuite accompagnée par un champ permettant à l'enquêteur de donner une description de l'activité. Ce qui, après traitement des données, permet de procéder à un regroupement selon les grands postes d'allocation du temps.

aux travaux non-économiques tandis que ceux qui sont scolarisés y consacrent un peu moins de la moitié de ce temps. Pareillement pour les activités économiques, cette différence se maintient (3.11h/j pour les non scolarisés contre 1.97 pour les scolarisés). Toutes ces différences sont également significatives au seuil de 1%.

Ces deux résultats suggèrent, d'une part, une répartition des tâches fortement marquée par le genre dans les ménages. Les filles sont essentiellement orientées vers des travaux non économiques, tandis que les garçons sont davantage orientés vers les activités économiques. D'autre part, nous observons une corrélation négative entre la scolarisation et le degré de participation aux travaux productifs. Ces résultats nous amènent à nous demander si la répartition du temps alloué aux différentes activités serait le fruit d'un arbitrage au sein du ménage et si oui, qu'est-ce qui détermine cet arbitrage ? Plus précisément, nous nous demanderons si le niveau de pauvreté explique en grande partie cet arbitrage ou si d'autres facteurs sont plus déterminants. Pour examiner ces questions, nous utilisons, dans un premier temps, un indicateur du niveau de vie basé sur l'indice de richesse dont la méthode de calcul a été discutée précédemment. Celui-ci est fondé sur la possession des biens et actifs par le ménage ainsi que des variables relevant de la qualité de vie dont le type de logement et l'accès aux facilités. Les tableaux 5 et 6 fournissent des indications sur le niveau de détention des biens et actifs ainsi que le cadre de vies des ménages enquêtés.

Tableau 5 : Détention de biens et actifs par les ménages

	Proportion ménages en %	
	en 2009	en 2011
a. Charrue	77,74	82,67
b. Herse	8,42	8,17
c. Tracteur	0,44	0,50
d. Semoir	24,86	25,91
e. Motoculteur	0,92	0,50
f. Puddler	2,45	0,04
g. Décortiqueuse	0,79	1,00
h. Batteuse	0,26	0,17
i. Faucheuse	0,57	0,41
j. Charrette	70,62	76,00
k. Vaporisateur (pompe pour coton)	12,42	20,44
l. Motopompe	1,31	2,03
m. Pirogue	2,45	2,74
n. Filet de pêche	3,51	4,35
o. Machine à coudre	3,33	4,39
p. Bicyclette	74,95	78,94
q. VéloMOTEUR/moto	45,88	55,20
r. Voiture/Camion	1,05	1,24
s. Réfrigérateur	0,57	1,04
t. Fer à repasser	4,95	6,72
u. Réchaud	0,88	1,24
v Radio	69,76	77,90
w.Télévision	18,88	22,43
x. Magnétoscope	5,74	9,28
y. Téléphone	35,12	64,10
z. Groupe électrogène	1,88	2,65
aa. Ventilateur	0,40	1,00
ab. Climatiseur	0,00	0,37
ac. Moulin à grain	1,23	2,36
ad. Asins (Anes)	65,82	73,38
ae. Equins(Chevaux)	9,12	9,45
af. Bovins	67,18	71,31
ag. Petits ruminants	66,77	72,55
ah. Volailles	54,45	67,54
ai. Multiculteur	22,57	30,72
Nombre ménages	2412	2412

Sources: notre enquête

Tableau 6: Logement et qualité de vie des ménages

	En 2009	En 2011
<u>Logement et matériaux de construction</u>		
Nombre moyen de constructions	4,23	5,78
Nombre moyen de constructions en matériaux durs (ciment, bétons, etc.)	0,06	0,09
Nombre moyen de toits modernes (tôles, tuile, etc.)	0,94	1,13
Nombre moyen de sols modernes (ciments, bétons, etc.)	0,33	0,58
<u>Sources d'approvisionnement en eau (% ménages)</u>		
Robinet	9,01	10,25
Forage	35,20	38,46
Puits protégé	17,64	16,27
Puits non protégé	37,24	33,61
Cours d'eau	0,75	0,79
Autres	0,17	0,62
<u>Hygiène et Sanitaires (% ménages)</u>		
Chasse d'eau avec égout	0,96	1,33
Chasse d'eau avec fosse septique	0,12	0,29
Latrines couvertes	6,98	4,32
Latrines non couvertes	79,26	86,42
Latrine améliorée	2,74	2,08
Autres	9,93	5,56
<u>Combustibles et éclairage (% ménages)</u>		
Charbon de bois	2,95	2,12
Bois de chauffe	95,76	97,09
Gaz	0,17	0,08
Electricité	0,17	0,29
Pétrole/huile/éthanol	0,62	0,17
Solaire	0,21	0,04
Autres	0,12	0,21
<u>Foyer de cuisine (% ménages)</u>		
Foyer (feu pierre)	81,92	88,03
Foyer simple (métallique, ouvert)	4,08	2,08
Foyer amélioré (en terre, fermé)	13,46	9,89
Autre	0,54	0,00
Nombre ménages	2412	2412

Sources: Notre enquête

Pour calculer l'indice de richesse, nous suivons la procédure classique de l'ACP. Nous intégrons d'abord tous les biens et actifs du tableau 5. Ensuite, nous considérons les éléments du tableau 6 qui, par nature, peuvent être associés à la richesse du ménage. Pour ce faire, nous calculons pour chaque ménage, la proportion de constructions en matériaux durs, la proportion de toits avec des matériaux modernes (tôle, tuile) et la proportion de sols en ciment ou en béton (haut du tableau 6). S'agissant des autres aspects du cadre de vie comme les *Sources d'approvisionnement en eau*, *Hygiène et Sanitaires* ou *Combustible et éclairage*, compte tenu de l'absence d'un codage optimal mais aussi du caractère non cumulable des modalités faisant que l'absence d'une modalité dans le ménage ne constitue pas une privation, ces aspects n'ont pas été intégrés à l'analyse (voir tableau 6).

En partant de cette liste nous effectuons une projection de variables retenues sur les axes factoriels. Nous réalisons ensuite le test d'adéquation KMO (Kaiser-Meyer-Olkin). Ce test consiste à exclure de l'analyse toute variable dont le KMO est inférieur à 0.5.

Par ailleurs, en référence au principe de biens possédés par tous et aux biens possédés par personne, nous choisissons d'exclure tous les biens dont le taux de possession est inférieur à 0.5%. Cela dans le but d'éviter une forte pondération sur ces biens et donc la création de point aberrants sur l'indice. Cependant, ce problème ne se pose pas pour le bien le plus détenu par les ménages. Le plus haut taux de détention est observé pour la charrue (possédée par 82.67% des ménages en 2011). Ce qui ne nécessite aucune exclusion car un peu plus de 17% des ménages en sont privés.

C'est sur cette liste restreinte de variables que nous effectuons nos projections ainsi que les prédictions des scores de richesse. Au regard des résultats de l'ACP, nous avons retenu les deux premières composantes principales pour limiter la perte d'information sur le niveau de richesse du ménage. En effet, la première composante ne représente que 47.23% de l'inertie totale. Retenir ce seul facteur entrainerait une perte de plus de la moitié de la variance. C'est pourquoi nous retenons la seconde composante afin de pouvoir augmenter le pouvoir explicatif de la variable richesse. Cela est d'autant plus nécessaire que les deux composantes semblent traduire deux aspects du niveau de vie relativement indépendants. En effet, l'axe 1 est principalement corrélé à la détention de biens dits d'équipement (radio, téléphone, télévision, etc.) tandis que l'axe 2 est fortement liée aux matériaux constitutifs des logements (21.59%). Comme la somme de l'inertie des deux axes dépasse les 60% (seuil d'interprétation pertinent), nous effectuons nos analyses en nous basant sur ces deux composantes et leur interaction. En effet, l'hypothèse d'indépendance entre les deux axes est statistiquement valide (hypothèse d'orthogonalité), mais l'interprétation que nous faisons de ces deux axes (en les qualifiant de biens d'équipement et qualité de logements) peut être sujette à discussion. Car, il est intuitivement difficile de prétendre que les équipements et la qualité de logement sont non corrélés. Mais comme nous n'avons pas retenu la rotation oblique dans la procédure ACP, c'est pourquoi dans nos différentes régressions nous tenons aux interactions entre les deux composantes pour mesurer l'effet des variations relatives. Le tableau 7 suivant donne la description de l'ensemble des variables d'analyse.

Tableau 7 récapitulatif et description des variables

Variables	Définition et mode de calcul	O	Moye	Eca	M	Ma
scolarisation	1 si l'enfant est scolarisé 0 sinon	38	0,713	0,44	0	1
travail_non_eco	1 si l'enfant participe aux travaux non économiques 0 sinon	38	0,487	0,36	0	1
travail_eco	1 si l'enfant participe aux travaux économiques 0 sinon	38	0,291	0,49	0	1
travail_product	1 si l'enfant participe à l'une des deux types d'activités et 0 sinon	38	0,672	0,39	0	1
indice_biens_eq	Indice de richesse obtenu par ACP sur les biens et actifs durables (1 ^{ère})	38	-	1,67	-	8,96
indice_logement	Indice de richesse obtenu par ACP sur les biens et actifs durables	38	0,018	1,38	-	5,38
surface_total_terre	Surface totale en hectares des terres agricoles du ménage	38	7,664	9,45	0	47,3
education_chef_men	1 si le chef ménage est alphabétisé et 0 sinon	37	0,327	0,46	0	1
age_chef_men	Age en années révolues du chef de ménage	38	49,29	11,8	36	82
education_mere	1 si la mère de l'enfant est alphabétisée et 0 sinon	37	0,124	0,32	0	1
age_mere	Age en années révolues de la mère de l'enfant	36	36,85	9,26	15	64
taille_menage	Nombre d'individus dans le ménage	38	8,376	3,26	3	30
menage_polygame	1 si l'enfant vit dans un ménage polygame, 0 sinon	37	0,379	0,48	0	1
age_enfant	Age en années révolues de l'enfant	38	11,12	2,90	6	17
sexe_enfant	Sexe de l'enfant 0 féminin 1 masculin	38	0,504	0,50	0	1
rang_naissance1_m	Rang de naissance de l'enfant parmi tous les enfants du ménage	37	2,712	1,82	1	12
rang_naissance2_m	Rang de naissance de l'enfant parmi les enfants de sa mère	37	2,318	1,49	1	8
lien_biological_ch	1 si l'enfant considéré est le fils du chef de ménage, 0 sinon	38	0,936	0,24	0	1
distance_primair	Distance en km du village à l'école primaire la plus proche, 0 si dans le	38	0,124	4,63	0	25
distance_college	Distance en km du village au collège le plus proche, 0 si dans le village	38	2,220	5,81	0	80
distance_lycee	Distance en km du village au lycée le plus proche, 0 si dans le village	38	41,67	50,6	0	300
frais_scolaires_mo	Montant en francs CFA des frais scolaires (Out-of-Pocket) moyen par	38	11448	553	12	358
frais_scolaires_mo	Montant en francs CFA des frais scolaires (Out-of-Pocket) moyen par	38	23820	170	45	150
frais_scolaires_mo	Montant en francs CFA des frais scolaires (Out-of-Pocket) moyen par	35	58183	446	50	350
nbre_habitants_vill	Nombre d'habitants dans le village	38	1818	174	10	112
distance_route	Distance en km du village à la route bitumée ou la piste la plus proche,	38	3,913	13,7	0	100
distance_marche	Distance en km du village au marché le plus proche, 0 si dans le village	37	6,676	9,92	0	90

4.2. Estimations économétriques et discussion des résultats

4.2.1. Test d'hypothèse d'arbitrage

Dans la littérature empirique, le choix du modèle économétrique varie selon que l'on considère que les décisions du ménage sur la scolarisation et le travail des enfants sont simultanées ou séquentielles. Grootaert (1999) met en œuvre un probit séquentiel en supposant ainsi une certaine hiérarchie et séquence dans les choix et les décisions du ménage. Psacharopoulos (1997), Jensen et Nielsen (1997) utilisent un modèle logit. Ils supposent en effet que les deux décisions sont indépendantes. Blunch et Verner (2000) modélisent le travail des enfants à l'aide d'un modèle probit. Levison, Moe, et Knaul (2001) utilisent un multinomial logit. Maitra et Ray (2000) utilisent un logit multinomial et un probit ordonné. Tandis que Soares, Krueger et Berthelon (2011) utilisent un modèle logit ordonné généralisé.

Mais supposer un mode de décision séquentiel ou ordonné, c'est supposer que le ménage établit un ordre dans les modalités « travailler uniquement », « école uniquement », « travail et école », « ni travail, ni école ». Pour établir une hiérarchie dans ces choix il faudrait postuler des hypothèses très fortes sur le comportement du ménage, car il n'y a aucun ordre clair entre les alternatives (Wahba, 2005). L'ordre dépend principalement des caractéristiques et de la motivation du ménage. Deuxièmement, utiliser un multinomial logit suppose que toutes les options sont considérées indépendantes selon la condition IIA (*independence of*

irrelevant alternatives)⁸. Ce qui semble assez difficile à moins de pouvoir effectuer, en amont, des tests de confirmation. Enfin, les méthodes consistant à estimer des modèles probit ou logit simples ignorent toutes les formes de corrélation pouvant exister dans les choix de scolarisation et de mise au travail.

Face à ces difficultés, le *probit multivarié* fournit un cadre d'analyse relativement satisfaisant, dans lequel le *probit univarié* est considéré comme un cas particulier lorsque l'hypothèse d'indépendance ne peut pas être rejetée. Le probit multivarié ne nécessite pas, d'hypothèse d'ordre ou de séquence dans les choix du ménage. C'est pour cela que le probit *bivarié* (pour le cas de deux décisions) a été beaucoup plus utilisé (Canagarajah et Coulombe, 1997 ; Nielsen 1998 ; Diallo, 2001 ; Duryea et Arends-Kuenning, 2003 ; Wahba, 2005; Emerson et Souza, 2007 ; Lachaud, 2008b). C'est ce choix que nous faisons également dans cette étude. Dans la modélisation bivariée, la décision du ménage se présente comme suit :

$$\text{Décision} = \left\{ \begin{array}{l} \text{Scolarisation } S = \begin{cases} 1 & \text{si } S^* > 0 \\ 0 & \text{si } S^* \leq 0 \end{cases} \\ \text{Mise au travail } T_e = \begin{cases} 1 & \text{si } T_e^* > 0 \\ 0 & \text{si } T_e^* \leq 0 \end{cases} \end{array} \right. \left. \begin{array}{l} S^* = X_S \beta_S + \epsilon_S \\ T_e^* = X_T \beta_T + \epsilon_T \end{array} \right\} \text{avec } \text{Cov}(\epsilon_S, \epsilon_T) = \rho \quad (2a)$$

Où X_S et X_T désignent les vecteur des variables de décision, S^* et T_e^* les variables latentes de scolarisation et de mise au travail. S et T_e représentent les résultats observés prenant la valeur 1 si la décision est prise et 0 sinon. ρ est le coefficient de corrélation entre les erreurs entre les deux processus de décision.

Dans ce schéma, $\rho = 0$, signifie que les décisions sont indépendantes ; lorsque $\rho \neq 0$, le ménage fait face à quatre choix alternatifs :

$S^* \leq 0$ et $T_e^* \leq 0$ l'enfant n'est pas scolarisé et ne travaille pas.

$S^* \leq 0$ et $T_e^* > 0$ l'enfant n'est pas scolarisé et travaille.

$S^* > 0$ et $T_e^* > 0$ l'enfant est scolarisé et travaille.

$S^* > 0$ et $T_e^* \leq 0$ l'enfant est scolarisé et ne travaille pas.

Si les décisions de scolarisation et de mise au travail se révèlent interdépendantes, le ménage est amené à choisir l'une des 4 alternatives qui lui assure une utilité maximale. La forme empirique du processus de décision peut être décrite comme suit :

$$\left\{ \begin{array}{l} Y_1^* = X_1 \beta_1 + \epsilon_1; Y_1 = 1 \text{ si } Y_1^* > 0, Y_1 = 0 \text{ si } Y_1^* \leq 0 \\ Y_2^* = X_2 \beta_2 + \epsilon_2; Y_2 = 1 \text{ si } Y_2^* > 0, Y_2 = 0 \text{ si } Y_2^* \leq 0 \end{array} \right. \quad (2b)$$

⁸ En prenant le fameux exemple du « bus rouge/bus bleu » dans la littérature sur le choix entre plusieurs moyens alternatifs de transport. La condition IAA montre que la probabilité pour l'individu de choisir entre *une voiture* et *un bus rouge* est toujours identique même en ajoutant un troisième choix de transport, que ce choix soit *un bus bleu* ou *un train*. La pertinence de l'ajout d'une alternative supplémentaire au modèle peut être testée en utilisant le test de spécification de Hausman comparativement au modèle initial.

$$\text{Cov}(\varepsilon_1, \varepsilon_2) = \rho \quad (2c)$$

Où Y_1^* et Y_2^* désignent respectivement des variables latentes liées à la scolarisation et à la mise au travail de l'enfant. Ces variables sont supposées dépendantes des caractéristiques X_1 et X_2 du ménage. Ces deux vecteurs peuvent être de même dimension et contenir les mêmes variables même si les déterminants peuvent varier entre les deux équations. Les écarts aléatoires ε sont supposés suivre une loi normale. Les résultats $Y_1 = 1$ et $Y_2 = 1$ désignent respectivement les choix de scolarisation et de mise au travail de l'enfant. Y_1 est une variable binaire qui prend la valeur 1 lorsque l'enfant est scolarisé et 0 sinon. Y_2 prend la valeur 1 si l'enfant participe aux activités productives et 0 sinon⁹. Le modèle (2b) est donc une combinaison de deux équations de probit. ρ est la corrélation entre les erreurs ε_1 et ε_2 .

Dans ce schéma décisionnel l'hypothèse d'arbitrage se vérifie à deux niveaux : un niveau observable et un niveau non observable. L'arbitrage observable est testé à partir les coefficients β_1 et β_2 . Ce type d'arbitrage est observé sur une caractéristique donnée k lorsque le coefficient β_{1k} et β_{2k} sont de signes contraires (Akabayashi et Psacharopoulos, 1999 ; Muniz 2001 ; Ganglmair, 2006 ; Koissy-Kpein, 2012). En revanche, tester l'arbitrage inobservable revient à tester la nullité et le signe du coefficient ρ qui sert de liaison entre les deux équations. Lorsque ce coefficient est négatif et significatif, alors, il existe une compétition ou arbitrage intrinsèque entre les deux choix. Lorsque l'hypothèse de nullité ne peut pas être rejetée, les deux décisions sont indépendantes. Par la même occasion, il suffit d'estimer chaque équation par un simple probit.

Nielsen(1998) interprète le coefficient ρ comme le paramètre indiquant la mesure dans laquelle la scolarisation augmente (diminue) lorsque le travail diminue (augmente). Cette interprétation reste donc valable lorsque ρ est négatif. Lorsque ρ est positif et significatif, cela veut dire que les deux choix sont mutuellement favorisants. Il existe également d'autres interprétations comme celle de Ganglmair (2006) indiquant que le coefficient représente à quel degré le ménage favorise la scolarisation contre le travail des enfants. Muniz(2001) suggère plutôt d'intégrer la notion de coût d'opportunité dans l'interprétation de ρ . De ce point de vue, le coefficient pourrait donc traduire le niveau du coût d'opportunité supporté par le ménage en prenant l'une des options.

Pour tester ces deux types d'arbitrage, nous incorporons un ensemble de facteurs relatifs aux conditions de vie du ménage, aux caractéristiques de ses membres, dont celles relatives à l'enfant, à sa mère et au chef de ménage et à l'environnement socioéconomique (ménage, village). L'estimation du système est mise en œuvre par la méthode de maximum vraisemblance (Greene, 2008 ; Cameron et Trivedi, 2009). Les résultats sont présentés dans le tableau 8.

⁹ Ainsi un enfant travaille s'il exerce une activité économique et/ou une activité non économique (voir tableau 4 et figure 1)

Tableau 8 : Influence des caractéristiques sur les décisions et test d'indépendance

Variables	Ensemble		Filles		Garçons	
	Scolarisation	Travail	Scolarisation	Travail	Scolarisation	Travail
indice_biens_eq (axe1 ACP)	0.045* (0.075)	0.053** (0.019)	0.016** (0.046)	0.034* (0.064)	0.112*** (0.004)	0.084** (0.044)
indice_logement (axe2 ACP)	0.018 (0.688)	0.094* (0.074)	0.059 (0.368)	0.050** (0.011)	0.106 (0.185)	-0.116* (0.053)
indice_biens_eq*indice_logement	0.002 (0.806)	0.016* (0.064)	0.018 (0.124)	0.008** (0.013)	-0.022 (0.314)	0.037** (0.036)
surface_total_terre	-0.015** (0.038)	0.001* (0.052)	-0.015 (0.111)	-0.051 (0.348)	-0.015* (0.063)	0.026** (0.032)
surface_total_terre2	0.002** (0.033)	0.007 (0.745)	-0.018 (0.537)	-0.022 (0.691)	0.027* (0.056)	-0.061 (0.190)
education_chef_men	0.393*** (0.000)	-0.030* (0.076)	0.494*** (0.000)	-0.110 (0.435)	0.319*** (0.008)	-0.011** (0.025)
age_chef_men	-0.006* (0.066)	-0.002 (0.743)	-0.007 (0.263)	0.019 (0.244)	-0.005** (0.042)	-0.012 (0.129)
education_mere	0.156* (0.089)	-0.145 (0.228)	0.177* (0.095)	0.056* (0.079)	0.114* (0.086)	-0.139 (0.397)
age_mere	0.008* (0.091)	0.012* (0.079)	0.003 (0.697)	0.010** (0.045)	0.012** (0.039)	0.024 (0.235)
taille_menage	-0.006 (0.759)	0.028** (0.046)	-0.012 (0.639)	0.056* (0.053)	-0.006 (0.849)	-0.003 (0.995)
menage_polygame	0.304** (0.017)	0.011 (0.915)	0.400** (0.012)	-0.009 (0.959)	0.225 (0.175)	0.047 (0.734)
age_enfant	0.054*** (0.001)	0.084*** (0.000)	0.057** (0.011)	0.172*** (0.000)	0.054** (0.013)	0.041*** (0.001)
sexe_enfant	0.184*** (0.007)	-0.942*** (0.000)				
rang_naissance1_men	-0.052 (0.311)	-0.097* (0.052)	-0.168 (0.170)	0.127 (0.149)	0.074** (0.025)	-0.031* (0.097)
rang_naissance2_mere	0.019 (0.688)	-0.086* (0.097)	0.074 (0.302)	-0.146** (0.015)	0.103* (0.092)	-0.067 (0.251)
lien_biologique_chef_men	0.197* (0.086)	0.792*** (0.001)	0.848** (0.019)	0.476 (0.241)	0.085* (0.089)	0.435** (0.034)
distance_primaire	-0.042** (0.021)	0.052 (0.214)	-0.062* (0.088)	0.284 (0.129)	-0.055* (0.056)	-0.028 (0.676)
distance_college	-0.010 (0.128)	0.002** (0.026)	-0.015** (0.017)	-0.006 (0.399)	-0.001 (0.890)	0.008* (0.096)
distance_lycee	0.003 (0.186)	0.002 (0.988)	-0.004 (0.877)	-0.001 (0.224)	-0.218* (0.064)	-0.079 (0.394)
frais_scolaires_moyen_primaire	0.048* (0.051)	0.016** (0.049)	-0.025** (0.017)	-0.012 (0.460)	0.029*** (0.009)	0.083*** (0.001)
frais_scolaires_moyen_college	-0.072 (0.546)	0.031 (0.474)	-0.006 (0.841)	0.004 (0.343)	-0.035 (0.765)	0.030* (0.056)
frais_scolaires_moyen_lycee	0.009** (0.039)	-0.007 (0.832)	0.007** (0.033)	0.003 (0.113)	-0.055 (0.832)	-0.152 (0.492)
nbre_habitants_village	7.5e-06*** (0.000)	6.2e-08*** (0.000)	2.8e-04*** (0.008)	4.5e-07*** (0.005)	3.1e-05*** (0.001)	6.7e-09*** (0.003)
distance_route	-0.001** (0.029)	-0.002 (0.788)	-0.001 (0.858)	-0.013* (0.083)	-0.004* (0.090)	0.007 (0.238)
distance_marche	0.007 (0.603)	-0.005* (0.054)	-0.033 (0.196)	-0.073** (0.020)	0.004 (0.306)	-0.005 (0.203)
dummy_period	0.356*** (0.000)	-1.653*** (0.000)	0.325*** (0.001)	-1.473*** (0.000)	0.392*** (0.000)	-1.780*** (0.000)
Constante	-0.099 (0.845)	0.372 (0.369)	0.552 (0.466)	-2.266*** (0.002)	-0.161 (0.779)	0.781* (0.096)
Muettes ethnie	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>
Muettes religion	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>
Muettes région	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>
ρ	-0.351***		-0.325***		-0.242***	
F-test $\rho = 0$	(0.000)		(0.002)		(0.009)	
P.value LR Test $\rho = 0$	(0.0003)		(0.0024)		(0.0094)	
Nbre observations	3596		1714		1882	
Prob > chi2	0.0000		0.0000		0.0000	

Pvalues entre parenthèses *** $p < 0.01$. ** $p < 0.05$. * $p < 0.1$ Ecart-types calculés en clusters village

Les résultats des tests effectués aussi bien sur l'échantillon total que sur l'échantillon des filles et des garçons mettent en évidence une forte interdépendance entre les décisions de scolarisation et de travail des enfants (tableau 8). Au vu de la significativité des statistiques de corrélation, l'hypothèse de nullité du coefficient ρ est rejetée dans toutes les estimations au seuil de 1% par le *F test* et le *LR test* suggérant que les décisions sont négativement corrélées. Ceci traduit le fait qu'une augmentation de la probabilité de l'un de choix se traduit par une dégradation de l'autre. Ce coefficient, par définition compris entre -1 et 1, ne semble toutefois pas montrer un sévère degré d'arbitrage puisque sa valeur absolue, quoique fortement significative, reste relativement modérée (entre 0,24 et 0,35, bas du tableau 8).

Au-delà de cette corrélation négative entre les choix de scolarisation et de mise au travail, certaines variables semblent significativement participer à cet arbitrage.

Les caractéristiques enfants

Tout d'abord, on constate dans le tableau 8 que la probabilité de scolarisation et celle du travail augmentent significativement avec l'âge. Cette significativité doit être mise en perspective avec les coefficients obtenus pour les rangs de naissance de l'enfant au sein du ménage. Nous avons identifié l'effet de l'âge à travers deux approches : l'effet de la variation absolue de l'âge mais aussi l'effet de la variation relative de l'âge de l'enfant par rapport aux autres enfants du ménage. La variation relative de l'âge de l'enfant est mesurée par son rang de naissance parmi les enfants du ménage (voir Nielsen, 1998) auquel nous associons son rang de naissance parmi les enfants de sa mère. Cette distinction est importante dans la mesure où tous les enfants ne sont pas nécessairement fils du chef de ménage. Les enfants les moins âgés auront donc des rangs de naissance élevés. Certaines études ont mis en évidence une relation positive entre le rang de naissance et la scolarisation et une relation négative avec la mise au travail (Canagarajah et Coulombe, 1997 au Ghana ; Nielsen, 1998, en Zambie). Pour ces auteurs, un enfant ayant des grands frères et sœurs dans le ménage, aura une plus grande probabilité d'être scolarisé. Bien que non contradictoires, nos résultats apparaissent toutefois légèrement différents de ceux de ces auteurs, car en faisant une distinction entre l'échantillon des filles et des garçons, nous trouvons que le rang de naissance parmi les enfants du chef de ménage n'a aucune influence sur la scolarisation, ni sur la mise au travail des filles tandis que le rang de naissance parmi les enfants de la mère a une influence significativement négative sur la mise au travail. En revanche, le rang de naissance qu'il soit du côté de la mère ou du côté du chef de ménage agit positivement sur la scolarisation des garçons. Seul le rang de naissance par rapport au chef de ménage apparaît significativement négatif sur la probabilité de la mise au travail des garçons (tableau 8). En somme, même si la probabilité de scolarisation augmente avec l'âge, traduisant probablement l'effet de la scolarisation tardive de beaucoup d'enfants, les effets liés au rang de naissance indiquent que ce sont les enfants les moins âgés dans le ménage qui bénéficient le plus des stratégies d'investissement en capital humain. Les plus âgés sont amenés à participer aux efforts de production dans le ménage.

Un autre aspect lié à l'enfant est la nature de sa relation avec le chef de ménage (principal décideur au sein du ménage). Beaucoup d'études mettent en avant le fait que le lien de l'enfant avec le chef de ménage (propre fils, enfant confié, etc..) influence les décisions de scolarisation et de travail. Il est largement mis en évidence que les fils du chef de ménage sont

ceux qui bénéficient le plus des efforts d'investissement en capital humain du ménage. Dans cette étude, nous examinons ces questions à partir d'une variable binaire captant si oui ou non l'enfant est *fil(s) du chef de ménage*. S'agissant de la scolarisation, nos résultats se rapprochent de ceux obtenus par Jensen et Nielsen (1997) en Zambie. Ces auteurs justifient leurs résultats par le fait que le chef de ménage donnerait d'abord la priorité à ses propres enfants en décidant qui sera scolarisé et qui sera mis au travail. D'autres auteurs comme Haile et Haile (2011) trouvent que le lien biologique avec le chef de ménage n'a aucun effet significatif dans les décisions de scolarisation en Ethiopie. Ces auteurs trouvent également que cette variable ne joue aucun rôle dans le choix de mise au travail économique. En revanche, ils mettent en évidence une relation significativement positive entre la probabilité de travail domestique et le fait d'avoir un lien biologique avec le chef de ménage. On trouve sur l'échantillon des garçons et sur celui des filles que le fait d'être fils ou fille du chef de ménage favorise à la fois la scolarisation et la mise au travail, mais uniquement pour les garçons.

Les caractéristiques ménages

Les caractéristiques des ménages sont les principales variables de décision en matière de scolarisation et de mise au travail. Elles comprennent essentiellement les caractéristiques du chef de ménage, les caractéristiques de la mère mais aussi un ensemble de facteurs liés à la composition du ménage qui ont des implications directes en matière de choix.

Nous nous intéressons en premier lieu au capital humain des parents notamment à leur niveau d'éducation en partant de l'idée que les parents ayant reçu une certaine éducation ont une propension relativement élevée à se soucier de l'investissement en capital humain de leurs enfants. De ce fait, ils privilégient l'éducation plutôt que la mise au travail de leurs enfants. Cette intuition se confirme à travers nos résultats montrant une corrélation négative entre les variables d'éducation (du chef de ménage et de la mère) et le statut de travail de l'enfant et une corrélation positive entre ces variables et la probabilité de scolarisation (tableau 8). L'éducation du chef de ménage et celle de la mère agissent positivement à la fois sur l'éducation des filles et celle des garçons sans distinction. En revanche, leurs effets sur le statut de travail diffèrent légèrement. On trouve un lien négatif entre l'éducation du chef de ménage et la probabilité de travail des garçons et une corrélation positive entre l'éducation de la mère et la probabilité de travail des filles (tableau 8).

En plus de ces variables d'éducation, nous avons aussi examiné l'effet de certaines variables de contrôle classiques comme l'âge du chef de ménage. Il apparaît dans ces analyses que l'âge du chef de ménage a une influence significativement négative sur la probabilité de scolarisation, particulièrement des garçons ; mais que celui de la mère agit de façon positive sur les garçons. Quant à la probabilité de mise au travail, nous n'identifions aucun effet lié à l'âge du chef de ménage ; en revanche nous trouvons un effet positif de l'âge de la mère sur la probabilité de travail des garçons. Ces résultats beaucoup moins intuitifs, rendent relativement difficile leur interprétation. Ils diffèrent de ceux de Ersado (2005) qui met en évidence sur les données comparatives du Népal, Pérou et Zimbabwe que l'âge du chef de ménage influence de façon positive la scolarisation et de façon négative la probabilité de travail. Mais aussi ceux de Haile et Haile (2011) qui trouvent un lien positif de l'âge de la mère avec la scolarisation mais sans aucun effet sur la probabilité de travail.

Cette non-uniformité se retrouve également pour d'autres variables comme la taille ou la composition du ménage. Nous trouvons par exemple une corrélation positive entre la taille du ménage et la probabilité de travail, particulièrement significative sur les filles alors qu'on ne trouve aucun effet de la taille sur la probabilité de scolarisation. Un résultat qui paraît contradictoire avec par exemple celui de Rosati et Rossi (2001) qui trouvent un lien positif entre la taille et la scolarisation et aucune corrélation significative avec le travail.

Nous avons prolongé cette analyse en prenant en compte le fait que le ménage est polygame ou monogame. Il ressort que la probabilité de scolarisation est plus élevée dans les ménages polygames (tableau 8). Koissy-Kpein (2012) ne trouve aucun effet de la polygamie sur la probabilité de scolarisation. Face à ces résultats mitigés, il conviendrait d'introduire une forme de non linéarité dans les effets liés à ces variables. C'est en partie la démarche adoptée pour examiner l'effet de la possession de terres agricoles sur les décisions de scolarisation et de mise au travail. A cet égard, nos résultats soutiennent l'existence d'une relation en U entre la surface totale des terres agricoles et la probabilité de scolarisation même si l'effet sur le travail apparaît positif et linéaire (tableau 8).

Les caractéristiques villages

Nous avons également tenté d'analyser les possibles influences que peut exercer l'environnement économique du ménage. Nous avons mis l'accent sur les facteurs de demande d'éducation et d'accessibilité des villages. Nous avons considéré les facilités d'accès aux infrastructures (distances à l'école primaire, collège et lycée) ainsi que les coûts directs d'accès aux services scolaires (frais scolaires comme l'achat des tenues vestimentaires, des fournitures et autres frais connexes).

Nous trouvons que la distance à l'école primaire la plus proche exerce une influence négative sur la probabilité de scolarisation au contraire de la distance au collège ou au lycée qui n'apparaissent pas significativement différents de zéro. Dans le même sens, la distance au collège agit positivement sur la probabilité du travail des enfants particulièrement des garçons (tableau 8). Ceci signifie donc que ces indicateurs d'accès influencent l'arbitrage en faveur du travail des enfants.

S'agissant des indicateurs économiques d'accès (frais scolaires), il est généralement admis dans la littérature que le niveau des frais scolaires supportés par les ménages a une incidence sur les motivations de scolarisation des enfants et par conséquent une influence sur leur mise au travail (voir par exemple Thorsen, 2012). Ces frais pouvant significativement varier selon le cycle d'étude (par exemple les frais associés au cycle secondaire ne sont pas nécessairement les mêmes que ceux du primaire), cela peut influencer le choix du ménage de poursuivre la scolarité de l'enfant dans le cycle secondaire après avoir validé le cycle primaire. Cette décision sera probablement influencée par l'information dont dispose le ménage quant au montant potentiel des frais d'inscription. Pour pouvoir capter ces effets, nous avons calculé le montant moyen des frais de scolarité séparément pour les élèves du primaire, du collège et du lycée. Ces montants moyens par cycle sont calculés au niveau du village, ce qui représente l'information que reçoit le ménage sur les coûts associés à chaque

cycle¹⁰. De façon très surprenante, nous trouvons que la probabilité de scolarisation augmente avec les frais scolaires du primaire et du lycée (tableau 8). Ce qui est contraire à l'intuition ordinaire selon laquelle la demande évolue en sens inverse des prix. Ce résultat peut donc signifier que les coûts financiers ne constituent pas des obstacles à la scolarisation. Nous trouvons également une corrélation positive entre le montant des frais de scolarisation primaire et la probabilité de travail particulièrement des garçons. Ce qui signifie dans un certain sens que les enfants participeraient plus aux activités productives de façon à pouvoir financer une partie des coûts scolaires. Cette idée se trouve d'ailleurs supportée par un certain nombre d'études comme celle de Thorsen (2012) qui soutient que « *Quand le chef du ménage ne peut se permettre de payer les frais de scolarité, les enfants sont souvent encouragés à travailler afin de contribuer au paiement de leurs frais de scolarité plutôt que d'abandonner complètement l'école* ».

S'agissant des résultats sur la relation entre les frais scolaires et la scolarisation, nous remarquons qu'ils restent relativement cohérents avec ceux d'Ersado (2005) et de Canagarajah et Coulombe (1997) qui trouvent une corrélation positive entre ces deux variables. Canagarajah et Coulombe avancent l'argument selon lequel cet effet positif serait dû à l'attractivité qu'exercent les écoles privées réputées de meilleure qualité. Pour eux, c'est par le biais de la qualité que les coûts ne freinent pas la scolarisation. Cependant, leur résultat étant significatif à la fois sur l'échantillon des ruraux et des urbains, cette justification n'est pas convaincante, car les écoles privées sont généralement localisées en milieu urbain. En d'autres termes l'effet positif qu'ils mettent en évidence en milieu rural a peu de chance d'être lié à la présence des écoles privées compte tenu de leur faible nombre dans ce milieu. En tout état de cause, notre échantillon étant essentiellement constitué de ménages ruraux mais aussi compte tenu du faible nombre d'élèves inscrits dans les écoles privées, nous pensons donc que l'explication de la relation positive se trouve ailleurs¹¹. L'effet-qualité ne peut donc être justifié uniquement à partir du rôle des écoles privées. Une partie des explications pourrait provenir aussi du rôle des écoles dites « communautaires »¹². Ces écoles communautaires sont donc fondées sur la stratégie de "*Community Driven Development*". Ainsi comme c'est la communauté qui se mobilise pour ouvrir l'école, on s'attend à ce qu'elle envoie plus ses enfants à l'école et qu'elle exige plus de qualité dans l'enseignement puisque ce sont les parents qui payent les frais de fonctionnement de l'école. De ce fait, l'augmentation des frais scolaires s'accompagne de facto par une amélioration de la scolarisation sans que cela ne soit expliqué par une qualité objective mais plutôt par une qualité subjective que les parents ont de leur école. C'est cette qualité subjective qui influence leur *consentement à payer* de telle sorte qu'ils sont prêts à supporter des frais scolaires un peu plus élevés tant que l'école répond à leur attente et qu'ils ont le sentiment d'avoir leurs mots à dire sur son fonctionnement.

¹⁰ Canagarajah et Coulombe (1997), utilisent la médiane des frais dans les clusters construits sur des zones géographiques mais sans distinction entre les cycles d'étude. Ersado (2005) utilise des dépenses d'éducation par élève calculées au niveau de la communauté.

¹¹ Seulement 7.56 % des écoles de notre échantillon (cycles primaire et secondaire confondus) sont de type privée et ne concentrent que 2.52% des enfants scolarisés.

¹² Voir Cissé et al.(2000) pour un aperçu général sur la place des écoles communautaires dans le système éducatif du Mali. A la différence des écoles publiques, le principe des écoles communautaires est que c'est la communauté qui se mobilise pour ouvrir l'école, assurer et contrôler sa gestion (paiement des rémunérations de l'instituteur, etc..). Environ 16,22% des enfants de notre échantillon sont scolarisés dans ces écoles communautaires.

Néanmoins, dans un tel contexte, on peut penser que si la décision de scolarisation n'est pas négativement affectée par le signal de coût, la survie scolaire de l'enfant pourrait en être influencée. Dans la mesure où le ménage n'est pas en capacité de subvenir de manière pérenne aux frais scolaires, il est probable, que l'enfant soit déscolarisé. Ce qui renvoie au rôle de la pauvreté et de la vulnérabilité face aux variations exogènes des conditions de vie.

4.2.2. Effets du niveau de vie: actifs et revenus du ménage

Les estimations présentées au tableau 8 montrent que la richesse du ménage influence positivement non seulement la scolarisation mais aussi le travail des enfants. Un résultat plutôt contraire à nos hypothèses de départ. On s'attendait à en effet à ce que le travail des enfants soit plus faible dans les ménages relativement aisés. Nous trouvons que l'indice de richesse, mesuré par la possession de biens est positivement corrélé à la décision de scolarisation (à 5%) mais aussi positivement corrélé à la participation des enfants aux activités productives. Cet effet reste d'ailleurs très fortement marqué pour les garçons au vu du seuil de significativité. L'interaction entre les deux mesures de richesse (biens possédés et conditions de logement) n'a aucun effet significatif sur la scolarisation mais à l'inverse un effet positif sur le travail. Dans nos estimations ces deux variables agissent de façon significativement positive sur le travail des enfants, en particulier le travail des filles alors que l'effet sur le travail des garçons apparaît dans un sens inversé (effet négatif à 10%).

Ces résultats quelque peu troublants sur la relation entre la richesse et le travail des enfants nous amène à nous interroger sur une possible endogénéité de la richesse dans l'équation du travail. Les coefficients pourraient être biaisés s'il existe une relation de causalité inverse par exemple entre le niveau de vie du ménage et le travail de l'enfant. C'est pourquoi nous entreprenons une procédure de correction d'endogénéité.

Potentielle endogénéité de la richesse

Les travaux économiques que les enfants mènent sont généralement des activités agropastorales qui sont essentiellement effectuées sur décision des parents et qui représentent une contribution directe ou indirecte aux revenus du ménage. Le travail sur le champ agricole dont une partie est destinée à la vente sur le marché peut bénéficier d'une large contribution de la main d'œuvre des enfants. De même, pour les activités non-économiques, les parents peuvent augmenter leur offre de travail rémunéré en confiant une large part des travaux domestiques aux enfants, ce qui constitue une contribution indirecte à l'augmentation des revenus des parents. Dans cette logique, le travail des enfants peut influencer le niveau de détention des biens et actifs. Ces biens étant, par définition, le fruit d'une accumulation réalisée à partir des revenus passés, il donc est raisonnable de penser que le niveau d'accumulation des biens est influencé par le degré d'implication des enfants dans les activités productives. La prise en compte de cette endogénéité nécessite l'utilisation des procédures d'instrumentation. Le défi est alors de trouver des instruments crédibles capables d'influencer le niveau de vie sans avoir d'effets directs sur le travail des enfants.

Pour la sélection des instruments, nous privilégions d'abord des arguments de rigueur empirique du fait que dans l'explication du niveau de vie, il paraît difficile de proposer des instruments dont la validité théorique ne puisse être véritablement contestée. En revanche sur le plan empirique, un bon instrument doit avoir un pouvoir explicatif significativement élevé

sans pour autant avoir d'effet direct sur la variable expliquée. Ainsi tout en ayant un minimum de fondement théorique, un bon instrument est jugé d'abord sur son pouvoir explicatif sur la variable endogène et sa non-significativité dans les équations de base. C'est ce principe qui fonde notre démarche de sélection.

Ainsi, pour instrumenter les indices de richesse, nous partons de deux catégories de variables. D'une part, nous utilisons l'âge au premier mariage du chef de ménage comme instrument pour l'indice de richesse *biens d'équipement* (axe1 de l'ACP). Et d'autre part, nous choisissons la nature du titre foncier pour instrumenter l'indice de richesse mesuré par la qualité de logement (axe 2). L'intuition derrière ces deux instruments est la suivante. L'axe 1 de richesse étant fortement corrélé à la détention de biens d'équipement dans le ménage, un score élevé sur cet axe signifie une accumulation relativement importante des biens durable. Comme l'accumulation des biens durables est généralement une réalisation de long terme, on peut penser que le niveau d'accumulation des biens durables dépend du niveau d'ancienneté du ménage. Cette ancienneté est mesurée par l'âge au premier mariage du chef du ménage qui correspond généralement à la date de constitution du ménage. Quant à l'axe 2 de l'indice de richesse (fortement corrélé aux types de construction et matériaux des logements), un score élevé sur cet axe traduit le niveau d'investissement réalisé par le ménage pour constituer son cadre de vie. Le titre foncier sur le terrain occupé par le ménage peut donc être un facteur déterminant car ce sont les ménages détenant des titres relativement sécurisés qui sont à même d'investissements immobiliers assez importants. Par conséquent, ces ménages auront un score élevé sur ce deuxième axe de l'indice de richesse¹³.

Le but ici n'est pas simplement d'expliquer la probabilité de travail de l'enfant, mais aussi de pouvoir prendre en compte l'intensité du travail (mesuré par la quantité de temps en nombre d'heures). Pour cela, nous utilisons la procédure d'estimation de Blundell et Smith (1986). Cette démarche consiste à régresser par les MCO, dans une première étape, la variable endogène sur ces instruments en incluant toutes les autres exogènes du modèle. La série des résidus de cette régression est incluse comme variable explicative additionnelle au côté de la variable soupçonnée d'endogénéité. Et le modèle de base est estimé par tobit. Cette méthode constitue une correction de l'endogénéité au cas où ces résidus seraient significatifs. Les résultats obtenus à partir de ces estimations sont présentés dans le tableau 9 suivant.

¹³ Le tableau A.1 en annexe donne la répartition des ménages en fonction de leur statut d'occupation des terrains de logement. Nous avons ainsi créé des muettes pour capter chaque statut en mettant la catégorie « Autre titre » comme la catégorie manquante.

Tableau 9 : Impact de la richesse et du revenu sur le nombre d'heure de travail

	Temps activités non économiques	Temps activités économiques
indice_biens_eq	0.065 (0.104)	-0.024** (0.028)
indice_logement	0.046* (0.099)	-0.031*** (0.000)
surface_total_terre	0.023 (0.179)	0.003** (0.038)
surface_total_terre2	-0.063 (0.307)	-0.043 (0.841)
education_chef_men	-0.416** (0.023)	-0.209* (0.091)
age_chef_men	0.008 (0.384)	0.002* (0.059)
education_mere	0.101** (0.018)	-0.036** (0.040)
age_mere	0.014* (0.074)	-0.009* (0.059)
taille_menage	0.092*** (0.004)	-0.019 (0.466)
menage_polygame	-0.386* (0.053)	-0.063 (0.691)
age_enfant	0.032** (0.036)	0.062** (0.014)
sexe_enfant	-0.282*** (0.000)	0.733*** (0.000)
rang_naissance1_men	-0.091* (0.093)	-0.078** (0.015)
rang_naissance2_mere	-0.140* (0.084)	0.142 (0.127)
lien_biologique_chef_men	0.124*** (0.000)	0.363* (0.070)
distance_primaire	0.331 (0.285)	0.322 (0.142)
distance_college	-0.004 (0.713)	0.012* (0.075)
distance_lycee	-0.004 (0.338)	0.001 (0.174)
frais_scolaires_moyen_primaire	0.025 (0.211)	0.143* (0.079)
frais_scolaires_moyen_college	-0.071 (0.259)	0.061 (0.936)
frais_scolaires_moyen_lycee	0.024* (0.095)	-0.075 (0.656)
nbre_habitants_village	1.5e-05 (0.253)	3.8e-06*** (0.000)
distance_route	-0.001 (0.884)	-0.004** (0.045)
distance_marche	0.015 (0.622)	-0.013*** (0.000)
Constante	-0.529** (0.015)	0.608*** (0.000)
resid1	0.010* (0.073)	0.008** (0.046)
resid2	0.003** (0.020)	0.001 (0.887)
<i>Muettes period/ethnie/religion/région</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>
Observations	3596	3596
Prob > chi2	0.008	0.000
Pseudo R2	0.191	0.213

*Pvalues entre parenthèses *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1 Ecart-types calculés en clusters village*

Les résultats obtenus à travers ces régressions sont quelque peu modifiés par rapport à ceux du probit bivarié. Nous trouvons ici une corrélation significativement négative entre le niveau de vie et le travail économique des enfants. Toutefois l'effet sur le travail non économique reste globalement insignifiant à l'exception de celui associé à l'axe 2 de richesse qui garde sa significativité positive au seuil de 10% malgré la correction de l'endogénéité. Ce qui peut donc signifier une certaine rigidité du temps de travail non économique qui a d'ailleurs tendance à varier à la hausse avec l'augmentation de la qualité du logement (axe 2 de richesse).

4.2.3. Nature des travaux et arbitrage avec la scolarisation

Compte tenu de l'existence d'un effet différencié du niveau de vie en fonction de la nature des activités, une analyse basée sur le regroupement des activités sous la dénomination d'activités productives n'est plus pertinente surtout lorsqu'on cherche à identifier l'influence des caractéristiques du ménage sur le choix de scolarisation et de mise au travail des enfants. A cet égard, on se demande si l'arbitrage avec la scolarisation reste valable pour tout type d'activités. C'est pourquoi nous réexaminons le processus d'arbitrage avec la scolarisation en faisant une distinction sur la nature des activités.

Ainsi comme les analyses précédentes ne permettent pas de dissocier les déterminants des travaux économiques de ceux des travaux non économiques, il apparaît pertinent de procéder à une analyse par type d'activité et d'analyser leur interaction avec les choix de scolarisation. Pour ce faire, en supposant que le ménage fait face à priori à trois décisions (scolarisation, travail économique et travail non économique), nous estimons un probit *multivarié* qui est une généralisation du cas *bivarié* lorsque le nombre de décisions est supérieur à deux (Greene, 2008).

$$\begin{cases} Y_1^* = X_1\beta_1 + \varepsilon_1; Y_1 = 1 \text{ si } Y_1^* > 0, Y_1 = 0 \text{ si } Y_1^* \leq 0 \\ Y_2^* = X_2\beta_2 + \varepsilon_2; Y_2 = 1 \text{ si } Y_2^* > 0, Y_2 = 0 \text{ si } Y_2^* \leq 0 \\ Y_3^* = X_3\beta_3 + \varepsilon_3; Y_3 = 1 \text{ si } Y_3^* > 0, Y_3 = 0 \text{ si } Y_3^* \leq 0 \end{cases} \quad (3a)$$

$$\begin{cases} Cov(\varepsilon_1, \varepsilon_2) = \rho_{1,2} \\ Cov(\varepsilon_1, \varepsilon_3) = \rho_{1,3} \\ Cov(\varepsilon_2, \varepsilon_3) = \rho_{2,3} \end{cases} \quad (3b)$$

Où Y_1^* , Y_2^* et Y_3^* désignent respectivement des variables latentes liées à la décision de scolarisation de l'enfant (Y_1), à la décision de mise au travail économique (Y_2) et à la décision de mise au travail non économique (Y_3). $\rho_{1,2}$, $\rho_{1,3}$ et $\rho_{2,3}$ représentent les coefficients de corrélation entre les trois décisions. L'analyse vise donc à examiner dans quelle mesure ces trois décisions sont liées en mettant en œuvre un test d'indépendance. Ce modèle est estimé par maximum de vraisemblance simulée par la procédure Geweke-Hajivassiliou-Keane (voir Greene, 2008). Les résultats du test d'arbitrage sont présentés dans le tableau 10 suivant. Quant aux résultats sur les déterminants associés à chaque décision, ils sont présentés en annexe dans le tableau A.2. Ces résultats montrent que cette décomposition est bien justifiée puisque les déterminants de la participation varient sensiblement selon les activités de travail.

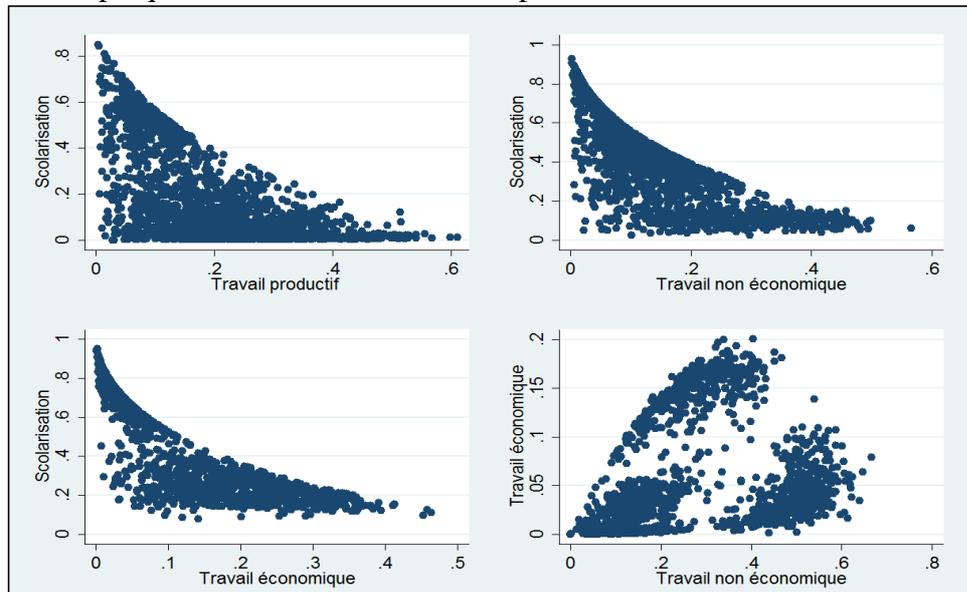
Tableau 10 Probit multivarié : Test d'indépendance des décisions selon la nature de l'activité

		Ensemble		Filles		Garçons	
		(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
		scolarisation	Travail économique	scolarisation	Travail économique	scolarisation	Travail économique
(2)	Travail économique	-0.099** (0.025)		-0.159** (0.016)		-0.077*** (0.002)	
(3)	Travail non économique	-0.188*** (0.000)	0.182* (0.076)	-0.113*** (0.001)	0.216* (0.080)	-0.252* (0.057)	0.152 (0.422)
LR test rho12 = rho13 = rho23 = 0		(0.0000)		(0.0001)		(0.0000)	

P.values entre parenthèses, Ecart-types calculés en cluster village

Les résultats présentés dans le tableau 10 restent globalement conformes à ceux obtenus en probit bivarié en ce qui concerne l'arbitrage entre la scolarisation et les travaux. Nous constatons, quelle que soit la nature de l'activité considérée, qu'il existe une corrélation négative avec la décision de scolarisation. Cette situation reste également valable aussi bien pour les filles et pour les garçons. Le seul résultat particulier à signaler dans ce tableau est la corrélation positive entre la probabilité de travail économique et la probabilité de travail non économique. Cette corrélation significative à 10% signifie l'absence d'arbitrage entre ces deux types d'activités. Ce résultat implique donc qu'un enfant mis au travail non économique a également une forte propension d'y associer du travail économique (ou vice versa). Ce résultat n'est toutefois significatif que sur l'échantillon des filles. Le graphique suivant donne l'allure des courbes traduisant les relations entre les probabilités dans les différents choix.

Graphique 1 : Corrélations entre les probabilités des différents choix



Ce graphique illustre la distribution de probabilités des différents choix du ménage et leurs corrélations. A l'exception de la relation entre le travail économique et le travail non économique qui montre une allure positive, les relations de la scolarisation avec les autres choix ont toutes une allure négative signifiant donc que la probabilité de scolarisation évolue en sens inverse avec toute décision de mise au travail quelle que soit sa nature. Celle-ci reste d'ailleurs cohérente avec les résultats des modèles.

Conclusion

L'objectif de cette étude était d'analyser le rôle de la pauvreté dans le choix entre la scolarisation et le travail des enfants dans les ménages. Les premiers résultats montrent un effet de richesse très ambivalent sur le travail des enfants. Nous trouvons une corrélation positive du niveau de vie du ménage non seulement avec la décision de scolarisation mais aussi avec la décision de mise au travail des enfants. Mais en raison d'une potentielle endogénéité du travail des enfants, nous intégrons à l'analyse des techniques de variables instrumentales en suivant Blundell et Smith(1986). Les résultats issus de ces estimations montrent que ce sont uniquement les activités économiques qui sont plus sensibles et plus réactives à l'augmentation du niveau de vie en ce sens où un accroissement du niveau de vie sur la base des biens et actifs se traduit par une baisse significative de la durée de travail économique. En revanche, les travaux non-économiques apparaissent très rigides à cette variation et ont d'ailleurs significativement tendance à augmenter suite à un accroissement de la qualité du logement.

L'une des implications directes de ce résultat est l'insuffisance des politiques économiques traditionnelles dans la réduction des inégalités de genre dans l'accès à la scolarisation compte tenu d'une forte polarisation des travaux selon le genre¹⁴. En effet, comme l'accroissement du niveau de vie du ménage ne semble générer aucune baisse significative dans les travaux non-économiques alors que ceux-ci sont majoritairement réalisés par les filles, cela signifie que cet accroissement sera aussi systématiquement moins profitable aux filles en termes de baisse de travail et par conséquent moins favorable à leur scolarisation. Dès lors, les politiques visant l'accroissement des revenus des parents dans le but de favoriser la scolarisation des enfants apparaîtront insuffisantes pour résorber les inégalités de genre. Il apparaît donc nécessaire d'accompagner ces mesures par des politiques éducatives plus contraignantes telles le renforcement plus strict des dispositifs de scolarisation primaire obligatoire.

Par ailleurs, ces travaux non-économiques étant très largement ignorés dans les statistiques internationales, cette étude recommande une meilleure prise en compte de ces travaux afin d'éclairer les décideurs sur leurs potentielles répercussions en termes de scolarisation. D'une manière générale, une meilleure compréhension des contours de ces travaux permettrait la conception et la mise en place de mesures plus adaptées pour faire face à l'une des principales sources d'inégalités de genre.

Cette étude présente des limites qu'il convient de signaler. En particulier, elle ne tire pas profit de la dimension *panel* des données. L'exploitation de cette structure en panel des données aurait permis de mettre en œuvre des méthodes de contrôle des effets fixes. Néanmoins, ces méthodes étant incompatibles avec les modèles que nous avons choisis¹⁵, nous avons ainsi opté pour des estimations *groupées* (*pooling*).

¹⁴ C'est-à-dire que les filles sont significativement orientées vers les activités non-économiques alors que les garçons sont significativement orientés vers les activités économiques (voir par exemple Koissy-Kpein, 2012).

¹⁵ Par exemple la méthode à effet-fixes appliquée à un modèle probit crée le problème de « *incidental parameters problem* », qui est impossible à contourner du fait de l'absence de statistique suffisante (Voir Lancaster, 2000 pour une revue de littérature relativement complète sur ce sujet)

Bibliographie

Akabayashi, et Psacharopoulos, 1999, «The Trade-off between Child Labour and Human Capital Formation: A Tanzanian Case Study», *Journal of Development Studies*, Vol. 35, : 120–40.

Alderman et al.,1995, «Unitary versus Collective Models of the Household: Is It Time to Shift the Burden of the Proof», *World Bank Research Observer*, vol. 10, : 1—19.

Amin, Quayes, et Rives, 2004, «Poverty and Other Determinants of Child Labour in Bangladesh », *Southern Economic Journal* 70 (4): 876-892.

Andrabi et Khwaja, 2011, « Students Today, Teachers Tomorrow. Identifying Constraints on the Provision of Education», *Policy Research Working Paper Series 5674*, World Bank, Washington, DC.

Anker,2000, «Conceptual and Research Frameworks for the Economics of Child labour and its Elimination », ILO/IPEC, Working Paper, ILO Geneva.

Assaad, Levison et Zibani, 2001, « The effect of child work on school enrollment in Egypt », Working paper.

Asselin, 2002, «Pauvreté multidimensionnelle : théorie», Institut Mathématiques Gauss; Document de Travail.

Baland et Robinson, 2000, « Is child labor Efficient ? », *Journal of Political Economy*, 108(4), : 663-679

Bar et Basu, 2009, « Children, Education, Labor and Land: In the Long Run and Short » CAE Working Paper #08-06

Barone, 1993, « The effects of part-time employment on academic performance », in *NASSP Bulletin*, 76, 549.

Basu et Ray, 2001, «The Collective Model of the Household and An Unexpected Implication for Child Labor: Hypothesis and an Empirical Test», *Manuscrit*, University of Cornell.

Basu, Das et Dutta, 2010, « Child Labor and Household Wealth: Theory and Empirical Evidence of an Inverted-U », Cornell University, Working paper.

Basu, et Van, 1998, « The Economics of Child Labor », *American Economic Review*, 88(3), : 412-27.

Basu, K., 1999, « Child Labor: Cause, Consequences and Cure, With Remarks on International Labor Standards », *Journal of Economic Literature*, 37(3), : 1083-1119.

Baum et Schaffer, 2007, «Enhanced routines for instrumental variables /generalized method of moments estimation and testing», *The Stata Journal*

Becker, 1964, « Human Capital ». New York: Columbia University Press.

Becker, 1965, « A Theory of the Allocation of Time », *The Economic Journal*, 75 (299), 493

Becker, 1991, «A Treatise on the Family », Enl. Edition, Cambridge University Press.

- Beegle, Dehejia et Gatti, 2006, «Child labour and agricultural shocks », *Journal of Development Economics*, 81(1), 80–96.
- Bhalotra, S. 2000a, « Is child work necessary? ». STICERD Working Papers, DEDPS 26, London School of Economics.
- Bhalotra, 2000b, « Child farm labor: Theory and evidenc », STICERD Working Papers, DEDPS 24, London School of Economics
- Bhalotra et Heady, 2003, « Child Farm Labor: The Wealth Paradox », *World Bank Economic review*, 17(2), : 197-227.
- Bhalotra, 2004, «Parent Altruism, Cash Transfers and Child Poverty », University of Bristol, Discussion Paper No. 04/562.
- Blunch et Verner, 2001, « Revisiting the link between poverty and child labor: The Ghanaian Experience », Working Paper Centre for Labor Market and social research.
- Blundell et Smith, 1986, «An exogeneity test for a simultaneous equation Tobit model with an application to labor supply», *Econometrica*, vol.54, n°3, may.
- Boarini, Johanson et D’Ercole, 2006, «Les indicateurs alternatifs du Bien-Etre», *Cahiers Statistiques de l’OCDE*, n°11.
- Bommier et Dubois, 2004, «Rotten Parents and Child labour », *Journal of Labour Economics*, 112(1):240-48.
- Bommier et Shapiro, 2001, « Introduction à l’approche économique de la demande d’éducation » in « La demande d’éducation en Afrique : Etat des connaissances et perspectives de recherche » sous la Direction de Pillon M. et Yaro Y.
- Bonnet, 1992, «Le travail des enfants en Afrique. Deux regards sur l’enfant travailleur africain », *ENDA Tiers Monde, JEUDA 96*, p. 5-26.
- Boutin, 2012, « Essai sur la pauvreté, la vulnérabilité et le travail des enfants », Thèse de doctorat, Université Montesquieu - Bordeaux IV
- Browning et Chiappori, 1998, «Efficient Intrahousehold Allocations: A General Characterization and Empirical Tests». *Econometrica*, vol. 66, : 1241—1278.
- Burra, 1995, «Born to Work: Child Labour in India, Delh », Oxford University Press.
- Cameron et Trivedi, 2009, « Microeconometrics: methods and applications », Cambridge University press.
- Canagarajah et Coulombe, 1997, « Child labor and schooling in Ghana », Policy Research
- Canagarajah et Nielsen, 1999, « Child labor in Africa: A comparative study », Discussion Paper No. 9916, The World Bank.
- Cayatte, 1999, «Utilité et désutilité du travail:Les implications de l’hypothèse de neutralité du travail»,*Papier de communication, Université de Paris-XII*
- Chiappori et Donni, 2006, « Les modèles non-unitaires de comportement du ménage: un survol de la littérature » *Actualité économique: Revue d’Analyse économique*.

Christofides, Stengos, et Swidinsky, 1997, «On the Calculation of Marginal Effects in the Bivariate Probit Model», *Economics Letters* 54: 203;208.

Cissé et al., 2000, «Les écoles communautaires au Mali», Document de travail, Unesco/Institut International de planification de l'éducation

Davidson et MacKinnon, 1993, « Estimation and Inference in Econometric », Oxford University Press.

Diallo et Koné, 2001, « Pauvreté des ménages et phénomène du travail des enfants en Côte d'Ivoire », working paper.

Diallo, 2001, «Les enfants et leur participation au marché du travail en Côte d'Ivoire », Thèse de doctorat, Centre d'économie du développement Université de Bordeaux.

Diener et al., 1993, «The relationship between income and Subjective Well Being: relative or absolute?», *Social Indicators Research* 28.

Dumas, 2007, « Why do Parents make their Children Work? A Test of the Poverty Hypothesis in Rural Areas of Burkina Faso », *Oxford Economic Papers*, 59, : 301-329.

Dumas, 2012, « Market Imperfections and Child Labor », *World Development* Vol. 42, : 127-142.

Dumas, et Lambert, 2006, « Trajectoires de scolarisation et de travail des enfants au Sénégal », working paper, OIT

Dumas et Lambert, 2011, « Educational Achievement and Socio-Economic Background: Causality and Mechanisms in Senegal », *Journal of African Economies* 20 (1): 1-26.

Duryea, et Arends-Kuenning, 2003, «School attendance, child labor and local labor market fluctuations in urban Brazil», *World Development*, 31, 1165-1178.

Edmonds, 2005, « Does Child Labor Decline with Improving Economic Status? », *Journal of Human Resources*, 40.

Ersado, 2005, «Child Labor and Schooling Decisions in Urban and Rural Areas: Comparative Evidence from Nepal, Peru, and Zimbabwe», *World Development* Vol. 33, No. 3, : 455-480

Faugère, 1980, «L'allocation du temps entre travail domestique et travail marchand : discussion autour d'un modèle», *Revue économique*. Volume 31, n°2, : 313-346.

Filmer et Pritchett, 1998, «The Effect of Household Wealth on Educational Attainment: Evidence from 35 Countries.» *Population and Development Review* 25(1):85-120.

Filmer et Pritchett, 2001, «Estimating wealth effects without income or expenditure data-or tears: an Application of education enrolment in States of India », *Demography* 38(1):115-132.

Foster, 1998, «Absolute Versus relative Poverty», *The American Economic Review*, vol88 (2).

Foster, Greer et Thorbeck, 1984, «A Class of Decomposable Poverty measures» *Econometrica*, volume 52 n°3 .

Ganglmair, 2006, «Intrinsic Motivation, Discrimination and the Child Labor-Schooling

- Gourieroux et al., 1987, « Generalized Residuals », *Journal of econometrics*, 34, 5-32
- Greene, 1996, «Marginal Effects in the Bivariate Probit Model», Working Paper EC;96;11, NYU, Stern School of Business.
- Greene, 2002, « The Bias of the Fixed Effects Estimator in Nonlinear Models », New York University.
- Greene, 2008, « Econometric Analysis », 6th edition, Upper Saddle River, NJ, Prentice-Hall.
- Gronau, 1977, « Leisure, Home Production, and Work: the Theory of the Allocation of Time Revisited », *The Journal of Political Economy*, Vol. 85, No. 6 : 1099-1123.
- Grootaert et Kanbur, 1995, « Child Labor: An economic perspective » *International Labor Review* 134 (2): 187.203.
- Grootaert, 1999, « Child labor in Côte d'Ivoire: Incidence and determinants » in Christiaan Grootaert and Harry A. Patrinos (eds.), *The Policy Analysis of Child Labor: A Comparative*
- Gunnarsson, Orazem et Sanchez, 2006, « Child Labor and School Achievement in Latin America ». *The World Bank Economic Review* 20(1), 31–54.
- Gupta, M., 2000, «Wage determination of a child worker: A theoretical analysis », *Review of Development Economics*. Volume 4, Issue 2, pages 219–228, Juin 2000.
- Haile et Haile,2011, «Child labour and child schooling in rural Ethiopia: nature and trade-off»,*Education Economics*, v20 n4 p365-385 2012. 21 :
- Heady, 2003, « The Effect of Child Labor on Learning Achievement », *World Development* 31(2), 385–398.
- Heckman et MaCurdy,1985, «A Simultaneous Equations Linear Probability Model.» *Canadian Journal of Economics*, 18,, : 28–37.
- Invernizzi, 2003, «Street-Working Children and Adolescents in Lima », *Childhood*, 10, 319–341.
- Jayaraj et Subramanian, 2007, « Out of School and (Probably) in Work: Child Labour and Capability Deprivation in India », *Journal of South Asian Development*.
- Jensen et Nielsen, 1997, « Child Labour or School Attendance? Evidence from Zambia ». *Journal of Population Economics* (1997) 10:407–424.
- Jolliffe, 1986, «Principal Component Analysis», Springer-Verlag, New York, NY,
- Kaiser,1960, «The application of electronic computers to factor analysis ». *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141-151.
- Lachaud, 2002, « Bien-être des ménages et pauvreté au Burkina Faso Dépenses versus actifs : choix pragmatique ou conceptuel ? », Université Montesquieu-Bordeaux IV - France
- Lachaud, 2008a, «Le travail des enfants et le revenu des ménages à Madagascar Dépendance spatiale et non-linéarité», Groupe d'Economie du Développement de l'Université Montesquieu Bordeaux IV.

Lachaud, 2008b, «Le travail des enfants et la pauvreté en Afrique un réexamen appliqué au Burkina Faso», *Economie et prévision*, n° 186, 47-65.

Lancaster, 2000, «The incidental parameters problem since 1948 », *Journal of Econometrics*, 95: 391-414.

Lawley et Maxwell, 1971, «Factor Analysis as a Statistical Method», Butterworth & Co., London,

Levison ,2010, «Household poverty and child labor decisions in Malawi », in Randall K.Q. Akee, Eric V. Edmonds, Konstantinos Tatsiramos (ed.)

Levison, Moe et Knaul, 2001, «Youth Education and Work in Mexico», *World Development*, Vol. 29, No. 1, p. 167, 2001

Lindeman, Merenda et Gold, 1980, «Introduction to Bivariate and Multivariate Analysis». New York: Scott, Foresman.

Maitra et Ray, 2000, « The joint estimation of child participation in schooling and employment: Comparative evidence from three continents », *Journal of economic literature*.

Mardia, Kent et Bibby, 1979, «Multivariate Analysis», Academic Press, London

Montgomery et al., 2000, « Measuring Living Standards With Proxy Variables.» *Demography* 2T.IS5-7A.

Montgomery, 2003, « Measuring living standards: household consumption and wealth indices», *Quantitative Techniques for Health Equity Analysis Technical Note #4*

Nielsen, 1998, *Child labor and school attendance: two joint decisions », University of Aarhus Working Paper 98-15, Denmark: University of Aarhus, Centre for Labor Market and Social Research*

OIT, 2008, « Statistiques sur le travail des enfants », Rapport III, 18e Conférence internationale des statisticiens du travail, 24 nov.-5 déc. disponible à l'adresse www.ilo.org/global/What_we_do/Statistics/events/icls/lang--fr/docName--WCMS_099580/index.htm.

Orazem et Gunnarsson, 2003, « Child labour, school attendance and academic performance », International Labour Office, International Programme on the Elimination of Child Labour, ILO.

Parsons et Goldin, 1989, « Parental Altruism and Self-Interest: Child Labor among Late Nineteenth Century American Families », *Economic Inquiry*, 637-659.

Patrinos et Psacharopoulos, 1992, « Socioeconomic and ethnic determinants of grade repetition in Bolivia and Guatemala ». Policy Research Working Papers 1028, The World Bank, Washington, DC

Patrinos et Psacharopoulos, 1998, « Family Size, Schooling, and Child Labor in Peru - An Empirical Analysis », *J. Popul. Econ.*, 10: 387-405

Pradhan et Ravallion, 2000, «Measuring Poverty using Qualitative Perceptions Of welfare» *The Review of Economics and Statistics*, vol 82 n°3.

- Qian, 2008, « Missing Women and the Price of Tea in China: The Effect of Sex-Specific Earnings on Sex Imbalance », *Quarterly Journal of Economics* 123 (3): 1251–85.
- Rady et al., 2011, « A Wealth Index of Households Living Conditions in Mauritania », Working paper
- Ranjan, 1999, « An economic analysis of child labor », *Economic Letters* 64: 99.105.
- Rapport mondial de suivi EPT Education pour tous (2007, 2011)
- Ravallion , 1995, « Comparaisons de la Pauvreté. Concepts et méthodes », World Bank
- Ravallion et Chen, 1996, « What can new survey data tell us about recent changes in distribution and poverty? », Policy Research Working Paper Series 1694, The World Bank.
- Ravallion et Wodon, 2000, « Does child labour displace schooling? Evidence on behavioural responses to an enrolment subsidy », in *Economic Journal* 110 (Mar.): C158-75.
- Ray et Lancaster, 2005, « The Impact of Children’s Work on Schooling: Multi-country Evidence ». working paper
- Ray, 2000a, « Child Labor, Child Schooling and Their Interaction with Adult Labor: Empirical Evidence for Peru and Pakistan », *World Bank Economic Review*, 14(2), : 347-367.
- Ray, 2000b, « Analysis of child labor in Peru and Pakistan: A comparative study », *Journal of Population Economics* 13 (1): 3.19.
- Ray, 2003, «The Determinants of Child Labour and Child Schooling in Ghana», *Journal of African Economies*, vol. 11, no 4, : 561-590.
- Rivers et Vuong, 1988, «Limited information estimators and exogeneity tests for simultaneous probit models», *Journal of Econometrics* 39:347–66
- Rosati et Tzannatos, 2003, « Child work an expository framework of altruistic and non-altruistic models », The World Bank, Social Protection Discussion Paper 25984.
- Rutstein et Johnson, 2004, « The DHS Wealth Index », DHS Comparative Reports No. 6 USAID
- Sahn et Stifel, 2001, « Poverty Comparisons Over Time and Across Countries in Africa », *World Development* Vol. 28, No. 12, : 2123±2155.
- Sahn et Stifel, 2003, « Exploring Alternative Measures of Welfare in the Absence of Expenditure Data », *Review of Income and Wealth Series* 49, Number 4, December 2003.
- Schlemmer, 1996, « L’enfant exploité. Oppression, mise au travail, prolétarianisation », Karthala-Orstom, Paris.
- Schlemmer, 1997, « Propositions de recherche sur l’exploitation de l’enfant au travail, faites aux sciences sociales qui, en France, ignorent encore la question », *Recherches Internationales*, n°50.
- Schlemmer, 2005, « Le BIT, la mesure du travail des enfants et la question de la scolarisation », *Cahiers de la recherche sur l’éducation et les savoirs*, 2005, 229-248.

- Shafiq, 2007, « Household schooling and child labor decisions in rural Bangladesh ». *Journal of Asian Economics*.
- Soares et al., 2011, « Household Choices of Child Labor and Schooling A Simple Model with Application to Brazil », *The Journal of Human Resources*
- Terza, Basu et Rathouz, 2008, « A two Stage residual Inclusion Estimation : Addressing endogeneity in health econometric modeling », *Journal of Health Economics*, 27, 531-543
- Thomas, 1990, « Intra-Household Resource Allocation: An Inferential Approach. » *Journal of Human Resources* » 25 (4): 635–64.
- Thomas, 1993, «The Distribution of Income and Expenditures within the Household». *Annales d'Economie et de Statistique*, vol. 29, : 109—135.
- Thorsen D., 2012, « Les enfants qui travaillent dans les mines et les carrières: Résultats d'une étude menée en Afrique de l'Ouest et centrale », Unicef , Document d'information n° 4
- Tiana, 2007, « Travail et scolarisation des enfants en milieu rural à Madagascar : le rôle respectif du revenu parental et de la vulnérabilité face au risque », document de travail , Université Paris XIII et DIAL
- Understanding Children Work-UCW, 2010, « Tous unis dans la lutte contre le travail des enfants », Rapport inter-agences en vue de la Conférence mondiale sur le travail des enfants de La Haye de 2010, Genève: BIT, 2010.
- Vignikin, 2003, « Travail et scolarisation des enfants au Togo : deux modes de socialisation complémentaires ou conflictuels ? », Papier de communication.
- Wahba, 2005, « The Influence of Market Wages and Parental History on Child Labor and Schooling in Egypt » *Journal of Population Economics*
- Wooldridge, 2010, « *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* ». Cambridge, MA: MIT Press.

Annexe

Tableau A.1: Titre d'occupation du logement du ménage

Titre	Variables	% ménages
Aucun document	titre_occup0	86,50
Titre foncier formel	titre_occup1	3,92
Accord informel	titre_occup2	2,87
Certificat de vente	titre_occup3	2,75
Permis d'occuper	titre_occup4	1,87
Contrat de location	titre_occup5	1,46
Certificat d'enregistrement foncier	titre_occup6	0,51
Contrat de bail	titre_occup7	0,08
Autres	titre_occup8	0,04
Total		100,00

Sources: notre enquête 2011

Tableau A.2 : Scolarisation et types de travaux : déterminants et test d'indépendance

	scolarisation	travail_eco	travail_non_eco
indice_biens_eq	0.044*	0.051*	0.016*
	(0.076)	(0.071)	(0.059)
indice_logement	0.013	0.092**	-0.026
	(0.768)	(0.031)	(0.608)
surface_total_terre	-0.015**	0.006**	0.010
	(0.033)	(0.037)	(0.219)
surface_total_terre2	0.003**	-0.008	-0.004
	(0.029)	(0.425)	(0.586)
education_chef_men	0.387***	-0.137*	0.028
	(0.000)	(0.062)	(0.722)
age_chef_men	-0.006*	-0.005	0.007
	(0.070)	(0.981)	(0.136)
education_mere	0.162*	-0.102**	0.156*
	(0.067)	(0.022)	(0.054)
age_mere	0.008*	-0.006**	0.004*
	(0.086)	(0.010)	(0.082)
taille_menage	-0.005	-0.011	0.056***
	(0.805)	(0.506)	(0.004)
menage_polygame	0.296**	-0.013	0.005
	(0.020)	(0.892)	(0.955)
age_enfant	0.053***	0.020**	0.026*
	(0.002)	(0.039)	(0.085)
sexe_enfant	0.187***	0.383***	-1.332***
	(0.006)	(0.000)	(0.000)
rang_naissance1_men	-0.098	-0.026**	-0.080*
	(0.352)	(0.018)	(0.084)
rang_naissance2_mere	0.090	0.075	-0.019**
	(0.585)	(0.474)	(0.048)
lien_biologique_chef_men	0.206*	0.067*	0.585***
	(0.066)	(0.076)	(0.004)
distance_primaire	-0.045**	0.302	0.136
	(0.010)	(0.148)	(0.126)
distance_college	-0.010	0.005***	-0.005
	(0.133)	(0.000)	(0.326)
distance_lycee	0.004	0.001	-0.004
	(0.906)	(0.124)	(0.937)
frais_scolaires_moyen_primaire	0.042*	0.003*	0.008
	(0.062)	(0.069)	(0.206)
frais_scolaires_moyen_college	-0.070	0.009	-0.005
	(0.553)	(0.224)	(0.344)
frais_scolaires_moyen_lycee	0.008**	-0.005	0.009*
	(0.040)	(0.233)	(0.063)
nbre_habitants_village	8.1e-06***	4.6e-09***	2.3e-06
	(0.000)	(0.000)	(0.524)
distance_route	-0.001**	-0.003	-0.006
	(0.020)	(0.726)	(0.414)
distance_marche	0.002	-0.008***	0.004
	(0.575)	(0.003)	(0.156)
dummy_period	0.360***	-1.457***	-0.799***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Constante	-0.088	0.605*	-0.595
	(0.863)	(0.093)	(0.108)
<i>Résidus_indice_richesse</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>
<i>Muettes_ethnie</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>
<i>Muettes_religion</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>
<i>Muettes_région</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>
<i>rho21</i>		-0.099**	
		(0.025)	
<i>rho31</i>		-0.188***	
		(0.000)	
<i>rho32</i>		0.182*	
		(0.076)	
Likelihood ratio test of rho21 = rho31 = rho32 = 0		(0.0000)	
Observations	3596	3596	3596

Pvalues entre parenthèses *** $p < 0.01$. ** $p < 0.05$. * $p < 0.1$ Ecart-types calculés en clusters village