



HAL
open science

Allocation du temps et pauvreté: les enseignements du Programme Plateformes Mutifonctionnelles au Mali

Moussa Keita

► **To cite this version:**

Moussa Keita. Allocation du temps et pauvreté: les enseignements du Programme Plateformes Mutifonctionnelles au Mali. Economies et finances. Université d'Auvergne - Clermont-Ferrand I, 2014. Français. NNT: 2014CLF10436 . tel-01168314

HAL Id: tel-01168314

<https://theses.hal.science/tel-01168314>

Submitted on 25 Jun 2015

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.

Allocation du temps et pauvreté: les enseignements du Programme Plateformes Multifonctionnelles au Mali

Thèse Nouveau Régime
Présentée et soutenue publiquement le 26 Mai 2014
Pour l'obtention du titre de Docteur *ès* Sciences Économiques

Par
Moussa KEITA

Sous la direction de
Catherine ARAUJO-BONJEAN et Martine AUDIBERT

Membres du jury

| | | | |
|----------------------------------|--|---|------------------------|
| Mme. Céline BIGNEBAT | Chargée de Recherche INRA, Professeur à l'École Nationale Supérieure Agronomique, Montpellier | : | Présidente |
| Mme. Flore GUBERT | Chargée de Recherche à l'IRD-DIAL, Professeur associée à l'École d'Economie de Paris | : | Rapporteur |
| Mr. Fouzi MOURJI | Professeur à l'Université Hassan II, Casablanca | : | Rapporteur |
| Mme. Bernadette KAMGNIA DIA | Banque Africaine de Développement, Professeur des Universités | : | Suffragante |
| Mme. Martine AUDIBERT | Directeur de Recherche CNRS, CERDI, Professeur à l'Université d'Auvergne | : | Directrice de thèse |
| Mme. Catherine ARAUJO-BONJEAN | Chargée de Recherche CNRS, CERDI, Professeur à l'Université d'Auvergne | : | Directrice de thèse |

L'Université d'Auvergne n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.

Remerciements

Je ne pourrais commencer ces remerciements sans d'abord exprimer toute ma gratitude envers les personnes qui, par leur volonté, ont rendu possible la réalisation de cette thèse. Cette reconnaissance s'adresse, tout particulièrement, à mes Directrices de thèse Catherine ARAUJO-BONJEAN et Martine AUDIBERT qui m'ont offert à la fois la possibilité et les moyens pour effectuer cette thèse. Tout au long de la thèse, elles n'ont cessé de me soutenir et de m'appuyer, non seulement d'un point de vue académique mais aussi d'un point de vue personnel. Catherine et Martine, recevez, à travers ces mots, mon infinie reconnaissance pour toute la disponibilité dont vous avez fait preuve durant ces années passées. Cette thèse je vous la dois entièrement. Votre encadrement, qui était d'un ton à la fois rigoureux et conciliant, était tel que je ne risquais à aucun moment de m'éloigner de l'essentiel. Je le ramène d'ailleurs souvent avec ironie au fameux « théorème de gendarmes » où j'avais l'entière assurance d'être encadré et d'être sûrement conduit à bon port. Je sais aussi à quel point vous vous êtes données tant de peine pour pouvoir canaliser mes initiatives souvent débordantes. Mais cela ne témoignait surtout que du vif enthousiasme par lequel j'étais animé tout au long de cette thèse. Je ne risque jamais d'oublier cette étape décisive de ma vie personnelle qui est aussi l'aboutissement d'un long processus qui a débuté depuis ce matin bien lointain où l'on me tenait la main, pour la première fois, pour m'accompagner sur le chemin de l'école.

Cette thèse a été réalisée dans le cadre du projet « Evaluation de l'impact du programme PTFM au Burkina Faso, au Mali et au Sénégal », réalisé par une équipe conjointe du CERDI, de l'IHEID, de l'IDR et de l'IER et financé par le PNUD. Je tiens à remercier l'ensemble des membres du projet, l'ensemble des personnes rencontrées sur le terrain et les responsables du programme au PNUD Dakar. Un remerciement particulier à toute l'équipe de l'IER à Bamako conduite par Mr Jean Luc SANOGO sous la Direction de Mr Bino TEME sans oublier l'équipe de l'IHEID sous la direction de Jean-Louis ARCAND. Je voudrais également remercier Victor BEGUERIE, mon binôme de toujours. Merci pour ces nombreuses discussions et conversations qu'on a pu tenir dans le cadre de ce travail, surtout lors de la réception des données de la première enquête. Et par la même occasion, je remercie Driss BELAMINE qui a pu assurer toute la phase de collecte de données au premier passage et aussi Fousseni TRAORE qui a activement participé aux premières ébauches d'analyses.

Je tiens aussi à adresser mes remerciements à l'ensemble du corps professoral et administratif du CERDI. Je voudrais d'abord remercier Mr. Patrick DOGER pour sa généreuse disponibilité mais aussi pour sa bonne volonté et sa grande réactivité dans le traitement des multiples cas d'urgence qui lui ont été chaque fois exposés. Je ne pourrais aussi oublier toutes ces personnes qui, chacune à sa

manière, m'ont été d'un apport utile au cours cette thèse. Je pense à Martine BOUCHUT et Vincent MAZENOD, Claudio ARAUJO, Caroline BREGEGERE, Annie COHADE-BERARD, Brigitte VEISSAIRE, Lina LACROIX et Bruno BARBOSA. J'adresse mes remerciements à tous et à chacun des professeurs, enseignants-chercheurs du CERDI et de l'Ecole d'Economie et pour lesquels je garde estime et respect. Je ne pourrais aussi oublier toutes ces formidables personnes que j'ai côtoyées depuis mes premiers pas au CERDI. Certaines d'entre elles sont parties aujourd'hui à la retraite, mais je ne les oublie pas. Je pense bien sûr à Annie CUER mais aussi à Michelle COMBAUD et à Solange DEBAS.

Mes remerciements vont à l'endroit de tous mes camarades Doctorants et anciens Doctorants avec lesquels j'ai entretenu de bons rapports amicaux durant cette thèse. Je remercie particulièrement mes camarades de promotion avec qui nous avons débuté cette éprouvante expérience de la thèse à la suite du Magistère. Je pense à Antoine CAZALS, Gwenole LE VELLY, Florian LEON, Babacar SARR, et Guillaume MOLINIER. Je pense également à toutes ces personnes qui méritent un mot de remerciement mais que je n'ai pas pu citer ici. Amis, proches et connaissances, vous taire, ce n'est pas vous oublier. Je vous dis simplement Merci.

Enfin je ne pourrais terminer sans adresser tous mes sincères remerciements aux très respectables personnalités qui ont bien voulu faire partie de ce jury et accepter de porter leur regard avisé sur le contenu modeste de ce travail. Mr. MOURJI, Mme BIGNEBAT, Mme GUBERT et Mme KAMGNIA-DIA, je vous exprime ici toute ma reconnaissance. Veuillez apercevoir ici l'expression du cheminement quelquefois hésitant du jeune chercheur dans toute son ingénuité.

A ma mère... et à toutes ces mères, qui ne cessent de se battre chaque jour pour leurs enfants.

Résumé

Les stratégies de lutte contre la pauvreté dans les pays en développement ont été longtemps axées sur les dimensions monétaires de celle-ci en prônant des mesures « pro-croissance » comme la voie la plus fiable et la plus crédible pour éradiquer l'extrême pauvreté. Mais compte tenu de la complexité du phénomène de pauvreté et surtout face à l'insuffisance des résultats constatée après plus de deux décennies d'efforts de financement, on a assisté, au début des années 2000, à une réorientation de l'approche de la pauvreté vers des considérations multidimensionnelles. Depuis lors, la pauvreté n'est plus appréhendée à partir seulement du revenu, mais aussi à partir d'un ensemble d'éléments relatifs aux capacités des individus, aux potentialités ainsi qu'aux opportunités à leur portée. Ce nouveau paradigme, fondé sur la notion de pauvreté des capacités, trouve une traduction opérationnelle dans la stratégie d'intervention du programme « Plateformes Multifonctionnelles » (PTFM). Ce programme est aujourd'hui implanté dans plusieurs pays d'Afrique Sub-Saharienne et soutenu par de nombreux acteurs du développement compte tenu de son rôle potentiel dans la réalisation des OMD. S'inscrivant dans une démarche de « *Community Driven Development* », le concept PTFM vise à apporter un élément de réponse aux nombreuses problématiques associées à la faiblesse d'accès à l'énergie. A travers le développement de petites unités de production énergétique en milieu rural, le programme PTFM privilégie une approche fondée sur le genre, le renforcement des capacités et l'autonomisation des femmes. Bien que lancé dans les années 1990 au Mali, ce programme n'avait, jusque-là, fait l'objet d'aucune évaluation d'impact rigoureuse alors que l'exigence d'efficacité est un critère fondamental dans la sélection et le financement de programmes de développement. Partant ainsi d'une démarche d'évaluation, cette thèse vise d'abord à questionner l'efficacité du programme PTFM dans la lutte contre la pauvreté.

L'impact potentiel du programme PTFM sur la pauvreté passe théoriquement par un gain de temps qui est ensuite alloué à des activités génératrices de revenus (pour les femmes) et à la formation du capital humain des enfants (santé et éducation). Evaluer la pertinence et l'efficacité d'une telle approche amène à s'interroger en amont sur la nature des comportements et les choix des individus en matière d'allocation du temps. La thèse est organisée en deux parties.

Les deux premiers chapitres sont consacrés à l'estimation de l'impact du programme PTFM sur des indicateurs de l'activité économique des femmes et des indicateurs de santé et de scolarité des enfants. Compte-tenu de l'histoire de l'implantation du programme au Mali, deux approches sont utilisées, celle des entrées-échelonnées (*pipeline approach*) et celle de la Double-Différence. Dans chacune des approches, nous identifions deux types d'effets: l'effet espéré du programme (Intention-To-Treat Effect) et l'effet de la participation au programme (Treatment Effect on Treated). Les différentes estimations réalisées permettent de valider l'hypothèse de gain de temps lié à l'utilisation des plateformes. Nous trouvons, en effet un impact très significatif du programme sur le temps consacré par les femmes aux activités économiques. Nous pouvons également identifier un impact significatif sur la probabilité de scolarisation et le temps

d'apprentissage des enfants en âge scolaire. En revanche, l'impact sur les indicateurs du statut nutritionnel des enfants de moins de cinq ans n'est pas concluant du fait de l'ambiguïté du sens de la causalité de ces indicateurs avec nos différentes variables de traitement. Il apparaît que ni le gain de temps tiré de l'utilisation des PTFM, ni l'accroissement potentiel de revenus des mères ne sont significativement favorables à l'état nutritionnel des enfants.

Dans la seconde partie, nous prolongeons le cadre de l'évaluation pour mieux explorer les mécanismes de choix d'allocation de temps au sein des ménages. Dans le troisième chapitre, nous examinons la relation entre scolarisation et travail des enfants qui sont deux choix distincts d'allocation du temps des enfants entre formation du capital humain et main d'œuvre pour des besoins productifs du ménage. Le chapitre vise à tester empiriquement le degré d'arbitrage entre ces deux choix compte-tenu du niveau de vie du ménage. Nos résultats montrent une corrélation très fortement négative entre les deux décisions, montrant ainsi une concurrence intrinsèque entre ces choix. S'agissant de l'influence du niveau de vie sur la demande de travail des enfants, nous trouvons que, contrairement aux activités économiques qui apparaissent très flexibles à la variation du niveau de vie du ménage, l'allocation de temps pour les travaux non-économiques est beaucoup plus rigide. Approfondissant la nature des disparités de genre dans l'accès à la scolarisation et la demande de travail des enfants, nous montrons, par une méthode de décomposition à la Oaxaca-Blinder que les disparités observées entre les filles et les garçons dans l'allocation du temps sont essentiellement dues à une préférence inobservable des parents pour la scolarisation des garçons plutôt que des filles. Dans le dernier chapitre, nous analysons les déterminants socioéconomiques de l'allocation du temps des femmes à partir d'une étude de cas. Nous trouvons que la décision des femmes de participer au marché du travail dépend très fortement du niveau d'accès aux infrastructures de base. Bien que l'hypothèse de rationalité économique dans l'allocation de temps ne soit pas rejetée (signal du taux de salaire), nous trouvons que les choix sont fortement influencés par des considérations purement sociales et culturelles.

Les principaux résultats obtenus dans cette thèse accèdent l'importance des infrastructures dans la lutte contre la pauvreté. L'effet positif du programme PTFM sur les indicateurs d'activité économique des femmes et sur la scolarisation des enfants justifie la pertinence de l'initiative « PTFM » dans la lutte contre la pauvreté. Le programme PTFM est un outil de développement qui joue un rôle équivalent à celui des infrastructures. Cependant, l'impact positif du programme PTFM est subordonné à la complexité des choix d'allocation de temps dans les ménages, notamment en ce qui concerne les enfants et les filles. Il apparaît nécessaire d'accompagner l'implantation des PTFM par des politiques éducatives plus contraignantes ou au contraire plus incitatives, afin que les gains de temps obtenus par l'accès à l'énergie mécanique puissent se traduire en des choix en faveur de la scolarisation plus importante des filles.

TABLE DES MATIERES

| | |
|---|-----------|
| Remerciements | 3 |
| Résumé | 6 |
| INTRODUCTION GENERALE | 11 |
| 1. Pauvreté et capital humain dans les pays en développement | 12 |
| 2. Stratégies de lutte contre la pauvreté : l'évolution des discours | 15 |
| 3. La pauvreté selon différentes conceptions théoriques | 17 |
| 3.1. Approches utilitaristes..... | 17 |
| 3.2. Approche des besoins essentiels | 17 |
| 3.3. Approches des capacités | 18 |
| 4. Pauvreté de temps : un aspect fondamental de la pauvreté | 20 |
| 5. Genre et renforcement de capacité: quelles implications dans la prise des décisions sur l'allocation des ressources au sein du ménage | 27 |
| 6. Le Programme de Plateformes Multifonctionnelles : accès à l'énergie et renforcement de capacité des femmes au cœur de la démarche | 33 |
| 7. Cohérence et structure de la thèse | 36 |
| PREMIERE PARTIE : LE ROLE DES PTFM SUR L'ALLOCATION DU TEMPS ET LA PAUVRETE | 40 |
| CHAPITRE I : PROTOCOLE DE L'ETUDE ET CARACTERISTIQUES DES UNITES ENQUETEES | 41 |
| Introduction | 42 |
| 1.1. Contexte Socioéconomique | 42 |
| 1.2. Contexte d'intervention du programme PTFM | 47 |
| 2. Recueil des données..... | 51 |
| 2.1. Echantillonnage, Puissance et Impact Minimum Détectable(IMD) | 51 |
| 2.2. Sélection de l'échantillon | 52 |
| 2.3. Structure des questionnaires..... | 55 |
| 2.4. Second passage d'enquête et mises à jour de l'échantillon | 56 |
| 2.5. Les limites du plan d'échantillonnage et les dispositions pratiques | 56 |
| 3. Caractéristiques socioéconomiques des villages et des ménages enquêtés | 61 |
| 3.1. Caractéristiques des villages | 61 |
| 3.2. Caractéristiques des ménages enquêtés..... | 67 |
| Conclusion..... | 86 |
| CHAPITRE II : METHODES D'IDENTIFICATION ET RESULTATS | 89 |
| Introduction | 90 |
| 1. Canaux de diffusion des effets du programme et choix des indicateurs de résultats | 90 |
| 1.1. Activités génératrices de revenus des femmes(AGR) | 92 |
| 1.2. Santé et nutrition des enfants de moins de 5 ans | 92 |

| | |
|---|------------|
| 1.3. Education des enfants en âge scolaire | 93 |
| 2. Cadre conceptuel et choix méthodologiques | 94 |
| 2.1. Configuration de l'échantillon d'analyse | 94 |
| 2.2. Description des approches d'estimation | 95 |
| 2.2.1. Approche des entrées échelonnées | 95 |
| 2.2.2. Approche en double-différence (DD) | 96 |
| 2.2.3. Passage des Entrées-Echelonnées à la Double-Différence..... | 97 |
| 2.2.4. Amélioration de la méthode DD par le <i>matching</i> (<i>appariement</i>)..... | 99 |
| 3. Méthodes d'identification des effets de traitement..... | 102 |
| 3.1. L'Intention de traiter (Intention-To-Treat effect)..... | 103 |
| 3.2. Effet moyen de traitement sur les traités (Average Treatment Effect on Treated)..... | 103 |
| 3.3. Relations entre l'ITT, l'ATT et l'Effet Moyen de Traitement (ATE)..... | 104 |
| 4. Conditions de validité des estimateurs | 104 |
| 4.1. Hypothèses d'identification de l'ATT..... | 105 |
| 4.2. Interprétation des coefficients | 106 |
| 5. Mise en œuvre des estimations et résultats..... | 108 |
| 5.1. Comparaison des groupes traités et des groupes contrôles | 108 |
| 5.2. Choix méthodique des variables de contrôle..... | 110 |
| 6. Résultats | 112 |
| 6.1. Estimations de l'ITT et de l'ATT en Approche en Entrées échelonnées | 114 |
| 6.2. Estimations de l'ITT et de l'ATT en Double-Différence | 116 |
| 6.3. Hétérogénéité de l'impact et durée de traitement..... | 123 |
| Conclusion..... | 125 |
| Annexes A.2..... | 129 |
| | |
| DEUXIEME PARTIE : ARBITRAGES DANS L'ALLOCATION DU TEMPS | 142 |
| | |
| CHAPITRE III : ARBITRAGE ENTRE EDUCATION ET TRAVAIL DES ENFANTS..... | 143 |
| Introduction | 144 |
| 1. Revue de la littérature théorique et empirique..... | 147 |
| 1.1. Allocation de temps et décisions de scolarisation dans un modèle collectif de ménage | 147 |
| 1.2. Travail des enfants et choix de scolarisation : un arbitrage sous l'influence de la pauvreté | 150 |
| 1.3. Les travaux empiriques | 155 |
| 2. Mesure du travail des enfants et difficultés conceptuelles..... | 156 |
| 3. Mesure du niveau de vie : l'approche par les biens et actifs | 162 |
| 4. Stratégie empirique | 165 |
| 4.1 Données et statistiques descriptives | 165 |
| 4.2. Estimations économétriques et discussion des résultats..... | 172 |
| Conclusion..... | 201 |
| Annexe A.3 | 205 |
| | |
| CHAPITRE IV : DETERMINANTS DE L'ALLOCATION DU TEMPS DES FEMMES | 211 |
| Introduction | 212 |

| | |
|---|------------|
| 1. Théorie d'allocation du temps: la revue de la littérature | 212 |
| 1.1. Facteurs socioculturels | 216 |
| 1.2. Facteurs économiques | 216 |
| 1.3. Accès aux infrastructures et services de base..... | 218 |
| 2. Echantillon, données et statistiques descriptives | 219 |
| 3 Modèle empirique..... | 221 |
| 3.1. Etapes d'estimation | 222 |
| 3.2. Choix des variables explicatives | 223 |
| 4. Discussion des résultats..... | 228 |
| Conclusion..... | 230 |
| CONCLUSION GENERALE | 232 |
| BIBLIOGRAPHIE | 236 |

INTRODUCTION GENERALE

A l'approche de l'échéance butoir de 2015 initialement fixée pour l'atteinte des OMD et dans la perspective du nouveau Agenda post-2015, la thématique de pauvreté dans les pays en développement reste plus que jamais d'actualité malgré plus de deux décennies d'efforts de financement en vue de son éradication. L'Afrique subsaharienne (ASS) reste l'une des régions où les progrès ont été les moins satisfaisants en dépit d'une croissance économique régulière et soutenue au cours des deux dernières décennies. Le rythme de diminution du taux de pauvreté s'est avéré trop faible dans cette région pour espérer pouvoir atteindre l'objectif cible de réduction de moitié de l'incidence de l'extrême pauvreté d'ici 2015. Le taux de pauvreté en ASS est passé de 56,5% en 1990 à 47,5 % en 2008, soit une performance de seulement -9 points de pourcentage en près de deux décennies (Rapport OMD, 2012). Les questions de pauvreté et ses implications sont des questions essentielles qui alimentent le débat dans la littérature. Nous en abordons quelques-unes ci-après, en lien notamment avec la problématique de la thèse.

1. Pauvreté et capital humain dans les pays en développement

Parallèlement aux questions de pauvreté, émergent d'autres enjeux comme ceux de la santé et de l'éducation qui en demeurent tout aussi problématiques. Pour bon nombre de pays, les objectifs d'éducation et santé primaires universelles apparaissent très éloignés de l'horizon 2015, bien que les politiques nationales et internationales ne manquent d'afficher leur caractère prioritaire. Les constats actuels semblent indiquer que les efforts d'élargissement des offres de services primaires dans ces pays n'ont pas encore suffi pour créer les conditions d'un accès universel à l'éducation et aux soins de santé de base. Cette situation renvoie à la nécessité de tenir compte de la demande qui est par ailleurs largement déterminée par les conditions socio-économiques au premier rang desquelles figure la pauvreté.

Les recherches sur la pauvreté et ses liens avec la formation du capital humain tentent d'apporter des éclairages quant aux stratégies d'amélioration de la scolarisation et de la santé des plus vulnérables. En effet, les faibles niveaux d'éducation et de santé sont, non seulement considérés comme une conséquence de la pauvreté, mais aussi comme des causes directes, du fait que les pauvres se retrouvent enfermés dans un piège complexe limitant leurs choix et potentiels d'actions. Dans un environnement économique marqué par la recherche de survie, les ménages pauvres sont confrontés à des choix très défavorables à l'investissement en capital humain. La pauvreté conditionne également le mauvais état de santé. Il est par exemple reconnu que la

mortalité infantile et la mortalité maternelle sont plus élevées dans la population pauvre que dans le reste de la population (Lachaud, 2001), en partie du fait des barrières économiques liées à l'accès aux soins.

L'évidence d'une causalité inverse entre pauvreté et capital humain a progressivement suscité l'intérêt vers des stratégies de renforcement du capital humain, vu comme un moyen efficace pour atteindre une croissance économique soutenue dont les effets redistributifs entraîneraient d'importantes diminutions de la pauvreté. A cet égard, des études, réalisées tant sur les pays en développement que sur les pays développés montrent, que chaque année supplémentaire d'éducation entraînerait une augmentation d'au moins 10 pour cent des revenus et que les pertes de revenus provoquées par l'absentéisme due à des maladies sont estimées entre environ 5 et 10 pour cent (Komenan, 1987 ; Psacharopoulos, 1994; Appleton et Teal, 1997; Bigsten et al., 1997)¹.

Au-delà du lien empirique entre éducation, santé et pauvreté, l'argument principal en faveur de l'investissement en capital humain est relatif aux gains de productivité engendrés par l'éducation et le bon état de santé, supposés par la théorie du capital humain.

Le grand intérêt suscité par le capital humain remonte à Théodore Schultz (1962) et à Gary Becker (1964) qui le conceptualisent. A cette époque, cette théorie tentait de donner une réponse à la question des résidus de croissance de Denison(1962) mais aussi à l'interrogation suscitée par Mincer (1958) sur la distribution des revenus par rapport à la répartition des niveaux d'étude dans la population active et également un éclairage nouveau par rapport à l'hypothèse de rendements marginaux décroissants dans les théories néoclassiques de la croissance (Solow, 1956).

Bien que depuis les années 1960, certains auteurs commençaient déjà à mettre en évidence les liens entre développement, croissance et santé (Barlow,1968), c'est avec l'émergence des nouvelles théories dites de « croissance endogène »² que la notion de capital humain a pris une véritable dimension et a été considéré explicitement comme un facteur de croissance à part entière. A la différence des modèles classiques de croissance dont l'hypothèse fondamentale est que la convergence des taux de croissance ne dépendrait que des facteurs exogènes comme la démographie ou le progrès technique (Solow, 1956), les modèles de croissance endogène soutiennent que seul l'investissement en capital humain produit un taux de rentabilité constant

¹ Auteurs cités par Hussain, Moyo et Oshikoya (2000).

² Romer(1986) ; Lucas(1988).

voire croissant en ce sens où une base de connaissances assez large engendrerait davantage d'innovations notamment par le biais de la diffusion et des externalités. Lucas(1988) suppose, à cet effet, que l'efficacité de chaque individu dans la production est d'autant plus grande que le niveau moyen de capital humain est élevé.

Mais dans la théorie traditionnelle du capital humain, beaucoup d'études ont d'abord privilégié l'aspect « éducation ». L'idée principale était alors que les agents arbitrent entre les revenus (salaire et coûts d'opportunité) correspondant à une année supplémentaire d'étude et l'augmentation de revenus qu'ils espèrent une fois sur le marché de travail (Griliches et Mason 1972 ; Mincer 1974). En ce sens, la demande d'éducation pour chaque année supplémentaire d'étude apparaît comme le résultat d'un arbitrage entre la valeur actualisée des rendements futurs de cet investissement et les coûts (directs et indirects). Et dans une perspective purement macroéconomique, l'accumulation des années d'études concourt donc au soutien durable de la croissance par le biais d'un accroissement de l'efficacité productive (Mankiw, Romer et Weil,1992; Hanushek et Kim 1995; Bourguignon, 1993).

Toutefois, il s'avère que la demande d'éducation peut aussi trouver une explication partielle sur la base de simples motifs de consommation. A cet égard, Kodde et Ritzen (1984) soutiennent, en effet, que l'omission de cet aspect de consommation peut conduire à une fausse interprétation de la valeur de l'éducation. Pour ces auteurs, en plus de ses rendements monétaires, l'éducation procure en soi une utilité à l'individu (par exemple : culture générale, augmentation de la valeur du loisir). Ce qui, économiquement, rend sa demande dépendante des prix et des revenus du ménage (Belfield, 2000). Dans cette conception, l'éducation interviendrait, au même titre que les autres biens, comme un argument essentiel de la fonction d'utilité, procurant ainsi une satisfaction à l'individu.

En plus de l'intérêt grandissant en faveur de l'éducation dont les effets sur la croissance paraissaient plus certains, la notion de capital humain s'élargit de plus en plus à la dimension santé jusque-là reléguée au second plan. C'est seulement dans la période récente que les travaux sur la relation entre santé et croissance économique a pris une véritable ampleur par la mise en évidence d'une relation positive entre santé et productivité (Audibert, 1986, Strauss, 1986 ; Sahn et Alderman, 1988; Behrman, 1993, Thomas et Strauss, 1997 ; Audibert et Etard, 1998).

La théorie du capital humain s'attache alors à démontrer que l'éducation et la santé, dès lors qu'elles peuvent s'accumuler pour engendrer et soutenir la productivité, constituent des investissements qui permettraient de sortir de la pauvreté.

2. Stratégies de lutte contre la pauvreté : l'évolution des discours

Dans les années 80, les discours sur la réduction pauvreté se sont longtemps focalisés sur une conception stratégique, basée sur une relation directe entre croissance économique et réduction du taux de pauvreté, quantifiable à travers une simple élasticité. Face au faible rythme de réduction de la pauvreté observé en particulier en Afrique subsaharienne, il a été mis en évidence que cette situation serait essentiellement due au fait que l'élasticité de la pauvreté par rapport à la croissance dans cette région reste très faible comparativement à d'autres régions (Fosu, 2011). Cette faible élasticité, combinée avec une forte croissance démographique et de fortes inégalités notamment de genre, expliquerait donc l'essentiel de la mauvaise performance de cette région.

Puis de vastes programmes d'ajustement structurel, dont le volet essentiel était de favoriser la fixation des prix relatifs selon les conditions du marché pour rendre les économies plus flexibles et efficaces, ont été mis en place pour lutter contre la pauvreté. Mais, les efforts d'ajustements ont buté sur de nombreux obstacles exacerbant parfois des tensions sociales et n'atteignant pas toujours les objectifs fixés. Beaucoup de travaux menés sur les effets de ces programmes sur la pauvreté ont mis en évidence des impacts différenciés selon les groupes sociaux.

La décennie 90 a été surtout marquée par une réorientation de la recherche sur les questions de pauvreté et une évolution quant à la façon de l'appréhender. Cette évolution fut également marquée par l'apparition d'un clivage conceptuel important entre les principaux acteurs du développement notamment avec la publication de deux rapports majeurs, le rapport sur le développement dans le monde (RDM, Banque mondiale, 1990) et le rapport sur le développement humain (RDH, PNUD, 1990). Le premier définit une norme internationale pour évaluer l'incidence de la pauvreté dans le monde en fixant les lignes d'extrême pauvreté et de pauvreté respectivement à 1,08 et 2 dollars US/jour. Le second rapport élargissait la notion de pauvreté, qui ne devenait plus un seul état de privation matérielle mais comme la privation d'un ensemble d'opportunités pouvant s'offrir aux individus (PNUD, 1990). Dans cette conception, inspirée en grande partie de la réflexion théorique d'Amartya Sen³, la définition de la pauvreté

³ Prix Nobel d'économie, 1998.

s'étend de plus en plus à des considérations sociales, politiques et même éthiques. Jusqu'au début des années 2000, ce clivage conceptuel perdurera entre les tenants d'une conception de la pauvreté fondée sur un manque de revenus et les tenants d'une conception multidimensionnelle de la pauvreté.

A partir de 2000, date où tous les acteurs admettent l'extension de la pauvreté aux considérations plurielles, celle-ci n'est plus ce phénomène uni-dimensionnel qui caractérisait le discours stratégique. Dans le RDM 2000, la Banque Mondiale présente ainsi la conception de la pauvreté: « *Ce rapport adopte la conception désormais traditionnelle de la pauvreté (...), à savoir un état comprenant non seulement le dénuement matériel mais également un niveau d'éducation et de santé insuffisant. Ces derniers ont un intérêt en soi, mais ils méritent une attention particulière lorsqu'ils accompagnent les privations matérielles. Ce rapport élargit également la notion de pauvreté pour y inclure la vulnérabilité et l'exposition au risque, (...). Tous ces manques restreignent sévèrement ce qu'Amartya Sen décrit comme les "capabilités" ...*» (RDM, 2000, p.19).

Cette démarche a été consolidée par l'ensemble de la communauté internationale qui, en 2000, a alors adopté les huit objectifs du millénaire, le premier visant à réduire de moitié la proportion de la population vivant dans l'extrême pauvreté. Désormais, les politiques d'aide au développement sont placées sous l'égide des Documents Stratégiques de Réduction de la Pauvreté (DSRP) qui cherchent à mobiliser les moyens humains et financiers nécessaires pour mettre en œuvre ces stratégies. Cependant, la caractérisation du phénomène de pauvreté ainsi que l'identification des groupes cibles constituent une condition essentielle pour la réussite de ces nouvelles stratégies de lutte. Les acteurs comme le PNUD ont essentiellement privilégié des orientations stratégiques basées sur le renforcement de capacités comme outil d'éradication de la pauvreté.

3. La pauvreté selon différentes conceptions théoriques

A l'image du clivage sur les définitions opérationnelles de la notion de pauvreté, diverses conceptions théoriques se sont aussi longtemps opposées dans une forme de clivages idéologiques. Pendant longtemps, le débat a mis en avant deux grands courants de pensée centrés autour des conceptions utilitaristes et non-utilitaristes notamment celles basées sur les besoins essentiels et celles basées sur les capacités (ou capabilités).

3.1. Approches utilitaristes

Dans les approches utilitaristes, s'inspirant essentiellement de la théorie néoclassique (welfarisme), la pauvreté est évaluée en termes de faiblesse de ressources ou de revenus. Dans ces approches, on considère qu'à partir du moment où la fonction d'utilité permet de capter les préférences individuelles, le bien-être pourrait se traduire uniquement à partir de celle-ci. Le passage de l'espace des préférences à la mesure de l'utilité repose sur une hypothèse considérant que tous les individus agissent selon un comportement qualifié de rationnel allant dans le sens de la maximisation. Dans cette perspective, la transposition des préférences en une fonction d'utilité permet de construire une échelle de satisfaction. L'idée de représenter le bien-être à travers la fonction d'utilité permet ainsi d'attribuer un rôle central aux biens et services consommés. Dès lors, il apparaît fondé de choisir le niveau des dépenses courantes (ou revenus) comme un indicateur de bien-être. Ce mécanisme de conversion permet de passer d'un seuil d'utilité à un seuil de dépenses correspondant. De cette approche, sera considéré comme pauvre tout individu dont le niveau des dépenses est inférieur à un montant seuil. En conséquence, une politique de lutte axée sur cette approche favoriserait davantage des mesures d'augmentation de la consommation ou des revenus.

3.2. Approche des besoins essentiels

L'approche non-utilitariste des besoins essentiels remet en cause la capacité de la métrique de préférence pour rendre compte du niveau de bien-être. La critique qu'elle soulève concerne en particulier l'information retenue pour définir la pauvreté. Selon cette approche, la pauvreté est le fait d'être privé des moyens matériels permettant de satisfaire un minimum acceptable de besoins. Plutôt que de se limiter à la seule notion de dépenses individuelles, les tenants du « *basic needs approach* » considèrent ainsi qu'évaluer la pauvreté à partir des seuls revenus

ignore une large partie des besoins humains (Streeten, Stewart, 1981). Selon eux, la pauvreté reste une réalité qui ne peut s'exprimer qu'à travers une série de besoins nécessaires à la survie.

Cependant, l'un des défis dans l'utilisation de cette approche réside dans une définition consensuelle des besoins qui sont essentiels pour une société donnée et l'établissement d'une relation entre leur niveau de satisfaction et celui du bien-être. C'est d'ailleurs face à cette difficulté que certains auteurs utilitaristes tentent de se repositionner en proposant d'intégrer les besoins de base dans une fonction d'utilité exprimée en termes de coûts nécessaires pour acquérir ceux-ci. Ce qui reviendrait à construire un seuil de pauvreté monétaire définie coûts de besoins de base.

Quoique reconnaissant le bien-fondé des politiques orientées vers l'accroissement des revenus, cette approche tente de privilégier des politiques visant à soutenir la satisfaction des besoins telle une alimentation adéquate, l'accès à la santé, l'éducation de base, etc. Ces besoins sont dits «essentiels» car leur satisfaction est considérée comme préalable à l'atteinte d'une certaine qualité de vie.

3.3. Approches des capacités

L'approche théorique qui a entraîné le plus grand bouleversement dans la conception de la pauvreté est celle des « *capabilities* » proposée par Amartya Sen (1984, 1985, 1987). Dans cette approche, la focalisation sur le revenu est abandonnée au profit d'une vision plus large du bien-être qui fait entrer en ligne de compte une multitude de composantes. Sen, en contestant les fondements de l'approche utilitariste, introduit la notion de «capabilité » qui, selon lui, désigne un ensemble de « fonctionnements » qu'un individu doit être en mesure de mettre en œuvre, autrement dit un ensemble de libertés élémentaires caractérisées par des possibilités de choix et d'action. Selon Sen, la pauvreté est, avant tout, une privation des capacités élémentaires. Mais cette conception ne vise en rien à nier l'évidence qu'un revenu faible constitue bien une des causes essentielles de la pauvreté, pour, au moins, la raison que l'absence de ressources est la principale source de privation des capacités d'un individu (Sen, 2000a).

L'approche par les capacités s'inscrit dans une réflexion plus philosophique tentant de concilier les théories de choix et de justice sociale. A ce titre la position de Sen vis-à-vis de l'utilitarisme néo-classique prend racine dans sa lecture de la Théorie de la Justice de Rawls (1971), en s'y

démarquant toutefois très rapidement par des critiques ouvertes⁴. En effet, Sen reproche à Rawls sa croyance excessive au rôle des *biens premiers*, en ne considérant que les ressources dont sont dotés les individus sans prendre en compte la liberté que chacun a de les utiliser en vue d'accomplir la vie qu'il souhaite. A cet effet la proposition rawlsienne d'égalité des biens premiers demeurent insuffisante car elle ne tient pas compte de la diversité des individus et de leur hétérogénéité dans l'usage qu'ils peuvent faire de ces biens premiers. Par exemple pour atteindre un même état de bien-être, un individu handicapé nécessite davantage de biens premiers qu'une personne valide, pourtant aucune compensation ne lui sera attribuée. L'étude de la pauvreté dans l'espace des fonctionnements tente ainsi de s'inscrire dans une logique qui vise à fournir un schéma plus complet de la privation. Selon cette approche, le bien-être devrait prendre en compte l'étendue de la liberté de choix de l'individu entre tous les fonctionnements qui lui sont accessibles. Ces fonctionnements étant fortement déterminés par les opportunités et les contraintes liées à l'environnement socioéconomique, le bien-être doit alors être mesuré par un ensemble de capacités dans cet environnement mais aussi par l'ensemble des fonctionnements effectivement accomplis.

De ce concept de *capabilité*, Sen distingue deux autres notions essentielles que sont: les « capacités » et les « potentialités ». Les capacités, elles, désignant le fait d'être capable de faire quelque chose («*doing*») dépendant notamment des caractéristiques personnelles et des opportunités sociales et économiques, et les *potentialités* qui, elles, désignent le fait d'en avoir les moyens («*being*») au travers des dotations en capital (humain et physique). En ce sens les capacités englobent à la fois les potentialités qui font état des moyens dont disposent les individus mais aussi leurs capacités à en tirer profit pour échapper à la situation de pauvreté. L'espace des fonctionnements, quant à lui, est défini par Sen par tout ce qui est possible de faire par les individus, toutes les façons d'être et d'agir. Les fonctionnements peuvent aller des plus

⁴ La Théorie de la Justice (Rawls, 1971), se présente d'abord comme une critique à l'utilitarisme mais aussi comme une recherche sur les fondements de ce que doit être une société juste et équitable. Le point de départ de Rawls est de considérer « *un état de nature* » où les individus, vivant dans une société donnée, sont positionnés derrière un « *voile d'ignorance* », c'est à dire un *état de nature* où ils sont privés d'informations de telle sorte qu'aucun individu ne connaît ce qui le différencie arbitrairement des autres. Nul ne connaissant sa place dans la société, ni ses aptitudes physiques et intellectuelles, etc.. par rapport aux autres, le voile d'ignorance garantit donc le principe d'égalité. Les individus étant dotés de rationalité, donc capables d'imaginer les conséquences de leurs choix de société, ils doivent choisir ensemble les principes de justice qui régiront la société. Ne sachant donc pas « qui on sera dans cette société », chacun a intérêt à ce que les principes choisis lui garantissent l'accès à certains biens fondamentaux dits « biens premiers » incluant notamment les libertés fondamentales, l'accès aux différentes fonctions de la société, les pouvoirs et avantages liés à ces fonctions, les revenus et les richesses. Ainsi les principes de justice doivent être choisis tels que chacun les accepte. Les *biens premiers* étant désirés par tous et permettant à chaque individu de mener une vie qu'il estime meilleure, leur accessibilité constitue le fondement de la justice sociale.

élémentaires (être bien nourri, être cultivé, avoir un certain confort de vie, être bien chauffé, etc.), à certains accomplissements très complexes (être en mesure de prendre part à la vie de la communauté, appartenir à un certain statut social, etc.).

Dans cette configuration, un individu est donc considéré comme pauvre s'il n'a pas les capacités nécessaires pour atteindre un sous-ensemble de fonctionnements considéré comme minimal. En ce sens, la capabilité étant alors une résultante de la combinaison des différents fonctionnements, une première condition nécessaire à la lutte contre la pauvreté serait les renforcements de capacités afin d'assurer à tous un accès aux ressources, aux biens et aux services. Cette approche a connu de multiples développements, tant sur le plan empirique qu'opérationnels notamment avec les indicateurs IDH (indicateur de développement humain) et IPH (indicateur de la pauvreté humaine) élaborés par le PNUD.

4. Pauvreté de temps : un aspect fondamental de la pauvreté

La reconnaissance du caractère multidimensionnel de la pauvreté a récemment conduit de nombreux auteurs à présenter le concept de « pauvreté de temps » comme une dimension à part entière de la pauvreté. Bien que ses fondements théoriques datent de la fin des années 1970 (Vickery, 1977), la notion de pauvreté de temps vise à répondre à certaines des insuffisances déjà signalées sur les indicateurs traditionnels (calculés à partir des seuls revenus ou dépenses monétaires). Son application s'étant d'abord essentiellement limitée aux pays développés (Vickery, 1977 ; Goodin et al., 2005; Harvey et Mukhopadhyay, 2007; Burchardt, 2008 ; etc.), ce n'est que très récemment que l'intégration de cette notion dans les analyses sur les pays en développement a connu un développement (Bardasi et Wodon, 2009, Antonopoulos et Memis, 2010 ; Zacharias, Antonopoulos, et Masterson, 2012 ; etc.).

Vickery (1977) soutient que les seuils standards de mesure de la pauvreté sont insuffisants pour évaluer correctement les besoins des ménages. L'auteur part du postulat que quel que soit le niveau de bien-être du ménage et le niveau de consommation correspondant, ce dernier exige, outre les revenus, une quantité nécessaire de production domestique⁵. En fait, les seuils traditionnels de pauvreté sont formulés sur l'hypothèse implicite que tout ménage qui dispose d'un revenu au moins équivalent au seuil de pauvreté monétaire, a la possibilité de compenser sa production domestique par des substituts acquis sur le marché. La notion de pauvreté de temps questionne ainsi la validité de cette hypothèse en adoptant des hypothèses alternatives. La

⁵ Un postulat qui trouve d'ailleurs son appui depuis le travail fondateur de Becker (1965).

plupart des auteurs s'inscrivant dans cette approche soutiennent donc que toute évaluation du bien-être des ménages devrait pouvoir tenir compte aussi bien de la production des biens domestiques que des biens et services acquis sur le marché. Vickery (1977) propose ainsi un ajustement des seuils de pauvreté monétaire en y intégrant la notion de déficit de temps. Selon l'auteur, la mesure ajustée en fonction du déficit de temps permet d'identifier des individus non-pauvres dans l'apparence (sur la base de leur revenus observés) mais qui, pourtant, le sont soit objectivement soit potentiellement (vulnérables à la pauvreté). Trois décennies après, la notion de pauvreté de temps bénéficie d'un regain d'intérêt de la part de nombreux chercheurs et praticiens du développement qui tentent de proposer des indicateurs de pauvreté selon le concept général de « *two-dimensional time-income poverty* »⁶. Malgré les critiques qui peuvent être portées sur les différentes approches méthodologiques proposées, ces méthodes ont, tout de même, le mérite d'avoir repensé la question de la pauvreté dans une forme particulière de pragmatisme.

De manière simplifiée, l'ajustement proposé par Vickery (1977) se présente comme suit :

$$Y_i^s = Y_0 + \max(0, X_i)p$$

Où Y_i^s est le seuil de pauvreté monétaire ajusté, Y_0 le seuil de pauvreté standard et p le prix servant à évaluer le déficit de temps. Ce prix peut être soit le coût de remplacement de la production domestique, soit le coût d'opportunité de la production domestique. Le coût de remplacement d'un bien domestique correspond aux prix de son substitut sur le marché ou au taux de salaire payé à un individu tiers pour assurer la production domestique (salaire payé à une femme de ménage ou à une baby-sitter par exemple). En revanche, le coût d'opportunité correspond à la perte implicite de revenus de l'individu lorsqu'il augmente son temps de production domestique au détriment de son temps de travail rémunéré. Vickery(1977) utilise le coût de remplacement. L'évaluation de la valeur monétaire du déficit permet donc d'établir des nouveaux seuils de pauvreté pour chaque ménage. Le seuil de pauvreté s'ajuste à la hausse avec le niveau du déficit de temps. Ainsi lorsque le ménage n'est pas en situation de déficit alors, le seuil de Vickery coïncide parfaitement avec le seuil standard. La principale question se trouve dans la définition et la méthode de détermination du déficit de temps.

⁶ Les nouveaux indicateurs comme LIMTIP (Levy Institute Measure of Time-Income Poverty élaboré par La Levy Economics Institute avec le soutien du PNUD et l'OIT) s'inscrivent dans cette démarche.

En supposant un ménage (i) constitué d'un seul individu et doté d'une quantité totale de temps égale à 24h, le temps disponible ($T_{m,i}$) du ménage peut d'abord s'obtenir en soustrayant de cette dotation initiale le temps de nécessité physiologique ($T_{n,i}$)⁷. Soit $T_{m,i} = 24 - T_{n,i}$. Comme supposé par Vickery(1977) et par Harvey et Mukhopadhyay (2007), l'allocation du temps disponible est soumise à une contrainte particulière provenant du fait qu'une part du temps ($T_{1,i}$) sera toujours nécessaire pour assurer la production domestique et l'entretien du ménage. Par conséquent, lorsque le temps de travail rémunéré est supérieur à ($T_{m,i} - T_{1,i}$), le ménage se trouve dans une situation de déficit de temps. Pour conserver le niveau de vie correspondant à la situation de non-déficit, il doit être capable de compenser la perte de production domestique par les biens et services acquis sur le marché. Vickery(1977) suppose une substitution parfaite entre le temps de travail rémunéré et le temps de travail domestique excepté un minimal non contraignant ($T_{0,i}$) de travail domestique. Soit T_w^* une quantité théorique de temps de travail rémunéré⁸. Cette quantité peut être calculée comme :

$$T_w^* = (T_m^* - T_1^*) = (24 - T_n^* - T_1^*)$$

Où T_n^* et T_1^* représentent respectivement la quantité nécessaire de temps physiologique et la quantité nécessaire de temps de production domestique. T_m^* correspond à la quantité de temps disponible ($T_m^* = 24 - T_n^*$).

Ainsi si $T_{w,i}$ est le temps effectif de travail rémunéré (observé) du ménage, alors sa différence avec la quantité théorique permet de capter le déficit de temps ($X_i = T_{w,i} - T_w^*$). Ainsi, lorsque $X_i > 0$ le ménage est en situation de déficit de temps et lorsque $X_i \leq 0$ le ménage est au moins en situation de surplus dont la valeur peut être assimilée aux loisirs purs.

⁷ Le temps consacré aux repas, sommeil, toilettes, etc.

⁸ C'est une quantité théorique dans la mesure où son niveau d'une quantité *nécessaire* de temps de nécessité physiologique et d'une quantité *nécessaire* de temps de travail domestique fixée selon la composition du ménage (voir Vickery, 1977). La quantité *nécessaire* de temps de nécessité physiologique est déterminée comme une moyenne sociétale et la quantité nécessaire de temps de travail domestique également une moyenne sociétale mais dépendant de la composition du ménage (en fonction du nombre d'adultes et du nombre d'enfants). Au lieu d'utiliser ces moyennes, d'autres études comme Bardasi et Wodon (2009) captent ces normes sociétales à partir des médianes. Ces normes sociétales représentent donc de seuils théoriques de nécessité. L'une des critiques pouvant donc être faites sur ces choix méthodologiques est de déterminer les quantités nécessaires à partir des normes sociétales. Ce qui amène à considérer le déficit de temps comme une mesure relative plutôt qu'une mesure absolue.

Il est important de noter que cet indicateur plaide, dans un certain sens, pour la reconnaissance de la place des travaux domestiques dans le bien-être du ménage. Selon cette approche, les mesures économiques traditionnelles, en ignorant ces types de travaux, conduirait donc à sous-estimer le phénomène de pauvreté mais surtout les inégalités de genre compte tenu du fait que les femmes sont les plus concernés par ces travaux essentiellement non économiques. De plus, en considérant par exemple deux ménages A et B identiques, en tout point de vue et ayant également le même niveau de revenus à la seule différence que A est en situation de déficit alors que B ne l'est pas. Comparer ces deux ménages en termes de pauvreté monétaire serait inéquitable envers A, car à temps de travail domestique égal, le ménage A doit consacrer une quantité importante au travail rémunéré pour se maintenir au même niveau de bien-être que B. Et lorsque ce niveau de bien-être correspond par exemple à celui du seuil de pauvreté, la situation du ménage A est assimilée à une situation de survie. Ce que Bardasi et Wodon (2009) qualifie de « *having no choice to do otherwise* » c'est-à-dire une situation où le ménage A se retrouverait systématiquement en dessous du seuil de pauvreté lorsqu'il solde son déficit de temps par une diminution de son temps de travail rémunéré.

Le déficit de temps crée donc aussi bien une situation de pauvreté cachée qu'une situation de vulnérabilité (où les individus sont potentiellement pauvres). L'approche bi-dimensionnelle temps-revenu de la pauvreté vise donc à davantage éclairer sur la complexité du phénomène de pauvreté afin de mieux orienter les stratégies de lutte. Selon cette approche, la lutte contre la pauvreté par l'accroissement des revenus pourrait aussi s'appuyer sur des dispositifs tels que ceux visant l'augmentation de la productivité du travail mais aussi sur des mécanismes de compensation pour les ménages les plus vulnérables. A cet égard, l'esprit de cette approche reste très cohérent avec de nombreux dispositifs de transferts sociaux dans de nombreux pays développés. Par exemple, Vickery (1977) en utilisant les données sur les Etats-Unis met en évidence un degré de vulnérabilité assez élevé chez une certaine catégorie de ménages dont les adultes vivants seuls (avec enfants à charges). Ceux-ci doivent à la fois subvenir au besoin du ménage par l'offre de travail rémunéré tout en assurant la production domestique. Cette situation peut donc se traduire par une très grande précarité de conditions de vie. D'où la pertinence des mesures compensatoires comme des transferts de revenus, baisse des impôts sur le revenus, etc..

L'une des principales difficultés de cette approche se trouve dans sa mise en pratique dans le cadre d'une politique publique du fait de son faible degré de réalisme. Cette difficulté est encore accentuée par des profondes mutations qu'a connues la structure du marché de travail au cours

des récentes décennies. En fait, le modèle de Vickery(1977) est fondé implicitement sur l'hypothèse que les individus ont la possibilité de travailler tous à temps-plein. Le marché du travail étant, à l'heure actuelle, très marqué par une amplification de l'emploi à temps partiels et mais aussi des phénomènes de chômage de masse, la faisabilité des mesures compensatoires basées sur le déficit à la Vickery apparaîtrait donc très irréaliste.

Très récemment, Harvey et Mukhopadhyay (2007), en utilisant les données sur le Canada, ont proposé une mesure modifiée en relâchant l'hypothèse de la possibilité de travail à temps-plein pour tous les individus. De plus, les auteurs supposent que, compte tenu du caractère contractuel du temps de travail rémunéré, celui-ci n'est pas parfaitement substituable avec le temps de travail domestique. En revanche, la réciproque est possible, c'est-à-dire la possibilité de diminuer le temps de travail domestique (excepté un niveau minimal non contraignant) pour augmenter le temps de travail rémunéré. Dans cette nouvelle méthode, même si la définition du déficit de temps reste la même que celle de la méthode précédente, la valorisation de déficit est effectuée à travers le coût de remplacement de la production domestique évalué au taux de salaire minimum du marché. Ainsi plutôt que de partir d'une méthode indirecte basée sur les revenus salariaux potentiels comme proposée par Vickery (1977), Harvey et Mukhopadhyay (2007) proposent des ajustements en partant des revenus salariaux observés pour identifier les individus pauvres et vulnérables. Cependant, force est de constater que les études majeures s'inscrivant dans cette démarche sont, pour la plupart, réalisées sur les pays développés. Les rares exceptions sont Bardasi et Wodon(2009) sur les données de la Guinée et Zacharias et al.,(2012) sur les données de l'Argentine, du Chili et du Mexique.

L'étude de Bardasi et Wodon(2009) visait en particulier à mettre en évidence l'influence réciproque existant entre la pauvreté monétaire et la pauvreté de temps. L'objectif n'est donc pas de proposer des mesures ajustées des seuils de pauvreté standards mais d'analyser les interrelations entre la pauvreté de temps et la pauvreté monétaire afin d'identifier des situations de plus grande vulnérabilité. Dans leur démarche, les auteurs procèdent d'abord à une classification des ménages selon le critère de pauvreté monétaire. Ensuite, ils identifient parmi les individus classés pauvres (monétairement) ceux qui sont en situation de pauvreté de temps⁹.

⁹ Le temps de travail étant déterminé en faisant la somme des travaux économiques et des travaux domestiques, un individu sera donc considéré comme pauvre en temps si son temps total de travail est supérieur à un seuil critique. Deux mesures alternatives de seuil sont adoptées : d'abord un seuil minimal de 50 heures par semaine ensuite un seuil égal à 1.5 fois la médiane. Le déficit de temps dont il est question est donc équivalent au déficit de loisirs.

D'autre part, ils identifient parmi les individus classés non-pauvres (monétairement) ceux qui sont en situation de forte vulnérabilité à la pauvreté. Les individus en situation de forte vulnérabilité sont ceux qui sont actuellement non-pauvres mais qui pourraient se retrouver en situation de pauvreté monétaire s'ils diminuaient leur temps de travail à un niveau équivalent au seuil de pauvreté de temps.

Finalement, l'examen des différentes approches méthodologiques sur la pauvreté de temps nous amène à porter quelques réflexions théoriques sur les causes de cette forme de pauvreté. Le déficit de temps d'un individu étant globalement perçu comme un excès de temps de travail par rapport à un niveau socialement raisonnable pour atteindre un niveau donné de bien-être, on peut d'abord penser que ce déficit soit, en grande partie, due à la faiblesse productivité du travail de l'individu (taux de salaire par exemple). En effet, en revenant à l'exemple précédent des deux ménages A et B dans lequel, à temps de travail domestique égal, le ménage A est en situation de déficit de temps du fait qu'il consacre une quantité plus importante au travail rémunéré pour être au même niveau de bien-être que B. Cette situation s'explique en grande partie par la différence de productivité horaire du travail rémunéré entre les deux ménages (rapport de taux de salaire horaire défavorable à A ou favorable B). Dans ce cas, le ménage A étant en situation de forte vulnérabilité, une manière de lutter efficacement contre la pauvreté passe par des mesures visant à améliorer la productivité (éducation, santé, accès aux infrastructures, etc.). D'un autre côté, si la productivité horaire du travail rémunéré est un facteur important du déficit de temps, il n'en demeure pas moins que la productivité horaire du travail domestique l'est également. En effet, toutes les mesures de déficit précédemment discutées reconnaissent implicitement que, « excepté un niveau minimal non contraignant ($T_{0,i}$) », le travail domestique reste parfaitement substituable au temps de travail rémunéré¹⁰. Ce niveau minimal est non contraignant dans la mesure où son exécution par l'individu n'est pas une obligation mais simplement une nécessité pour assurer le fonctionnement du ménage en tant qu'entité. Son niveau dépend donc des caractéristiques intrinsèques du ménage. Mais c'est son caractère non-substituable qui fait de ce temps minimal nécessaire de production domestique une cause fondamentale du déficit. Dès lors, les mesures d'amélioration de la productivité dans la production domestique en général peuvent apparaître comme un moyen permettant des gains de temps favorables à l'augmentation du temps de travail

¹⁰ Bien que Harvey et Mukhopadhyay (2007) pensent que l'inverse n'est pas possible car le temps de travail rémunéré est généralement de nature contractuelle (exemple, la durée fixée en fonction des clauses qui lient l'individu à son employeur).

rémunéré (éventuellement les loisirs) nécessaires pour accroître le bien-être. De ce point de vue, la question de la productivité du travail en général mais aussi celle de la substituabilité entre travail rémunéré et non rémunéré (domestique) se retrouvent donc au premier plan lorsqu'on aborde la problématique de pauvreté au moins dans sa dimension d'allocation du temps. Dès lors, le niveau d'accès aux infrastructures et aux technologies de production et l'état de fonctionnement des marchés (du travail et des biens et services) peuvent être considérés comme des facteurs déterminants de la pauvreté.

En effet, admettant que le niveau de bien-être dépend d'une combinaison de biens marchands et domestiques, le revenu supplémentaire issu d'un accroissement du travail rémunéré devrait permettre l'acquisition de substituts marchands pour compenser la baisse de production domestique¹¹. Mais cette disposition s'avère quasiment irréalisable surtout en cas d'absence de marchés pour les substituts ou quand les coûts d'acquisition se trouvent très élevés. La difficulté de substitution entre le travail rémunéré et le travail domestique se trouve davantage accentuée par la faiblesse d'accès aux infrastructures. En se focalisant sur le cas des pays en développement particulièrement en Afrique subsaharienne où l'allocation du temps des femmes reste encore largement orientée vers la production domestique, on peut penser que les difficultés de substitution contribuent largement au maintien des inégalités de genre et à la persistance de la pauvreté des femmes. Cependant, en plus de ces effets attribuables aux imperfections de marchés et à la faiblesse d'accès aux infrastructures, une part significative de l'allocation du temps des femmes entre travaux rémunérés et domestiques trouve son explication à partir des normes socioculturelles. Les règles sociales peuvent aboutir à ce que la nature non-contraignante du niveau minimal de production ($T_{0,i}$) prenne un caractère contractuel (Antonopoulos et Memis, 2010). La nature contractuelle du travail domestique provenant alors des règles définissant l'exécution des travaux sur la base des jeux de rôles (travaux domestiques exclusivement assignés aux femmes). Dans ces conditions, examiner la question de la pauvreté (des femmes) sous l'angle des choix d'allocation de temps afin d'apprécier la pertinence des solutions proposées, revient à s'interroger en premier lieu sur les conditions d'allocation de temps entre travaux rémunérés et travaux domestiques.

¹¹ Voir par exemple Becker(1965), Gronau(1977) ou Vickery(1977) .

5. Genre et renforcement de capacité: quelles implications dans la prise des décisions sur l'allocation des ressources au sein du ménage

Les approches préconisant le renforcement des capacités des femmes comme une partie intégrante du processus du développement ont connu une évolution parallèle à celle du concept de pauvreté. Le fait que la majorité des personnes vivant dans l'extrême pauvreté sont des femmes a progressivement amené les programmes de développement à accorder une place de choix aux questions de genre dans leurs stratégies d'intervention.

La notion de genre reprend ici la spécificité des relations socialement construites entre les sexes se traduisant par des inégalités tant du point de vue monétaire que des conditions de vie ou de potentialités. Dans le contexte africain où les relations sociales restent encore très largement définies sur des normes socioculturelles, l'une des caractéristiques fondamentales des inégalités de genre reste la grande différence dans l'allocation du temps caractérisée en particulier par la séparation des tâches. Cette allocation reste très marquée par une forte mobilisation des temps des femmes dans les activités non-économiques se traduisant par un faible contrôle sur les ressources financières.

La nécessité de la prise en compte de la dimension genre dans la lutte contre la pauvreté a été largement mise en évidence dans de nombreux travaux académiques. Ces travaux montrent qu'un plus grand contrôle des femmes sur les ressources au sein du ménage se traduit par une modification significative de la structure des dépenses, plus favorable à l'investissement dans le capital humain des enfants¹². Ainsi, l'augmentation du revenu des femmes favorise significativement l'allongement de la scolarité des enfants (Luke et Munshi, 2011). Une relation positive a également été établie entre l'éducation des mères et les taux de vaccination et l'état nutritionnel des enfants et négative avec la mortalité infanto-juvénile.

L'accès limité des femmes aux ressources productives et leur faible capacité à s'investir dans des activités rémunératrices de revenu entravent leur contribution au développement économique. Et c'est en cela que l'amélioration des potentialités des femmes demeure un axe essentiel de lutte contre la pauvreté. A cet effet, de nombreux programmes de développement privilégient une approche genre. C'est le cas notamment du Programme de Plateformes Multifonctionnelles

¹² Voir: Thomas(1990), Hoddinott et Haddad(1995), Haddad et al.(1997), Lundberg et al.(1997), Quisumbing et Maluccio(2000), Attanasio et Lechene(2002), Katz et Chamorro (2003), Duflo(2003), Schady et Rosero(2008).

(PTFM, voir ci-dessous), mis en place dans de nombreux pays d'Afrique subsaharienne pour favoriser le développement des infrastructures énergétiques au profit des femmes dans les milieux ruraux. L'accès à l'énergie étant alors vu comme l'une des solutions efficaces pour sortir la femme rurale de sa trajectoire de pauvreté.

Cependant, à l'échelle du ménage, les disparités de genre sont très largement caractérisées par une faible emprise de décision des femmes en matière d'allocation des ressources. En effet, en considérant le ménage comme une entité économique, regroupant un ensemble d'individus partageant un même cadre de production et de consommation, l'orientation des choix d'allocation des ressources dans cet espace est nécessairement déterminée par la nature du processus de décision interne qui résulte de l'interaction entre ces individus. A cet effet, la compréhension des modes de prises de décision au sein du ménage peut s'avérer une étape cruciale dans la conception de toute politique de renforcement de capacité compte tenu de la complexité de ces processus au sein du ménage.

De nombreux travaux ont tenté de souligner cette nécessaire compréhension des comportements des ménages en rapport avec la théorie du ciblage (voir Haddad et Kanbur, 1992a ; Alderman et al., 1995). Alderman et al. (1995) évoquant un exemple hypothétique de programme de cantines scolaires, estiment que le succès d'un tel programme dépendra fortement de la manière dont les décisions d'allocation des ressources sont prises au sein du ménage. Car, dans un mode particulier de prise de décision, un enfant qui, dans le ménage, bénéficie d'un repas à la cantine peut se voir diminuer sa ration alimentaire à la maison (au profit des autres membres du ménage). Un autre exemple est celui d'un programme de développement agricole au Cameroun dont le but était d'attirer les femmes vers la production de riz afin d'augmenter leur revenus. Il s'est révélé, après l'échec de ce programme que, dans ces zones, le riz est la culture des hommes : ainsi tous les revenus générés par le riz devaient revenir aux hommes. En conséquence, le taux d'adhésion des femmes au programme a été très faible, celles-ci préférant retourner à la culture de sorgho (culture des femmes) malgré leur très faible rendement. La même situation a été retrouvée pour un projet rizicole en Gambie. Après un accroissement significatif de leur revenu du fait du passage du riz pluvial à la riziculture irriguée, le revenu des femmes s'est effondré au bout de quelques années. Les rendements rizicoles étant bien plus élevés avec l'irrigation et donc source de revenus, les hommes ont pris le contrôle de cette activité, contraignant les femmes à revenir au riz pluvial.

Ces exemples montrent que les choix d'allocation des ressources peuvent aussi être le reflet d'un certain "rapport de force" dans les modes de prise de décision. Dans l'optique d'analyser l'impact du programme de PTFM en tant que programme de renforcement de capacité des femmes, mais aussi dans le but d'examiner les décisions qui sous-tendent les choix d'investissement en capital humain dans le ménage, il nous semble important de nous intéresser d'abord à la façon dont la littérature se positionne dans l'appréhension de ces processus de décision.

En effet, deux types de modèles se côtoient dans la littérature pour tenter de cerner les processus de décision au sein des ménages : le modèle de ménage « unitaire » et le modèle « collectif ». Samuelson (1956) et Becker (1974, 1991) sont les précurseurs de la théorie du modèle unitaire. Dans le modèle de consensus (Samuelson) et le modèle altruiste (Becker), le ménage est vu comme une entité caractérisée par une *préférence commune*. Cette théorie est essentiellement fondée sur l'hypothèse de mise en commun des ressources. Selon Samuelson (1956), le ménage maximise une fonction de bien-être agrégée ayant pour arguments les fonctions d'utilités individuelles et pour contrainte budgétaire la somme des revenus individuels. Dans le modèle de Becker, il est supposé l'existence d'un « dictateur bienveillant », altruiste envers les autres membres qui sont, eux, considérés comme égoïstes. Le chef de ménage, jouant le rôle de principal agent décideur, est supposé prendre toutes les décisions sur l'allocation des ressources. Les utilités individuelles sont des arguments de la fonction d'utilité du principal agent. Par conséquent, la maximisation de la fonction d'utilité du chef de ménage aboutit à la maximisation des utilités individuelles. Dans ce processus, l'allocation des ressources s'effectue à travers les transferts que chacun recevrait de la part du chef de ménage. Les modèles unitaires reposent sur l'hypothèse de maximisation d'une fonction de bien-être social où les préférences individuelles sont agrégées en un système de préférences sociales. De ce fait, ils permettent de déduire des simples restrictions empiriques testables sur le comportement et la rationalité du ménage. On a ainsi la possibilité d'étudier les effets des politiques économiques sur les comportements et le bien-être du ménage. La popularité de l'approche unitaire dans les analyses microéconomiques des comportements du ménage tient donc principalement à leur simplicité (Chiappori et Donni, 2006).

Cependant, un cadre d'analyse qui ne prend pas en compte la pluralité des décideurs au sein du ménage laisse de nombreuses insuffisances. Ils tendent à ignorer les potentielles implications de la diversité des préférences à l'intérieur du ménage selon les fondements de l'individualisme

méthodologique. Selon Donni (2000), les modèles unitaires représentent des «boîtes noires» qui ne permettent d'étudier le ménage uniquement qu'à travers ses relations avec l'environnement extérieur. Ils ne fournissent aucun outil pour étudier le fonctionnement interne. Par conséquent, ils seraient incapables d'expliquer les disparités et les inégalités de bien-être à l'intérieur du ménage. Et ils ne peuvent pas servir de cadre pertinent pour les politiques visant un groupe spécifique dans le ménage (enfants, femme etc.).

D'un point de vue empirique, l'hypothèse de mise en commun des revenus (*income pooling*) sur laquelle se fondent les modèles unitaires a été rejetée à de nombreuses reprises. En fait, l'hypothèse d'*income pooling*, suppose que seul le montant du revenu total du ménage influence les choix de consommations du ménage. Peu importe celui qui apporte la ressource et sa répartition entre les membres. Or de nombreuses études montrent que les hommes et les femmes peuvent avoir des utilisations différentes de leurs revenus¹³. Selon Thomas(1993), une augmentation du revenu des hommes n'a pas le même impact sur la demande des biens de consommation que celle des revenus des femmes. Ces dernières consacrant une grande part aux dépenses liées au capital humain.

L'absence de support empirique à l'approche unitaire a donc progressivement amené les chercheurs à s'orienter vers des modèles basés sur une représentation non-unitaire de la prise de décision. Ces modèles partagent tous un même postulat théorique, à savoir, que chaque individu est caractérisé par des préférences et des fonctions d'utilité propres laissant ainsi la possibilité d'apparition de décideurs multiples au sein du ménage. Ces modèles s'appuient sur des mécanismes variés pour expliquer les modes de prises de décisions. Dans une configuration pluri-décisionnelle, le ménage est qualifié soit de coopératif, soit de non coopératif, soit de collectif.

L'approche de «ménage coopératif»¹⁴ se fonde sur l'hypothèse que le processus de décision, quel que soit sa nature, mène à des solutions efficaces au sens de Pareto. Cette catégorie de modèles inclut, notamment, les modèles de comportement basés sur la théorie axiomatique de la négociation avec information symétrique (par exemple, les solutions de Nash). Selon cette approche, le ménage est un lieu de négociation entre les conjoints. Les individus coopèrent et restent unis lorsque leur utilité *dans l'union* est supérieure à leur *utilité de réserve* c'est à dire

¹³ Comme Schultz (1990), Thomas (1990,1993), Lundberg et Pollak (1997), Fortin et Lacroix(1997)

¹⁴ Développée successivement par Manser et Brown, 1980, McElroy et Horney, 1981, McElroy, 1990 et Lundberg et Pollak, 1993.

l'utilité supposée en dehors de l'union. La négociation s'effectue à travers un jeu coopératif répété à la Nash dont l'issue correspond donc à la solution de Nash. La coopération engendre chez les individus des économies d'échelles profitables à tous.

Les modèles non-coopératifs (Ulph,1988 ; Kanbur,1991 ; Katz, 1992 ; Lundberg et Pollak,1992 ; Bergstrom, 1996 ; Udry 1996) se fondent sur la notion d'équilibre de Cournot-Nash. Les agents choisissent leurs stratégies simultanément et indépendamment. Les membres du ménage ne parviennent pas nécessairement à des accords compte tenu de la difficulté de nouer des relations et contrats rigoureusement respectés au fil du temps. Chaque individu agit donc comme un acteur autonome conditionnellement aux actions des autres. Les modèles non-coopératifs supposent donc que chaque agent maximise son utilité, par rapport à sa propre contrainte budgétaire, en prenant les actions de son conjoint comme une donnée. L'un des inconvénients de ces modèles est que les allocations ne sont pas efficaces toujours au sens de Pareto, en ce sens où il est généralement possible d'améliorer le bien-être d'un conjoint sans pour autant détériorer celui de l'autre.

En pratique, comme la validation empirique de ces modèles de négociation exige beaucoup trop de données, les tests empiriques ont été souvent fondés sur la définition d'un point de menace ou point de désaccord (*threat point*). Les points de menace déterminent le poids associé à l'utilité de chaque individu dans la négociation. Lorsque ce point de menace est à l'avantage d'un individu, ce dernier aura donc un poids plus important dans la négociation. Plusieurs définitions et mesures des points de menace ont été proposées. Pour certains auteurs le point de menace représente un *état* en dehors du ménage (McElroy et Horney, 1981) et pour d'autres une situation *conflictuelle* à l'intérieur du ménage (Lundberg et Pollak, 1993). Bergstrom(1996) envisage alors deux situations l'une externe (le divorce), l'autre interne (les conflits domestiques). Mais pour McElroy et Horney (1981) la définition du point de menace doit être basée sur des critères exogènes notamment les revenus non salariaux individuels mais aussi des paramètres extra-environnementaux. Ces paramètres représentant alors les opportunités de chacun des conjoints en dehors de la situation actuelle. Généralement les points de menace sont déterminés en fonction des normes socioculturelles, la législation relative au mariage, le divorce, les conflits domestiques et le *sex-ratio*. Ce dernier correspond au rapport entre le nombre de femmes et le nombre d'hommes sur le marché du mariage. Lorsque ce ratio est par exemple supérieur à 1, on suppose que la femme a moins de chance de se remarier que l'homme après séparation. Dans ce cas, l'homme pèsera davantage dans la négociation. Le divorce est également un point de

menace dans la mesure où l'homme ou la femme pourra menacer de divorcer au cas où son utilité deviendrait inférieure à son utilité de réserve. Les recours aux violences domestiques constituent des points de menace en ce sens où elles constituent une façon pour les conjoints de peser dans la négociation et imposer ses choix. La législation relative au mariage représente aussi un point de menace dans la mesure où celle-ci définit à la fois des avantages et des contraintes liées à l'union. Au niveau des avantages, l'union peut induire des baisses d'impôts ou la perception des transferts publics, ce qui entraîne des économies d'échelles. Dans cette stratégie, le point de menace en cas de séparation peut être donc soit la perte des avantages, la perte de la garde des enfants ou le paiement des pensions alimentaires, etc...

Les premiers modèles de négociation appliqués au ménage (Manser et Brown, 1980 ; McElroy et Horney, 1981) sont des applications de la solution de Nash. Dans le cadre familial, l'objet de la négociation peut porter sur le choix des consommations du ménage, sur les offres de travail individuelles ou sur la répartition des tâches ménagères. L'idée est que plus le pouvoir de négociation relatif d'un individu est élevé, plus le choix des consommations du ménage, les offres de travail ou de la répartition des tâches se fera selon ses vues. Il s'agit pour des individus de s'accorder de sorte que chaque partie tire un bénéfice de cette négociation par rapport à la situation conflictuelle.

Cependant, le principal intérêt des modèles non-unitaires demeure jusque-là d'ordre purement théorique car ils ne fournissent pas suffisamment de restrictions empiriquement testables. C'est pourquoi l'approche *collective* du comportement du ménage (proposée par Chiappori, 1988a, 1992 et Browning et Chiappori, 1998) s'est imposé comme le modèle théorique le plus solide pour pallier les insuffisances des modèles unitaires et stratégiques dans la détermination des points de menace.

Le modèle de ménage « collectif » repose, dans sa forme la plus générale, sur le postulat de la pareto-optimalité dans l'allocation intra-ménage des ressources. Il repose sur deux hypothèses essentielles : D'une part, et contrairement aux modèles unitaires, chaque individu maximise sa propre fonction d'utilité et d'autre part le processus d'interaction entre les membres du ménage conduit à des allocations des ressources collectivement efficaces au sens de Pareto. Cette propriété d'efficacité, centrale dans la dérivation du modèle est justifiée par le fait que les agents sont dans une relation de long terme, de confiance, qui les amène à prendre des décisions efficaces. C'est d'ailleurs en ce sens, que la solution collective dans l'allocation des ressources

apparaît, tout comme la solution de Nash, comme une approche axiomatique au problème de négociation (Moreau, 2001). Mais cette nouvelle approche est plus générale et capable de générer de nombreuses restrictions empiriquement testables. Ces modèles n'ont d'ailleurs pas été rejetés par les données dans de très nombreuses études (voir Bourguignon et al.1993, Fortin et Lacroix, 1997; Browning et Chiappori, 1998). En plus, ce cadre collectif inclut le modèle unitaire comme un cas particulier tout en intégrant l'ensemble des modèles de négociation. C'est surtout ce degré de généralité qui lui donne un avantage et qui explique sa popularité dans la littérature actuelle sur l'économie du ménage.

Dans cette thèse, nous focalisons nos raisonnements théoriques et méthodologiques sur une vision collective du ménage dans laquelle nous accordons une attention particulière à l'interaction entre les individus dans les modes de prise de décision. Le choix d'une approche collective peut avoir des implications fondamentales dans l'évaluation de toute politique qui cible le bien-être de certains individus spécifiques dans le ménage. Comme cela a été déjà évoqué, les modèles unitaires analysés simplement à travers les caractéristiques du chef de ménage pourraient bien s'avérer sérieusement trompeurs. Ils partent de l'idée que seule la répartition des ressources entre les ménages importe (allocation inter-ménages) et négligent donc la répartition entre les individus à l'intérieur du ménage (allocation intra-ménage). Ainsi pour l'évaluation d'une intervention comme celle du programme PTFM qui vise, à certains égards, le renforcement du pouvoir de négociation et d'action des femmes, il s'impose donc pour nous comme une évidence de pouvoir garder à l'esprit cette vision collective du ménage.

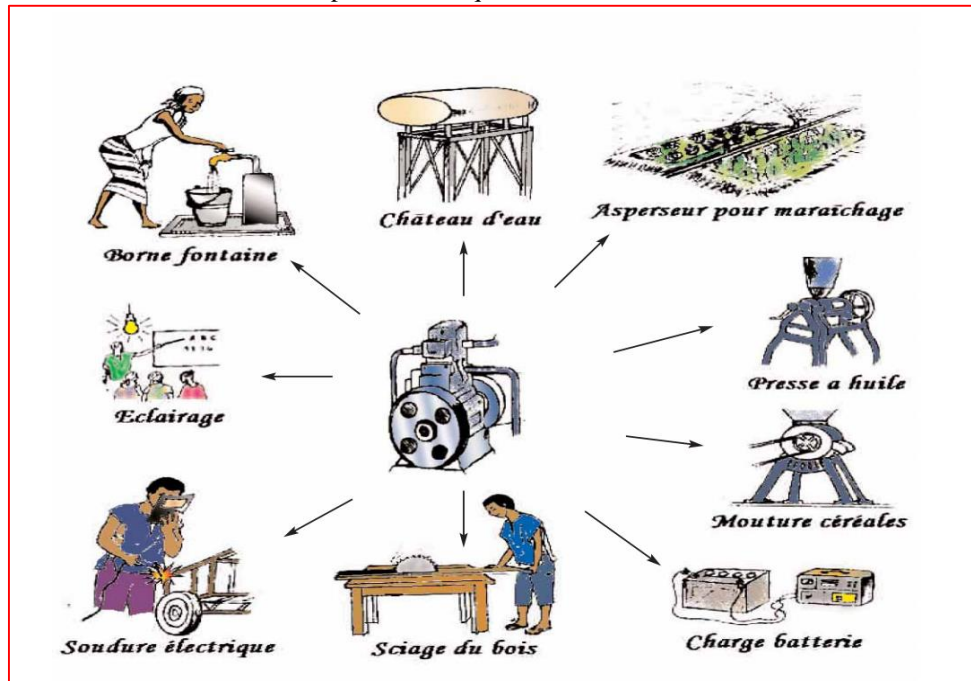
6. Le Programme de Plateformes Multifonctionnelles : accès à l'énergie et renforcement de capacité des femmes au cœur de la démarche

Partant du constat que les difficultés d'accès aux ressources énergétiques est l'une des premières causes de la pauvreté, le développement des infrastructures énergétiques de base a été alors considéré par de nombreux acteurs comme un moyen efficace dans la lutte contre la pauvreté. Le concept PTFM représente une opérationnalisation de cette approche de lutte à travers le développement des petites unités de production d'énergie mécanique au profit des femmes. Cette orientation de la stratégie en direction des femmes a été justifiée du fait de la reconnaissance unanime que celles-ci restent les plus touchées par l'absence d'accès à l'énergie. Par exemple, les activités productives auxquelles elles s'adonnent restent encore très largement réalisées de

façon manuelle (activités de transformation agroalimentaire). Et la majeure partie de leur temps disponible reste consacrée à des activités "non économiques" (approvisionnement en eau, ramassage du bois, mouture de céréales, etc). L'ampleur de ces activités (souvent pénibles et harassantes) contribue très significativement à détourner ces femmes des circuits d'activités génératrices de revenus. Le programme vise donc, plus spécifiquement, à répondre à la lourdeur et à la pénibilité de ces travaux, en favorisant la participation des femmes aux activités rémunérées et l'amélioration des conditions de vie.

La plateforme multifonctionnelle en tant qu'infrastructure énergétique est un dispositif technique constitué de plusieurs équipements appelés « modules ». Le moulin à céréales a longtemps été l'élément principal du dispositif qui semblait adéquat pour l'allègement des tâches des femmes. Mais en vue de proposer des solutions innovatrices avec de réels impacts positifs sur le travail et sur la condition des femmes, cet objectif initial a été modifié au cours du temps en fonction des résultats recherchés. C'est ainsi que le moulin à céréales, composé uniquement d'un moteur et d'un moulin, est devenu une « plateforme » installée autour d'un moteur d'une puissance de 8 ou 10 chevaux fonctionnant au diesel et dans certains cas aux biocarburants comme l'huile de pourghère (jatropha). Les principaux modules de cette plateforme sont notamment : le moulin, la décortiqueuse, la broyeuse et l'éstuveuse servant à la transformation des céréales destinées à la consommation du ménage (mil, sorgho, riz maïs, arachide, etc.) mais aussi à la transformation de produits agroalimentaires destinés à la vente sur les marchés locaux (beurre de karité, beurre d'arachide, etc.). Ces modules de base sont complétés (selon les besoins spécifiques du village) par des modules optionnels tels que l'alternateur qui permet de fournir de l'électricité à l'ensemble du village. Cette fourniture d'électricité permet d'alimenter le réseau d'éclairage villageois, faire fonctionner la pompe à eau pour la fourniture d'eau potable, alimenter des ateliers de menuiserie ou de soudure, recharger les batteries de divers équipements électroniques comme les téléphones portables (voir schéma ci-dessous).

Schéma 1.1 : Dispositif théorique de la Plateforme Multifonctionnelle



Source : Réseau Plateforme Multifonctionnelle

Démarré en 1993 au Mali avec le soutien de l'ONUDI et le FIDA, le programme a connu une phase d'expérimentation jusqu'en 1998, période au cours de laquelle une cinquantaine de villages ont été dotés. C'est à partir de 1998 que le programme est élargi à l'échelle nationale avec le concours du PNUD et le gouvernement qui en deviennent les principaux bailleurs. En 2011, on comptait un total de 1000 PTFM installées dans tout le pays. L'expérience enrichissante du Mali a été aussi un facteur déclencheur de l'intérêt pour ce programme dans de nombreux pays d'Afrique de l'ouest comme le Burkina, le Sénégal et la Guinée.

Le programme s'inscrit dans une démarche de « *Community Driven Development* » qui accorde une place primordiale à l'appropriation par les communautés des questions de développement pour une meilleure efficacité. L'acquisition du programme par la communauté passe d'abord par une demande émanant des villages à travers une requête déposée auprès de l'Unité de Coordination Nationale (UCN). Lorsque les prérequis sont satisfaisants, une étude de faisabilité participative réalisée à partir de Focus Group et d'assemblées villageoises est ensuite entreprise. L'étude de faisabilité participative consiste à étudier les potentialités du village en termes de mobilisation et de capacité de gestion. L'existence ou la constitution d'un groupement de femmes est une des conditions nécessaires dans le processus d'attribution du programme. Ce groupement dit *Comité Féminin de Gestion* (CFG) est un organe représentatif qui doit assurer de

manière autonome la gestion de la PTFM. Conceptuellement, la démarche plateforme reste donc une démarche communautaire pilotée par les femmes et au service des femmes.

Les effets attendus de ce programme sont multiples. D'une part, l'accès aux services offerts par les PTFM contribuerait à diminuer le temps consacré par les femmes aux tâches domestiques. Ce gain de temps leur permettrait de se consacrer plus de temps aux activités génératrices de revenus, au soin des enfants, ou à une participation accrue à des activités sociales. Ce qui aboutit, de manière générale, à une amélioration du bien-être. De plus, en favorisant l'augmentation de la productivité dans les activités de transformations agro-alimentaires, le programme permettrait également un accroissement des revenus. L'objectif premier des PTF est donc les gains de temps obtenus grâce à la fourniture d'énergie mécanique mais aussi des effets induits tels que l'augmentation des revenus. Par ailleurs, l'utilisation de la plateforme par le ménage serait bénéfique pour les enfants en âge scolaire notamment les filles, très souvent associées aux corvées domestiques.

7. Cohérence et structure de la thèse

En se basant sur l'expérience du programme PTFM au Mali, cette thèse aborde la question de la pauvreté à partir des choix d'allocation de temps. Nous adoptons à cet effet, une démarche Beckerienne de l'allocation du temps dans laquelle l'individu dispose d'une quantité disponible de temps vue comme une dotation. Cette dotation est considérée comme une ressource économique primaire devant être allouée de sorte à atteindre l'optimum dans le processus de maximisation de bien-être. Il s'agit donc, pour nous, de partir de la théorie traditionnelle d'allocation du temps dans laquelle toute activité, quelle que soit sa nature, nécessite en intrant une certaine quantité de ressources-temps de l'individu. Cela reste vrai tant pour les activités de création de revenus que pour les activités de production de biens et services de consommation, de loisirs et toute autre activité de création de bien-être¹⁵. Dans une telle conception, le temps disponible d'un individu, loin d'être un concept abstrait, est donc vu comme une ressource économique limitée au même titre que les autres ressources obligeant ainsi à opérer des arbitrages quant à son allocation. Ces arbitrages aboutissent nécessairement à une allocation pareto-optimale. A ce titre, le choix d'allocation du temps de l'individu entre les différentes activités répond aux propriétés d'une isoquante représentant l'ensemble des combinaisons permettant à l'individu d'atteindre un niveau donné d'utilité. L'allocation optimale aboutit donc

¹⁵ Voir Becker(1965)

à la situation où toute augmentation de la quantité de temps sur un poste entraîne une baisse sensible de la quantité de temps sur au moins l'un des autres postes d'allocation. Toutefois, l'optimalité n'est pas une condition suffisante pour assurer l'efficacité d'allocation¹⁶ en ce sens où celle-ci traduit une situation dans laquelle il n'est plus possible d'atteindre un niveau supérieur de bien-être compte tenu des choix d'allocation actuels. L'inefficacité peut provenir de deux sources distinctes. D'une part, étant donné que la dotation en temps est fixe et que la fonction de bien-être est concave, toute augmentation trop importante de la quantité de temps sur un poste donné est inefficace dans la mesure où le gain marginal de bien-être croît à un taux décroissant. En considérant par exemple les solutions de coin (si l'individu consacre tout son temps disponible au travail rémunéré ou aux loisirs uniquement), le gain marginal tend vers zéro ; car l'utilité marginale procurée par le dernier bien de consommation acquis tend vers zéro ; également pour les loisirs, l'utilité marginale de la dernière heure de loisirs est quasiment insignifiante. De ce point de vue, la première source d'inefficacité se trouve dans le fait de consacrer plus de temps que nécessaire à une activité donnée. La seconde source d'inefficacité, qui est en fait une conséquence de la première, est le fruit d'un certain nombre de facteurs exogènes qui influencent l'allocation temps de sorte à rendre très faible le degré de substituabilité entre les différentes activités.

Dans cette thèse, nous nous intéressons en particulier aux facteurs que nous qualifions de « contraintes socioéconomiques ». Les disparités de genre représentent une des principales manifestations de ces contraintes. Par exemple dans une situation où l'exécution des tâches domestiques est strictement dévolue aux femmes, celles-ci sont systématiquement contraintes d'allouer une quantité moins importante de leur temps aux activités économiques pour se consacrer exclusivement aux activités non économiques. Ainsi au-delà d'importants efforts physiques que ces activités demandent (surtout quand elles sont exécutées manuellement), elles nécessitent des quantités très significatives de temps ne laissant donc que peu de place aux loisirs. C'est d'ailleurs face à de telles problématiques que le concept de *Plateformes Multifonctionnelles* apparaît pertinent dans la mesure où celui-ci vise l'allègement du poids de ces travaux domestiques (à la fois pour les femmes et pour les enfants). Toutefois la complexité des décisions et des choix d'allocation de temps est telle qu'il apparaît d'abord important de se poser

¹⁶ L'optimalité provient de la maximisation du bien-être sous des contraintes spécifiques. Les conditions de premier ordre de cette maximisation permettent d'obtenir les extrêmes sur chaque argument de la fonction de bien-être (minimas ou maximas). Alors que l'efficacité renvoie à la notion de gain maximum d'utilité pouvant être atteint grâce aux extrêmes déterminés.

la question de l'efficacité d'une intervention. En effet le Programme PTFM, en fournissant les services énergétiques, vise théoriquement, à favoriser le gain de temps dans les activités domestiques pour les femmes mais aussi pour les enfants qui partagent une large part de ces travaux. Pour les femmes, le gain de temps signifierait une économie de temps pouvant alors être réallouée à d'autres postes comme les activités économiques mais aussi aux loisirs. Pour les enfants, une baisse de l'ampleur des travaux domestiques, pourrait aussi signifier un gain de temps leur permettant de se consacrer pleinement aux activités scolaires et d'apprentissage, aux loisirs et plus généralement aux activités de formation de capital humain.

Vues sous cet angle, les questions de pauvreté et d'investissement en capital humain sont donc posées en termes d'allocation de temps. Pour les femmes, en particulier, une part importante de leur pauvreté serait attribuable à leur faible capacité de participation au marché du travail. Le fait qu'elles consacrent une très large part de leurs temps aux activités de production domestiques crée donc systématiquement une contrainte sur l'allocation de temps aux activités de création de revenus. Cette situation de faible capacité à générer des revenus suffisants les maintient donc dans un piège de pauvreté. L'incapacité de déterminer de façon efficiente la répartition de l'emploi de leur temps traduit également une forme de privations de liberté de choix telles que soutenues par la théorie de la pauvreté de *capability*.

Quant à la question de l'investissement en capital humain des enfants, nous partons simplement de l'idée que la production du capital humain des enfants est une technologie nécessitant deux principaux intrants : les ressources monétaires (dépenses) que les parents consacrent à la formation du capital humain de l'enfant et le temps accordé par l'enfant lui-même à cette formation (temps d'apprentissage, etc.). Dès lors, la question de la pauvreté en relation avec l'investissement en capital humain peut émerger à deux niveaux. D'une part, la pauvreté, traduisant une faiblesse de revenus du ménage, crée une tension entre les dépenses d'investissement en capital humain et les dépenses de consommations courantes du ménage. La poursuite de la satisfaction des besoins courants de consommation s'assimile d'ailleurs à la recherche de survie dans des situations d'extrême pauvreté. Au-delà donc de l'arbitrage que crée la pauvreté entre dépenses de consommation et dépenses d'investissement en capital humain, elle peut aussi avoir une influence directe sur l'allocation du temps des enfants. En effet, lorsque les conditions d'allocation de temps des adultes ne n'aboutissent pas à générer la consommation nécessaire pour atteindre ou maintenir un certain niveau de vie, ceux-ci auront tendance à s'appuyer sur la force productive des enfants. Ce qui soulève la question du travail des enfants en

compétition directe avec les activités d'apprentissage et de formation du capital humain. Cette thèse s'inscrit donc dans cet élan pour tenter de mieux comprendre les mécanismes sous-jacents à l'allocation du temps et d'en analyser les facteurs déterminants.

Notre travail est organisé en deux parties. Dans une première partie, nous nous attelons d'abord à examiner l'efficacité du Programme de Plateformes Multifonctionnelles dans les problématiques d'allocation de temps. Les chapitres 1 et 2 s'inscrivent dans une démarche d'évaluation par l'utilisation des méthodes d'analyse d'impact pour mesurer l'effet du programme PTFM sur les indicateurs de santé et d'éducation des enfants et les indicateurs d'activités économiques des femmes. Le plan de cette première partie est le suivant : dans le chapitre 1, après une présentation rapide du Mali, nous présentons le protocole de l'étude et la méthodologie de sélection de l'échantillon. Cette présentation sera suivie d'une analyse descriptive de la situation socioéconomique des villages étudiés. Dans le chapitre 2, nous présentons les canaux de transmission des impacts attendus des PTFM, puis les différentes approches quasi-expérimentales qui permettent d'évaluer ces impacts dans un contexte de biais de placement du programme. Nous terminons par la présentation des résultats.

La seconde partie est consacrée aux mécanismes et aux choix d'allocation du temps dans les ménages. Le chapitre 3 teste l'hypothèse d'arbitrage entre la décision de scolarisation et de mise au travail des enfants dans les ménages, en mettant en évidence l'influence des conditions de vie. Nous examinons également les disparités de genre pour vérifier l'existence de facteurs discriminants entre les filles et les garçons dans l'accès à la scolarisation et l'allocation du temps entre différentes activités. Dans le chapitre 4, l'objectif est d'identifier les déterminants de l'allocation de temps des femmes. Ce chapitre met en évidence l'influence des facteurs socioéconomiques sur les choix d'allocation de temps des femmes. Il se présente comme une étude de cas à partir d'un échantillon original, constitué de femmes dont l'emploi du temps a été rigoureusement suivi (enquête d'observation).

**PREMIERE PARTIE : LE ROLE DES
PTFM SUR L'ALLOCATION DU
TEMPS ET LA PAUVRETE**

CHAPITRE I : Protocole de l'étude et caractéristiques des unités enquêtées

Introduction

Ce premier chapitre de notre travail est consacré à la description du cadre servant de base à l'évaluation du programme. Pour étudier l'impact des PTFM sur les variables clé, une enquête à deux passages a été menée. Nous présentons ici la méthodologie du recueil des données puis les caractéristiques des villages sélectionnés à travers une série de tests de différence de moyennes entre deux groupes de villages (les bénéficiaires et les non-bénéficiaires du programme).

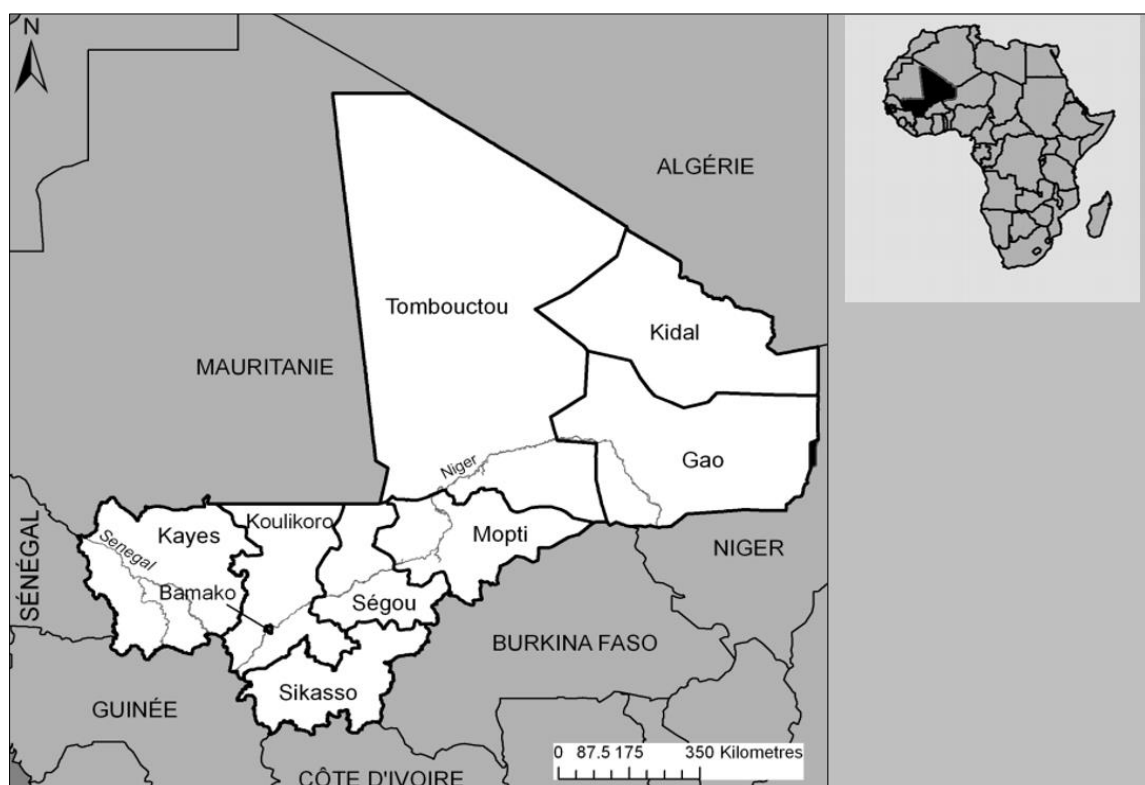
Le plan de ce chapitre est organisé de la façon suivante. Dans une première section, afin de donner un aperçu général sur le contexte d'intervention du programme au Mali, nous procédons à une brève présentation du Mali. Cette présentation est essentiellement axée sur quelques indicateurs clés relatifs aux conditions socioéconomiques générales telles que le niveau d'accès de la population à la santé et à l'éducation mais aussi le niveau de pauvreté. Dans un second temps, nous présentons le programme PTFM notamment dans son historique, son cadre institutionnelle ainsi sa stratégie d'intervention. Dans la deuxième section, nous présentons le protocole d'enquête mis en place pour recueillir les informations nécessaires à l'évaluation du programme. Dans la troisième section, nous procédons à une analyse descriptive assez détaillée sur les caractéristiques socioéconomiques des villages enquêtés. Ces statistiques présentées en termes comparative entre les villages dits traités et contrôles, visent essentiellement à tirer des enseignements nécessaires pour mieux orienter la démarche économétrique d'analyse d'impact.

1.1. Contexte Socioéconomique

Selon le Rapport sur le Développement Humain dans le monde (PNUD, 2013), le Mali reste parmi les pays les plus pauvres du monde. Le Revenu National Brut par habitant (en PPA constant 2005) s'élevait à 853\$US en 2012, l'espérance de vie à la naissance à 51,9 ans et l'Indice de Développement Humain (IDH) à 0,344 classé au 182^{ième} rang sur un total de 187 pays (PNUD, 2013).

Enclavé de l'accès maritime et couvert à deux tiers par la zone désertique Saharienne, le Mali est le second pays le plus vaste d'Afrique Occidentale (après le Niger) avec une superficie d'un peu plus de 1,24 million de km². Selon les résultats du dernier recensement (RGPH, 2009), sa population est estimée à 14,5 millions habitants repartis à un taux global de

féminité de l'ordre de 101,6 femmes pour 100 hommes. Avec un taux de croissance démographique d'environ 3,6% par an, la population a été multipliée par 1,5 entre 1998 et 2009. La densité moyenne de population est d'environ 11,69 habitants au km² inégalement répartie entre les régions. La région de Sikasso est la région la plus peuplée ; elle concentre 18,2% de la population suivie respectivement de Koulikoro (16,7%), Ségou (16,1%), Mopti (14,02%), Kayes (13,7%), Bamako (12,5%), Tombouctou (4,6%), Gao (3,7%) et Kidal (0,5%). Selon le RGPH-2009, la population est composée de plus d'une vingtaine de groupes ethnico-linguistiques dont la répartition est la suivante : Bambara (46,5%), Peul/foulfoulbé (9,39%), Dogon (7,12%), Maraka/soninké (6,33%), Malinké (5,6%), Sonraï/djerma (5,58%), Minianka (4,29%), Tamacheq (3,4%), Sénoufo(2,56%), Bobo (2,15%), Bozo (1,85%), Kassonké (1,17%), Maure(1,1%), Samogo (0,5%), Dafing (0,46%), Arabe (0,34%), Haoussa (0,04%), toutes les autres langues(1,63%).



Sources : Assemblage documentations diverses/Global Administrative Area

Sur le plan des performances macroéconomiques, l'économie malienne reste très faiblement diversifiée avec une forte dominance du secteur primaire notamment agricole et minier. L'agriculture (environ 35% du PIB) occupe environ 80% de la population active (BAD, 2011). Les performances du secteur agricole restent toutefois fortement dépendante des conditions climatiques notamment de la pluviométrie qui est très irrégulièrement répartie

dans le temps et sur le territoire. Le pays bénéficie néanmoins de l'arrosage de deux grands fleuves notamment le fleuve Niger (long de 4200 km dont 1780 km au Mali) et le fleuve Sénégal (1800 km dont 700 km au Mali). Les trajets de ces fleuves dessinent l'essentiel de l'ossature de la vie économique du pays notamment dans la production agricole et énergétique (zone agricole de l'Office du Niger, barrages hydroélectriques de Sélingué et de Manantali). Au cours de la dernière décennie, le Mali a connu un rythme de croissance économique relativement soutenue. Entre 2000 et 2010, le PIB a cru en moyenne de 5,7 % par an (Banque Mondiale, 2013). Cette croissance a été essentiellement tirée par les exportations des produits agricoles (coton fibre) et miniers (l'or). Le Mali est le deuxième producteur de coton en Afrique subsaharienne après le Burkina Faso. Mais ce secteur cotonnier a connu une baisse continue de ses rendements durant deux dernières décennies. Entre 1990 et 2008, les rendements moyens à l'hectare ont chuté de près de 37,2% passant de 1359 kg à l'hectare (en 1990) à 853 kg/ha en 2008 (PNUD, 2012). Avec les découvertes récentes de mines d'or, le secteur cotonnier ne représente plus que la deuxième source de recettes d'exportation. L'activité cotonnière reste néanmoins pratiquée par plus d'un quart de la population généralement dans de petites exploitations familiales. Cette grande vulgarisation accorde ainsi une place centrale à la culture du coton dans la lutte contre la pauvreté en ce sens où les revenus tirés de cette activité servent aux ménages pauvres à couvrir une bonne partie des besoins de base (alimentation, santé et éducation). Elle leur facilite également l'accès au crédit et à la fourniture d'intrants agricoles. Dès lors, toute baisse des revenus du coton a un impact direct sur l'étendue de la pauvreté rurale (PNUD, 2012). Par ailleurs, en plus de la vulnérabilité de l'économie face aux chocs climatiques ou économiques comme les variations des cours mondiaux de l'or et du coton, s'est ajoutée récemment la conjonction de chocs internes et externes notamment la crise interne politico-identitaire et la crise post-électorale en Côte d'Ivoire. Ces crises ont très négativement affectée la performance économique du pays. La croissance du PIB qui était de l'ordre de 5% avant 2010 a considérablement chuté en 2011 pour se situer 1,1% et qui s'est traduite par une nette récession à la fin de 2012 (-1,2%). Cette contre-performance largement due aux crises successives provient notamment de la baisse de la production vivrière (-16 %) en particulier de la production de riz qui a chuté en environ de 25 % (African Economic Outlook, 2012)¹⁷.

¹⁷ Initiative conjointe de la BAD, de l'OCDE, de la CEA et du PNUD.

S'agissant des conditions de vie de la population, l'insécurité alimentaire est l'une des préoccupations majeures du pays. La sous-alimentation touche environ 10% de la population (FAO, 2010) et les ménages demeurent très vulnérables du fait, notamment, des aléas et incertitudes liés aux conditions climatiques et pluviométriques. La forte sensibilité de la production agricole aux variations des précipitations rend souvent le recours à l'aide alimentaire d'urgence indispensable certaines années. Le régime alimentaire de la population, très peu diversifié, est essentiellement basé sur les céréales (mil, riz, sorgho, maïs). Les céréales représentent plus des deux-tiers des disponibilités énergétiques alimentaires du pays (FAO, 2010). En ce qui concerne le niveau de pauvreté dans la population, selon la plus récente enquête (MICS/ELIM, 2010)¹⁸, le taux de pauvreté monétaire se situe autour de 43,6%, un niveau qui était de l'ordre de 55,6% dix ans auparavant (en 2001). L'inégalité dans la distribution de la consommation reste néanmoins relativement modérée. En 2010, l'indice de Gini était de l'ordre 33 (World Bank, WDI, 2013).

Quant au niveau d'accès à l'alphabétisation et à la scolarisation, selon les résultats du RGPH-2009, dans la population des plus de 3 ans, environ 7 personnes sur 10 sont sans instruction. Et dans la population de plus de 15 ans, seulement 27,7% d'entre eux savent lire et écrire au moins dans une langue quelconque. Les individus de niveau primaire représentent 82,9% des instruits, le niveau secondaire (12,4%) et 4,8% pour le niveau supérieur. Environ 76,3% de la population rurale n'ont reçu aucune instruction, une proportion comparativement faible en milieu urbain (43,2%). Le taux d'analphabétisme apparaît également très élevé chez les femmes (73,2%) contre 64,2% pour les hommes. (INSTAT, 2011)¹⁹.

Par ailleurs, l'accès de la population aux soins de santé présente de fortes inégalités notamment entre le milieu urbain et rural mais aussi entre Bamako et le reste du pays. L'accès inégale aux services de santé est expliquée en grande partie par la répartition du personnel de santé et à l'accès difficile aux centres de santé. La couverture des besoins en ressources humaines demeure assez faible : 1 médecin pour 10370 habitants ; 1 sage-femme pour 23928 habitants et 1 infirmier pour 4190 habitants (OMS, 2010). En matière de fécondité et de santé de la reproduction, selon les résultats de l'Enquête démographique et de santé (EDSM-IV, 2006), l'indice synthétique de fécondité est d'environ 6,6% (5,4 pour les femmes urbaines et

¹⁸ Enquête à indicateurs multiples et dépenses des ménages/Enquête Légère intégrée auprès des ménages(2010).

¹⁹ Rapport provisoire Recensement Général de la Population et de l'Habitat, 2009 (Institut national de la Statistique, Mali)

7,2 enfants pour les femmes rurales). Les femmes sans instruction ont une fécondité plus élevée: 7,0 enfants contre 6,3 chez les femmes ayant le niveau primaire et 3,8 enfants chez les femmes ayant au moins le niveau secondaire. Le taux de mortalité maternelle s'élève à 464 pour 100 000 naissances vivantes et le taux d'accouchement avec personnel qualifié est d'environ 49%. Seulement 33% des naissances en milieu rural ont lieu en milieu sanitaire, contre 90% de celles de la ville de Bamako. Le pourcentage des enfants de 12 à 23 mois ayant reçu tous les vaccins du PEV est d'environ 48 %. Quant au statut nutritionnel des enfants de moins 5 ans, le taux d'émaciation est de l'ordre de 15% et le retard de croissance concerne 38 % des enfants (EDSM-IV, 2006)²⁰.

Sur les autres aspects liés à l'hygiène, l'environnement est aussi caractérisé par un très faible accès à l'eau potable et aux services d'assainissement de base. Selon l'Enquête Mondiale sur la Santé de l'OMS en 2006, seulement 39,7% de la population ont accès à l'eau potable, avec une forte disparité entre le milieu urbain (51,3%) et le milieu rural (34,5%). Il y ressort également qu'environ 62,1 % des ménages ne disposent pas d'installations sanitaires protégées. Ces insuffisances au niveau des services essentiels de base, combinées à des comportements et pratiques inappropriés en matière d'hygiène, sont en grande partie, à l'origine de l'incidence élevée des maladies d'origine hydrique notamment les diarrhées (OMS, 2009). Le tableau suivant présente l'évolution des principaux indicateurs socioéconomiques au Mali depuis le début des années 2000.

²⁰ Les rapport provisoire de EDSM-V(2012-2013) est déjà disponible, mais les résultats présentent quelques problèmes de comparabilités avec les chiffres des enquêtes précédentes (au niveau national) du fait de la non couverture de certaines régions (notamment ceux du Nord).

Tableau 1.0 : Situations sociodémographique et socioéconomique de 2001 à 2010

| | Années de référence | | |
|--|---------------------|------|------|
| | 2001 | 2006 | 2010 |
| DEMOGRAPHIE | | | |
| Population totale (million) | 10,2 | 12,3 | 14,5 |
| Population urbaine (%) | 25,0 | 24,6 | 22,0 |
| Population féminine (%) | 50,3 | 50,1 | 51,4 |
| Population âgée de moins de 15 ans | 45,9 | 47,9 | 48,8 |
| Population âgée de moins de 7-12ans | 19,7 | 18,3 | 17,9 |
| Taille totale des ménages | 9,4 | 8,5 | 9,5 |
| PAUVRETE MONETAIRE | | | |
| Incidence de la pauvreté monétaire | 55,6 | 47,5 | 43,6 |
| Profondeur de la pauvreté monétaire | 21,2 | 16,7 | 13,2 |
| Sévérité de la pauvreté monétaire | 10,7 | 8,0 | 5,5 |
| Incidence de l'extrême pauvreté | 32,2 | 24,2 | 22,1 |
| EDUCATION ET ALPHABETISATION | | | |
| Taux brut de scolarisation primaire (%) | 45,1 | 74,5 | 75,4 |
| Filles (%) | 39,4 | 69,6 | 71,5 |
| Garçons (%) | 50,2 | 79,1 | 79,1 |
| Taux net de scolarisation primaire (%) | 31,3 | 55,2 | 54,3 |
| Filles (%) | 27,5 | 52,4 | 51,8 |
| Garçons (%) | 34,8 | 57,8 | 56,7 |
| Taux d'alphabétisation des adultes | 17,1 | 26,2 | 29,4 |
| Femmes (%) | 10,1 | 18,2 | 18,8 |
| Hommes (%) | 24,5 | 34,9 | 41,6 |
| ACCES A L'EAU POTABLE | | | |
| Ménages ayant accès à l'eau potable(%) | 75,5 | 78,4 | 72,4 |
| Urbain(%) | 93,3 | 95,7 | 93,9 |
| Rural(%) | 67,9 | 71,6 | 60,6 |
| ACCES AUX SERVICES ET EQUIPEMENTS DE BASE | | | |
| Ménages ayant accès à l'électricité(%) | 9,2 | 20,1 | 23,6 |
| Ménages disposant des toilettes avec chasse d'eau(%) | 11,8 | 9,7 | 5,4 |
| Ménages possédant un téléphone mobile(%) | - | 22,6 | 65,2 |
| Ménages possédant un téléviseur(%) | 14,1 | 21,5 | 28,0 |
| Ménages possédant une moto (%) | 16,9 | 32,0 | 40,5 |

Sources : MICS/ELIM, 2010

1.2. Contexte d'intervention du programme PTFM

- Origines et historique du programme

Le concept des plateformes multifonctionnelles (PTFM) tel qu'il est appliqué aujourd'hui a été lancé par un projet régional conjoint de l'Organisation des Nations Unies pour le Développement Industriel (ONUDI) et du Fonds International pour le Développement Agricole (FIDA). Ce projet, mis en œuvre de 1993 à 1995 dans deux pays Ouest Africains, le Mali et le Burkina Faso, visait à réduire le temps et l'énergie consacrés par les femmes aux tâches domestiques répétitives et non productives, comme le décorticage et le broyage de

céréales ou la corvée d'eau. Le projet était conçu pour cibler les femmes en priorité, aussi la maîtrise par les femmes de la propriété et la gestion des plateformes multifonctionnelles était une condition préalable à sa mise en œuvre. Ce projet était initialement basé à Sikasso, une ville au sud du Mali, proche de la frontière avec le Burkina Faso. Les plateformes multifonctionnelles installées par le projet fonctionnaient au diesel. Quatre PTFM ont été installées au Mali (dans la région de Sikasso) et six au Burkina Faso. Ces expériences ont progressivement conduit aux questions de renforcement de capacité, d'optimisation de la gestion communautaire, d'organisation de la population, d'appui conseil en vue de l'appropriation locale de ces PTFM.

En 1996, le PNUD et le Gouvernement du Mali tout en poursuivant leur soutien aux plateformes multifonctionnelles existantes, décident d'étendre le programme à l'ensemble du pays et lancent une campagne d'installation de plateformes multifonctionnelles fonctionnant au diesel. C'est à cette époque que le centre des opérations se déplace de Sikasso à Sévaré, ville plus proche du centre du Mali. Une évaluation participative a été entreprise en 1998 pour évaluer les points forts et les faiblesses des plateformes multifonctionnelles et revoir les objectifs et la stratégie du projet. En 1999, la mise en œuvre du projet a été transférée au gouvernement malien qui est chargé de son exécution à l'échelon national, sous la tutelle du Ministère de l'Industrie et du Commerce. A la fin de l'année 1999, environ 48 plateformes multifonctionnelles ont été installées. A la même date, 240 femmes avaient suivi avec succès des programmes d'alphabétisation fonctionnelle dans le cadre de la mise en place des PTFM et 47 artisans (masculins) en zone rurale avaient bénéficié de formations dans les domaines de l'installation mécanique et électrique ainsi que pour l'entretien des plateformes. A l'issue de l'évaluation participative de cette phase pilote, un nouveau projet a été lancé conjointement par le PNUD et le Gouvernement du Mali (MLI/99/001), pour la période 1999-2004.

- Les faits marquants du programme

Entre le début de 2000 et le milieu de 2001, le projet malien a installé une centaine de nouvelles plateformes et formé quelques centaines de femmes et plusieurs dizaines d'artisans ruraux. En juin 2001, presque 149 plateformes étaient installées, 862 femmes bénéficiaient de programmes d'alphabétisation et 98 artisans étaient formés à différentes activités techniques et génératrices de revenus associées aux plateformes. A la fin de l'année 2004, le projet était responsable de l'installation de plus de 500 PTFM, concentrées pour la plupart dans les

régions méridionales de Sikasso, de Ségou et de Mopti. Entre 2005 et 2008, faute de financement le programme rentre en phase de sommeil.

En 2008, le programme national est réactivé grâce à un financement de la Fondation Gates. L'objectif était d'installer 200 PTFM entre 2008 et 2009. Des partenariats complémentaires ont été alors envisagés et un financement du FAFPA (Fonds d'Appui à la Formation et à l'Apprentissage) a été obtenu pour l'installation de 300 PTFM supplémentaires d'ici fin 2009. En février 2009, 50 PTFM sur les 300 étaient installées. Selon les informations de l'Unité de Coordination Nationale, en 2011, le Mali comptait au total 1000 PTFM.

- Les évaluations antérieures de l'impact des PTFM au Mali

Quelques études ont été menées pour tenter d'évaluer l'impact des PTFM. Certaines sont plutôt des études de suivi-évaluation dans le sens où on a cherché à estimer la viabilité économique des PTFM et la capacité de ses gestionnaires (Crole-Rees, Nientao, Niangara, 2006 ; PPLMP, 2006). Celles qui se sont intéressées à l'impact des PTFM sur les femmes ou les ménages, restent très insuffisantes dans la mesure où les principes méthodologiques de l'analyse d'impact n'ont pas été respectés. Les approches développées sont plutôt qualitatives et descriptives et donnent une idée des effets attendus sans toutefois évaluer correctement le rôle des PTFM dans l'amélioration des conditions de vie des femmes (Diagana, 2001) et de la scolarisation des filles.

En résumé, ces études s'accordent pour dire que les PTFM conduisent à un gain de temps pour les femmes. Ce gain de temps aurait permis d'améliorer la qualité des repas, de développer le petit commerce et d'augmenter la scolarisation des filles. Cependant, en l'absence de véritable analyse d'impact, ces études ne donnent qu'une tendance pressentie qui demande à être vérifiée et évaluée. Cette thèse répond en partie à ce questionnement.

Synthèse rapide de la littérature

| Etude | Méthode | Résultats ou observations |
|---|--|--|
| Crole-Rees, Nientao, Niangara (2006) | Revue de la littérature Étude de cas de six villages, Enquête dans 30% des villages avec PTFM Guide d'entretien | 20 et 40% des femmes actives sont clientes des PTFM, leur revenu aurait augmenté de 37 400 FCFA par an Evaluation des capacités de gestion des femmes du CFG et de la viabilité des PTFM ; peu d'opportunité du développement de la PTFM : peu de modules supplémentaires ont été ajoutées 44% des PTFM ont deux services, et 22% trois services |
| Diagana, 2001 | Enquête qualitative auprès des femmes résidant dans les villages avec PTFM ; Enquête qualitative (opinion) menée auprès des hommes résidant dans les villages avec PTFM Enquête auprès des maîtres d'école et analyse des registres des instituteurs avant et après la PTFM, plus un village sans PTFM | La PTFM conduit à un gain de temps cumulé de 8h sur une semaine pour la mouture et le décorticage des céréales ; Gain de temps grâce à la transformation mécanique des noix de karité = 3h45, plus gain de 1kg de beurre supplémentaire Diversification et augmentation de la production agricole et développement du petit commerce Génération de recettes pour le village Diminution des conflits H/F Meilleure qualité des repas Amélioration des performances scolaires des filles |
| Projet Plateformes multifonctionnelles pour la lutte contre la pauvreté (PPMLP), 2006 | Evaluation interne, menée par l'équipe du projet, revue des PTFM Guide d'évaluation préparé par l'équipe Collecte des informations par interviews, constat, | 71% des PTFM installées sur une période de 10 ans étaient fonctionnelles, 45% des femmes gestionnaires des PTFM sont autonomes et compétentes pour assurer la continuité des ventes des services Les entreprises sont économiquement rentables et lorsque l'épargne est réinvestie, elle l'est dans les AGR (15%) et dans les projets communautaires (24%) |
| PNUD, 2008 | pas d'indication sur la méthode utilisée pour parvenir aux résultats présentés | Augmentation de la scolarisation des filles dans les villages PTFM, hausse du taux d'achèvement de l'enseignement primaire chez les filles. |

2. Recueil des données

2.1. Echantillonnage, Puissance et Impact Minimum Détectable(IMD)

Le choix de la taille de l'échantillon et de sa répartition (nombre de villages et nombre de ménages) a été fait suite à des calculs de sensibilité de la puissance.

La puissance statistique d'un échantillon représente la probabilité que celui-ci soit capable de détecter un impact significatif attribuable au programme. Cette puissance est déterminée par la relation suivante :

$$P = Pr \left(\frac{\bar{Y}_T - \bar{Y}_C}{\sigma_Y \sqrt{\frac{1}{n_T} + \frac{1}{n_C}}} \geq 1.646 \middle| IMD \right) \quad (1.1)$$

Où \bar{Y}_T et \bar{Y}_C représentent respectivement la moyenne de la variable "critère" dans le groupe de villages bénéficiant du programme (les traités) et dans le groupe non bénéficiaires considérés comme contrôles. Cette variable critère est choisie parmi les indicateurs potentiellement influençable par le programme. σ_Y est l'écart-type de la variable critère. n_T et n_C représentent respectivement le nombre de ménages traités et contrôles. $n_T + n_C$ représente la taille de l'échantillon nécessaire pour obtenir un IMD. Très généralement la puissance est fixée à un seuil de 80%, ce qui permet de déterminer l'IMD suivant différentes tailles de l'échantillon. Le calcul de l'IMD dépend donc en grande partie de la taille de l'échantillon. Mais il dépend aussi de sa structure. Avec un échantillonnage stratifié comme c'est le cas dans cette étude (première strate correspondant aux villages et la seconde aux ménages), l'IMD est traduite par l'expression suivante :

$$IMD = 2.487 \sigma_Y \sqrt{(1 - R_{T \rightarrow Y}^2) \left[\frac{1}{N} (1 - \rho) \left(\frac{1}{N n_T} + \frac{1}{N n_C} \right) + \rho \left(\frac{1}{N} + \frac{1}{N} \right) \right]} \quad (1.2)$$

Où $R_{T \rightarrow Y}^2$ est le R^2 obtenu par régression de la variable critère sur une variable muette prenant pour les villages traités et pour les villages contrôles. ρ est le coefficient de corrélation intra-classe. N est le nombre total de villages à enquêter (traités et contrôles). n_T et n_C représentent respectivement le nombre de ménages traités et contrôles.

Cette relation permet d'obtenir l'IMD en fonction d'une taille donnée de l'échantillon. Dans l'autre sens, on peut choisir une taille d'échantillon donnée en se fixant une certaine valeur de l'IMD. Mais ces calculs qu'il s'agisse de l'IMD ou de la taille de l'échantillon impliquent de connaître l'écart-type de la variable critère (choisie comme indicateur de

résultat). Plusieurs critères ont été utilisés. Le premier a consisté à retenir des indicateurs sur lesquels un impact significatif du programme est attendu, en l'occurrence, des indicateurs de genre, éducation, activités génératrices de revenu (AGR), santé et niveau de vie. Le second critère est la disponibilité des données. Les données utilisées pour les calculs de l'IMD sont issues de la base de données de l'Enquête Démographie Santé (EDSM-IV, 2006). Ainsi en considérant ces indicateurs et en prenant un R^2 fixé par hypothèse à 0.2, une corrélation intra classe de 0.15, nous avons effectué le calcul des impacts minimum détectables (tableau 1.1)

Tableau 1.1 : Calcul des impacts minimum détectables

| Indicateur | IMD |
|--|-------|
| Z-score taille pour âge HAZ | 0,248 |
| Taux de scolarisation des filles (5-15ans) | 0,078 |
| Part des femmes auto-employées | 0,061 |

Sources : Calculs des auteurs sur les données EDSM-IV, 2006

A la suite d'une analyse de sensibilité visant à observer le comportement de l'IMD suite à la variation de taille de l'échantillon, nous avons sélectionné finalement un échantillon comprenant 200 villages et 12 ménages par village. L'échantillon total est donc constitué de 2400 ménages.²¹

2.2. Sélection de l'échantillon

Les conditions de l'étude expérimentale qui exclut tout biais potentiel dans l'analyse d'impact ne sont pas toujours remplies sur le terrain. D'autres approches ont été identifiées pour permettre d'éliminer ou de contrôler ces biais potentiels liés au mode d'implantation des interventions n'entrant pas dans un cadre de type expérimental. En revanche nous veillons à respecter quelques règles incontournables. Notamment, il faut nécessairement recueillir des données non seulement dans les villages qui bénéficient du programme mais aussi dans les villages qui n'en bénéficient pas. Ces données doivent être recueillies avant et après intervention. Le choix des villages, puis des ménages, doit se faire de façon aléatoire pour éviter les biais éventuel de sélection.

Pour tenir compte de ces impératifs, deux passages d'enquête ont été organisés, le premier s'est déroulé entre mai et juin 2009 ; le second a eu lieu sur la période avril-mai 2011. L'échantillon a été stratifié à deux degrés : villages et ménages. Par ailleurs, le programme a

²¹ Néanmoins, suite à l'ajout d'un village supplémentaire à l'échantillon théorique par les enquêteurs, l'échantillon final contient 201 village soit au total 2412 ménages.

connu une période d'interruption (2005-2008), la procédure de sélection des villages a tenu compte de cette rupture en considérant deux phases : 2000-2005, 2008-2011. Pour chacune de ces phases, 100 villages sont tirés.

Sélection des villages

1ère Phase : 2000-2005 : Les villages sélectionnés pour cette phase sont des villages qui ont reçu une PTFM entre 2000 et 2005. L'objectif ici était de reconstituer un panel de données rétrospectives afin de saisir les entrées échelonnées entre 2000 et 2004. La méthode des Entrées-Echelonnées ou « *pipeline approach* » est appliquée à ce panel reconstitué. Pour chaque année entre 2000 et 2005, les contrefactuels des villages traités à un moment donné sont les villages traités aux périodes suivantes.

Sur l'ensemble du territoire, 400 villages ont bénéficié du programme PTFM durant cette phase. Les 100 villages à enquêter ont donc été sélectionnés de manière aléatoire, proportionnellement à la taille des régions et aux dates d'entrée dans le programme. Quelques villages ont une gestion privée de leur PTFM. On a considéré qu'il était intéressant de les observer. Compte-tenu de leur faible nombre (22), elles ont été toutes retenues. Une fois ces deux sélections proportionnelles prises en compte, et sans oublier de déduire les PTFM en gestion privé, on choisit alors par région et par année d'installation, les villages de manière aléatoire.

2ème phase : 2008-2011: Sur cette période, le processus d'attribution du programme est essentiellement basé sur la mobilisation des villages comparativement à la première phase. Ce qui laisse penser qu'il y a une forte auto-sélection des bénéficiaires. Ceci nous pousse donc, pour cette phase, à concevoir l'identification du contrefactuel différemment par rapport à la phase précédente.

La mobilisation du village pouvant essentiellement s'expliquer par des caractéristiques inobservables telles que la cohésion sociale et le dynamisme des villageois ou de leur leader, il paraît, dès lors, risqué d'identifier un contrefactuel complètement en dehors du programme. Une façon de contourner ce biais potentiel d'auto-sélection est de trouver les contrefactuels dans le groupe des villages ayant émis une requête et dont on pense qu'ils n'auront pas la PTFM avant la fin de l'étude (2011). Il devient alors possible de procéder à une analyse en double différence (par la comparaison des traités et non traités avant et après le programme).

Le nombre de villages à tirer étant de 100, comme pour la première phase, le principe de la proportionnalité selon les régions est maintenu ; la date d'entrée dans le programme (PTFM installées, en cours d'installation, en prévision) est prise en considération.

Pour pouvoir identifier un éventuel impact des PTFM, il est nécessaire de garder une période minimale entre la date d'entrée dans le programme et le moment de l'observation. A cette fin, on a attribué une pondération afin de diminuer le poids des villages susceptibles d'être installés peu avant un des deux passages de l'enquête (2009 et 2011). Ne disposant pas au moment du tirage d'un plan de déploiement des PTFM sur la période 2009-2011, sans précision sur les financements après 2009, il est resté une incertitude sur le statut prévisionnel en 2011 des villages non-traités en 2009. Pour tenir compte de cette incertitude, on a, d'une part, considéré les requêtes les plus récentes (celles de 2009) avec l'idée qu'elles rentreraient le plus tard possible dans le processus de sélection et qu'elles sont les plus à même de ne pas être traitées en 2011. Par ailleurs, on surpondère le nombre de villages à tirer dans ce groupe. Notre base de sondage pour cette seconde phase est alors constituée de 236 villages selon leur date effective ou probable d'entrée dans le programme. En tenant compte de cette seconde stratification, les villages sont ensuite tirés de manière aléatoire par région et par année.

Sélection des ménages

Le choix des ménages enquêtés a été fait de manière aléatoire et stratifiée selon l'éloignement au centre du village, de sorte à ce que les ménages soient répartis équitablement entre les différentes zones du village. La méthode des itinéraires été adoptée avec un pas systématique égal à $\frac{N}{n}$ où N est le nombre total de ménages comptés à partir du centre du village jusqu'à la limite du village en suivant l'itinéraire choisi aléatoirement et n le nombre de ménages qui doit être enquêté. La méthode des itinéraires consiste à définir un itinéraire que l'enquêteur doit suivre. La démarche a été la suivante :

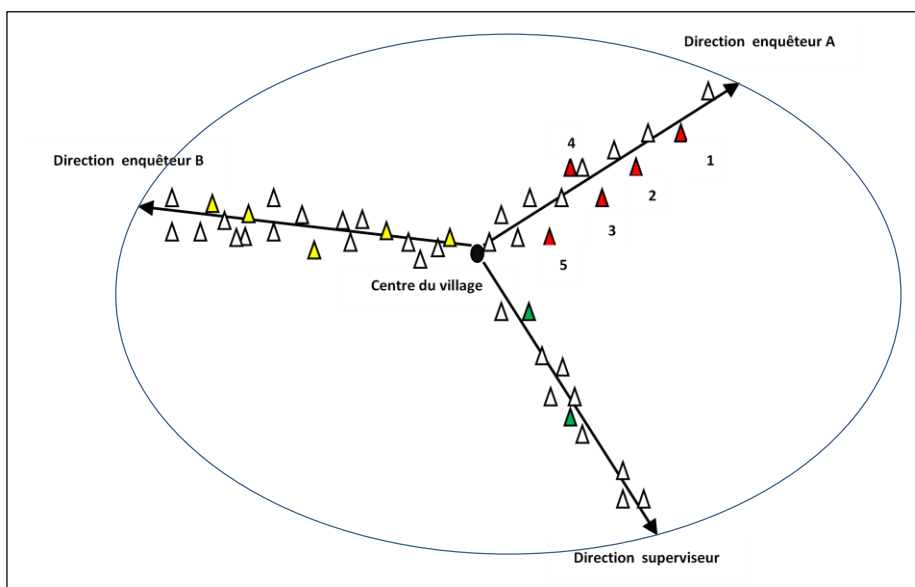
- Tous les enquêteurs se placent au centre du village, chacun choisit la direction indiquée par le stylo qu'il a préalablement lancé en l'air ;
- Chaque enquêteur se déplace jusqu'à la limite du village en suivant cette direction. Il compte le nombre de ménages disposés le long de cet axe entre son point de départ (le centre du village) et son point d'arrivée, la limite du village (dernière habitation) ;

-Il divise ensuite le nombre total de ménages comptés par le nombre de ménages qu'il doit enquêter. Prenons le cas où il y a 28 ménages entre le centre et la limite, l'enquêteur doit enquêter 4 ménages, alors $28/4=7$ est le pas de l'enquêteur.

-En partant de la limite du village où il se trouve, l'enquêteur fait le chemin inverse en direction du centre et enquête le 7^{ème} ménage rencontré. Ensuite, il compte de nouveau 7 et enquête le 14^{ème} ménage rencontré, Ainsi de suite jusqu'à l'obtention des 4 ménages.

Pour un village donné, sous le contrôle du superviseur, les enquêteurs se répartissent les tâches de telles sortes que les 12 ménages puissent être atteints d'ici la fin de la journée.

Schéma 1 : Méthode des itinéraires lors de la sélection des ménages dans un village



2.3. Structure des questionnaires

L'enquête a été conçue autour de trois niveaux d'informations : sur le village, sur les ménages et sur le programme. Cette distinction a permis d'élaborer trois types de questionnaires:

Questionnaire village

Ce questionnaire est adressé au chef de village ou à toute personne susceptible de répondre convenablement aux questions (instituteur, chef religieux...). Son objet est d'évaluer le niveau de développement économique du village, son environnement socioéconomique et son degré de cohésion sociale. Il comporte des sections relatives à la situation géographique, sociodémographique, économie, fiscalité, vie sociale et associative, infrastructures scolaires, sanitaires, approvisionnement en eau, électricité et autres infrastructures économiques comme la couverture en réseau téléphonique, marché etc.

Questionnaire ménage

Il est adressé au chef de ménage et à son épouse. Il a pour objet de recueillir les informations qui permettront d'évaluer l'impact des PTFM sur le niveau et les conditions de vie des membres du ménage et plus spécifiquement des femmes et des enfants. Ce questionnaire englobe les sections suivantes : composition du ménage, structure sociodémographique, alphabétisation, éducation, santé, emploi du temps, mesures anthropométriques, migrations, vie sociale et associative, actifs et bien durable, agriculture, logement etc...

Questionnaire PTFM

Il est administré aux personnes du groupement féminin de gestion de la PTFM. Il a pour objet de décrire la PTFM et son fonctionnement. Il inclut les sections suivantes : description des modules, date d'acquisition, fonctionnement, gestion, prix, clientèle, budget, activité induites, concurrence etc.

2.4. Second passage d'enquête et mises à jour de l'échantillon

Le second passage réalisé entre avril et mai 2011 a d'abord permis de mettre à jour les informations précédemment collectées. La quasi-totalité des ménages enquêtés en 2009 ont été à nouveau interrogés en 2011 : seuls 51 ménages n'ont pu être enquêtés pour des raisons diverses (disparitions, refus etc.). Toutefois, ils ont été remplacés par de nouveaux ménages sur le critère de proximité géographique.

Par ailleurs, un volet, enquête par observation, a été ajouté²². Pour des raisons de temps, ce volet n'a concerné qu'une partie des villages de l'échantillon(40). Dans chacun des 40 villages, une femme est choisie pour être suivie toute une journée. L'objectif étant de procéder à un suivi complet de l'emploi du temps d'une journée type de la femme ainsi que la répartition de son temps entre différents types d'activités.

2.5. Les limites du plan d'échantillonnage et les dispositions pratiques

Cette section discute des difficultés et des limites du plan d'échantillonnage adopté pour la sélection des villages ainsi que les dispositions que nous avons prises face à ces difficultés.

²² Ce sont les données sur l'emploi du temps utilisées au chapitre 4

D'abord, il faut rappeler que la base de sondage utilisée pour le tirage de l'échantillon est une liste de villages (bénéficiaires et futurs bénéficiaires du programme) fournie par les responsables du programme. La principale difficulté que nous avons rencontrée dans l'utilisation de cette liste a été le léger décalage que nous avons observé entre ce plan d'échantillonnage théorique (construit à partir de la base de sondage) et la répartition de l'échantillon telle qu'elle apparaît dans les enquêtes.

Premièrement, certaines dates d'installation des PTFM relevées lors du premier et du second passage d'enquête ne concordaient pas avec les dates d'installation inscrites sur la liste fournie par les responsables du programme. De fait, parmi les 100 villages tirés dans la phase 1 (2000-2005), certaines PTFM ont été installées en réalité avant 2000 et d'autres sur la période 2006-2007 (voir tableaux 1.2.2 et 1.2.3). Cette information remet en question la notion de phase, puisque dans les faits observés, la rupture du programme du programme n'est pas totale.

Pour ce qui concerne les critères d'attribution du programme aux villages, nous étions partis de l'idée que ces critères pouvaient significativement différer selon les phases du programme. Mais en réalité, nous avons constaté qu'il n'y a pas de différence dans les critères d'attribution entre les villages de la "phase 1" et les villages de la "phase 2". La section dans le questionnaire PTFM sur les conditions d'acquisition de la PTFM (qui a déposé la requête ? comment se met en place la construction du local ? Combien a-t-elle coûté ? Qui a financé, etc...) a permis de vérifier la possibilité éventuelle d'un biais. Sur ce plan aucune différence fondamentale sur les critères d'attribution ne se dégage : la mobilisation du village est toujours le critère déterminant (plus de 95% des PTFM ont été attribuées sur requête du village ou d'un groupement qui représente le village. Les requêtes de groupement représentent un peu plus de 50% et le reste au nom direct du village). Compte-tenu de cet ajustement imparfait (phase 1, phase 2), nous avons cependant beaucoup discuté sur le meilleur choix possible de l'allocation des villages pour l'analyse d'impact. Notre choix final a été de fixer nos variables de traitement, non pas en fonction des phases (moins pertinentes), mais en fonction des deux passages d'enquêtes (2009 et 2011). Dans ce cas, nous avons principalement trois groupes de villages : tous ceux qui ont eu une PTFM avant 2009, ceux qui ont eu une PTFM entre 2009 et 2011 et les villages sans PTFM. Entre 2009 et 2011, les villages ayant obtenu la PTFM sont passés de groupe contrôle (en 2009) au statut de groupe traité (en 2011).

-Ceci étant, malgré les lacunes du plan d'échantillonnage, la méthodologie générale de tirage n'est pas fondamentalement remise en question

1) Pour la sélection des villages de la phase 1, pour les 400 villages bénéficiaires (selon la base de sondage) sur la période 2000-2005, on tire 100 villages proportionnellement aux régions et aux années d'entrée dans le programme. C'est à dire que les régions ayant beaucoup plus de PTFM seront beaucoup plus représentés. Ensuite, pour chaque région, on tire les villages selon leur date d'entrée (par exemple si initialement on a 40 PTFM dans une région repartis entre les années, et que avec le tirage proportionnel on en a retenu 18. On fait en sorte que les 18 soient répartis entre les années selon les poids initiaux des années sur les 40). Au total nous tirons 88 villages+ 22 villages avec moulin privés (100 au total).

Pour la sélection des villages de la phase 2, le tirage part du principe qu'il faut tirer les contrefactuel parmi les villages ayant émis une requête et dont on sait qu'ils n'auront pas la PTFM avant 2011. C'est là que soulève le premier point d'interrogation.

Mais ce qu'il faut savoir ici c'est que les villages qui sont tirés dans cette phase, peuvent être distingués en 4 catégories :

- Les villages dont les PTFM sont installés entre 2008 et 2009 (juste au début de la phase 2).
- Les PTFM en cours d'installation (juste avant le premier passage)
- Les PTFM en prévision d'installation mais qui seront certainement terminées avant 2011.
- Les villages qui ont déposé une requête et dont on n'a pas la certitude qu'ils entreront sitôt dans le programme ou pas.

Dans cette deuxième phase où on a donc 4 sous-groupes, (déjà installées- en cours d'installation- en prévision d'installation et en instance de requêtes), la question qui se pose c'est qu'est-ce qui différencie, fondamentalement, les villages sélectionnés en phase 1 et les villages sélectionnés en phase 2 ?

Même si certaines dates sur la base de sondage restent avec incohérente avec les données, on peut aussi estimer que conceptuellement il n'y a pas de différence entre les 100 villages (installés) de la phase 1 et les villages (installés) entre 2008 et 2009. Parce qu'au fond, quelle que soit la phase c'est le village qui fait la démarche d'obtention du programme. On sait à travers les questionnaires qu'un minimum de mobilisation du

village est toujours nécessaire pour obtenir le programme. Que ça soit sur la période 2000-2005 ou la période 2008-2009. La rupture du programme (même si elle existait) ne pourra entraîner aucun bouleversement dans les critères d'attribution. Dans ces conditions, les villages de la phase 1 ne seront pas différents de ceux de la phase 2.

Ainsi de la même manière qu'il n'y a pas de différence entre les villages (installés) sur 2000-2005 et 2008-2009, il n'y a pas de différence non plus entre les villages (installés) sur 2008-2009 et les villages (en cours et en prévision d'installation). Par contre la question reste posée pour les villages en instance de requête puisqu'on ne sait pas, à priori, quand est-ce qu'ils vont entrer dans le programme. Mais après le second passage, on se constate que certains de ces villages (en instance de requêtes) ont effectivement eu le programme (plutôt que prévue c'est-à-dire entre 2009 et 2011). Compte tenu de ces ressemblances, on peut regrouper les villages "2000-2005" et les villages "2008-2009" pour former un seul groupe. On peut regrouper également les villages (en cours et en prévision d'installation) et les quelques villages (en requêtes) qui ont finalement obtenu plutôt que prévue. On peut ainsi former un second groupe. Le troisième groupe correspond maintenant aux villages (en requêtes) restants (qui n'avaient donc pas jusque-là obtenu le programme après 2011). Ce qui veut dire finalement que même si l'échantillonnage basé sur la distinction "2000-2005" et "2008-2009" n'est pas réussi en réalité, cela ne remet pas en cause ni la méthodologie générale de tirage, ni la ressemblance entre les villages PTFM de la première et de la seconde phase. Car la méthodologie générale de tirage est aléatoirement effectuée sur les villages bénéficiaires (proportionnellement aux régions) et les contrefactuels restent tirés parmi les villages qui étaient en instance de requêtes. Donc l'entrée échelonnée dans le programme n'est pas remise en cause. Les tableaux 1.2.a, 1.2.b et 1.2.c donnent respectivement le plan d'échantillonnage théorique, la répartition des villages selon leur date effective d'entrée dans le programme et le regroupement qui peut en être fait des villages compte tenu de l'évolution de leur statut de traitement.

Tableau 1.2.a : Plan d'échantillonnage (informations tirées de la base de sondage)

| | | Années | Kayes | Koulikoro | Mopti | Ségou | Sikasso | Total |
|------------------------|---|--------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|------------|
| Phase 1: 2000-2005 | 2000 | | 0 | 0 | 2 | 4 | 9 | 15 |
| | 2001 | | 0 | 1 | 4 | 5 | 9 | 19 |
| | 2002 | | 1 | 2 | 3 | 5 | 9 | 20 |
| | 2003 | | 1 | 1 | 4 | 4 | 9 | 19 |
| | 2004 | | 2 | 1 | 2 | 5 | 9 | 19 |
| | 2005 | | 3 | 1 | 1 | 2 | 1 | 8 |
| Total | | | 7 | 6 | 16 | 25 | 46 | 100 |
| Phase 2 : 2008-2011 | Installées en 2008 | | 6 | 5 | 3 | 4 | 4 | 22 |
| | En cours d'installation 2009 | | 2 | 5 | 2 | 4 | 4 | 17 |
| | En prévision d'installation avant 2011 | | 7 | 4 | 2 | 4 | 4 | 21 |
| | Requêtes (installations prévues après 2011) | | 10 | 10 | 7 | 8 | 5 | 40 |
| | Total | | 25 | 24 | 14 | 20 | 17 | 100 |
| Total | | | 32 | 30 | 30 | 45 | 63 | 200 |

Tableau 1.2.b : répartition des villages selon leur date effective d'entrée dans le programme (informations tirées des enquêtes)

| | Années | Kayes | Koulikoro | Mopti | Ségou | Sikasso | Total |
|---------------------|---------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|------------|
| Phase pilote | 1994 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 |
| | 1998 | 0 | 0 | 2 | 1 | 4 | 7 |
| | 1999 | 0 | 0 | 3 | 0 | 8 | 11 |
| | 2000 | 1 | 0 | 3 | 6 | 6 | 16 |
| | 2001 | 1 | 2 | 4 | 7 | 12 | 26 |
| | 2002 | 0 | 2 | 4 | 2 | 4 | 12 |
| | 2003 | 1 | 3 | 3 | 5 | 4 | 16 |
| | 2004 | 1 | 0 | 1 | 1 | 6 | 9 |
| | 2005 | 1 | 1 | 1 | 0 | 2 | 5 |
| | 2006 | 2 | 0 | 0 | 2 | 2 | 6 |
| | 2007 | 0 | 2 | 0 | 1 | 0 | 3 |
| | 2008 | 4 | 0 | 1 | 0 | 1 | 6 |
| Total | Avant 2009 | 11 | 10 | 22 | 26 | 49 | 118 |
| | 2009 | 8 | 9 | 3 | 5 | 7 | 32 |
| | 2010 | 4 | 2 | 3 | 0 | 0 | 9 |
| | 2011 | 1 | 2 | 0 | 0 | 1 | 4 |
| Total | 2009-2011 | 13 | 13 | 6 | 5 | 8 | 45 |
| Total | Restés non-traités | 5 | 6 | 7 | 14 | 6 | 38 |
| Total | | 29 | 29 | 35 | 45 | 63 | 201 |

Tableau 1.2.c : Regroupement des villages selon leur date d'entrée dans le programme

| Région/PTFM | Installées Avant 2009 | Installées entre 2009 et 2011 | Total Installées | Proportion (en %) | Nombre villages contrôlés |
|-------------|-----------------------|-------------------------------|------------------|-------------------|---------------------------|
| Kayes | 11 | 13 | 24 | 14,72 | 5 |
| Koulikoro | 10 | 13 | 23 | 14,11 | 6 |
| Mopti | 22 | 6 | 28 | 17,18 | 7 |
| Ségou | 26 | 5 | 31 | 19,02 | 14 |
| Sikasso | 49 | 8 | 57 | 34,97 | 6 |
| Total | 118 | 45 | 163 | 100,00 | 38 |

3. Caractéristiques socioéconomiques des villages et des ménages enquêtés

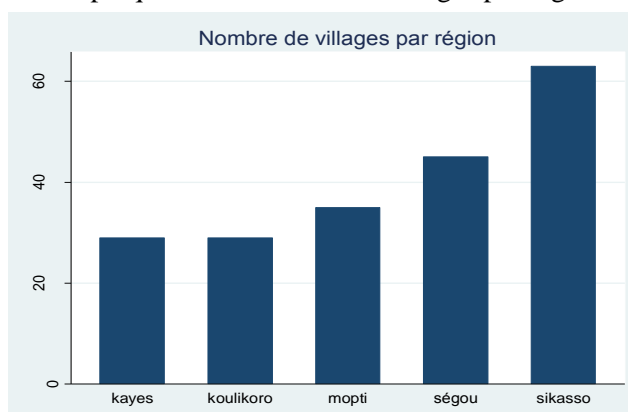
L'étude, bien que n'étant pas spécifiquement conçue pour se prêter à une analyse de la pauvreté dans ses formes purement monétaires ou de consommation, permet de comprendre et d'appréhender d'autres dimensions de la pauvreté sur la base d'un ensemble d'éléments notamment l'éducation, la santé, le logement l'accès aux infrastructures de base ainsi qu'aux opportunités économiques. En dehors de l'objectif d'évaluation du programme PTFM, cette section de notre travail vise essentiellement à fournir un aperçu général sur les conditions de vies des ménages et des multiples dimensions de la pauvreté telles qu'elles apparaissent dans nos enquêtes.

3.1. Caractéristiques des villages

3.1.1. Localisation géographique des villages

L'échantillon est composé de 201 villages répartis dans cinq régions du centre et du sud du Mali : Kayes, Koulikoro, Mopti, Ségou et Sikasso. Sur les 201 villages de l'échantillon, 29 se situent dans la région de Kayes, 29 dans la région du Koulikoro, 35 dans la région de Mopti, 45 dans la région de Ségou et 63 dans la région de Sikasso (graphique 1.1).

Graphique 1.1 - Nombre de villages par région



Trois villages dans l'échantillon sont des chefs-lieux de région, deux d'entre eux ont une PTFM. Quarante villages sont des chefs-lieux de commune, 23 d'entre eux ont une PTFM. Pour les villages qui ne sont pas chef-lieu de commune, la distance moyenne, déclarée, jusqu'au chef-lieu de commune est de 12 kilomètres, avec un maximum de 112 kilomètres. Il n'y a pas de différence significative dans la distance au chef-lieu de commune entre les villages avec et sans PTFM.

3.1.2. Caractéristiques sociodémographiques

La taille moyenne des villages de l'échantillon est de 1137 habitants. La différence de taille entre les villages dotés de PTFM et les villages sans PTFM n'est pas significative. En revanche, les différences se notent au niveau régional : les villages enquêtés des régions de Mopti et de Kayes sont de plus grande importance (taille moyenne 2687 et 2578 habitants respectivement) que les villages des autres régions. Les villages de la région de Ségou sont de plus petite importance (898 habitants en moyenne).

La répartition ethnique par région de l'échantillon reflète la répartition ethnique régionale du Mali. Sur les 15 ethnies présentes dans notre échantillon, cinq dominent. Ce sont les :

- Bambaras/Malinkés présents dans 46 % des villages et résidant dans les régions de Koulikoro, Ségou et Sikasso,
- Sénoufos/Miniankas présents dans 15 % des villages et résidant dans les régions de Ségou et Sikasso,
- Peulh présents dans 11 % des villages et résidant dans presque toutes les régions,
- Sarakolés présents dans 8% des villages et résidents dans la région de Kayes,
- Dogons présents dans 7% des villages et résidents dans la région de Mopti.

L'islam (quadiiriya) est la religion dominante dans 91 % des villages (environ 90% de la population malienne est musulmane).

- Perception de la pauvreté

L'agriculture²³ est l'activité économique principale des villages pour 98 % d'entre eux. La seconde activité est l'élevage (67 % des villages) et plus accessoirement, le commerce (8%). Cette configuration de l'activité économique est très similaire dans les villages avec et sans PTFM.

Nous avons demandé aux chefs de village la perception qu'ils avaient sur la situation économique de leur village. Près de la moitié (47 %) d'entre eux perçoivent leur village comme pauvres ou très pauvres. Si la perception du niveau de richesse de leur village est identique (même proportion) pour les villages avec PTFM ou sans PTFM, la perception de sa pauvreté est un peu plus élevée dans les villages sans PTFM : 49% des chefs de villages sans PTFM estiment leur village pauvre ou très pauvre, contre 45,5% dans les villages avec PTFM (tableau 1.3). Par contre, la perception d'une augmentation de la pauvreté au cours des cinq années passées est plus forte dans les villages avec PTFM (51,6%) que dans ceux sans PTFM (40,2%). Ces résultats semblent contraires aux attentes du projet PTFM, mais les perceptions sont subjectives et devront donc être confrontées aux résultats de l'évaluation d'impact.

L'analyse régionale de la perception des chefs de village sur le niveau de pauvreté de leur village indique que les villages de la région de Ségou seraient les plus pauvres (59% pour très pauvre, 13,6% pour un peu pauvre). Dans la région de Sikasso 41% des chefs de village considèrent leur village comme pauvre ou très pauvre, cette proportion est plus élevée dans les régions de Kayes (62%) et Koulikoro (64%). Les chefs de village de la région de Mopti ne considèrent pas leurs villages comme pauvres : 20% se considèrent comme un peu riche, 74% comme ni pauvre, ni riche.

Comparant la perception de la pauvreté des villages à l'enquête malienne d'évaluation de la pauvreté en 1998 (tableau 1.4), on constate que la perception des répondants est relativement proche des résultats de l'EMEP de 1998 à Kayes et à Koulikoro, ce qui ne contredit pas les réponses données sur l'évolution de la pauvreté au cours des cinq années écoulées. La pauvreté aurait augmenté à Ségou (68% des ménages percevant le village

²³ Le maraîchage, qui peut être une source de revenus non négligeable n'est pratiquée que par 14% des villages.

comme pauvre en 1998, 72% en 2009), ce qui n'est pas non plus contredit par les réponses sur l'évolution de la pauvreté (72% des répondants déclarent que la pauvreté a augmenté dans leur village au cours des cinq années écoulées). Au contraire la pauvreté aurait fortement diminué à Mopti, passant de 72% des répondants en 1998 à 5% des répondants en 2009, ce qui est corroboré par le fait que personne en 2009 n'a considéré que la pauvreté avait augmenté et que pour 48% des répondants, elle aurait diminué. Les réponses données dans la région de Sikasso sur le niveau de pauvreté perçue (41% de villages se considèrent comme pauvres) en 2009 et l'évolution de la pauvreté (65% des répondants en 2009 pensent que la pauvreté a augmenté ces cinq dernières années) pourraient indiquer une certaine instabilité économique dans cette région. En effet, l'EMEP indiquait en 1998 un indice de pauvreté égal à 66% et soulignait qu'en 2001, du fait de la crise cotonnière, les dépenses moyennes par ménage dans la région de Sikasso auraient été les plus basses du Mali (ODHD/LCPM, 2006)²⁴.

Tableau 1.3 Perception du niveau économique et de l'évolution de la pauvreté des villages

| | | Perception du niveau économique du village (%) | | | | | Perception de l'évolution de la pauvreté du village au cours des 5 dernières années (%) | | |
|----------------|-------------------|--|--------------|--------------------|---------------|-------------|---|-----------|------------|
| | | Très riche | Un peu riche | Ni riche ni pauvre | Un peu pauvre | Très pauvre | Augmentation | Stabilité | Diminution |
| PTFM | Village avec PTFM | 1,63 | 13,01 | 39,84 | 27,64 | 17,89 | 51,64 | 16,39 | 31,97 |
| | Village sans PTFM | 1,3 | 12,99 | 36,36 | 31,17 | 18,18 | 40,26 | 27,27 | 32,47 |
| Régions | Kayes | 6,9 | 13,79 | 17,24 | 48,28 | 13,79 | 35,71 | 7,14 | 57,14 |
| | Koulikoro | - | 17,24 | 27,59 | 44,83 | 10,34 | 37,93 | 34,48 | 27,59 |
| | Mopti | - | 20 | 74,29 | 5,71 | - | - | 51,43 | 48,57 |
| | Ségou | - | - | 27,27 | 13,64 | 59,09 | 72,73 | 13,64 | 13,64 |
| | Sikasso | 1,59 | 15,87 | 41,27 | 36,51 | 4,76 | 65,08 | 7,94 | 26,98 |
| Total | | 1,5 | 13 | 38,5 | 29 | 18 | 47,24 | 20,6 | 32,17 |

Source : notre enquête

Tableau 1.4 Incidence de la pauvreté selon l'enquête malienne d'évaluation de la pauvreté en 1998

| Régions | Indice de la pauvreté (%) | | |
|------------|---------------------------|--------|-------|
| | très pauvre | Pauvre | Total |
| Kayes | 24,7 | 37,7 | 62,4 |
| Koulikoro | 18,5 | 41 | 59,5 |
| Sikasso | 13,9 | 51,9 | 65,8 |
| Ségou | 25,9 | 42,3 | 68,2 |
| Mopti | 38,1 | 38,1 | 76,2 |
| Mali rural | 27,9 | 48 | 75,9 |

Source EMEP 1998 (DNSI)²⁵

En termes d'infrastructures économique, 34 % des villages de l'échantillon ont un marché et 85% ont en moyenne six boutiques. Pour les villages sans marché, la distance

²⁴ Observatoire du Développement Humain Durable et de la Lutte contre la Pauvreté au Mali

²⁵ Enquête Malienne de l'évaluation de la pauvreté, Direction Nationale de la Statistique et de l'Informatique

moyenne jusqu'au marché le plus proche est 10 km si le village est un village avec PTFM, 12,5 km si le village est sans PTFM. Le dynamisme commercial (estimé par le nombre de boutiques) des villages est identique entre villages avec et sans PTFM.

- Mobilisation villageoise : groupements et participation

Excepté un village où on ne compte aucun groupement, tous les villages de l'échantillon sont en moyenne pourvus de quatre structures collectives. Les associations représentent en moyenne 56% des groupements dans un village, les groupes d'intérêt économique (GIE) 32,6%. Dans les villages sans PTFM, la proportion d'associations est plus importante (61%) que la proportion de GIE, tant masculins (10%) que féminins (9,9%) que dans les villages avec PTFM, comme on peut s'y attendre et où les proportions sont respectivement de 52%, 15,8% et 18,6% (tableau 1.5).

Tableau 1.5 Répartition des types de groupement en moyenne dans un village (en%)

| Types de groupement | Total | Villages avec PTFM | Villages sans PTFM |
|---------------------|-------|--------------------|--------------------|
| Association | 55,98 | 52,51 | 61,27 |
| GIE d'hommes | 13,53 | 15,78 | 10,08 |
| GIE de femmes | 15,2 | 18,65 | 9,94 |
| GIE mixte | 3,87 | 3,92 | 3,79 |
| GPF | 0,87 | 0,76 | 1,05 |

Source : notre enquête

La principale activité des groupements villageois est tournée vers l'agriculture. Ainsi, 52% des groupements ont comme activité principale l'agriculture dont 5% dans les champs collectifs. Un petit nombre de ces groupements a comme activité principale l'alphabétisation (10% des groupements) ou le développement de services financiers de base telles les tontines (6 % des groupements) et des activités d'épargne et de crédit (2% des groupements). Le nombre moyen de membres par groupement est égal à 93.

Le degré de mobilisation d'un village peut aussi se mesurer à partir de sa capacité à se mobiliser pour un projet donné. Or, 87 % des représentants de villages disent que leur village est prêt à se mobiliser (par des investissements humains) pour participer à un programme de réduction de la pauvreté. Cette propension de mobilisation est similaire dans les villages avec et sans PTFM.

3.1.3. Infrastructures : route, communication, eau, éducation, santé

Distance à la route bitumée

L'isolement des villages est relativement important. Les villages de l'échantillon se situent en moyenne à 39 km d'une route bitumée. Et il n'y a pas de différence significative entre les villages avec et sans PTFM. Par contre, 16% des villages ont une route bitumée qui passe dans le village ou à moins de 1 km, 46% des villages ont une route qui passe à moins de 15 km du village et 8% des villages se trouvent à plus de 100 km d'une route bitumée.

Communication

Un télé-centre est présent dans 21% des villages de l'échantillon. Les villages n'ayant pas de télé-centre se trouvent en moyenne à 40 km du télé-centre le plus proche. Les villages avec PTFM sont en moyenne plus proches d'un télé-centre (24km) que les villages sans PTFM (43km).

Eau

Plus de la moitié des villages (66%) ont un forage, cette proportion est équivalente pour les villages avec et sans PTFM (différence non significative, tableau 1.6). L'autre source d'approvisionnement en eau est le puits traditionnel (71% des villages). Peu de villages (11%) possèdent des bornes fontaine. Il n'y a pas de différence significative entre les villages avec et sans PTFM dans le type d'approvisionnement en eau.

Tableau 1.6 Pourcentage de villages dans lesquels il existe au moins une source d'eau par type d'approvisionnement

| Présence des sources d'eau par type | Total | Villages avec PTFM | Villages sans PTFM |
|-------------------------------------|-------|--------------------|--------------------|
| Puits traditionnel | 71,64 | 68,55 | 76,62 |
| Forage | 66,17 | 67,74 | 63,64 |
| Marigot | 19,00 | 23,39 | 12,99 |
| Puits couvert | 19,00 | 16,94 | 19,48 |
| Borne fontaine | 11,00 | 13,71 | 7,69 |

Source : notre enquête

Education et alphabétisation

La plupart des villages (88,6%) possèdent au moins une école (35,82 % en ont plus d'une) et seuls 11,4% d'entre eux n'en ont pas. Pour 70% des villages, les écoles n'offrent qu'un premier cycle fondamental. Seul trois villages, tous avec une PTFM, ont une école qui offre un cursus jusqu'au cycle secondaire. Par ailleurs, un tiers des villages avec PTFM accueillent des écoles coraniques contre 16,88% des villages sans PTFM.

Santé

Les centres de santé communautaire (CSCOM), premier échelon de la pyramide sanitaire, sont présents dans 19 % des villages. Pour les villages non dotés de CSCOM, la distance moyenne jusqu'au centre de santé est 9,7 kilomètres. Cette distance est significativement plus faible pour les villages avec PTFM (6,5 km en moyenne) que pour les villages sans PTFM (10 km). Au-delà de la proximité de l'accès aux soins primaires, la distance moyenne jusqu'à l'hôpital est de 67,45 kilomètres. Cette distance est comparable pour les villages avec ou sans PTFM.

- Accès aux services énergétiques

Une très faible proportion (7,54%) des villages a accès à l'électricité. Le t-test n'indique aucune différence significative entre les villages dotés de PTFM (7,2%) et les villages sans PTFM (8%).

L'accès aux services énergétiques n'est pas complètement absent dans les villages sans PTFM, dans la mesure où on trouve dans plus de la moitié de ces villages, des moulins privés, gérés par un commerçant (57% des villages) ou par un groupement (14,3%).

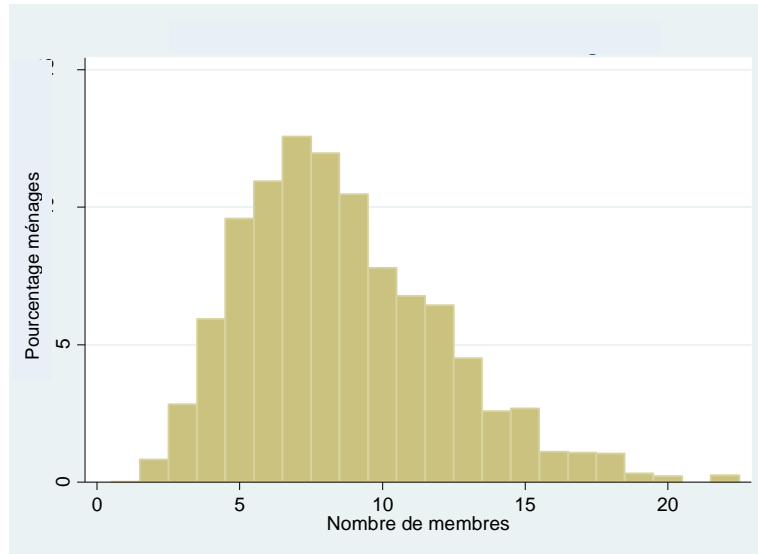
3.2. Caractéristiques des ménages enquêtés

3.2.1. Composition des ménages

Taille des ménages

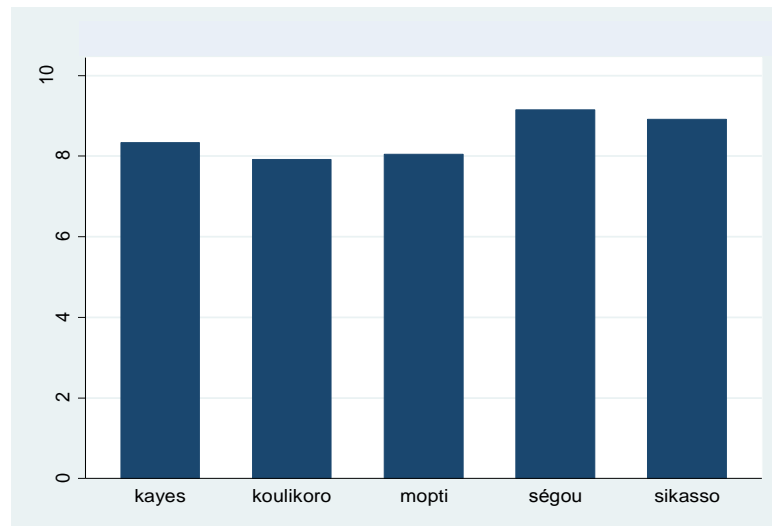
L'échantillon enquêté se compose de 2412 ménages. La taille moyenne des ménages est de 8,6 membres et 50 % des ménages ont plus de 8 membres (graphique 1.2).

Graphique 1.1 - Nombres de membres par ménage



La taille moyenne des ménages est un peu plus élevée dans les régions de Ségou (9,1 personnes) et Sikasso (8,7) que dans les trois autres régions (8, graphique 1.3).

Graphique 1.3 - Nombre moyen de membres par ménage selon les régions



Chefs de ménage et membres

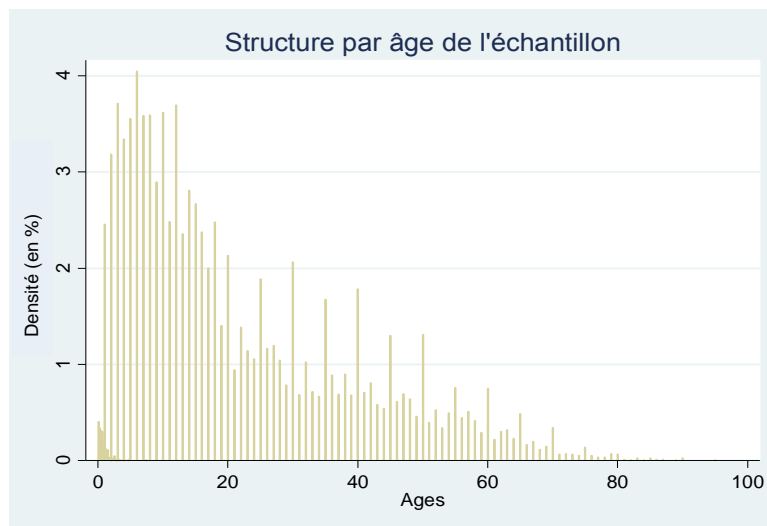
Les ménages sont majoritairement dirigés par des hommes (96,8 % des ménages). Les ménages dirigés par des femmes (ce qui arrive lorsqu'elles sont veuves ou que le mari est en exode) sont en moyenne de taille plus réduite (six personnes). L'âge moyen des chefs de ménage est de 47 ans. Outre les chefs de ménages qui représentent 14,3 % des individus enquêtés, 18,7 % sont les conjoints du chef de ménage et 62 % leurs enfants. Les autres membres sont en grande majorité des membres de la famille du chef de ménage.

Age des membres

La structure par âge de l'échantillon révèle une population jeune puisque la moitié des individus a moins de 15 ans (graphique 1.4). L'âge moyen est 20 ans.

Le graphique 1.4 présentant la structure par âge de l'échantillon, reflète les erreurs de déclaration des âges avec des sur-déclarations des âges de 20, 30, 35, 40, 45, 50, 55, 60, 65, 70, 75 et 80 ans. Ce qui n'est pas étonnant : les adultes ne connaissant pas la plupart du temps leur date de naissance, ils donnent un âge approximatif et dans ce cas, ils indiquent plutôt leur tranche d'âge.

Graphique 1.4 : Structure par âge de l'échantillon



Statut matrimonial

La polygamie concerne 32 % des hommes mariés de l'échantillon ; le nombre moyen de femmes par homme marié est égal à 1,3.

3.2.2. Niveau d'éducation, alphabétisation

Alphabétisation des adultes plus de 15 ans

Le taux d'alphabétisation des adultes de plus de 15 ans de l'échantillon est de 28 %. Il est plus élevé dans les villages avec PTFM (29,8%) que dans les villages sans PTFM (26,5 %), notamment pour les hommes (40% et 35% respectivement). Ces taux cachent une forte disparité entre genre : 38% des hommes savent lire et écrire contre seulement 17,7% des

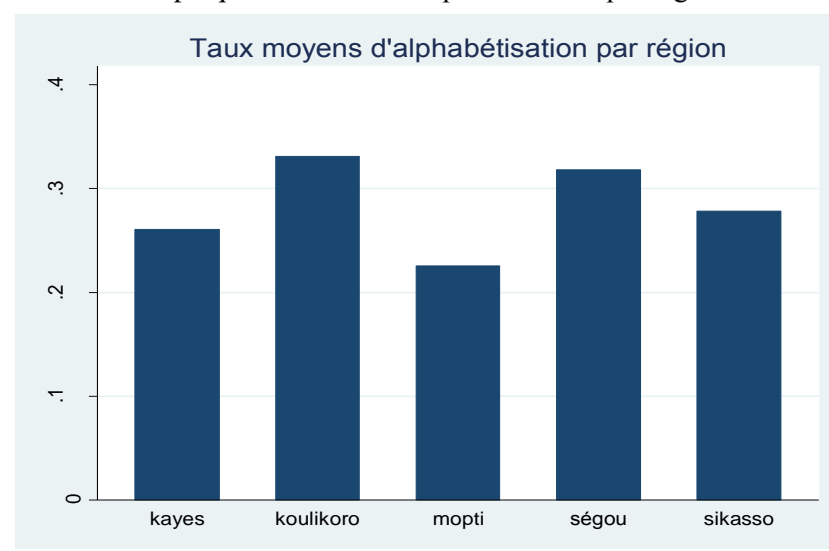
femmes (différence significative à 1 %). Cette disparité entre hommes et femmes est retrouvée dans les deux groupes (villages avec et sans PTFM, tableau 1.7).

Tableau 1.7 Taux d’alphabétisation selon la présence de la PTFM et selon le genre

| | Taux d’alphabétisation (plus de 15 ans) - Pourcentages | | | Total |
|-----------------------------|--|--------------------|-----------------------------|--------|
| | Villages avec PTFM | Villages sans PTFM | <i>T-test de différence</i> | |
| Hommes | 40,3 | 35,5 | 0,0103 | 38 |
| Femmes | 18,6 | 16,8 | 0,1542 | 17,7 |
| <i>T-test de différence</i> | 0,0000 | 0,0000 | | 0,0000 |
| Total | 29,8 | 26,5 | 0,0057 | 28,2 |

Les disparités régionales sont également très nettes. Les taux d’alphabétisation les plus élevés se retrouvent dans les régions de Koulikoro (32%) et de Ségou (31%). Mopti, région située au nord de Ségou, a le taux d’alphabétisation le plus faible (23 %, graphique 1.5).

Graphique 1.5 - Taux d’alphabétisation par région



Alphabétisation des 15-24 ans

Les Objectifs du Millénaire pour le Développement en termes d’éducation, s’intéressant aussi prioritairement aux jeunes adultes (15-24 ans), nous avons calculé le taux d’alphabétisation pour cette tranche d’âge pour notre échantillon. Comme on pouvait l’espérer, ce taux est plus élevé (39,6%) que celui de la population générale (28%). Et s’il est plus élevé aussi pour les jeunes filles, la disparité entre genres est presque aussi importante (48% pour les jeunes hommes, 29% pour les jeunes filles) que précédemment.

Education

Les deux tiers des enfants de 7 à 12²⁶ ans sont scolarisés. Ce taux correspond au taux de scolarisation net, c'est-à-dire au nombre total d'enfants scolarisés de ce groupe d'âge divisé par le total d'enfants de ce groupe. Parmi ces enfants, 90,6 % le sont en 1^{er} cycle fondamental (équivalent du niveau primaire) et seulement 3,2 % sont en 2nd cycle du fondamental (équivalent du collège). La répartition des élèves par type d'école est la suivante : 62,4 % des élèves sont scolarisés dans des écoles publiques, 24,1 % dans des écoles communautaires (communément appelées ECOCOM) et 12% dans les Médersa (à la différence des écoles coraniques qui ne dispensent qu'un enseignement religieux, les Médersa dispensent, outre l'enseignement religieux, le programme scolaire officiel et sont agréés par le Ministère de l'éducation).

Près de 45% des enfants scolarisés de 7 à 12 ans de l'échantillon, ont plus d'une année de retard. Ceci semble être dû principalement à une entrée tardive à l'école puisque seulement 15.8 % de ces enfants ont déclaré avoir redoublé au moins une fois.

Intéressons-nous maintenant à la question du genre. Le taux net de scolarisation est égal à 69 % pour les garçons et à 63% pour les filles. Bien que relativement faible (comparativement au taux d'alphabétisation par genre), cette différence est significative (t-test=0,0002).

On n'observe pas de différences significatives des taux de scolarisation entre villages avec PTFM et villages sans PTFM, que ce soit globalement ou par genre. Par contre, comme pour les adultes, les garçons sont plus scolarisés (taux supérieur à 67%) que les filles (63%), que ce soit tant au niveau de l'échantillon global que dans les villages avec et sans PTFM (les différences par genre sont significatives, tableau 1.8). L'écart entre garçons et filles est plus grand dans les villages avec PTFM (plus 7 points) que dans les villages sans PTFM (moins de 5 points).

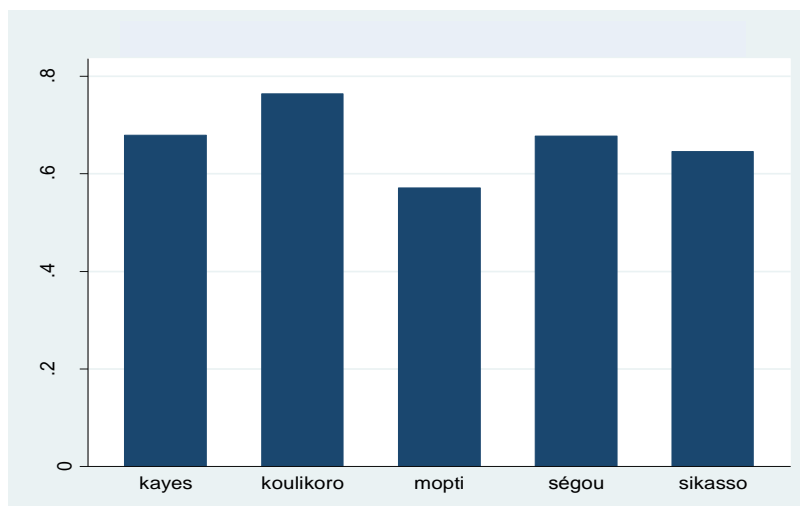
Tableau 1.8 Taux de scolarisation des 7-12 ans selon la présence de la PTFM et le genre

| | Taux de scolarisation (7-12 ans) - Pourcentages | | | Total |
|----------------------|---|--------------------|----------------------|--------|
| | Villages avec PTFM | Villages sans PTFM | T-test de différence | |
| Garçons | 70,5 | 67,5 | 0,191 | 69,1 |
| Filles | 63,1 | 62,8 | 0,8991 | 62,9 |
| T-test de différence | 0,001 | 0,0593 | | 0,0002 |
| Total | 66,8 | 65,3 | 0,3535 | 66,1 |

²⁶ Le 1^{er} cycle du fondamental s'adresse aux enfants de 7 à 12 ans.

Tout comme pour l'alphabétisation, la région de Koulikoro a le taux de scolarisation le plus élevé (76,3%) et la région de Mopti le plus bas (57,1 %, graphique 1.6).

Graphique 1.6 - Taux de scolarisation des 7-12 ans par région



L'inégalité de genre observée au niveau de l'ensemble de l'échantillon dans le taux de scolarisation est, nous l'avons, dit relativement faible. Lorsqu'on s'intéresse à cette inégalité par région, on observe que deux régions sur les cinq ont un taux de scolarisation des garçons plus élevé (10 points de plus) que celui des filles. Ce sont les régions de Kayes (région de forte migration) et de Sikasso (sud, zone cotonnière, tableau 1.9). Dans les autres régions, les différences sont non significatives.

Tableau 1.9 Taux de scolarisation selon la région et le sexe

| Régions | Taux de scolarisation (7-12 ans) par genre et région - Pourcentages | | | Total |
|--------------|---|-------------|-----------------------------|-------------|
| | Garçons | Filles | <i>T-test de différence</i> | |
| Kayes | 73,9 | 61,3 | 0,0051 | 67,9 |
| Koulikoro | 77,3 | 75,4 | 0,6607 | 76,3 |
| Mopti | 56,6 | 57,6 | 0,8133 | 57,1 |
| Ségou | 69,1 | 66,1 | 0,3704 | 67,7 |
| Sikasso | 69,8 | 58,9 | 0,0002 | 64,6 |
| Total | 69,1 | 62,9 | 0,0002 | 43,9 |

L'enquête permet aussi de connaître les raisons, auto-déclarées, de non scolarisation des enfants (34% des enfants en âge d'être scolarisés). La première raison avancée est le refus

du père²⁷ (37,3 % des cas), puis vient la nécessité d'aider aux travaux domestiques (12,2 % des cas) et enfin, la cherté des frais de scolarité (6,32 % des cas).

3.2.3. Santé

Les personnes ayant déclaré un épisode de maladie ou une blessure le mois précédent l'enquête représentent 12,4 % de l'échantillon. Près de la moitié des ménages (48 %) a au moins un membre de la famille qui a déclaré un épisode de maladie ou blessure le mois précédent l'enquête. Parmi ces ménages, le nombre moyen de personnes concernés par un épisode est 1,7.

Parmi les causes de maladie déclarées, 44 % concernent un épisode de paludisme et 5,1 % un symptôme de diarrhée. La prévalence de cette maladie hydrique²⁸ est plus faible dans les villages avec PTFM (3,8% des malades) que dans les villages sans PTFM (6,5 %), la différence étant statistiquement significative (P.value t-test= 0,0024).

Sur l'ensemble de l'échantillon, 18,2 % des personnes ayant déclaré un épisode morbide n'ont pas eu recours à des soins. Ce non recours concerne 21,1 % des personnes dans les villages avec PTFM contre 15,1 % dans les villages sans PTFM. La littérature avance plusieurs raisons pour expliquer le non recours aux soins : l'absence de gravité de la maladie, le coût des soins, la mauvaise qualité de l'offre, la distance (Audibert *et al.* 1998 ; Mariko, 2003). Cette différence, significative, s'explique ici par le fait que les maladies sont plus graves dans les villages sans PTFM. Plusieurs faits nous permettent en effet de plaider en faveur de cette hypothèse.

Tout d'abord, le profil de consultation est différent (tableau 1.10). Ainsi, les malades des villages avec PTFM ont plus recours (41,7%) aux centres de santé communautaires (CSCOM) que ceux des villages sans PTFM (35,5%), tandis que le recours à l'hôpital est plus fréquent dans les villages sans PTFM (26%) que dans les villages avec PTFM (16%).²⁹ Ceci corrobore l'hypothèse de maladies plus graves dans les villages sans PTFM, sachant qu'aller à l'hôpital révèle généralement une situation plus critique (ou considérée comme tel) que d'aller au simple CSCOM, surtout si l'hôpital est éloigné. De plus, cette idée est confortée par l'étude

²⁷ Ce refus s'applique autant pour les garçons que pour les filles.

²⁸ La diarrhée est considérée comme une maladie hydrique (liée à la consommation d'eau contaminée) tandis que le paludisme est considéré comme une maladie aquatique (liée à la présence d'eau qui favorise le développement du vecteur responsable de sa transmission).

²⁹ Notons qu'Hôpital et CSCOM sont les deux établissements de santé les plus consultés en premier recours.

des causes déclarées de non-consultation : la cause « maladie pas grave » est en effet avancée plus fréquemment dans les villages avec PTFM (25,2 % des personnes malades n'ayant pas consulté) que dans les villages sans PTFM (22,8 % des cas) tandis que l'automédication est plus fréquente dans les villages avec PTFM (40,5 % des cas contre 36,7% des cas dans les villages sans PTFM).

Tableau 1.10 Recours aux services de santé : Hôpital et CSCOM, selon les villages avec et sans PTFM

| | Services de santé consulté en premier recours - Pourcentages | | | Total |
|---------|--|--------------------|-----------------------------|-------|
| | Villages avec PTFM | Villages sans PTFM | <i>T-test de différence</i> | |
| Hôpital | 16,5 | 26,2 | 0,000 | 21,2 |
| CSCOM | 41,7 | 35,5 | 0,0062 | 38,7 |

Parallèlement à cela, les villages avec PTFM, lorsque le CSCOM n'est pas établi dans le village, ont une meilleure accessibilité à ces établissements, étant en moyenne à 6km du CSCOM le plus proche contre 10 km pour les villages sans PTFM. Le CSCOM est l'infrastructure de santé de proximité par excellence, c'est d'ailleurs le service de santé le plus consulté en premier recours sur l'ensemble de l'échantillon. De même, dans les causes déclarées de non consultation, la cause « service de santé trop éloigné » est nettement plus citée dans les villages sans PTFM que dans les villages avec PTFM.

Les disparités dans le non recours s'observent également au niveau régional. La proportion est la plus faible dans la région de Kayes (10,7 %), alors même que la distance à un service de santé moderne est parmi la plus grande et la plus forte dans les régions de Koulikoro et Sikasso, régions pourtant les plus riches (tableau 1.3). La consultation a lieu dans le village même dans 38,5 % des cas, et 50 % des malades ont accès à une consultation à moins de 3 kilomètres de leur domicile. Cette possibilité d'accès à des soins primaires sur place est néanmoins différenciée selon la région considérée (tableau 1.11). Ainsi, si la distance moyenne de consultation est de 16,5 km sur l'ensemble de l'échantillon, elle est de plus de 20 km dans la région de Mopti, tandis qu'elle est de 10 km dans la région de Ségou.

Tableau 1.11 Utilisation des services de santé par région lors d'un épisode de maladie

| Régions | Pourcentage de malades n'utilisant aucun service de santé | Distance moyenne au service de santé consulté (en km) |
|--------------|---|---|
| Kayes | 10,7 | 19,7 |
| Koulikoro | 25,8 | 12,5 |
| Mopti | 17,7 | 22,6 |
| Ségou | 18,3 | 10,6 |
| Sikasso | 24,5 | 16,5 |
| Total | 18,2 | 16,5 |

- Etat nutritionnel des enfants : mesures anthropométriques

Les mesures anthropométriques permettent d'évaluer l'état nutritionnel des enfants et de déceler les problèmes nutritionnels chroniques (de long terme) et les problèmes ponctuels de court terme. Les PTFM peuvent avoir un effet direct sur le statut nutritionnel des enfants, tant du point de vue quantitatif que qualitatif, grâce à l'augmentation espérée des revenus des ménages et des femmes. De plus les PTFM, en libérant du temps pour les femmes, peuvent également avoir un impact indirect à travers de meilleurs soins accordés aux enfants.

La taille et le poids pour les enfants âgés de 0 à 5 ans et le périmètre brachial (MUAC) pour les enfants âgés de 0 à 10 ans, ont été relevés. Les indices retenus sont : taille pour âge, poids pour âge, poids pour taille, périmètre brachial pour âge et périmètre brachial pour taille. Pour chacun de ces indices, on compare la valeur observée de chaque enfant de notre échantillon à la valeur médiane d'une population de référence³⁰. Les différences entre les valeurs observées et les valeurs de référence sont présentées en termes d'unités d'écart-type, statistique plus communément appelée « z-score » :

$$Z - score = \frac{\text{Valeur observée} - \text{Médiane de la population de référence}}{\text{Ecart type de la population de référence}} \quad (1.3)$$

Plusieurs seuils (marginal, modéré, sévère) de malnutrition sont définis selon la valeur du z-score. Le seuil que nous avons retenu englobe malnutrition modérée et malnutrition sévère et se définit à partir de -2 écarts types (z-score < -2), quel que soit l'indice utilisé.

L'indice poids pour taille indique une malnutrition aigüe ou émaciation (*wasting*) et traduit un état de déficience nutritionnelle récent. Ce type de malnutrition découle d'une période récente de famine ou d'une détérioration rapide des conditions d'alimentation, ou

³⁰ Ici la population de référence utilisée est celle recommandée par l'OMS lors de comparaisons internationales : WHO Child Growth Standards 2006

encore de maladies récentes, comme la diarrhée. Elle se caractérise par une perte rapide de poids (Fujii, 2005). Chez les enfants d'âge de 10-23 mois, cette malnutrition correspond à la période du sevrage et de plus grande exposition de l'enfant aux maladies infectieuses.

L'indice taille pour âge indique une malnutrition chronique ou retard de croissance (*stunting*) et traduit un état de déficience nutritionnelle lié à de fréquents épisodes de malnutrition aiguë. Elle est la conséquence soit de maladies survenues pendant une période relativement longue ou qui se manifestent à plusieurs reprises (comme le paludisme), soit à de longues périodes de déficience alimentaire (sous-alimentation chronique, alimentation inadéquate).

L'indice poids pour âge est un indice composite des deux précédents et traduit une situation plus globale : il permet de refléter à la fois la sous-alimentation passée (chronique) et/ou présente (aiguë). Par contre, il ne permet pas de distinguer entre les deux.

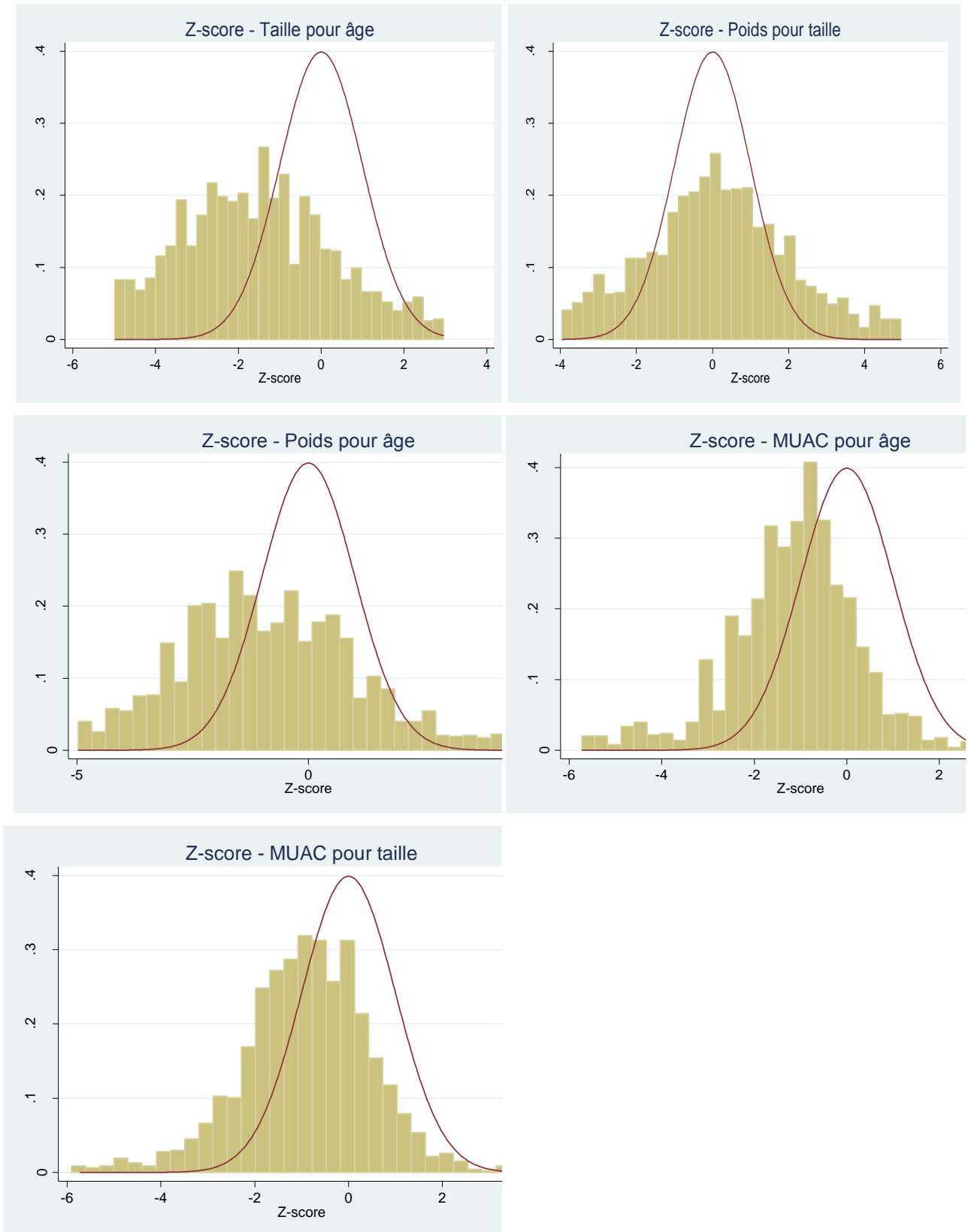
Les indices utilisant le périmètre brachial (MUAC) permettent de détecter l'absence (ou la surabondance) de réserves graisseuses et musculaires. Ce sont de bons prédicateurs du risque immédiat de décès. Ils sont utilisés pour le dépistage rapide de la malnutrition aiguë à partir de la fourchette d'âge 6-59 mois.

L'analyse concerne ici les enfants âgés de 0 à 60 mois. Le graphique 1.7 ci-dessous montre la distribution des différents z-scores et la prévalence de la malnutrition. Les courbes représentent la distribution des z-scores de la population de référence (loi normale). L'écart de distribution entre la population d'étude et la population de référence est particulièrement important pour les z-scores taille pour âge et poids pour âge du fait de la distribution très épaisse à gauche (voir graphique 1.7). Ce qui signifie qu'il existe pour une partie importante de l'échantillon un déficit nutritionnel. Les statistiques descriptives confirment ce point puisque 26,4% des enfants mesurés ont un z-score taille pour âge inférieur à -2 (tableau 1.12).

Tableau 1.12 Anthropométrie : Statistiques descriptives

| | Taille pour âge | Poids pour âge | Z-score | | |
|-------------------------------|--------------------|-------------------|----------------------|------------------|---------------------|
| | | | Poids pour taille | MUAC pour âge | MUAC pour taille |
| Moyenne | -1,51 | -0,84 | 0,14 | -1,16 | -0,9 |
| Ecart-type | 1,79 | 1,88 | 1,87 | 1,36 | 1,36 |
| Pourcentage inférieur à -2 ET | 26,4 | 22,9 | 8,9 | 14,9 | 10,3 |
| Pourcentage inférieur à -3 ET | 14,1 | 8,9 | 3,6 | 5,8 | 3,5 |

Graphique 1.7 - Distribution des z-scores des différents indices de malnutrition des enfants (0-5ans) de l'échantillon



Comme observé par ailleurs dans la littérature, la malnutrition de long terme apparaît plus importante que la malnutrition de court terme. En effet, 26,4% des enfants souffrent de malnutrition chronique alors que seulement 8,9% d'entre eux souffrent de malnutrition de court terme (tableaux 1.13). La malnutrition chronique ou retard de croissance touche plus les enfants de plus de 24 mois (27,6%) que les plus jeunes (24,4%).

Tableau 1.13 Prévalence de la sous-nutrition de court terme et chronique en fonction du genre et de l'âge

| | % WHZ< -2 | % HAZ< -2 |
|-----------------------------|---------------|---------------|
| Enfants de moins de 24 mois | 8,5 | 24,4 |
| Enfants de plus de 24 mois | 9,2 | 27,6 |
| <i>T-test de différence</i> | <i>0,5619</i> | <i>0,0778</i> |
| Garçons | 9,7 | 27,6 |
| Filles | 8,1 | 25,3 |
| <i>T-test de différence</i> | <i>0,152</i> | <i>0,1738</i> |
| Total | 8,9 | 26,4 |

Les différences régionales sont décrites dans le tableau 1.14.

Tableau 1.14 Prévalence de la malnutrition par région

| Régions | Pourcentage de l'échantillon avec z-score inférieurs à -2 ET | | | | |
|--------------|--|-------------------|----------------------|------------------|---------------------|
| | Taille pour âge | Poids pour âge | Poids pour taille | MUAC pour âge | MUAC pour taille |
| Kayes | 22,2 | 25,7 | 7,4 | 29,6 | 17,4 |
| Koulikoro | 25,6 | 18,5 | 10 | 15 | 7,9 |
| Mopti | 25,9 | 29,9 | 18,6 | 14 | 12,9 |
| Ségou | 22,9 | 18,7 | 8,1 | 12,1 | 7,9 |
| Sikasso | 30,3 | 23,3 | 6,1 | 12,4 | 9,5 |
| Total | 26,4 | 22,8 | 8,9 | 14,9 | 10,3 |

La malnutrition de long terme est relativement homogène selon les régions, elle apparaît plus élevée dans la région de Sikasso où la prévalence est de 30%. Là encore, ce résultat est assez inattendu dans la mesure où la région de Sikasso n'est pas la région la plus pauvre du Mali (voir plus haut). Les différences sont par contre beaucoup plus importantes en ce qui concerne la malnutrition de court terme. La région de Mopti se démarque avec un taux de prévalence de 18,6%, la moyenne globale étant de 8,9%.

3.2.4. Sécurité et consommation alimentaire

La quasi-totalité des ménages (95%) prennent trois repas par jour. Seulement, 2% des ménages déclarent ne manger que deux fois par jour ou moins tandis que 3% déclarent manger 4 fois par jour. Il n'existe pas de différence entre les villages avec PTFM et les villages sans PTFM en ce qui concerne la fréquence des repas. Les différences régionales sont peu importantes, on peut juste noter que dans la région de Koulikoro, 99% des ménages prennent au moins 3 repas par jour et qu'aucun des ménages interrogés ne déclare manger une seule fois par jour.

Les céréales sont l'aliment de base de tous les ménages avec des différences de type selon les régions et les moments de la journée. En moyenne, les céréales (riz, mil, maïs, sorgho) apparaissent trois fois dans le menu d'une journée type. En effet 99,6% des ménages de l'échantillon déclarent consommer au moins une fois par jour des céréales. Il n'existe pas de différence significative entre les villages avec PTFM et les villages sans PTFM concernant la consommation journalière de céréales. Il n'existe pas non plus de différence entre les différentes régions, les moyennes régionales sont égales à la moyenne nationale.

L'apport en protéines est assuré par la consommation de viande, de poissons et d'œufs (protéines animales). Les produits laitiers, légumes secs et oléagineux, complètent cet apport. Les carences en protéines sont associées avec les signes de sous-nutrition et notamment de fonte de la masse musculaire. Dans l'échantillon, les apports en protéines viennent essentiellement de la consommation de viandes, poissons et œufs (1,6 fois par jour en moyenne) et de légumes secs et oléagineux (arachides essentiellement, 0,61 fois par jour en moyenne). C'est dans la région de Mopti (2,2) et la région de Ségou (1,7) que les protéines animales apparaissent le plus souvent dans un menu type et dans la région de Koulikoro qu'elles sont plus rares (1,1). Il est intéressant de noter que dans les villages avec PTFM, les ménages consomment plus de protéines animales (1,67) que dans les villages sans PTFM (1,56). Cette différence est significative ($t\text{-test}=0,0293$).

Les fruits et les légumes quels qu'ils soient, sont consommés en moyenne 2,4 fois par les ménages au cours d'une journée. La région de Mopti arrive à nouveau en tête. Les condiments regroupent des aliments divers tels que le sucre, le sel, le café, le thé, les huiles pour citer les plus consommés. Ils ont le point commun d'être des produits achetés par les ménages et non autoproduits. Ceci les assimile partiellement à des produits de valeur. Leur

consommation dénote donc également le niveau de vie des ménages. Il n'existe pas de différence significative entre les villages avec PTFM et les villages sans PTFM. Les ménages de la région de Kayes sont les plus grands consommateurs de condiments (7,9 fois par jour) alors que dans la région de Mopti, la consommation est plus rare (1,8).

Tableau 1.15 Nombre moyen d'aliments au menu d'une journée par type d'aliments, par région et selon la présence de PTFM

| | | Nombre moyen d'aliments d'une catégorie au menu d'une journée | | | | |
|----------------|-----------------------------|--|------------------------------|-------------------------------|----------------------|---------------|
| | | Céréales | Viande, Poissons, œufs | Oléagineux et légumes secs | Fruits et légumes | Condiments |
| Régions | Kayes | 3,0 | 1,3 | 1,94 | 1,7 | 7,9 |
| | Koulikoro | 3,0 | 1,1 | 1,15 | 1,7 | 6,1 |
| | Mopti | 3,0 | 2,2 | 0,84 | 3,1 | 4,8 |
| | Ségou | 3,0 | 1,7 | 0,22 | 2,5 | 6 |
| | Sikasso | 3,0 | 1,5 | 0,29 | 2,5 | 6,5 |
| PTFM | Villages avec PTFM | 3,02 | 1,67 | 0,46 | 2,4 | 6,15 |
| | Villages sans PTFM | 3,03 | 1,56 | 0,76 | 2,36 | 6,31 |
| | <i>T-test de différence</i> | <i>0,7275</i> | <i>0,0293</i> | <i>0</i> | <i>0,6266</i> | <i>0,1823</i> |
| Total | | 3,0 | 1,6 | 0,61 | 2,4 | 6,2 |

Au-delà de la quantité d'aliments consommés et de la fréquence de la consommation, la diversité est également importante. Les catégories sont : céréales, tubercules, légumes sec et oléagineux, viandes/poissons/œufs, produits laitiers, fruits, légumes, et enfin condiments. Un ménage ayant consommé au moins un aliment dans chacune de ces catégories obtient le score 8. En moyenne, les ménages ont consommé au cours de la journée des aliments appartenant à quatre catégories. Il n'y a aucune différence entre les villages avec ou sans PTFM. On peut distinguer deux groupes de régions en termes de diversité alimentaire. Les ménages des régions de Koulikoro, de Mopti et de Sikasso, consomment tous au cours d'une journée des aliments appartenant à quatre catégories. Les ménages de Kayes et Sikasso ont une alimentation légèrement plus diversifiée avec un score de 4,26 chacun.

3.2.5. Activités collectives

Près de trois quarts des ménages de notre échantillon ont au moins un de leur membre faisant partie d'un groupement ou d'une association de leur village. Près de la moitié (48,3%) des individus de plus de 16 ans font partie d'au moins un groupe dans leur village. Les hommes participent légèrement plus aux activités collectives que les femmes (49% des hommes contre

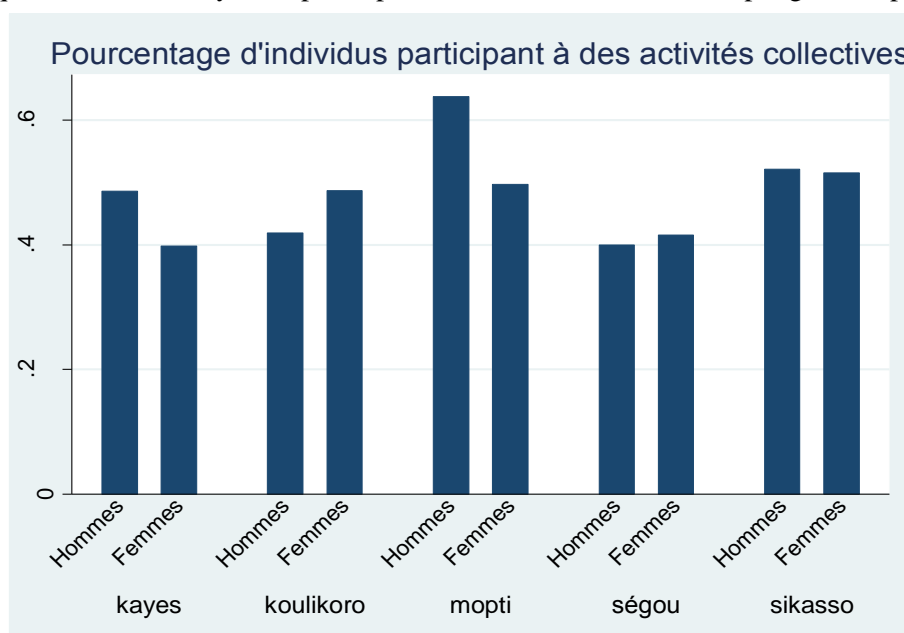
46,8% des femmes tableau 1.16). La participation aux activités collectives est plus importante dans les villages avec PTFM que sans PTFM et ce, quel que soit le genre des individus.

Tableau 1.16 Participation à une activité collective par sexe et présence PTFM

| | Taux de participation à une activité collective (plus de 16 ans) - Pourcentages | | | |
|-----------------------------|---|--------------------|-----------------------------|--------------|
| | Villages avec PTFM | Villages sans PTFM | <i>T-test de différence</i> | Total |
| Hommes | 50,47 | 47,94 | 0,0918 | 49,27 |
| Femmes | 48,72 | 44,74 | 0,0094 | 46,86 |
| <i>T-test de différence</i> | 0,235 | 0,0397 | | 0,0241 |
| Total | 49,58 | 46,79 | 0,0091 | 48,31 |

La participation à des activités collectives et la répartition hommes/femmes dans cette participation est peu marquée par des différences régionales. Le maximum revient à la région de Mopti avec 58,4% d'individus participant à des activités collectives et le minimum revient à la région de Ségou avec 40,75% (graphique 1.8). Il est à noter que dans les régions de Koulikoro et de Ségou, ce sont les femmes qui participent le plus aux activités collectives.

Graphique 1.8 - Taux moyen de participation aux activités collectives par genre et par région



Les disparités homme/femme sont également importantes en ce qui concerne les types de d'activités collectives. Les hommes participent à des activités collectives de bienfaisance et d'entraide, 27,8% des hommes qui participent à des activités collectives sont aussi membres d'une association de bienfaisance ou de développement et 24% à des activités liées à l'entraide. Les activités collectives auxquelles les femmes participent le plus sont : les actions

des groupements de promotion féminine (31,08%), les tontines (26,16%) et l'entraide des voisins (15,03%).

3.2.6. Qualité de vie

La description du lieu de vie des ménages est un bon indicateur de leur niveau de vie. C'est pourquoi nous nous intéressons aux différentes facilités présentes dans le logement des ménages de notre échantillon ainsi qu'aux moyens de production (tableau 1.17).

Près de 62% des ménages de notre échantillon utilisent pour la boisson une source d'eau améliorée (robinet à domicile, robinet public, robinet du voisin, puits protégé, forage, vendeur d'eau, pompe). Dans les villages avec PTFM, la proportion de ménages qui utilisent ces sources améliorées est plus importante (66%) que dans les villages sans PTFM (57,22%). Cette différence est significative (t-test =0,0000). Il y a quelques différences au niveau régional, les extrêmes étant 68% dans les régions de Sikasso et Kayes, 54,2% dans la région de Koulikoro.

Peu de ménages de notre échantillon utilisent des toilettes améliorées (toilettes à chasse d'eau avec égout ou fosse septique, latrines améliorées). Leur proportion est d'environ 3,9% parmi l'ensemble des ménages. Il n'existe pas de différence entre les villages avec ou sans PTFM. C'est dans la région de Ségou que la possession de toilettes améliorées est la plus fréquente (5,73%) et dans la région de Mopti la moins fréquente (1,2%).

L'utilisation de combustibles améliorés pour la cuisson est très marginale dans notre échantillon. En effet seulement 1,21% des ménages utilisent un combustible différent du bois ou du charbon de bois pour la cuisson. Il n'y pas de différence significative entre les villages avec ou sans PTFM. Les différences régionales existent puisque seulement 0,18% des ménages de la région de Ségou utilisent ce genre de combustible alors qu'ils sont 4,33% dans la région de Mopti.

L'utilisation de combustible amélioré pour l'éclairage (électricité, groupe électrogène, solaire, batterie) est plus répandue (9,86% des ménages) que pour la cuisine. La région de Sikasso est nettement la région où ces combustibles sont le plus répandus. Les ménages des villages avec PTFM utilisent plus ces combustibles que les ménages des villages sans PTFM.

La dotation agropastorale constitue également un élément d'évaluation du niveau de vie des ménages. Nous nous intéressons ici à l'utilisation d'animaux pour le labour ou d'engrais pour les cultures. Près de 90% des ménages de notre échantillon utilisent des animaux pour le labour. La différence entre les villages avec PTFM et les villages sans PTFM est significative et en faveur des villages avec PTFM. Les disparités régionales sont relativement faibles. Les ménages de la région de Ségou³¹ sont ceux qui utilisent le plus des animaux pour le labour (97,19%) alors que les ménages de la région de Kayes sont ceux qui en utilisent le moins (79,69%). La moitié des ménages utilise des engrais chimiques ou phytosanitaires. La différence entre les villages avec PTFM et les villages sans PTFM est à nouveau en faveur des villages avec PTFM et la différence est significative à 10%. Les différences régionales sont importantes. La région de Sikasso se place en tête avec 82.74% des ménages qui utilisent des engrais ; la région de Mopti en compte seulement 20.3%.

Tableau 1.17 Indicateur de niveau de richesse des ménages enquêtés en 2009

| | | Pourcentage de ménages disposant des biens ou facilités suivants | | | | | | |
|----------------|-----------------------------|--|------------------------|--------------------|-------------------------------|---------------------------------|---------------------------|---------|
| | | Document foncier | Source d'eau améliorée | Toilette améliorée | Combustible cuisson améliorée | Combustible éclairage améliorée | Tracteurs, Animaux labour | Engrais |
| Régions | Kayes | 17,3 | 67,72 | 4,9 | 0,86 | 8,96 | 79,69 | 24,06 |
| | Koulikoro | 6,01 | 54,18 | 4,07 | 0,58 | 6,94 | 86,87 | 45,51 |
| | Mopti | 6,09 | 60,34 | 1,2 | 4,33 | 5,66 | 87,38 | 20,3 |
| | Ségou | 0,19 | 56,11 | 5,73 | 0,18 | 6,28 | 97,19 | 46,14 |
| | Sikasso | 7,73 | 67,77 | 3,51 | 0,66 | 16,53 | 90,95 | 82,74 |
| PTFM | Villages avec PTFM | 7,02 | 66,09 | 3,98 | 1,42 | 11,42 | 92,54 | 58,16 |
| | Villages sans PTFM | 7,01 | 57,22 | 3,85 | 0,98 | 8,13 | 86,47 | 40,49 |
| | <i>T-test de différence</i> | 0,9935 | 0 | 0,8659 | 0,3325 | 0,0075 | 0 | 0 |
| Total | | 7,03 | 61,9 | 3,89 | 1,21 | 9,86 | 89,62 | 50,02 |

3.2.7. Genre

Nous avons interrogé un couple dans chaque ménage (le chef de ménage et une de ses épouses si le ménage est polygame). En moyenne, 75% des femmes interrogées ont une

³¹ Cette région accueille l'Office du Niger qui encadrait durant de nombreuses années les agriculteurs dans le cadre de la riziculture irriguée. La culture attelée y est fortement développée en partie pour cette raison.

source de revenus, autre que celle de leur mari. Les femmes semblent plus indépendantes financièrement dans les villages avec PTFM que dans les villages sans PTFM. En effet, 79% des femmes gagnent de l'argent de façon indépendante de leur conjoint dans les villages avec PTFM, contre seulement 71% des femmes dans les villages sans PTFM, cette différence est significative (t-test=0,0000).

L'indépendance financière des femmes est fonction croissante puis décroissante de l'âge : 66% des femmes âgées de moins de 25 ans sont financièrement indépendantes de leur mari, contre 79,5% des femmes âgées de 25 à 40 ans et 74% des femmes âgées de plus de 40 ans. Ce constat se retrouve à la fois dans les villages avec PTFM et dans les villages sans PTFM (tableau 1.21).

Tableau 1.21 Femmes indépendantes financièrement de leur conjoint

| | Proportion de femmes ayant une source de revenus indépendamment du conjoint | | | Total |
|---------------------------|--|-----------------------|---------------------------------|--------------|
| | Villages avec PTFM | Villages sans PTFM | <i>T-test de différence</i> | |
| Femmes | 79,12 | 70,84 | 0 | 75,23 |
| <i>dont</i> | | | | |
| Femmes de moins de 25 ans | 71,96 | 59,88 | 0,013 | 66,67 |
| Femmes de 25 à 40 ans | 84 | 74,41 | 0,0002 | 79,5 |
| Femmes de plus de 40 ans | 76,95 | 71,18 | 0,0428 | 74,15 |

La proportion de femmes possédant des économies personnelles est plus importante (41,6%) que celle des hommes (38%). Ces proportions sont plus élevées dans les villages avec PTFM (46% et 41%) que dans les villages sans PTFM (36,5% et 34%, les différences sont significatives à 1% (tableau 1.22).

De manière générale il apparaît que la relation entre l'âge de la femme et la possession d'épargne croit puis décroît avec l'âge. En moyenne, 36% des femmes de moins de 25 ans possèdent des économies personnelles contre 44% pour les femmes âgées entre 25 et 40 ans et 41,4% pour les plus de 40 ans. Cette relation croissante puis décroissante se retrouve à la fois dans les villages avec et sans PTFM.

Tableau 1.22 Hommes et Femmes possédant des économies personnelles

| | Pourcentages de femmes possédant des économies personnelles | | | Total |
|--------------------------------|---|--------------------|----------------------|-------|
| | Villages avec PTFM | Villages sans PTFM | T-test de différence | |
| Hommes | 41,30 | 34,22 | 0,0007 | 37,99 |
| Femmes | 46,09 | 36,49 | 0,0000 | 41,60 |
| dont Femmes de moins de 25 ans | 39,80 | 31,48 | 0,1014 | 36,09 |
| Femmes de 25 à 40 ans | 48,54 | 38,55 | 0,0019 | 43,93 |
| Femmes de plus de 40 ans | 46,09 | 36,28 | 0,0026 | 41,36 |

Plus des trois quart (76,7%) des femmes déclarent exercer au moins une activité rémunératrice et 43,5% d'entre elles exercent deux activités rémunératrices. L'agriculture (56,8%) et le petit commerce (28,74%) sont les deux activités rémunératrices les plus citées par les femmes impliquées dans ces activités. Le pourcentage des femmes qui déclarent l'agriculture comme principale source de revenus est plus important dans les villages avec PTFM (58%) que dans les villages sans PTFM (55%). On observe le contraire pour le petit commerce (27% et 30% dans les villages avec et sans PTFM).

La quasi-totalité (99%) des hommes a au moins une source de revenus et parmi eux, 54% au moins deux. L'activité premièrement citée est l'agriculture dans 81,7% des cas, vient ensuite l'élevage (27,4% des cas).

3.2.8. Utilisation des services énergétiques (PTFM et moulins privés)

On a demandé aux femmes de notre échantillon où elles réalisaient la mouture, le décorticage et le broyage des céréales et le temps qu'elles y passaient.

La mouture est l'opération la plus répandue. Dans les villages avec PTFM, 60,4% des femmes font moudre leurs céréales à la PTFM du village, contre 14% au moulin privé et 18,7% qui le font encore manuellement. La mouture manuelle est plus importante (35,5%) dans les villages sans PTFM que dans les villages avec PTFM, tout comme l'est le recours au moulin privé (35,6%), ce que les résultats sur la répartition moulin privé-communautaire dans les villages PTFM montrait déjà (voir plus haut). Ce qui semble conforter l'hypothèse que les PTFM auraient éliminé les concurrents.

Il apparait que la PTFM permet de réduire le temps passé à la mouture par rapport à la mouture manuelle, mais également par rapport aux moulins privés. Ce gain de temps (par rapport à la mouture manuelle) ne semble cependant pas pourtant assez élevé (un peu plus de 2 heures par semaine).

Tableau 1.23 Lieu de réalisation de la mouture et temps de la mouture

| | Villages avec PTFM | Villages sans PTFM | T-test de différence | Temps par semaine (minutes) |
|-----------------------------|--------------------|--------------------|----------------------|-----------------------------|
| Manuelle | 18,69 | 35,56 | 0,0000 | 258 |
| Moulin privé du village | 14,06 | 35,63 | 0,0000 | 145 |
| A la PTFM du village | 60,39 | ----- | ----- | 130 |
| Autre ou n'est pas concerné | 6,86 | 28,81 | | |

Dans les villages qui ont une PTFM, 76,8% des utilisatrices de la PTFM ont déclaré qu'elles faisaient la mouture manuellement avant de fréquenter la PTFM, et 17% d'entre elles allaient à un moulin privé du village. Suite à l'utilisation de la PTFM, 53,75% des utilisatrices ont déclaré avoir commencé un petit commerce, 35% ont déclaré passer plus de temps aux activités de maraîchage et 75,7% plus de temps avec leurs enfants.

La majorité (80%) des utilisatrices considèrent que l'effet positif principal de la PTFM est l'amélioration des conditions de vie des femmes ; viennent ensuite l'alphabétisation et la formation (6,4%), la cohésion sociale (3,8%) et l'augmentation des revenus (3,3%).

Il est intéressant de noter que 63,5% des utilisatrices de la PTFM ne lui trouvent aucun effet non désiré. Par contre, 21,4% d'entre elles se plaignent de la régularité des pannes et 5,4% de la mauvaise qualité de la mouture lorsque les dents sont neuves.

Conclusion

Ce premier chapitre a été consacré à une description du protocole de l'étude et à la présentation du programme de Plateformes Multifonctionnelles au Mali. Le Chapitre visait à comprendre le contexte d'intervention du programme. Cette perspective nous a amené à une analyse descriptive comparative de la situation socioéconomique dans les villages étudiés à travers des tests de différences de moyennes.

Plus particulièrement, les statistiques montrent que le taux d'alphabétisation des adultes (lire et écrire au moins dans une langue) demeure encore très bas (28 % dans l'ensemble) avec une très forte disparité de genre (38% pour les hommes et 17,7% pour les femmes). S'agissant des jeunes de 15-24 ans, le taux d'alphabétisation est de 39,6% et la disparité entre genres est presque aussi importante (48% pour les filles, 29% pour les jeunes filles). En regardant du côté des indicateurs de scolarisation, les chiffres montrent que plus de deux tiers des enfants en âges de scolarisation (7-12ans) sont scolarisés dont 90,6 % en 1^{er} cycle fondamental

(primaire) et seulement 3,2 % en 2nd cycle du fondamental (équivalent du collège). Cependant, il ressort de ces statistiques que près de 45% de ces enfants scolarisés souffrent de retard scolaire d'au moins une année principalement à cause des entrées tardives. Les retards scolaires pour cause de redoublement représentent 15,8 %. En s'intéressant à la question de genre, nous avons trouvé que le taux net de scolarisation est égal à 69 % pour les garçons et à 63% pour les filles.

Par ailleurs, sur la question de la santé et de l'accès aux soins, nous avons constaté que les ménages évoluent dans un contexte de très forte vulnérabilité sanitaire. Au moins un épisode de maladies a été signalé dans près de la moitié des ménages. Parmi les causes de maladie déclarées, 44 % concernent un épisode de paludisme. Ensuite viennent en seconde position les épisodes diarrhéiques (5,1 %), le reste étant des maladies diverses dont les proportions respectives sont inférieures à 5%. Toutefois ces chiffres devraient être interprétés avec précaution dans la mesure où les maladies déclarées par les individus ne font pas toujours l'objet d'un diagnostic de la part d'un spécialiste. A ce propos, 18,2 % des personnes ayant déclaré un épisode n'ont pas recouru à des soins ou à la consultation. L'automédication reste très importante parmi ces non-recours aux soins modernes (40,5 % dans les villages PTFM et 36,7% dans les villages sans PTFM).

Sur l'autre aspect de la vulnérabilité sanitaire, en particulier des enfants de moins de 5 ans, il ressort que 26,4% des enfants souffrent de malnutrition chronique alors que seulement 8,9% d'entre eux souffrent de malnutrition de court terme. Cette malnutrition chronique ou retard de croissance touche particulièrement les enfants de plus de 24 mois (27,6%) relativement plus jeunes (24,4%).

Sur les questions d'autonomie économique des femmes, nous avons constaté qu'environ 75% des femmes interrogées ont une source de revenus autre que celle de leur mari. Elles semblent financièrement plus indépendantes dans les villages PTFM que dans les villages sans PTFM. En effet, 79% des femmes gagnent de l'argent de façon indépendante de leur conjoint dans les villages avec PTFM, contre 71% dans les villages sans PTFM. Cette différence apparaît très fortement significative dans nos tests de différence. Plus des trois quart (76,7%) des femmes déclarent exercer au moins une activité rémunératrice. L'agriculture et le petit commerce sont les deux activités rémunératrices les plus citées par les femmes (respectivement 56,8% et 28,74%).

En fin sur l'accès aux services mécaniques de transformation des céréales, nous trouvons que dans les villages PTFM, environ 60,4% des femmes ont recours aux services des PTFM pour la mouture (opération de transformation la plus répandue). Toutefois, dans ces villages plus de 14% font appel aux services des moulins privés et 18,7% des femmes font cette opération de façon manuelle. Dans les villages non PTFM, la mouture manuelle est beaucoup plus importante (35,5% des femmes) tout comme l'est le recours au moulin privé (35,6%). Il apparaît que la PTFM permet un gain significatif de temps et la majorité des utilisatrices considèrent que l'effet positif principal de ce dispositif technique est l'amélioration des conditions de vie(80%) mais aussi d'autres effets positifs comme l'alphabétisation et la formation (6,4%), la cohésion sociale (3,8%) et l'augmentation des revenus (3,3%) bien que 21,4% d'entre elles se plaignent de la régularité des pannes.

Bien que les analyses réalisées dans ce chapitre ne permettent pas, pour l'instant, de tirer de conclusion solide quant à l'impact du programme, elles nous ont néanmoins permis de faire un certain nombre de constats globaux sur le niveau de pauvreté appréhendée dans ses dimensions non monétaires (éducation, santé, qualité de logement, accès aux infrastructures et aux opportunités économiques). A cet égard, ce premier chapitre nous sert plutôt de point de départ pour la mise en place de la démarche économétrique d'analyse d'impact à laquelle est entièrement consacré le chapitre suivant.

CHAPITRE II : Méthodes d'identification et résultats

Introduction

L'objet de ce second chapitre est d'analyser l'impact du programme PTFM sur les conditions de vies des ménages et sur la formation du capital humain (santé et l'éducation des enfants). Le chapitre est organisé en trois principales sections. La première est consacrée à une discussion sur les effets potentiels du programme et leurs principaux canaux de diffusion. Cette discussion débouche sur le choix des différents indicateurs pouvant être retenus pour l'analyse d'impact. La seconde est consacrée à la présentation du cadre méthodologique. Dans cette section une discussion générale est menée sur les raisons théoriques qui nous ont conduites à l'utilisation de techniques d'estimation particulières. Nous discutons également des différents types d'effets pouvant être identifiés compte tenu du design du programme. La troisième section est consacrée à la mise en œuvre des estimations ainsi qu'à la discussion des résultats. Cette section est accompagnée par une synthèse et débouche sur la conclusion.

1. Canaux de diffusion des effets du programme et choix des indicateurs de résultats

Comme l'analyse d'impact requiert au préalable une bonne compréhension des effets potentiels du programme et de leurs différents canaux de transmission, il s'avère utile de procéder à une cartographie succincte de la chaîne causale en clarifiant les mécanismes par lesquels l'intervention est censée atteindre l'impact recherché. A cet effet, nous utilisons la *théorie du programme* (ou théorie du changement) pour mettre en lien le programme et ses effets potentiels. Cette discussion théorique vise à décrire comment l'intervention affecterait les résultats en se fondant sur une série d'hypothèses dont la vérification s'avère cruciale pour éviter des mauvais choix d'indicateur de résultats (White, 2009).

Dans le cas du programme PTFM, du fait de la pluralité des services proposés, cette tâche descriptive semble être relativement complexe à cause de la multiplicité de canaux de diffusion de l'impact.

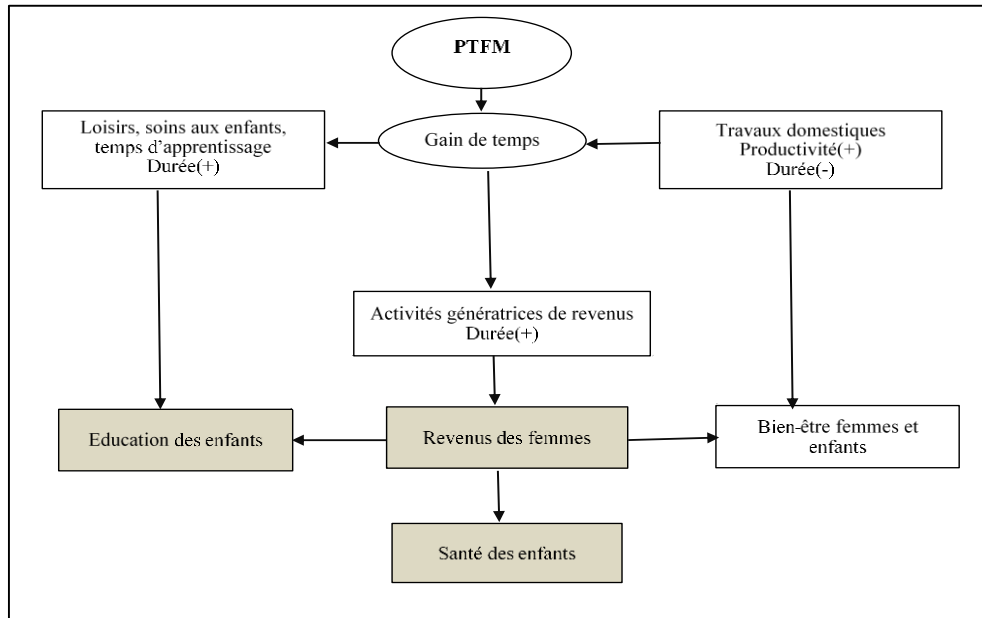
En premier lieu, la diffusion de l'effet du programme peut s'opérer au niveau de la femme utilisatrice (ou du ménage) pour finalement aboutir à une agrégation au niveau du village. En effet, l'utilisation de services de mouture ou de broyage conduit à une réduction du temps des travaux domestiques à travers la réduction du temps consacré aux activités de transformation de céréale et de préparation des repas. Avec ce temps économisé, la femme peut consacrer plus de temps aux soins et à l'attention accordée aux enfants. Dès lors, l'utilisation accrue des services des plateformes par les femmes conduirait de façon agrégée à

une amélioration de la santé des enfants dans ces villages où le programme serait installé. Dans ce type de raisonnement, on part de l'échelon le plus fin pour consolider et opérer une synthèse.

Le second type de raisonnement consiste à partir de l'ensemble en le décomposant en éléments détaillés. Par exemple la fourniture de l'électricité ou d'eau potable au village déclencherait un processus de développement communautaire qui favorise le développement des activités génératrices de revenus au sein du village, et ainsi une amélioration des conditions de vie à travers l'augmentation des revenus. Par ailleurs une facilité d'accès à l'eau potable aura globalement des effets bénéfiques sur la santé des enfants dans ces villages.

Ici, nous privilégions le premier type de raisonnement en élaborant des hypothèses basées sur l'utilisation du programme par les ménages et les femmes. Ce qui nous permet de déduire la chaîne causale qui conduit aux principaux indicateurs de résultat. Cette démarche est particulièrement justifiée par le fait que les services de transformation des céréales sont les services standards du programme alors que les services de fourniture d'eau et d'électricité sont des services optionnels qui sont par conséquent absents sur la majorité des plateformes installées. Le schéma 2.1 tente de donner un schéma simplifié de la chaîne causale.

Schéma 2.1 : Utilisation PTFM et indicateurs de résultats : la chaîne causale simplifiée



Sources : Auteur

Dans cette étude, nous retenons trois indicateurs de résultats qui sont en effet, choisis parmi les indicateurs cibles du programme. Il s'agit en l'occurrence des indicateurs d'activité

économique des femmes, l'éducation des enfants en âge scolaire et la nutrition des enfants de moins de 5 ans.

1.1. Activités génératrices de revenus des femmes(AGR)

L'effet le plus attendu de l'utilisation des plateformes est celui lié au genre. Il est largement reconnu que le bien-être et l'autonomisation des femmes passe largement par l'opportunité d'exercer des AGR qui conduisent à une amélioration des revenus des femmes, de leur pouvoir décision. Ce qui a des répercussions positives sur leur bien-être, celui de leur enfants et en général sur l'ensemble du ménage.

Dans nos différentes analyses, nous examinons en particulier l'impact sur la probabilité d'exercer une activité économique, le nombre d'heures consacré aux AGR et la productivité horaire dans les activités économiques. A cet effet, trois principales variables de résultats sont construites :

- exercer une activité génératrice de revenus qui est une variable binaire qui prend 1 si la femme déclare gagner des revenus indépendamment de son époux par l'exercice d'au moins une activité rémunératrice et 0 sinon
- le temps d'activités économiques : une variable continue représentant le nombre d'heures consacré aux AGR par la femme dans son emploi du temps journalier.
- La productivité horaire mesurée comme le rapport entre le revenu moyen journalier et le temps d'AGR journalier.

1.2. Santé et nutrition des enfants de moins de 5 ans

La PTFM peut potentiellement influencer l'état de santé des enfants en particulier celui des enfants de moins de 5 ans à travers leur statut nutritionnel. On distingue deux effets que nous qualifions ici d'*effet-revenu* et d'*effet-temps*. L'effet-revenu provient du fait que l'accroissement du revenu de la femme suite à l'utilisation des PTFM influence directement l'état de santé de l'enfant à travers une meilleure alimentation et une demande accrue des soins de santé. L'effet-temps provient du fait que l'utilisation de la PTFM constitue un facteur de desserrement de contrainte de temps pour la femme lui permettant ainsi d'augmenter le temps d'entretien et de soins maternels aux enfants, également considéré comme un facteur d'amélioration de l'état de santé de l'enfant.

Pour examiner l'impact, on s'intéresse à trois principaux indicateurs de santé tous relatifs à la malnutrition des enfants de moins de 5 ans. Ces indicateurs calculés en suivant les normes *WHO Child Growth Standards 2006* sont exprimés sous forme de *z-score* : Poids-pour-Age (WAZ), Poids-pour-Taille (WHZ) et Taille-pour-Age (HAZ). En général, un *z-score* <-2 désigne une malnutrition modérée tandis qu'un *z-score* <-3 désigne un état de malnutrition sévère. Ainsi, on parlera de malnutrition aigüe (malnutrition de court terme) lorsque le *z-score* WHZ tombe en dessous de -2. La malnutrition chronique (ou retard de croissance) correspond au $HAZ < -2$ et l'insuffisance pondérale ($WAZ < -2$)

Ces indicateurs anthropométriques sont largement reconnus comme des indicateurs pertinents de santé et sont pour cela beaucoup utilisés par les spécialistes de la santé. Selon l'OMS, un mauvais état nutritionnel dans l'enfance affaiblirait la défense immunitaire, accroîtrait la susceptibilité à la maladie et pourrait entraîner un déséquilibre physique et mental³². Un mauvais état nutritionnel peut même être la cause d'une faible productivité à l'âge adulte. Ce sont donc des indicateurs de vulnérabilité sanitaire.

1.3. Education des enfants en âge scolaire

L'un des effets potentiels du programme est aussi l'amélioration de la scolarisation des enfants en âge scolaire. Là également, on peut s'attendre à un effet-revenu c'est-à-dire une amélioration de la scolarisation des enfants suite à une augmentation des revenus du ménage. Un second type d'effet serait directement lié au desserrement de contraintes de temps à la fois pour les enfants et pour les adultes. En effet, un enfant combinant dans une large proportion le temps scolaire avec les travaux domestiques a une forte probabilité de connaître des mauvaises performances scolaire (redoublements, absentéisme) ou l'échec scolaire (abandon). Ainsi l'utilisation de la plateforme, en réduisant le temps de travaux domestiques des enfants, pourrait avoir un impact positif sur l'éducation et la performance scolaire des enfants et plus particulièrement sur celles des filles. L'impact du programme sera alors examiné sur trois indicateurs. Le premier concerne la probabilité de scolarisation de l'enfant captée ici par une variable binaire prenant 1 si l'enfant est actuellement scolarisé et 0 s'il n'a jamais été scolarisé. Le second indicateur est le temps d'apprentissage de l'enfant. Ici, on examine l'impact du programme sur le nombre d'heures passées par jour aux activités scolaires (école, révision, devoirs, etc.). Le troisième indicateur est un indicateur composite de progression

³² Voir www.who.int/nutrition/fr

scolaire (*SAGE*)³³. Un niveau de *SAGE* < 100 dénote une distorsion ou une progression anormale de l'enfant. Cette distorsion peut être liée soit à une entrée tardive à l'école soit à des redoublements successifs.

2. Cadre conceptuel et choix méthodologiques

L'estimation de l'effet causal du programme doit permettre d'abord de contrôler le potentiel biais de sélection dans l'assignation au traitement. Il convient à cet effet d'adopter une démarche d'estimation fondée sur une comparaison rigoureuse de deux groupes jugés similaires du point de vue de leurs caractéristiques. Ainsi, en dehors de la participation au programme, le principe étant d'identifier la situation qui prévaudrait dans le groupe traité en l'absence du programme (contrefactuel). Mais en l'absence d'un échantillon expérimental (*randomization*)³⁴, la difficulté principale se trouve dans la reconstitution d'un groupe de contrôle satisfaisant au critère de similarité. En pratique, bien que de nombreux facteurs soient facilement et directement contrôlables, il peut exister des caractéristiques inobservables susceptibles d'être à l'origine du biais de sélection. Pour cela, la démarche doit être fondée sur une série d'hypothèses permettant de reconstituer les conditions d'un cadre expérimental. C'est le fondement des méthodes quasi-expérimentales.

Nous fixons nos choix méthodologiques essentiellement en fonction de la manière dont notre échantillon est configuré. Le but de cette section est de donner une description assez fine de cette configuration et mais aussi des méthodes d'estimation adoptées en conséquence pour rester conforme au cadre d'études quasi-expérimentales.

2.1. Configuration de l'échantillon d'analyse

Notre échantillon peut être scindé en trois groupes de villages que nous notons **A**, **B**, et **C** dans le reste du travail.

Le groupe **A** est constitué de l'ensemble des villages qui avaient déjà une PTFM lors du premier passage en 2009. Soit au total 118 villages. Le groupe **B** regroupe l'ensemble des villages qui n'avaient pas de PTFM lors de ce premier passage mais qui allaient obtenir une PTFM avant le second passage(2011). Ils sont donc considérés comme traités au second

³³ *Schooling-for-Age* calculé à travers la formule suivante : $SAGE = \left(\frac{Niveau}{Age-AE} \right) \times 100$ Où *Niveau* est le nombre de classes validées par l'enfant depuis son entrée à l'école, *Age* est l'âge actuel de l'enfant et *AE* l'âge d'entrée normale à l'école (qui est de 7 ans au Mali). Voir Psacharopoulos et Yang (1991) et Patrinos et Psacharopoulos (1992)

³⁴ Echantillon obtenu par une attribution aléatoire du programme

passage (45 villages). Le groupe **C** est constitué de 38 villages qui n'avaient pas le programme ni en 2009, ni en 2011. Ils sont donc restés non traités sur toute la période (tableau 2.2).

Tableau 2.2 : Configuration de l'échantillon

| | Groupe A | Groupe B | Groupe C |
|--------------|-----------------------|-------------------------------|--------------------------|
| Région | Installées avant 2009 | Installées entre 2009 et 2011 | Non encore bénéficiaires |
| Kayes | 11 | 13 | 5 |
| Koulikoro | 10 | 13 | 6 |
| Mopti | 22 | 6 | 7 |
| Ségou | 26 | 5 | 14 |
| Sikasso | 49 | 8 | 6 |
| Total | 118 | 45 | 38 |

Compte tenu de cette configuration nous adoptons une méthodologie d'estimation basée sur deux approches : l'approche des Entrées-Echelonnées et l'approche de la Double-Différence.

2.2. Description des approches d'estimation

2.2.1. Approche des entrées échelonnées

L'approche des Entrées-Echelonnées consiste à estimer l'impact du programme en prenant le groupe contrôle parmi les futurs bénéficiaires (Galasso et Ravallion, 2004; White et al., 2006 ; Khandker et al., 2010). Dans cette méthode, les futurs bénéficiaires du programme sont considérés comme semblables à ceux actuellement traités (sur leurs caractéristiques). Dans la mesure où le biais de sélection est négligeable, la situation actuelle des futurs bénéficiaires est un contrefactuel satisfaisant pour ceux qui sont actuellement bénéficiaires. C'est le principe de l'approche des Entrées-Echelonnées (*pipeline approach*).

Pour mettre en œuvre cette méthode, on définit un cadre d'analyse dans lequel le groupe traité est constitué de 99 villages³⁵ qui avaient une plateforme au premier passage (2009). Ce sont les villages du groupe **A**. Et le groupe contrôle constitué de 45 villages qui n'avaient la plateforme à cette date mais qui vont l'acquérir avant 2011(village du groupe **B**). Ces derniers, se trouvant alors dans le pipeline, sont supposés être statistiquement identiques à ceux déjà traités. L'estimation est effectuée selon la spécification économétrique suivante :

³⁵ Parmi les 118 villages avec PTFM en 2009, on a décidé d'exclure 19 villages pour lesquels les installations de PTFM sont trop anciennes (PTFM datant des années 90).

$$Y_{iv} = \beta_0 + \beta_1(ptfm_v) + \gamma X_{iv} + \varepsilon_{iv} \quad (2.1a)$$

Où Y_{iv} représente l'indicateur de résultat pour l'individu i (Santé, Scolarisation, AGR) dans le village v . $ptfm_v$ représente le programme ; une variable binaire qui prend 1 lorsque le village de l'individu i a déjà le programme en 2009 et 0 si le village n'a pas encore reçu à cette date mais devrait l'avoir avant 2011. β_1 capte l'impact du programme.

X_{iv} représente les caractéristiques (individuelles, ménages et villages) associées à l'individu i . L'influence de ces caractéristiques est captée par γ . ε_{iv} représente ici le terme d'erreur. La méthode d'estimation de l'équation (2.1a) est alors fixée en fonction de la nature de l'indicateur de résultat retenu (continue ou discrète).

2.2.2. Approche en double-différence (DD)

Le principe de l'approche en *Double-Différence* est fondé sur l'hypothèse que l'évolution de la situation du groupe contrôle entre deux périodes t_0 et t_1 constitue un bon contrefactuel pour le groupe qui a été traité sur la même période (lorsqu'à la période t_0 aucun des deux groupes n'est encore bénéficiaire).

Pour construire un cadre d'analyse fondé sur cette hypothèse, nous considérons d'abord tous les villages de l'échantillon qui n'avaient pas encore reçu le programme en 2009 (villages du groupe **B** et **C**). Le groupe traité est donc constitué à partir des villages qui ont reçu le programme entre les deux passages (les 45 villages du groupe **B**) et le groupe contrôle constitué sur les villages qui n'avaient jusque-là pas obtenu le programme à la date de second passage (les 38 villages du groupe **C**). Dans le cadre d'une régression, l'impact est estimé selon la spécification économétrique suivante :

$$Y_{ivt} = \beta_0 + \beta_1(ptfm_v) + \vartheta t + \delta(ptfm_v * t) + \gamma X_{ivt} + \varepsilon_{ivt} \quad (2.2a)$$

Y_{ivt} représente l'indicateur de résultat de l'individu i à la période t . $ptfm_v$ est le statut de traitement du village, une variable binaire prenant 1 si une plateforme est installée dans le village (entre 2009 et 2011) et 0 si la plateforme n'a pas encore été installée. t représente la muette temporelle égale à 0 pour 2009 (phase initiale) et 1 pour 2011 (seconde période). ε_{ivt} le terme d'erreur.

L'impact du programme est capté par le paramètre δ qui correspond à l'estimateur de Double-Différence. Cet estimateur peut être amélioré en prenant en compte l'influence des caractéristiques observables de l'enfant, de son ménage et de son village (X_{ivt}).

Il est important de noter que cette démarche de *Double-Différence* s'inscrit ici dans le prolongement de celle en *Entrées-Echelonnées* pour tenter de tester la robustesse des résultats de celle-ci. En effet, les analyses en *Entrées-Echelonnées* portent sur les données recueillies uniquement au premier passage et ne tiennent donc pas compte de la dimension temporelle. La *Double-Différence* vise alors à exploiter la dimension temporelle en combinant les données provenant des deux passages. Cette combinaison paraît nécessaire dans la mesure où la mesure précise de l'impact nécessite des informations *pré* et *post-programme*. Les informations *pré-programme* permettent de faire un état des lieux sur la situation initiale des deux groupes et détecter de possibles différences. Les informations *post-programme* sert à déterminer les mêmes différences après la mise en place de l'intervention. Cette analyse en deux temps permet alors d'observer l'évolution des outcomes dans les deux groupes. Ainsi, sous les conditions de *parallel trend*³⁶, la *Double-Différence* élimine les effets fixes invariants dans le temps pour une meilleure estimation de l'impact.

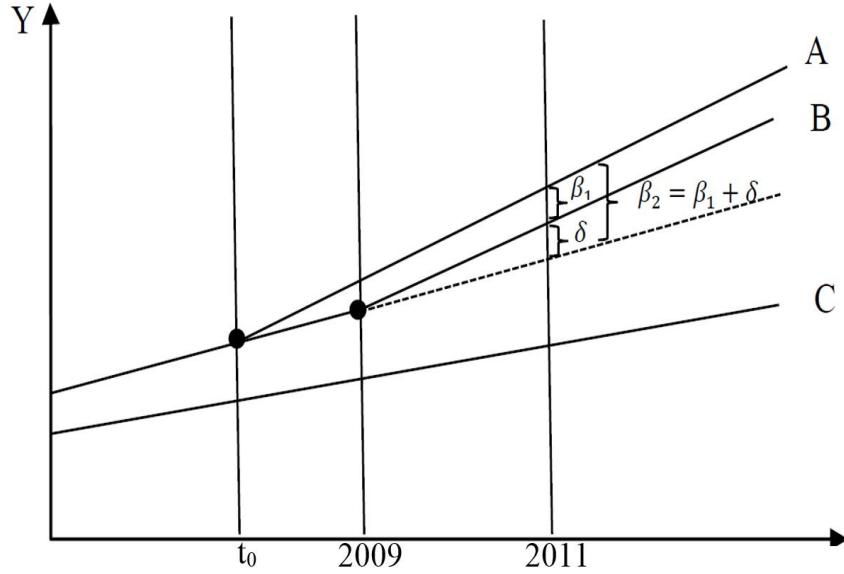
2.2.3. Passage des Entrées-Echelonnées à la Double-Différence

Dans l'approche en Entrées-Echelonnées, le groupe **A** est supposé semblable au groupe **B**, même si le premier a obtenu le programme à une période antérieure à 2009, tandis que le second l'a obtenu entre 2009 et 2011 (cf. graphique 2.1).

Si nous disposions des informations sur les deux groupes à la date t_0 , nous pouvions simplement calculer la double différence sur les deux groupes entre t_0 et 2009 pour estimer l'impact du programme sur **A** par rapport à **B**. Toutefois, l'absence d'informations ne pose pas de problème car jusqu'à t_0 la situation est supposée la même pour les deux groupes (la différence est alors nulle en t_0). Sous cette hypothèse, l'estimateur obtenu par Double-Différence est équivalent à celui de la simple différence. Cette différence simple peut donc être estimée en tout point après t_0 et correspond à β_1 du graphique 1. Elle est estimée à travers l'équation (2.1a) sur les données de 2009.

³⁶ Hypothèse d'une évolution parallèle de la situation dans les deux groupes avant intervention.

Graphique 2.1 : Entrées dans le programme et scénario d'évolution des indicateurs



Le fait que le groupe **B** ait obtenu le programme à partir de 2009 entraîne une déviation de son indicateur de résultat par rapport à sa tendance naturelle (la droite en pointillés est la tendance naturelle supposée du groupe **A** et **B**). Et la disponibilité des informations sur deux points du temps avant et après l'entrée du groupe **B** dans le programme permet de comparer celui-ci avec le groupe qui n'a jamais reçu le programme. Ainsi en comparant le groupe **B** avec le groupe **C**, on obtient δ qui équivaut à l'estimateur de Double-Différence qui peut être obtenu à travers l'équation (2.2a).

Par ailleurs, bien qu'il ne soit pas possible de comparer directement les groupe **A** et **C** en appliquant la double différence entre 2009 et 2011, nous pouvons procéder indirectement en adoptant la méthode des triples différences (Ravallion et al., 2005). En effet, la double différence du groupe **A** (depuis son entrée dans le programme en t_0) par rapport au groupe **C** s'exprime comme suit :

$$DD_{A/C} = (E(Y_{A,2011}) - E(Y_{A,t_0})) - (E(Y_{C,2011}) - E(Y_{C,t_0})) \quad (2.3)$$

$$\beta_2 = \beta_1 + \delta \quad (2.4)$$

Le gain réalisé par le groupe **A** par rapport au groupe **C** équivaut à la somme du gain réalisé par le groupe **A** rapport au groupe **B** (mesuré par simple différence en 2009) et le gain réalisé par le groupe **B** par rapport au groupe **C** (mesuré en double différence entre 2009 et 2011).

Notons que l'estimateur β_1 est simplement celui de triple différence. Il correspond à la différence des différences respectives des groupes **A** et **B** par rapport au groupe **C**. Et l'impact moyen du programme sur l'ensemble de l'échantillon est ainsi déterminé comme une somme pondérée de β_2 et δ (Voir Cotton,1988).

$$\bar{\beta} = \frac{n_A\beta_2 + n_B\delta}{n_A + n_B} = \frac{n_A\beta_1}{n_A + n_B} + \delta \quad (2.5)$$

Où $\bar{\beta}$ est l'impact moyen du programme, n_A et n_B représentent respectivement le nombre d'observations dans le groupe **A** et **B**.

2.2.4. Amélioration de la méthode DD par le *matching* (appariement)

Lorsque la condition de parallèle trend entre les deux groupes n'est pas satisfaite, une estimation par la simple double-différence donne un estimateur biaisé de l'impact. Ainsi avant toute estimation, il convient de tester l'hypothèse de tendance parallèle.

Mais étant donné que la crédibilité de ce test dépend fortement de la disponibilité d'informations (au moins deux périodes d'observation avant la mise en place du programme), nous adoptons ici une méthode alternative consistant à faire de l'appariement à la phase initiale du programme afin de tenter d'obtenir deux groupes quasi-similaires sur lesquels sera calculé l'impact. Ce qui nous conduit à utiliser la méthode mixte de *Difference-in-Difference Matching* (Heckman, Ichimura et Todd ,1997 et 1998). Cette méthode consiste à adopter des techniques d'appariement (*matching*) pour trouver deux groupes identiques sur la base des caractéristiques à la période initiale. La démarche présente un certain nombre d'avantages dont celui de limiter de biais de non parallélisme de tendance et aussi de pouvoir s'assurer de la condition d'*ignorabilité*³⁷ du programme. Cette condition est traduite par les expressions suivantes :

$$E(Y_{t=1} - Y_{t=0}|p(X), T = 1) = E(Y_{t=1} - Y_{t=0}|p(X), T = 0) \quad (c1)$$

$$0 < \Pr(T = 1 | X) < 1 \quad (c2)$$

Où $Y_{t=1} - Y_{t=0}$ est l'évolution de l'indicateur de résultat entre les périodes $t = 0$ et $t = 1$ conditionnellement à $p(X)$ qui est la fonction de densité des caractéristiques observables X . T représente la variables de traitement. Et $Pr(.)$ représente la probabilité de recevoir le

³⁷ L'hypothèse d'*ignorabilité* du programme suppose qu'il n'existe aucune inobservable qui explique à la fois la participation et le résultat (Rosenbaum et Rubin, 1983 et 1985).

traitement (T) conditionnellement aux caractéristiques. Sous ces conditions, la DD peut donc directement être estimée à partir de la formule suivante :

$$DD = \frac{1}{N_1} \sum_{i \in I_1 \cap S_p} \left\{ \Delta Y_i(X_i)_{T=1} - \sum_{j \in I_0 \cap S_p} W_{i,j} \Delta Y_j(X_j)_{T=0} \right\} \quad (2.6)$$

$\Delta Y_i(X_i)_{T=1}$ correspond à la différence dans l'indicateur de résultat entre les dates $t = 0$ et $t = 1$ sur un individu i traité. $\sum_{j \in I_0 \cap S_p} W_{i,j} \Delta Y_j(X_j)_{T=0}$ correspond à la moyenne pondérée de ces mêmes différences sur tous les individus j du groupe contrôle considérés comme semblables à i . Cette ressemblance est déterminée sur la base de l'écart $\|p(X_i) - p(X_j)\|$ représentant la distance entre i et j en termes de score de propension. Le coefficient $W_{i,j}$ est un facteur de pondération qui dépend de cet écart $\|p(X_i) - p(X_j)\|$.

N_1 est le nombre d'individus dans le groupe traité et la DD reste simplement la moyenne des différences d'évolution entre le groupe traité et le groupe contrôle appartenant au support commun. Le support commun étant la région sur laquelle le groupe traité et contrôle partagent les mêmes propensions. $I_1 \cap S_p$ et $I_0 \cap S_p$ représentent respectivement l'ensemble des individus traités et contrôles qui partagent ce support commun S_p .

La procédure consiste alors à faire de l'appariement en fonction des *scores de propension* (Rosenbaum et Rubin, 1983 et 1985). Il s'agit là de calculer la probabilité de recevoir le traitement conditionnellement à X . Pour cela, on estime d'abord un modèle logit de la forme suivante :

$$p_i = \Pr(T = 1 | X) = \theta X + \epsilon \quad (2.7)$$

Les valeurs prédites de cette probabilité conditionnelle constituent les *scores de propension* p_i . Et pour estimer W_{ij} on utilise la fonction de Kernel en suivant Heckman et al. (1997). Cette fonction est traduite par la relation suivante :

$$W_{ij} = \frac{K\left(\frac{p(X_i) - p(X_j)}{h_N}\right)}{\sum_{k \in I_0} K\left(\frac{p(X_k) - p(X_i)}{h_N}\right)} \quad (2.8)$$

Où $K(\cdot)$ est la fonction de kernel et h_N la largeur de la bande (*bandwidth parameter*)³⁸, I_0 le groupe contrôle et N le nombre d'observations.

³⁸ En pratique ce paramètre est défini comme : $h_N = \frac{0.9m}{\sqrt[5]{N}}$; $m = \min\left(\text{ecart - type } p(X); \frac{\text{ecart interquartile } p(X)}{1.349}\right)$

Pour réduire au maximum l'écart (ou la distance) entre un individu traité i et ceux considérés comme ses semblables dans le groupe contrôle, nous choisissons la fonction *Epanechnikov* qui reste la méthode la plus efficace pour minimiser la moyenne des erreurs quadratiques intégrées (ou fonction de risque de p_i). Le poids de chaque individu j par rapport i se réécrit alors en reprenant l'équation (2.7) et (2.8):

$$W_{ij} = \frac{K\left(\frac{p_i - p_j}{h_N}\right)}{\sum_{k \in I_0} K\left(\frac{p_k - p_i}{h_N}\right)} \quad (2.9a)$$

En posant $\frac{p_i - p_j}{h_N} = S$

On a
$$K(S) = \begin{cases} \frac{3}{4\sqrt{5}} \left(1 - \frac{1}{5}S^2\right) & \text{si } |S| < \sqrt{5} \\ 0 & \text{si } |S| \geq \sqrt{5} \end{cases} \quad (2.9b)$$

Finalement, la DD avec *appariement* consiste à faire du *propensity score matching* à la période initiale pour s'assurer de la similarité entre les traités et les contrôles et par la suite appliquer la double différence pondérée pour estimer l'impact. Mais l'estimation en DD avec *appariement* suppose que la condition "*d'équivalence sur le support commun*" soit vérifiée *i.e.* une similarité entre les deux groupes de comparaison sur le support commun de probabilité. Le support commun représente donc une zone où le groupe traité et le groupe contrôle partagent les mêmes scores de propension. Nous testons cette condition en utilisant la méthode de Smith et Todd (2003) dans laquelle chaque variable d'*appariement* est régressée sur une forme polynomiale du scores de propension score et de la muette de traitement. L'équation de test se présente sous la forme suivante :

$$X_{vk} = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{p}_v + \alpha_2 \hat{p}_v^2 + \alpha_3 T_v + \alpha_4 (T_v * \hat{p}_v) + \alpha_5 (T_v * \hat{p}_v^2) + u_{vk} \quad (2.9c)$$

Où X_{vk} est la k ième variable explicative portant sur le village v . \hat{p}_v le score de propension dénotant la probabilité pour le village v d'obtenir le programme conditionnellement à ses caractéristiques et T_v la variable de traitement qui prend 1 pour les villages traités et 0 sinon. L'hypothèse nulle du test est que tous les coefficients impliquant T_v sont conjointement nuls ($\alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$)

La satisfaction de cette condition de nullité nécessite, en effet, d'exclure les villages qui sortent de la région du support commun. En règle générale, un village contrôle j peut être exclu lorsque la différence entre sa propension et la propension la plus faible du groupe traité dépasse un certain seuil : $(p_{min, T=1} - p_{j \in T=0}) > \tau$ Où τ est le seuil de tolérance. Et un

village traité i peut être exclu lorsque sa propension est supérieure à la propension la plus élevée dans le groupe contrôle d'un certain seuil (Dehejia et Wahba, 1999).

Nous nous servons de cette règle en utilisant une méthode itérative basée sur les F-tests de l'équation (2.9c) en excluant au fur et à mesure les villages jusqu'à ce que le *test d'équivalence* soit concluant.

3. Méthodes d'identification des effets de traitement

Pour identifier les différents effets de traitement, une distinction est d'abord faite entre l'assignation au programme (T) et le traitement (D). L'assignation correspond à la présence ou non du programme dans le village et le traitement correspond à la participation au programme conditionnellement à sa présence. Selon cette distinction, plusieurs types d'effets peuvent être identifiés (schéma 2.2 ci-dessous).

Schéma 2.2 : Assignation au programme et statut de traitement

| | |
|----------------|----------------|
| $T=0$ $D=0$ | $T=1$ $D=1$ |
| | $T=1$ $D=0$ |

T : Assignation (présence du programme) ; D : Traitement (participation au programme)

Le cas $T=1$ correspond aux villages bénéficiaires. Les ménages de ces villages sont donc "assignés" au programme. Dans ces villages on distingue les ménages participants ($T=1, D=1$) et les non participants ($T=1, D=0$).

Le cas $T=0$ correspond au groupe de villages non bénéficiaires. Les ménages dans ces villages sont non assignés. De plus, aucun individu n'est censé participer au programme puisqu'on suppose qu'ils ne se déplacent pas pour effectuer les opérations dans les villages bénéficiaires. Ainsi pour ce groupe, $T=0$ et $D=0$.

Cette distinction permet d'identifier deux types d'effets du programme: l'intention de traiter (Intention-to-Treat effect) et l'effet moyen de traitement sur les traités (Average Treatment effect on Treated).

3.1. L'Intention de traiter (Intention-To-Treat effect)

L'intention de traiter que nous notons ici ITT désigne l'impact moyen observé lorsque tous les assignés participent au programme. En présence *non compliers*³⁹, l'ITT peut sous-estimer l'impact du programme. Ainsi, en tenant compte de la présence potentielle des non participants, le coefficient β_1 de l'équation (2.1a) et le coefficient δ de l'équation (2.2a) représentent l'ITT (Angrist et Imbens,1994; Angrist, Imbens et Rubin,1996, White et al ,2005). Cet effet est aussi identifié à travers les spécifications économétriques suivantes :

Dans l'approche en Entrées-Echelonnées on a:

$$Y_{iv} = \beta_0 + \beta_1 T_v + \gamma X_{iv} + \varepsilon_{iv} \quad (2.1b)$$

Où Y_{iv} représente l'indicateur de résultat pour l'individu i dans le village v . T_v représente la présence du programme qui est une variable binaire qui prend 1 lorsque le village a déjà le programme en 2009 et 0 si le village n'a pas encore reçu à cette date mais devrait l'avoir avant 2011. X_{iv} représente les caractéristiques associées à l'individu i . Et ε_{iv} représente ici le terme d'erreur. β_1 représente ici l'Intention de traiter.

En Double-Différence nous estimons l'équation :

$$Y_{ivt} = \beta_0 + \beta_1 T_v + \vartheta t + \delta(T_v * t) + \gamma X_{ivt} + \varepsilon_{ivt} \quad (2.2b)$$

Y_{ivt} représente l'indicateur de résultat de l'individu i à la période t . T_v représente la présence du programme, une variable binaire prenant 1 si une plateforme est installée dans le village (entre 2009 et 2011) et 0 si la plateforme n'a pas encore été installée. t représente la muette temporelle égale à 0 pour 2009 et 1 pour 2011. ε_{ivt} le terme d'erreur. L'ITT est capté ici par le paramètre δ .

3.2. Effet moyen de traitement sur les traités (Average Treatment Effect on Treated)

L'effet moyen de traitement sur les traités (communément noté ATT) est la mesure de l'impact qui tient compte de la participation au-delà de la simple présence du programme. Etant donné le taux de participation au programme⁴⁰, l'ATT est mesurée sur les ménages participants comparativement aux ménages non participants et aux ménages non assignés.

³⁹ Les *non compliers* représentant des individus qui ne se conforment pas à leur statut d'assignation (assignés mais non participants ou non assignés mais participants).

⁴⁰ 60.3 % des ménages selon les données d'enquête 2009

Dans cette mesure le traitement est considéré endogène, dépendant d'un certain nombre de facteurs qui sont essentiellement inobservables.

Tout comme pour l'ITT, nous estimons l'ATT respectivement en Entrées-Echelonnées et en Double-différence. Les spécifications retenues sont les suivantes :

$$Y_{iv} = \beta_0 + \beta_1 D_{iv} + \gamma X_{iv} + \varepsilon_{iv} \quad (2.1c)$$

$$Y_{ivt} = \beta_0 + \beta_1 D_{iv} + \vartheta t + \delta(D_{iv} * t) + \gamma X_{ivt} + \varepsilon_{ivt} \quad (2.2c)$$

$$\text{avec } D_{iv} = \varphi(X_{iv}, \varepsilon_{iv}) \quad (2.2d)$$

D_{iv} représente la participation au programme. C'est une variable binaire qui prend 1 lorsque le ménage de l'individu i réalise au moins une opération à la PTFM et 0 sinon. Ces opérations concernent notamment la mouture, le broyage, le décorticage des céréales ou tout autre transformation agroalimentaires mais également l'utilisation d'autres services comme les recharges de batteries, etc. La participation du ménage est ici supposée être une fonction $\varphi(\cdot)$ des caractéristiques observables et inobservables du ménage.

3.3. Relations entre l'ITT, l'ATT et l'Effet Moyen de Traitement (ATE)

Lorsque l'assignement au programme est parfaitement équivalent au traitement alors l'ITT est aussi équivalent à l'ATT. Et l'effet ainsi déterminé correspond à l'Effet Moyen de Traitement (Average Treatment Effect) noté ATE. Mais dans le cas où tous les assignés ne participent pas au programme, l'ATT s'obtient en divisant l'ITT par le taux de participation au programme. Toutefois cette relation de proportionnalité n'est valide que lorsqu'il n'y pas d'externalités c'est-à-dire l'existence d'un effet bénéfique pour les non participants dans les villages traités du fait de leur interaction avec les participants.

4. Conditions de validité des estimateurs

La démarche d'identification de l'effet de traitement se focalise sur l'ITT et sur l'ATT qui demeurent des estimations fiables des effets de traitement en présence d'un échantillon non randomisé et l'existence des non participants.

Notons que dans l'analyse en Entrées-Echelonnées, $T=1$ correspond au village du groupe **A** et $T=0$ celui des villages du groupe **B**. Tandis qu'en Double-différence $T=1$ correspond au groupe **B** et $T=0$ correspond au groupe **C**. Ainsi dans chaque méthode d'estimation, cette distinction nous permet de comparer $T=1$ contre $T=0$ pour estimer l'ITT et à comparer $(T=1, D=1)$ contre $(T=1, D=0) \cup (T=0, D=0)$ pour estimer l'ATT. La comparaison directe de $(T=1,$

$D=1$) contre ($T=1, D=0$) permet d'estimer un effet "local". Mais cet effet local ne retient pas ici notre intérêt car sa détermination est potentiellement biaisée du fait de l'existence d'effets de retombées potentiels indirectement profitables aux non participants.

4.1. Hypothèses d'identification de l'ATT

Dans l'estimation de l'ATT, la participation étant supposée expliquée par des caractéristiques inobservables, il convient d'adopter une procédure d'instrumentation vérifiant cinq hypothèses fondamentales (Angrist et Imbens,1994; Angrist, Imbens et Rubin,1996).

La première est l'hypothèse *SUTVA*(Stable Unit Treatment Value Assumption). Cette hypothèse implique que l'outcome potentiel de chaque individu n'est pas corrélé au statut de traitement des autres individus. La deuxième est l'hypothèse d'exclusion des restrictions qui implique que l'effet de l'instrument sur l'outcome doit uniquement passer par la variable D . La troisième hypothèse est la non-nullité de l'effet de l'instrument sur D . La quatrième est l'hypothèse de monotonie qui implique que l'instrument affecte la participation d'une façon monotone. Cette condition signifie par exemple que pour deux valeurs l_1 et l_2 de l'instrument Z . Si les individus ont une probabilité plus forte de participer en l_1 qu'en l_2 , dans ce cas tout individu qui participerait en l_2 participerait nécessairement en l_1 . Et enfin la cinquième hypothèse est celle de l'assignation aléatoire. Cette hypothèse implique que l'assignation des individus par rapport à l'instrument soit distribuée de manière aléatoire. La principale difficulté se trouve alors dans le choix d'un instrument capable de satisfaire ces différentes conditions.

Lorsque l'assignation au programme est distribuée aléatoirement et que l'impact du programme est capté à travers la participation, il est alors possible d'instrumenter cette participation D_{iv} par la simple présence du programme T_v . C'est d'ailleurs pour cette raison que la randomization semble être la meilleure variable instrumentale qui soit car l'assignation aléatoire au programme crée une monotonie dans la participation (Angrist et Imbens,1994; Angrist, Imbens et Rubin,1996). Dans notre cas, bien que la présence du programme T_{iv} puisse vérifier cette hypothèse de monotonie, elle ne vérifie cependant pas l'hypothèse d'exclusion et celle d'une distribution aléatoire. Elle ne peut donc être un instrument valide de la participation. Il faudrait alors rechercher un instrument crédible capable de satisfaire ces conditions. Nous choisissons pour cela la distance entre le ménage et la PTFM du village. Mais cette distance ne pouvant pas être mesurée dans les villages contrôles, il faudrait choisir

une forme fonctionnelle discriminante dans la participation. Pour cela, nous choisissons l'inverse de la distance comme instrument :

$$Z_{iv} = \frac{1}{d_{iv}} \quad (2.10)$$

Où Z_{iv} est l'instrument et d_{iv} la distance entre le ménage et la plateforme installée dans le village. Les propriétés mathématiques de cette fonction permettent de considérer $Z_{iv} = 0$ pour tous les ménages des villages non bénéficiaires puisque : $\lim_{d_{iv} \rightarrow \infty} Z_{iv} = \lim_{d_{iv} \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{d_{iv}} \right) = 0$. Ce qui permet à la fois de créer une continuité et une monotonie en satisfaisant les conditions d'exclusion. On peut donc estimer l'équation d'instrumentation se présentant comme suit:

$$D_{iv}^* = \kappa_0 + \kappa_1 Z_{iv} + \kappa_2 X_{iv} + u_i \quad \text{avec} \quad \begin{cases} D_{iv} = 1 \text{ si } D_{iv}^* > 0 \\ D_{iv} = 0 \text{ si } D_{iv}^* \leq 0 \end{cases} \quad (2.11)$$

Où D_{iv} représente le statut de participation au programme. $D_{iv} = 1$ si le ménage participe, 0 sinon. D_{iv}^* la variable latente de la participation et X_{iv} les autres exogènes. Z_{iv} est l'instrument de cette participation.

4.2. Interprétation des coefficients

Dans les interprétations des résultats, deux éléments essentiels sont importants à signaler. Premièrement, la plupart de nos variables de résultat étant de nature binaire, l'ampleur des coefficients, obtenus dans les estimations par probit sur ces variables, n'est pas directement interprétable. L'interprétation doit donc se baser soit sur les signes obtenus, soit sur les effets marginaux et leur seuil de significativité. Pour ces raisons méthodologiques, nous ne nous focaliserons que sur les seuils de significativité dans nos différentes interprétations.

Le second problème d'interprétation concerne les coefficients des variables croisées dans un modèle non linéaire comme le probit. En effet, les estimateurs de Double-Différence sont obtenus à partir des termes croisés comme $T_v * t$ dans l'équation (2.2b) et par $D_{iv} * t$ dans l'équation (2.2c). Les coefficients de ces variables interactives soulèvent un autre problème que beaucoup d'études ignorent et pourtant qui conduisent à des fausses interprétations (Ai et Norton, 2003). En réalité, dans un modèle non linéaire, l'effet de l'interaction peut être non nul même si le coefficient associé à l'interaction est nul. Par exemple, en reprenant le cas de l'équation (2.2b).

$$Y_{ivt} = \beta_0 + \beta_1 T_v + \vartheta t + \delta(T_v * t) + \gamma X_{ivt} + \varepsilon_{ivt} \quad (2.2b')$$

Où Y_{ivt} représente la variable binaire de résultat sur l'individu i à la période t . T_v représente la présence du programme, également une variable binaire. t représente la muette temporelle. δ représente le coefficient de la variable d'interaction ($T_v * t$) censé mesurer l'impact.

Si l'équation (2.2b') était un modèle linéaire (*i.e.* Y_{ivt} continue), alors δ représenterait bien l'impact du programme puisque :

$$\frac{\partial^2 E(Y|T, t, X)}{\partial T \partial t} = \frac{\partial^2 E(Y|T, t, X)}{\partial t \partial T} = \delta$$

Cette relation se vérifie quelle que soit la nature binaire ou continue des variables T et t . Et la significativité de δ peut-être simplement testé à travers le *t-student* ordinaire (Ai et Norton, 2003 ; Ai , Norton et Wang, 2004). Mais cette relation ne tient plus lorsque l'on est dans un cas non linéaire comme le probit. Dans le probit, l'espérance conditionnelle de Y s'écrit :

$$E(Y|T, t, X) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 T_v + \vartheta t + \delta(T_v * t) + \gamma X_{ivt}) = \Phi(u)$$

Où $\Phi(\cdot)$ est la fonction de répartition d'une loi normale dans le cas du probit, alors, on a :

$$\frac{\partial^2 \Phi(u)}{\partial T \partial t} = \delta \Phi'(u) + (\beta_1 + \delta t)(\vartheta + \delta T) \Phi''(u)$$

Où $\Phi'(\cdot)$ est la fonction de densité qui est la dérivée de $\Phi(\cdot)$ et $\Phi''(\cdot)$ sa dérivée seconde. Cette relation traduit l'effet d'interaction dans un modèle non linéaire.

Lorsque par exemple $\delta = 0$, on a :

$$\frac{\partial^2 \Phi(u)}{\partial T \partial t} = \beta_1 \vartheta \Phi''(u)$$

Cette dernière relation montre bien que l'effet d'interaction est non nul même si le coefficient de l'interaction l'est. C'est pour l'une de ces raisons que nous présenterons les résultats des estimations probit sous forme d'effet marginaux notamment en Double-Différence. Cela n'est toutefois pas nécessaire en Entrées-Echelonnées dans la mesure où la variable de traitement n'est interagit avec aucune autre variable explicative et les effets marginaux vont dans le même sens que les coefficients initiaux estimés.

5. Mise en œuvre des estimations et résultats

Cette section présente une discussion sur les étapes de mise œuvre des méthodes d'estimation. Nous commençons par une analyse descriptive des principales caractéristiques des villages et des ménages dans le but de détecter au préalable les différences pouvant exister entre les deux groupes. Le cas échéant, la prise en compte de ces différences passe par l'introduction des variables correspondantes dans les modèles à estimer.

5.1. Comparaison des groupes traités et des groupes contrôles

Le tableau 2.3 présente la situation socioéconomique dans les villages lors du premier passage (période de base). Un test de différence de moyenne est présenté dans les colonnes 4, 5 et 6 pour juger de la significativité des différences observées. Contrairement aux différents tests présentés au chapitre 1, les tests de différence effectués ici entre les groupes traités et les groupes contrôles sont faits sur la base d'une distinction entre groupes (**A**, **B** et **C**). Ce qui entraîne une légère différence d'interprétation par rapport aux précédents tests présentés au chapitre 1 dans lesquels la comparaison n'est faite qu'entre le groupe **A** (déjà traité en 2009) et les deux autres groupes (non traités en 2009).

Tableau 2.3 : Comparaison de la situation initiale des groupes de villages

| | Groupe A Traités avant 2009 | Groupe B Traités entre 2009 et 2011 | Groupe C Non encore traités | Pvalue ttest A et B | Pvalue ttest B et C | Pvalue ttest A et C |
|---|--|--|--|--|--|--|
| Caractéristiques des villages | | | | | | |
| Nombre d'habitants (x1000) | 1,73 | 2,10 | 1,26 | 0,250 | 0,005 | 0,053 |
| Présence de centre téléphonique(%) | 26,78 | 19,76 | 16,21 | 0,132 | 0,553 | 0,195 |
| Accès à l'électricité Réseau EDM(%) | 8,92 | 7,84 | 2,63 | 0,820 | 0,296 | 0,200 |
| Présence de réseau de distribution d'eau(%) | 18,75 | 11,76 | 15,78 | 0,268 | 0,587 | 0,683 |
| Présence de coopérative agricole (%) | 63,15 | 55,62 | 51,70 | 0,113 | 0,251 | 0,479 |
| Présence de banque de céréale (%) | 28,57 | 29,41 | 36,84 | 0,913 | 0,465 | 0,342 |
| Présence de moulins privés (%) | 31,57 | 25,49 | 50,89 | 0,532 | 0,002 | 0,039 |
| Nombre moyen de boutiques | 6,11 | 7,53 | 4,12 | 0,552 | 0,201 | 0,360 |
| Présence de marché(%) | 36,93 | 31,37 | 28,94 | 0,494 | 0,808 | 0,375 |
| Distance moyenne au marché (km) | 10,50 | 8,64 | 11,061 | 0,401 | 0,330 | 0,837 |
| Distance moyenne au centre de santé (km) | 6,13 | 7,05 | 8,37 | 0,569 | 0,503 | 0,412 |
| Distance moyenne à la route bitumée (km) | 32,87 | 32,49 | 33,54 | 0,956 | 0,913 | 0,936 |
| Distance moyenne au chef-lieu de Région (km) | 156,27 | 144,84 | 166,27 | 0,569 | 0,444 | 0,606 |
| Caractéristiques des ménages | | | | | | |
| <i>Composition</i> | | | | | | |
| Taille moyenne ménage | 7,26 | 6,93 | 7,25 | 0,135 | 0,109 | 0,969 |
| % de femmes chef de ménage | 1,41 | 2,61 | 2,63 | 0,063 | 0,981 | 0,083 |
| % de chefs de ménage alphabétisés | 33,18 | 28,50 | 28,09 | 0,540 | 0,885 | 0,545 |
| % de chefs de ménage polygames | 32,52 | 31,71 | 30,24 | 0,723 | 0,614 | 0,373 |
| <i>Equipements</i> | | | | | | |
| Indice de richesse biens et actifs durables | 0,043 | -0,059 | -0,049 | 0,146 | 0,908 | 0,246 |
| <i>Qualité de logement</i> | | | | | | |
| % logements en matériaux durs (ciment, betons,etc.) | 1,47 | 2,01 | 2,45 | 0,162 | 0,552 | 0,176 |
| % de logements avec toits en matériaux modernes | 21,91 | 28,33 | 24,23 | 0,130 | 0,271 | 0,210 |
| % de logements avec sol en matériaux modernes | 8,75 | 8,42 | 11,15 | 0,761 | 0,264 | 0,157 |
| <i>Activités agricoles</i> | | | | | | |
| Surface agricole moyenne cultivée (en ha) | 8,37 | 6,98 | 6,49 | 0,032 | 0,413 | 0,010 |
| % ménage utilisant l'engrais | 58,47 | 37,92 | 41,32 | 0,000 | 0,270 | 0,000 |
| % ménages utilisant moyens de labour avec traction | 92,56 | 88,05 | 84,86 | 0,001 | 0,130 | 0,000 |

Ecart types clustérisés au niveau village, Différences significatives en gras

Au regard des p.values associées aux tests de différences, les chiffres présentés dans ce tableau ne montrent pas de différences fondamentales entre les trois groupes (exceptés le nombre moyen d'habitants par village et la présence de moulins privés). On constate que la proportion de villages du groupe C ayant au moins un moulin privé est égal à 50,8 % contre 31,5% dans le groupe A et 25,4% dans le groupe B). Ce fait notable semblerait indiquer que les PTFM s'implantent d'abord dans les zones avec un faible accès aux services mécaniques privés. Mais cela peut aussi signifier une disparition des moulins privés sous l'influence de la concurrence avec l'installation de la PTFM.

Au niveau des caractéristiques des ménages, quelques différences notoires semblent se dégager notamment au niveau de la pratique des activités agricoles : elle est relativement plus importante et intensive dans les villages avec PTFM. Les ménages du groupe **A** cultivent en moyenne 8,37 hectares de parcelles contre 6,98 ha dans le groupe **B** et 6,49 dans le groupe **C**. Des différences significatives apparaissent également au niveau de l'utilisation des intrants chimiques ou l'utilisation de traction animale ou motorisée.

Globalement, dans cette comparaison sur les activités agricoles, ce sont les ménages du groupe **A** qui se différencient significativement des autres groupes. Etant donné que ce groupe a reçu le programme bien avant les autres, on peut penser que l'installation de la PTFM modifie au cours du temps les pratiques agricoles. En effet, si le gain potentiel de temps par l'utilisation permet aux femmes de consacrer plus de temps aux activités agricoles et maraichères, une plus forte implication des femmes dans ces activités aboutirait donc à une augmentation des surfaces agricoles exploitées dans le ménage et favorise l'intensification agricole par l'usage des intrants modernes ou de la traction. Dans cette hypothèse, la différence observée entre les groupes de ménages peut être vue comme un résultat potentiel du programme.

Ceci étant, vu la non-significativité de la majeure partie des variables, on peut admettre globalement une similarité entre les trois groupes. Un résultat qui nous est plutôt favorable quoique inattendu, car on s'attendait plutôt à une similarité uniquement entre le groupe **A** et le groupe **B** et une différence significative des deux premiers groupes avec le groupe **C**. Mais tel n'est pas le cas. On voit par exemple que le groupe **B** est quasiment similaire au groupe **C**. Ce qui conforte davantage nos approches d'estimation.

5.2. Choix méthodique des variables de contrôle

La tendance naturelle dans l'analyse d'impact est de choisir des variables de contrôle parmi les déterminants classiques de la variable d'intérêt. Cependant, cette manière de choisir les variables de contrôle n'est pas absolument nécessaire et peut même s'avérer inefficace lorsqu'on est face à une multitude de déterminants potentiels de la variable de résultat.

En effet, l'analyse d'impact étant fondamentalement une recherche d'une différence de moyenne entre deux groupes de comparaison, pour que cette différence, si elle existe, puisse être effectivement attribuable au programme, il faut avoir eu contrôlé, en amont, la part simplement due aux différences de caractéristiques. Dans cette optique, le choix efficace de

variables de contrôle peut se limiter aux seules variables susceptibles d'expliquer une partie de cette différence. Par exemple, en prenant le cas de l'influence potentiel de la distance au marché sur la probabilité que les femmes exercent une activité génératrice de revenus, il n'est pas nécessaire de contrôler pour cette variable lorsqu'il n'y a pas de différence significative dans cette distance entre les groupes traité et contrôle. Puisque dans ces conditions, la différence entre les espérances de la probabilité d'exercer une AGR selon le statut de traitement restera la même que celle entre les espérances de la probabilité d'exercer une AGR selon le statut de traitement conditionnellement à la distance au marché *i.e* :

$$\begin{aligned} & E[Pr(y = 1|T = 1)] - E[Pr(y = 1|T = 0)] \\ &= E[Pr(y = 1|T = 1, X_{T=1})] - E[Pr(y = 1|T = 0, X_{T=0})] \\ &\quad \text{si } E(X_{T=1}) - E(X_{T=0}) = 0 \end{aligned}$$

Où $E[Pr(y = 1|T = 1)]$ est l'espérance de la probabilité d'exercer une AGR dans les villages traités. $E[Pr(y = 1|T = 0)]$ l'espérance de la probabilité d'exercer une AGR dans les villages contrôles. $X_{T=1}$ et $X_{T=0}$ représentent la distance au marché respectivement dans le groupe traité et dans le groupe contrôle. Ainsi lorsqu'il n'y a pas de différence significative dans ces distances entre les deux groupes ($E(X_{T=1}) - E(X_{T=0}) = 0$), alors la différence de probabilité calculée sans ces distances reste la même que celle calculée en contrôlant pour les distances ($E[Pr(y = 1|T = 1, X_{T=1})] - E[Pr(y = 1|T = 0, X_{T=0})]$). Dans ce cas, la prise en compte des distances n'a aucun apport dans la recherche de différence.

En revanche lorsqu'il y a une différence significative entre les deux groupes dans la distance moyenne ($E(X_{T=1}) - E(X_{T=0}) \neq 0$), la variable *distance* doit nécessairement être introduite afin d'apporter une partie des explications de la différence dans les probabilités d'exercer une AGR. C'est ce principe clé qui guide la sélection de nos variables de contrôle.

L'idée ici est qu'en contrôlant l'ensemble des facteurs contribuant à la différence, on s'assure que l'impact estimé sera uniquement dû au programme.

Ainsi, compte tenu du nombre très élevé de variables de contrôle potentielles, nous adoptons une procédure de sélection en suivant trois étapes pour chaque indicateur de résultat (AGR, éducation, santé). Dans une première étape, nous tentons d'abord de réunir quelques déterminants essentiels suggérés dans la littérature. Dans une seconde étape, nous effectuons, pour chacun des déterminants, un test de différence de moyenne entre le groupe traité et le groupe contrôle et nous retenons les déterminants pour lesquels une différence significative

est mise en évidence. Dans une troisième étape, nous procédons à un tri sélectif parmi les variables retenues à la seconde étape pour être introduites dans le modèle d'estimation. En règle générale, une variable significative n'est retenue que lorsqu'elle ne pourrait pas être, raisonnablement, considérée comme un résultat potentiel du programme⁴¹. Toutefois à cette règle générale de sélection, quelques exceptions pourraient être faites selon l'intérêt qu'on porte sur telle ou telle variable exogène non retenue dans la seconde étape (ex : âge, sexe, ...).

6. Résultats

Pour moins surcharger la présentation, nous avons préféré présenter les tableaux détaillés de résultats avec les variables de contrôle en Annexe A.2. Le tableau 2.4 suivant fournit de façon synthétique les principaux résultats obtenus des différentes estimations. Cette section est consacrée à la discussion des effets obtenus ainsi que les conditions dans lesquelles ces effets ont été estimés.

Au-delà des résultats sur les variables de contrôle, qui pour la plupart corroborent ceux retrouvés dans la littérature, la discussion tourne principalement autour de la significativité du coefficient associé aux différents types de variables de traitement retenues. Pour rappel, deux types d'effets ont été identifiés (l'ITT et l'ATT) à travers deux principales approches (Entrées-Echelonnées et Double-Différence).

⁴¹ Par exemple, on remarque dans le tableau 2.3 qu'il y a une différence significative dans les pratiques agricoles selon les groupes (surfaces agricoles cultivées, etc.). Etant donné que ces variables sont potentiellement influençables par le programme, elles ne sont donc pas considérées comme variables de contrôle (plus spécifiquement dans le modèle de l'éducation). Il en est de même pour les indicateurs de richesse du ménage (revenus, actifs et biens durables, logements,...)

Tableau 2.4 : Impact des PTFM : synthèse de résultats

| Approche | Groupes | Effet | Echantillon | Activités économiques des femmes | | | Education des enfants | | | Santé et malnutrition des enfants | | | | | |
|---------------------|---------|-------|--------------|----------------------------------|---------------------|-------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------|-----------------------------------|--------------------|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| | | | | exerce_AGR | temps_AGR | Produc_horaire | Scolarise | temps_scolaire | rythme_progress | waz | haz | whz | waz<-2 | haz<-2 | whz<-2 |
| ENTRÉES ÉCHELONNÉES | A vs B | ITT | TRANSVERSAL | 0.189** (0.015) | 0.098* (0.098) | -0.538 (0.157) | 0.130* (0.085) | 0.415** (0.031) | -0.006 (0.778) | -0.048 (0.669) | 0.025 (0.863) | -0.219 (0.124) | 0.112 (0.136) | 0.041 (0.537) | 0.151* (0.091) |
| | | ATT | TRANSVERSAL | 0.584* (0.084) | 0.431* (0.059) | -0.713 (0.219) | 0.793* (0.052) | 0.561*** (0.006) | 0.0496 (0.909) | 0.071 (0.105) | 0.808 (0.584) | 0.964 (0.535) | 0.283 (0.119) | -0.128 (0.157) | -0.737 (0.149) |
| DOUBLE DIFFERENCE | B vs C | ITT | NON CYLINDRE | -0.087 (0.467) | 0.102* (0.098) | -0.537 (0.520) | 0.091** (0.043) | -0.736 (0.193) | 0.272 (0.475) | -1.194 (0.119) | 0.509 (0.968) | -1.530 (0.126) | -0.023 (0.765) | 0.038* (0.059) | -0.038 (0.504) |
| | | | CYLINDRE | -0.087 (0.467) | 0.102* (0.098) | -0.537 (0.520) | -0.0029 (0.515) | 0.0392* (0.090) | 0.0184 (0.635) | -1.112 (0.173) | -0.846 (0.608) | -0.061 (0.147) | 1.554 (0.139) | 0.380 (0.577) | 0.371 (0.649) |
| | | | MATCHING | -0.424 (0.191) | 0.317 (0.103) | 0.025 (0.572) | 0.626 (0.168) | 0.177** (0.035) | 0.093 (0.171) | 0.126 (0.969) | -0.016* (0.053) | 0.303 (0.870) | 0.023 (0.429) | 0.183 (0.590) | -0.574 (0.827) |
| | | ATT | NON CYLINDRE | 0.041** (0.042) | 0.131* (0.052) | -0.083 (0.697) | 0.148* (0.064) | 0.942* (0.051) | -0.044 (0.778) | 0.371 (0.692) | 0.327 (0.360) | 0.504 (0.905) | -0.003 (0.166) | 0.016** (0.024) | -0.012 (0.168) |
| | | | CYLINDRE | 0.041** (0.042) | 0.131* (0.052) | -0.083 (0.697) | 0.330 (0.270) | 0.046** (0.028) | -0.032 (0.835) | 1.028 (0.755) | 0.820 (0.541) | 0.364 (0.927) | -0.399 (0.872) | -3.239 (0.168) | -1.242 (0.651) |
| | | | MATCHING | 0.113* (0.054) | 0.900*** (0.005) | 0.094 (0.273) | 0.701 (0.171) | 0.072*** (2.1e-05) | 0.003 (0.928) | -0.261 (0.159) | -0.557 (0.187) | -0.397 (0.981) | 0.623 (0.192) | -0.148 (0.424) | -0.216 (0.518) |

P.values entre parenthèses, significativité *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1

6.1. Estimations de l'ITT et de l'ATT en Approche en Entrées échelonnées

Les estimations de l'Intention de traiter (ITT) effectuées sur les différents indicateurs se basent sur l'équation (2.2b). Dans ces estimations, nous utilisons les données du premier passage de 2009 (échantillon transversal). Les estimations de l'effet moyen sur les traités (ATT) sont, elles, réalisées en se basant sur l'équation (2.1c). L'ATT a été déterminée en deux étapes. Dans la première étape, la probabilité de participation est estimée. Et dans la seconde étape, la valeur prédite de cette probabilité conditionnelle (non la prédiction linéaire) est introduite dans les différentes équations de résultat.

Impact des PTFM sur les Activités Génératrices de Revenus

Trois équations ont été estimées : **exerce_AGR** qui dénote la probabilité pour une femme d'exercer une activité économique (variable binaire égale à 1 et 0 sinon). Cette équation est estimée par un modèle probit. La deuxième équation est **temps_AGR** qui représente le temps (en nombre d'heures) consacré par la femme aux AGR dans son emploi du temps quotidien et la troisième équation est **Produc_horaire** qui représente la productivité horaire du travail journalier (calculée comme le rapport entre le revenu journalier et le temps journalier d'AGR de la femme). Etant donné le caractère continu de ces deux dernières variables, les modèles correspondants sont estimés par MCO. De plus, comme le temps d'AGR est imputé 0 pour les femmes n'exerçant aucune activité économique, nous adoptons la procédure de Heckman (1979) en introduisant le ratio de Mills dans cette équation pour corriger pour d'éventuels biais de sélection. Ce ratio est estimé à partir de l'équation **exerce_AGR** en excluant la variable de traitement PTFM de l'équation de sélection (voir tableau 2.4 pour la synthèse des résultats. Les tableaux détaillés de ces estimations en Entrées-Echelonnées sont présentés en Annexe A.2 du tableau 2.5 au tableau 2.10. Et les résultats des équations d'instrumentation dans le tableau 2.11).

Ces estimations révèlent un impact significativement favorable du programme à l'activité économique des femmes (se référer au tableau 2.4). L'estimation de l'ITT montre un effet positif et significatif du programme sur la probabilité d'AGR (p.value=0,015) et un impact positif et significatif sur le temps d'AGR au seuil de 10% (p.value=0,098). Ces deux résultats sont confirmés par l'estimation de l'ATT (impact positif à 10% respectivement sur la probabilité d'exercer une AGR et sur le temps journalier d'activité des femmes participantes).

Impact des PTFM sur la scolarisation des enfants

Trois équations sont également estimées : **Scolarise** qui est l'équation captant la probabilité pour un enfant d'être scolarisé (variable binaire prenant 1 pour les enfants de 6 à 12 ans actuellement scolarisés et 0 sinon)⁴². Cette équation est estimée par un probit. La deuxième équation (**temps_scolaire**) représente le temps d'apprentissage journalier de l'enfant. Ce temps n'étant observé que pour les enfants scolarisés, l'estimation MCO est réalisée comme précédemment, en appliquant la procédure de Heckman par introduction du ratio de Mills, obtenu à partir de l'équation probit sans la variable PTFM. La troisième équation est **rythme_progress** qui est l'équation captant le rythme de progression scolaire de l'enfant. Cette équation est estimée par MCO en retenant uniquement les enfants scolarisés. Ces différentes estimations montrent également un impact positif et significatif du programme sur la probabilité de scolarisation et sur le temps d'apprentissage scolaire (tableau 2.4 ci-dessus). Cette significativité se maintient tout aussi pour l'effet-*présence du programme*(ITT) et pour l'effet-*participation au programme*(ATT). Par contre, aucun effet des PTFM n'est observé sur le rythme de progression scolaire (l'hypothèse de nullité n'est pas rejetée).

Impact des PTFM sur l'état nutritionnel des enfants

Nous nous sommes intéressés au statut nutritionnel des enfants tant aux niveaux absolus qu'aux niveaux relatifs. Les niveaux absolus représentent les valeurs calculées des Z-scores pour les trois indicateurs retenus *waz* (*poids pour âge*), *haz* (*taille pour âge*) et *whz* (*poids pour taille*). Les niveaux relatifs sont mesurés par un seuil qui détermine le niveau de malnutrition, soit ici *-2 écart-types*⁴³ par rapport à la norme pour chaque indicateur considéré. Nous effectuons ainsi une analyse qualitative qui vise à estimer l'impact du programme sur la probabilité d'observer une situation de malnutrition de l'enfant. Les équations en niveau sont estimées par MCO et les équations qualitatives sont estimées par probit. Les estimations en niveau ne montrent aucune significativité des variables de traitement qu'il s'agisse de la présence du programme ou de la participation (voir tableau 2.4). Cette tendance semble se confirmer dans les analyses qualitatives, à l'exception du coefficient associé à la présence du programme sur la survenue de la malnutrition aiguë (ITT positif et significatif à 10%). Ce résultat, plutôt contraire à nos attentes, tend à soutenir que la présence du programme est

⁴² En pratique, nous retenons dans nos régressions tous les enfants scolarisés y compris ceux ayant moins de 6 ans et actuellement enrôlé dans le cycle primaire.

⁴³ Voir Normes de croissance de l'enfant OMS (<http://www.who.int/childgrowth/fr/>)

associée à une augmentation significative de la malnutrition aigüe (malnutrition de court terme). Bien que celui-ci n'ait pas été confirmé par l'estimation de l'ATT, ce résultat très contre-intuitif nous amène plutôt à nous poser la question de l'efficacité de la méthode des Entrées-Echelonnées à contrôler l'effet d'éventuelles caractéristiques inobservables entre les villages traités et les villages non traités. L'existence de telles inobservables entre les deux groupes peut biaiser les résultats en aboutissant à un effet qui est différent de l'impact réel du programme. Cette situation peut, par exemple, se produire lorsque le programme est installé essentiellement dans des zones très vulnérables où la malnutrition est élevée du fait d'un certain nombre de caractéristiques inobservables. Elle peut se produire également du fait de la présence d'un certain nombre d'inobservables dans les villages contrôles qui sont favorables à la baisse de la malnutrition dans ce groupe. Une estimation effectuée dans ces deux situations est donc potentiellement biaisée.

Cependant, ces hypothèses restent beaucoup moins plausibles dans la mesure où dans ces estimations nous partons du principe consistant à choisir les villages contrôles parmi les bénéficiaires imminents du programme (bénéficiaires dans un futur très proche). Hormis donc un léger décalage temporel, les deux groupes sont destinés à un même statut⁴⁴. Cette manière de choisir les contrefactuels limite donc très significativement la dissemblance inobservable entre les groupes traités et contrôles. Dans cette approche en Entrées-Echelonnées le biais de sélection peut donc être considéré comme négligeable.

6.2. Estimations de l'ITT et de l'ATT en Double-Différence

L'estimation de l'ITT et de l'ATT en Double-Différence vise à tester la robustesse des effets précédemment identifiés en Entrées-échelonnées. Cependant le principe d'identification se fonde sur une logique qui est différente de la précédente. Dans l'approche en Entrées-Echelonnées, nous avons identifié l'impact du programme sur le Groupe **A** en considérant comme contrefactuel le Groupe **B**. Dans la Double-Différence, nous identifions l'effet sur le groupe **B** en considérant comme contrefactuel le Groupe **C**. L'essentiel des raisons de ce choix stratégique a été discutée aux sections 2.1 et 2.2. Néanmoins, nous pouvons simplement rappeler qu'à notre premier passage en 2009, seuls les villages du groupe **A** étaient traités. Mais entre ce premier passage et le second (2011), un certain nombre de villages ont obtenu

⁴⁴ Nous étions en 2009, un groupe est déjà traité (Groupe **A**), l'autre ne l'est pas encore (Groupe **B**) mais en 2011, tous les deux groupes se retrouvent traités. De ce fait, les deux groupes ne sont pas fondamentalement différents

le programme. Ces villages sont ceux que nous mettons dans le groupe **B**. Le troisième groupe de villages (groupe **C**) est celui qui est resté non bénéficiaire sur toute la période même.

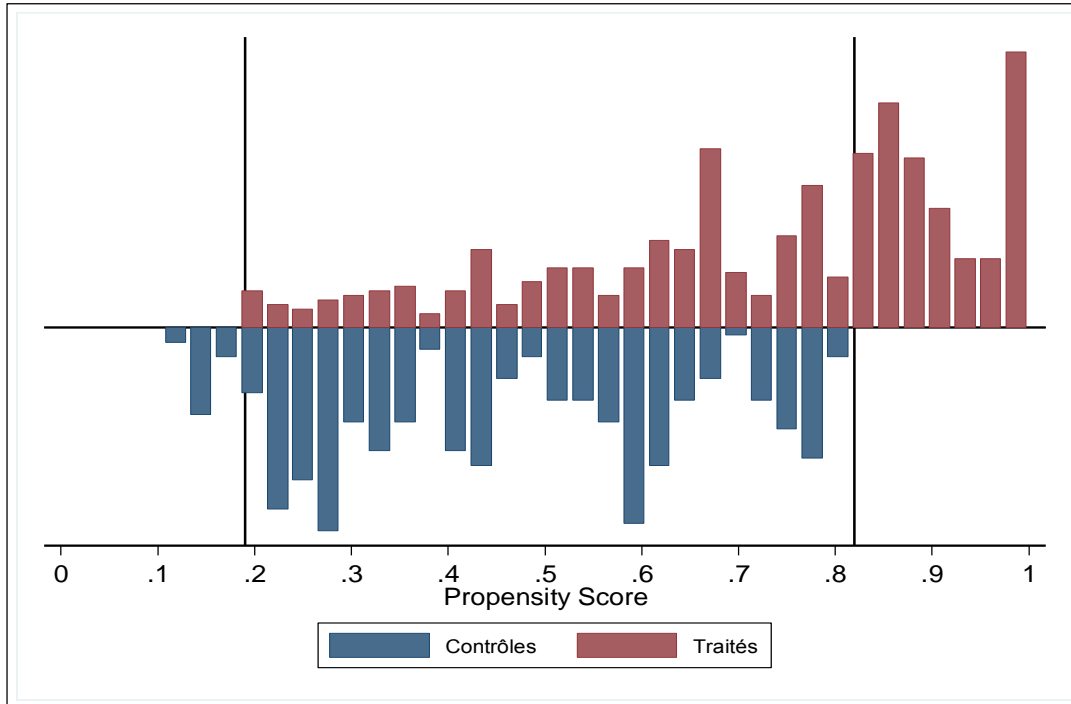
Dans cette situation, si l'effet identifié sur le groupe **A** par rapport au groupe **B** apparaît significatif alors la significativité de l'effet sur le groupe **B** par rapport au groupe **C** est *une condition nécessaire* pour que l'effet moyen estimé du programme soit considéré comme robuste. Pour que cette robustesse puisse être validée, il faudrait alors comparer le groupe **B** au groupe **C**. Mais cette comparaison ne peut se réaliser dans une simple analyse transversale. Puisque contrairement à la comparaison réalisée entre **A** et **B** dans laquelle une ressemblance *a priori* sur les inobservables est supposée entre les deux groupes, dans la comparaison de **B** et **C**, il est risqué de postuler une telle hypothèse car au second passage d'enquête, nous ne disposons d'aucune d'information sur les dates éventuelles d'entrée dans le programme du groupe **C**. Il reste d'ailleurs probable que certains villages de ce groupe n'y entrent pas sitôt ou peut-être pas. Comme la demande du programme émane de l'initiative du village, ne feront donc cette demande que les villages qui en expriment le besoin. Ceci nous amène à prendre des précautions pour faire face à l'existence d'éventuels biais de sélection concernant ce groupe. D'où la nécessité d'utiliser des techniques d'estimation capable de contrôler ces biais éventuels. L'approche de Double-Différence, de par son principe est celle qui semble la mieux adaptée à cette comparaison puisque d'une part nous avons deux groupes de comparaison (**B** et **C**) et d'autre part nous avons deux périodes (2009 et 2011). En période t_0 (2009), aucun des deux groupes n'est traité et en période t_1 (2011) le groupe **B** a déjà reçu le traitement. Alors la différence observée entre les deux groupes en t_1 moins la différence observée les deux groupes en t_0 est une estimation non biaisé de l'impact du programme. Car cette "double différence" purge toutes les autres différences notamment celles dues aux facteurs de sélection et autres inobservables⁴⁵. Pour des raisons de robustesse, nous avons veillé à effectuer deux types d'estimations en double-différence: la *DD* classique et la *DD* avec appariement des individus (*matching*).

Mais comme l'estimation en *DD* avec *appariement* nécessite que la condition "*d'équivalence sur le support commun*" soit vérifiée nous utilisons la méthode de Smith et

⁴⁵ A condition que l'évolution des situations dans les deux groupes ait suivi une tendance parallèle avant l'installation du programme du programme dans le groupe traité. D'où la nécessité de s'assurer de la condition dite de *parallel trend*.

Todd (2003) et le critère d'exclusion de Dehejia et Wahba (1999) pour construire les groupes de comparaison. Les résultats du test d'équivalence final sont présentés en annexe A.2 dans le tableau 2.12. Le graphique 2.2 suivant illustre la situation d'appartenance au support commun.

Graphique 2.2 : Propensity scores village et région de support commun



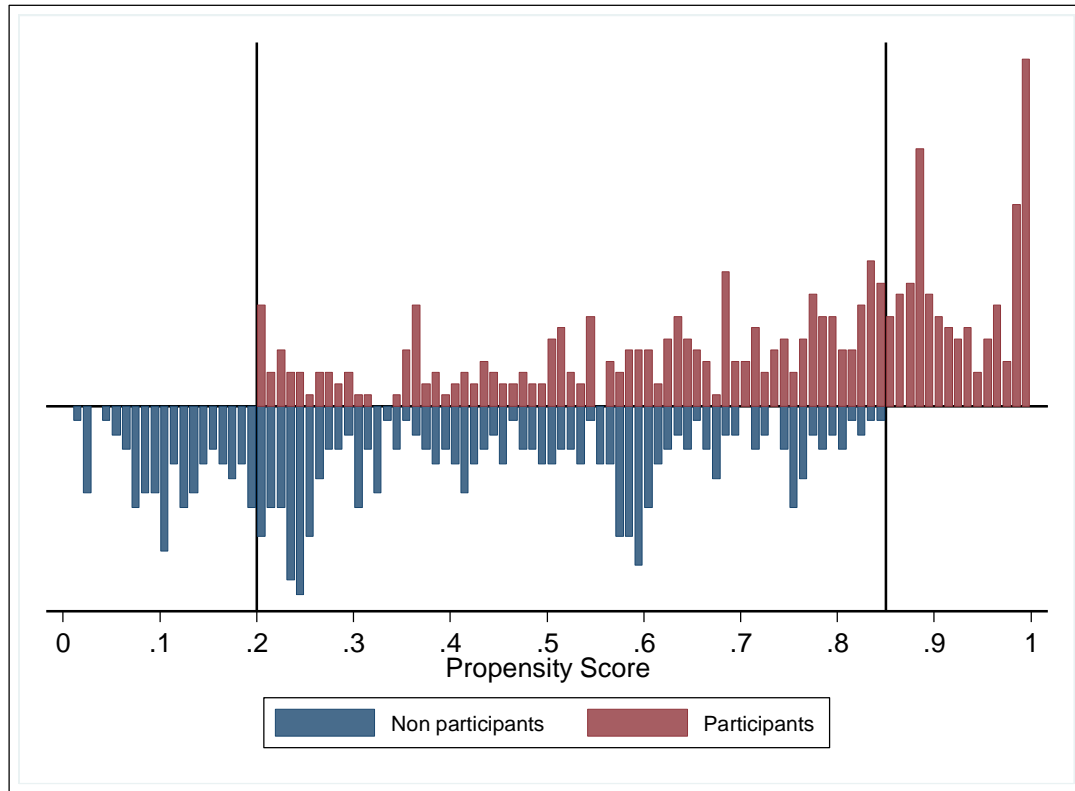
Sur les 83 villages de l'ensemble du groupe **B** et **C** (45 traités et 38 contrôles), 10 villages sortent du support commun (7 traités et 3 contrôles). Ils ont été donc exclus de la DD avec appariement.

L'estimation de l'ATT en Double-Différence est effectuée en considérant le statut de participation des ménages (équation 2.2c). Ces estimations sont basées sur les probabilités conditionnelles de participation estimées au niveau ménage. Nous suivons la méthode suggérée par Todd et al.(2006) qui proposent d'estimer d'abord la probabilité de participation en considérant uniquement les participants et les non participants dans les villages traités. Les paramètres de cette estimation sont ensuite utilisés pour imputer la probabilité conditionnelle de participation (*score de propension*) des ménages dans les villages non traités.

Dans l'estimation de l'ATT par la *DD* avec *appariement*, les scores de propension servent à tester l'équivalence entre les participants et les non participants pour déterminer la région du support commun. Les résultats finaux de ce test sont présentés en Annexe A.2

(tableau 2.13). Le graphique 2.3 illustre la distribution des scores de propension estimés sur les ménages participants et les non participants.

Graphique 3 : Distribution des scores de propension ménage et région de support commun



Sur les 996 ménages de l'échantillon en DD, 169 ménages ont été exclus dont 111 dans les villages traités et 58 dans les villages contrôles. Mais sur ces 169 ménages, 120 proviennent directement des 10 villages précédemment effectuée dans l'estimation de l'ITT. Les autres ménages sont exclus sur la base des résultats du test d'équivalence. Ce sont 19 ménages participants et 30 ménages non participants (dont 8 ménages non participants des villages traités et 22 ménages des villages contrôles).

Par ailleurs, pour que le coefficient estimé puisse être considéré comme robuste, sa significativité devrait pouvoir rester globalement insensible à toute forme de variation de l'échantillon ou tout autre sous-échantillonnage. Dans cet esprit, nous avons veillé à observer le comportement des coefficients face à un certain nombre de modifications subies par l'échantillon sur les deux passages d'enquête.

C'est le cas particulièrement du sous-échantillon constitué par les enfants de moins de cinq ans, qui a servi à l'analyse sur la situation nutritionnelle. En effet, les indicateurs de

malnutrition sont mesurés pour les enfants âgés de 0 à 5 ans. Comme nous observons l'état nutritionnel à deux périodes, certains enfants dont l'état nutritionnel a été observé en 2009 ont plus de 5 ans en 2011. Ces enfants sortent de facto de l'échantillon de l'analyse de la malnutrition, ce qui crée une forme d'attrition, quoique déterministe. A l'inverse, certains enfants, pas encore nés en 2009, entrent dans le suivi en 2011 du fait de leur naissance. Cette question ne se pose pas dans l'analyse des AGR des femmes puisque celle-ci est faite sans critère spécifique sur l'âge et parce que toutes les femmes observées au premier passage l'ont été au second. En revanche, pour les enfants en âge d'être scolarisés, le suivi des enfants de 6-12 ans de 2009, nécessite de retenir en 2011 les enfants de 8-14 ans. Le suivi longitudinal amène aussi à renoncer à tous enfants nouvellement entrés dans l'échantillon. Ce qui crée également un problème d'attrition systématique.

Face à ces différentes situations nous avons estimé l'effet à la fois sur l'échantillon dit "cylindré" et celui dit "non cylindré" pour les présenter de façon comparative. L'échantillon cylindré est l'échantillon obtenu lorsqu'on se restreint aux individus dont les indicateurs ont été observés sur les deux périodes. C'est donc un échantillon longitudinal. L'échantillon non cylindré est celui obtenu par la reconstitution de la classe initiale quand certains individus sortent de l'échantillon du fait de la limite d'âge alors que d'autres rentrent du fait de leur âge. Par exemple il se trouve que les enfants de 0 à 5 ans mesurés en 2009 ont, systématiquement, 2 à 7 ans en 2011. Mais comme l'analyse de la situation nutritionnelle ne concerne que les enfants de 0-5 ans, alors les 6-7 ans sortent de l'analyse. Il ne restera donc en 2011 que les 2-5 ans. Alors si l'on veut reconstituer la classe d'âge de 0-5 ans en 2011 pour la rendre comparable aux 0-5ans de 2009, il faut donc prendre en compte les enfants nés entre 2009 et 2011 ayant donc 0-2 ans. Ainsi on reconstitue la classe d'âge 0-5ans en 2011 que l'on peut comparer aux 0-5ans de 2009⁴⁶. Il faut simplement noter que cette reconstitution de classe d'âge répond à un souci de rigueur statistique consistant à comparer deux moyennes obtenues

⁴⁶ De même pour les enfants en âge scolaire, l'échantillon non cylindré est constitué autour des 6-12 ans. Cet échantillon est composé à la fois des 6-12 ans de 2009 et les 6-12 ans de 2011. Mais les 6-12 ans de 2011 sont constitués des 8-10 ans observé en 2009 auxquels l'on ajoute en 2011 les 4-5 ans de 2009 qui n'avaient pas encore l'âge de scolarisation. Ces derniers représentent les nouveaux entrés puisqu'en 2011, ils ont atteint les 6 ans d'âge. Tandis que les sorties dans cette analyse sont les 11-12 ans de 2009 qui ont donc 13-14 ans en 2011. Ceux-ci sont exclus de la DD simple sur échantillon non cylindré dans le souci d'une homogénéité de classe d'âge entre les deux périodes. Par contre dans l'estimation en DD sur échantillon cylindré et en DD avec *appariement*, les 13-14 ans de 2011 sont retenus. Cette fois ce sont les nouveaux entrés qui sont exclus, puisque ces deux estimations nécessitent que l'individu soit observé sur les deux périodes pour observer l'évolution de son indicateur de résultat. Par exemple, pour la DD avec *appariement*, l'individu doit être observé entre t_0 et t_1 pour pouvoir comparer son évolution avec celle de ses voisins les plus proches (également observés sur les deux périodes).

sur des classes d'âge identiques. Dans l'estimation sur échantillon non cylindré, ce qui est recherché, c'est la *différence* entre la *différence* des deux moyennes observées sur le groupe traité et la *différence* des deux moyennes observées sur le groupe contrôle. Une homogénéité des classes d'âge entre les deux périodes est donc nécessaire pour garantir la représentativité des moyennes calculées. Cela requiert que les nouveaux entrés soient inclus dans l'analyse et que ceux qui ne respectent plus le critère d'âge en soient exclus. Tandis que l'analyse sur échantillon cylindré est beaucoup plus intuitivement attractive dans le sens où nous portons l'intérêt sur l'observation sur deux périodes telle une analyse en cohorte permettant de suivre un groupe d'individus dans le temps pour pouvoir correctement observer l'évolution de leur situation. Ainsi, pour des raisons de robustesse, nous avons estimé l'impact dans ces deux configurations pour observer la stabilité des coefficients (se référer au tableau 2.4 ci-dessus pour la synthèse de résultats). Les résultats détaillés des estimations sont présentés en Annexe A.2 (tableaux 2.14 à 2.19).

Le premier constat qui se dégage de ces estimations en Double-différence pour les AGR est d'abord que contrairement à l'ATT, l'estimation de l'ITT sur la probabilité d'exercer une AGR n'est pas significativement différent de zéro. Et cela quel que soit l'échantillon retenu (cylindré, non cylindré, méthode d'appariement). Ce résultat apparaît légèrement différent de ceux obtenus en Entrées-Echelonnées dans la mesure où cette approche concluait à un impact positif et significatif à la fois de l'ITT et de l'ATT sur la probabilité d'exercer une AGR. Un résultat qui paraît donc difficilement explicable théoriquement du fait du lien de proportionnalité entre l'ITT et l'ATT. Le second peut théoriquement s'obtenir en divisant le premier par le taux de participation. Mais en pratique les seuils de significativité de l'ITT et de l'ATT peuvent être différents ; car dans la détermination de l'ATT les non participants sont constitués de l'ensemble des ménages des villages contrôles auxquels s'ajoutent les ménages non participants dans les villages traités. Mais puisque les ménages des villages contrôles sont par nature non participants du fait de l'absence du programme, il faut alors leur associer des valeurs hypothétiques de probabilités de participation qui traduiraient leur probabilité de participation si le programme avait été implanté dans leur village. Comme cela a été évoqué précédemment, nous avons procédé en deux étapes pour calculer ces probabilités conditionnelles. Dans une première étape nous estimons la probabilité de participation en considérant uniquement les participants et les non participants dans les villages traités. Dans une seconde étape, nous utilisons les paramètres obtenus de cette estimation pour prédire

selon leurs caractéristiques la probabilité conditionnelle de participation des ménages dans les villages non traités (voir Todd et al., 2006). Le principal instrument de la participation étant l'inverse de la distance, celle-ci est donc égale à 0 pour tous les ménages dans les villages contrôles (voir équations 2.10 et 2.11). Cette démarche d'estimation de l'ATT est beaucoup plus précise que celle consistant à comparer les participants et les non participants sans tenir compte du fait que le statut de non participant dans les villages contrôles traduit simplement l'absence du programme et non l'absence de participation. Un certain nombre de ménages dans ces villages pourraient avoir une forte propension de participation (si le programme était présent). Il faut donc utiliser les "bons" paramètres dans la détermination des probabilités conditionnelles de ces ménages. Les paramètres obtenus sur les non participants dans les villages traités apparaissent beaucoup plus pertinents pour effectuer les prédictions de score de propension (Todd et al., 2006).

Les résultats des estimations sur le temps d'AGR apparaissent positifs et significatifs à la fois en ITT et en ATT. Ces résultats sont d'ailleurs très proches de ceux déjà obtenus en entrées échelonnées. A l'exception de l'ITT obtenu par appariement, toutes les estimations montrent un impact positif du programme sur le temps d'activité économique des femmes. L'effet sur les participants apparaît même significatif au seuil de 1% dans l'appariement. Ce qui dénote une certaine solidité de l'impact estimé sur le temps journalier. Il faut tout de même signaler la non significativité de l'impact sur la variable de productivité horaire du travail. Le signe de ce coefficient apparaît d'ailleurs négatif, dans la plupart des cas. Pourtant l'idée derrière le choix de cet indicateur était que le programme pouvait augmenter la productivité dans les activités de transformation agroalimentaire. Mais cette variable étant calculée comme le rapport entre le revenu et le temps d'activité, elle pourrait s'assimiler au taux de salaire horaire de la femme qui est dans un sens beaucoup plus influencé par un ensemble de facteurs relevant du contexte économique général.

L'impact des PTFM sur la probabilité de scolarisation des enfants, mesuré en ITT et en ATT, est positif et significatif respectivement à 5 et 10% mais cela uniquement sur l'échantillon non cylindré (tableau 2.4). En revanche, sur le temps d'apprentissage scolaire, l'ITT sort positif et significatif en échantillon cylindré et en appariement tandis que l'ATT sort positif et significatif pour tous les échantillons (cylindré, non cylindré, appariement). Enfin, aucun impact significatif n'est trouvé sur le rythme de progression scolaire. A l'exception donc des estimations sur la probabilité de scolarisation en échantillon cylindré et

appariement, les résultats de double-différence sur les indicateurs scolaires vont globalement dans le même sens que ceux obtenus en entrées échelonnées.

On observe une différence significative de résultat en Double-Différence par rapport à ceux obtenus en Entrées-Echelonnées pour les indicateurs de malnutrition. Dans l'analyse des Entrées-Echelonnées, nous trouvons un ITT positif sur la probabilité de malnutrition aigüe. En DD, cette significativité disparaît et c'est l'ITT sur la malnutrition chronique qui apparaît positif et significatif à 10%. Cette significativité semble aussi se confirmer dans l'estimation de l'ATT qui montre un effet de la PTFM positif et significatif à 5 %. De plus, l'ITT obtenu par appariement appuie également ce résultat en montrant un effet négatif et significatif sur le niveau absolu du HAZ qui est l'indicateur servant de base à la détermination du statut de malnutrition chronique ($haz < -2$).

Ces résultats de Double-Différence à la fois inconsistants avec ceux de l'approche en Entrées-Echelonnées et très instables sur les différents sous-échantillons mettent en doute la robustesse des effets les indicateurs nutritionnels. En effet, nous jugeons de la robustesse d'un coefficient non seulement en fonction des approches d'estimation (Entrées-Echelonnées contre Double-Différence) mais aussi en fonction du comportement du coefficient sur les différents sous-échantillons (transversal, panel cylindré, non cylindré). Ainsi, le degré de fragilité ou de robustesse d'un coefficient peut être observé suivant le degré de stabilité des seuils de significativité dans les différentes conditions d'estimation. Toutefois, même si un tel principe nous permet de s'autoriser une relative confiance sur la solidité de certains résultats, il ne nous suffit pas, pour autant, pour invalider ceux qui ne satisfont pas à ce principe. C'est pourquoi, nous interprétons avec beaucoup de précaution les coefficients identifiés sur les indicateurs nutritionnels. La contradiction dans certains résultats ne permet pas de tirer de conclusion univoque quant à l'impact du programme.

6.3. Hétérogénéité de l'impact et durée de traitement

Nous avons également cherché à vérifier la possibilité d'un impact hétérogène du programme, selon le genre et selon la durée de traitement.

Dans un premier temps, étant donné que les filles sont les plus impliquées dans les travaux domestiques comme les tâches de mouture ou de préparation de repas, etc., nous avons pensé que l'impact du programme sur la scolarisation, pourrait être plus marqué pour

elles que pour les garçons. Nous avons ainsi réalisé des estimations sur des sous-échantillons filles et garçons pour tester l'ampleur de la variation de la significativité des coefficients associés au programme. Les résultats de ces estimations, en Entrées-Echelonnées et en Double-Différence, sont présentés en Annexe, tableaux 2.20 à 2.27⁴⁷.

Il ressort de ces estimations un effet significatif du programme aussi bien sur les filles que sur les garçons. Ce résultat, à priori moins attendu du programme serait plutôt le reflet de la situation où la scolarisation des garçons s'améliore suite à celle des filles à cause de l'effet d'entraînement que peut créer le voisinage au sein du même ménage ou à l'intérieur d'un même village.

Par ailleurs, pour tester l'hétérogénéité de l'impact en fonction de la durée, nous avons effectué des estimations en considérant comme variable de traitement *la durée* d'implantation du programme. Le modèle se présente comme suit :

$$Y_{iv} = \alpha_0 + \alpha_1(duree_{ptf}) + \gamma X_{iv} + \varepsilon_{iv} \quad (5.13)$$

Où Y_{iv} est la variable de résultat, $duree_{ptf}$ est la durée du programme (en nombre de mois). Et X_{iv} l'ensemble des caractéristiques associées à l'individu. α_1 capte l'effet d'un mois supplémentaire de traitement sur la variable de résultat. Notons que les estimations sont effectuées sur les données combinées de 2009 et de 2011 où $duree_{ptf}$ prend la valeur 0 pour les groupes **B** et **C** en 2009 et uniquement pour le groupe **C** en 2011. On introduit également une muette temporelle pour purger de l'effet trend réel entre 2009 et 2011. Les résultats des estimations sur les différents indicateurs sont présentés dans les tableaux 2.28 à 2.30.

Tableau 2.28: Impact de la durée de traitement sur les AGR

| VARIABLES | exerce_AGR | temps_AGR | Produc_horaire |
|----------------------------|-----------------------|-------------------|-------------------|
| | Probit | MCO | MCO |
| duree_ptfm | 0.469*** (6.2e-07) | 0.033* (0.076) | 0.549* (0.054) |
| Variables de contrôles | oui | oui | oui |
| Observations | 1902 | 1902 | 1330 |
| R-squared/Pseudo R-squared | 0.110 | 0.153 | 0.137 |

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

⁴⁷ Pour des raisons d'espace à cause du nombre élevé de tableaux (8 tableaux au total), ces résultats sont également présentés en Annexe.

Tableau 2.29: Impact de la durée de traitement sur l'éducation

| VARIABLES | Scolarise | temps_scolaire | rythme_progress |
|----------------------------|-----------------------|--------------------|-------------------|
| | Probit | MCO | MCO |
| duree_ptfm | 0.014*** (2.5e-06) | 0.036** (0.016) | -0.041 (0.364) |
| Variables de contrôles | oui | oui | oui |
| Observations | 5653 | 2137 | 3136 |
| R-squared/Pseudo R-squared | 0.128 | 0.131 | 0.174 |

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

Tableau 2.30: Impact de la durée de traitement sur la malnutrition

| VARIABLES | Niveau | | | Probabilité | | |
|----------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|------------------|------------------|
| | waz | haz | whz | waz<-2 | haz<-2 | whz<-2 |
| | MCO | MCO | MCO | Probit | Probit | Probit |
| duree_ptfm | -0.356 (0.706) | 0.181* (0.085) | -0.122 (0.300) | 0.746 (0.230) | 0.527 (0.350) | 0.114 (0.113) |
| Variables de contrôles | oui | oui | oui | oui | oui | oui |
| Observations | 2445 | 2503 | 2445 | 2445 | 2503 | 2445 |
| R-squared/Pseudo R-squared | 0.138 | 0.111 | 0.192 | 0.092 | 0.101 | 0.129 |

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

Les résultats obtenus à partir de la durée de traitement ne sont pas fondamentalement différents de ceux des précédentes estimations à l'exception de l'effet sur la situation nutritionnelle qui est réapparu positif et significatif à 10% sur le z-score HAZ. En revanche les coefficients dans les équations de scolarisation et d'AGR gardent les mêmes ordres de significativité (voir tableaux 2.28 et 2.29).

Conclusion

Dans ce chapitre, il était essentiellement question d'examiner l'impact du programme PTFM sur la pratique d'activités génératrices de revenus des femmes, l'éducation des enfants en âge scolaire et sur la situation nutritionnelle des enfants de moins de 5 ans.

Nous trouvons un impact fortement significatif du programme sur la pratique des activités économiques plus particulièrement sur la probabilité pour une femme d'exercer une AGR, mais aussi sur le temps passé aux AGR. Ce qui nous autorise dans une certaine mesure à valider l'hypothèse selon laquelle la PTFM favorise le développement des activités génératrices de revenus par un gain significatif de temps. Toutefois, ces résultats ne nous ont pas permis de vérifier l'hypothèse d'accroissement de la productivité horaire du travail rémunéré dans la mesure nous ne trouvons aucune significativité consistante des coefficients associés à cet indicateur. S'agissant de l'éducation des enfants en âge scolaire, nous avons aussi pu trouver un impact positif et significatif du programme sur deux indicateurs : la probabilité de scolarisation et le temps d'apprentissage scolaire. En revanche, les résultats

obtenus à partir des estimations sur l'état nutritionnel des enfants de moins de 5 ans ne corroborent pas nos hypothèses. En effet, malgré les arguments théoriques permettant de soutenir à priori la possibilité d'un impact significatif sur ces indicateurs nutritionnels, nos méthodes d'estimations n'ont pas pu déceler d'effet significativement stable et robuste du programme sur l'état nutritionnel des enfants.

Nous sommes partis de l'argument selon lequel l'impact du programme sur la santé des enfants pourrait transiter par l'effet-temps (soins maternels), mais aussi par l'effet-revenu (augmentation du revenu des femmes). Bien que nous ayons identifié un impact positif du programme sur la pratique des AGR, nos résultats tendent à montrer l'absence d'effet robuste sur l'état nutritionnel des enfants. Cependant, quelques résultats exceptionnels se dégagent quoique pour la plupart défavorables et fragiles. Il s'agit d'abord de celui sur la probabilité du $whz < -2$. Ce résultat, obtenu à partir de l'estimation de l'ITT en Entrées-Echelonnées, montre que le programme a un effet positif sur la survenue de la malnutrition aigüe, en d'autres termes un effet négatif du programme sur la santé. Ensuite, le second résultat, obtenu à travers les estimations de l'ITT sur la probabilité du $haz < -2$ montre également un effet positif des PTFM sur la malnutrition chronique (significatif à 10%). Ces deux résultats semblent être soutenus par celui obtenu à travers l'estimation de l'ATT sur la probabilité du $haz < -2$ en DD montrant, également un effet « favorable » des PTFM à la survenue de la malnutrition chronique. Ce qui semble suggérer globalement un effet négatif du programme sur la situation nutritionnelle des enfants, bien que ce constat soit légèrement contrasté avec le résultat sur la durée du programme qui montre un effet favorable sur le niveau du haz (le haz est d'autant plus élevé que le PTFM est installée depuis longtemps) à un seuil de significativité de 10%. Toutes ces fluctuations dans la significativité nous incitent donc à interpréter avec précaution le sens de l'effet causal du programme sur les indicateurs nutritionnels.

Par ailleurs, il nous apparaît convenable de pouvoir mettre en perspective nos résultats avec ceux d'autres études comme Buisson (2012) qui s'inscrit également dans la même perspective d'évaluation du programme PTFM au Sénégal. L'auteur trouve un effet négatif et significatif sur le retard de croissance des enfants, en d'autres termes un effet favorable à la santé de long terme (malnutrition chronique) même si l'effet identifié sur la malnutrition de court terme (malnutrition aigüe) apparaît fragile. Ce résultat relativement différent des nôtres, nous amène ainsi à nous interroger sur les sources d'une telle différence de résultats entre pays. Dans ce sens, une méta-analyse pourrait probablement fournir quelques éléments de réponses.

Au final, dans notre étude, nous nous rendons compte que l'effet du programme apparaît robuste uniquement sur des indicateurs directs (probabilité d'AGR, probabilité de scolarisation, temps d'AGR, temps scolaire). Ces indicateurs restent, malgré tout, des indicateurs facilement et directement observables et mesurables. En revanche les indicateurs sur lesquels l'impact semble ambigu ou insignifiant s'avèrent être les indicateurs synthétiques ou composites, qui se révèlent parfois très rigides et le plus souvent sujets à d'énormes biais de mesures. Pour ce qui est des indicateurs nutritionnels, nous pouvions penser que l'ambiguïté des résultats pourrait être le reflet d'une situation où les PTFM s'installent prioritairement dans les villages les plus pauvres où la situation nutritionnelle est plus défavorable. Ce qui suppose donc que les deux groupes de villages n'ont pas les mêmes conditions initiales. Mais dans la mesure où les caractéristiques observables ne mettent en évidence aucune différence majeure entre les deux groupes, cette hypothèse n'a pas été retenue. Quant à l'hypothèse d'inobservables (qui expliqueraient à la fois le placement du programme et les situations nutritionnelles), elle ne peut pas être retenue non plus. Car, elle est le fondement toute la démarche économétrique mise en œuvre dans cette étude : de l'analyse transversale à la Double-Différence en passant par les techniques d'appariement ; cela, dans le but de pouvoir examiner avec rigueur tous les types d'effets pouvant être identifiés.

Toutefois malgré cette relative rigueur, notre démarche méthodologique peut souffrir de quelques lacunes. De nombreux programmes communautaires de types « plateformes multifonctionnelles » sont très souvent soumis à des phénomènes d'auto-sélection. Face à de telles éventualités, il aurait été souhaitable de pouvoir associer à notre analyse d'autres méthodes d'estimation comme celle des variables instrumentales. Mais l'utilisation d'une telle méthode suppose de pouvoir trouver un instrument crédible, capable d'expliquer le phénomène d'auto-sélection dans le programme, mais qui soit sans effet direct sur les différentes variables de résultat. Bien que nous ayons tenté l'exercice en partant de l'idée que la demande du programme peut être due principalement au dynamisme et à la capacité de mobilisation du village, nous n'avons pas obtenu d'instrument convaincant, capable de satisfaire aux différents critères théoriques et empiriques.

Une autre limite de cette étude réside dans le choix de nos indicateurs de résultat. En effet, nous aurions pu également élargir le choix de nos indicateurs de résultat en allant au-delà de la chaîne causale simplifiée et des indicateurs ordinaires attendus du programme afin

de mettre l'accent sur des indicateurs de second ordre qui sont hors du champs ciblé par les promoteurs institutionnels du programme.

Annexes A.2

Tableau 2.5: ITT sur les AGR en Entrées échelonnées

| VARIABLES | exerce_AGR | temps_AGR | Produc_horaire |
|----------------------------|-------------------------|---------------------|---------------------|
| | Probit | MCO | MCO |
| PTFM | 0.189** (0.015) | 0.098* (0.098) | -0.538 (0.157) |
| age_femme | 0.008** (0.031) | 0.016 (0.740) | 0.501* (0.098) |
| alphabetise | -0.0801 (0.394) | 0.439* (0.073) | 0.141 (0.313) |
| alphabet_chef_men | 0.099 (0.168) | -1.654 (0.690) | 0.498 (0.219) |
| Age_chef_men | -0.008** (0.019) | 0.047 (0.783) | 0.149 (0.131) |
| Tail_men | 0.174 (0.121) | 0.157** (0.034) | 0.246** (0.017) |
| nbre_enfants_fem | 0.128*** (0.000) | -0.571 (0.724) | 0.638 (0.108) |
| presence_moulin_privé | 0.137* (0.060) | 0.529*** (0.001) | 0.409 (0.192) |
| distance_marche | -0.010*** (0.001) | 0.004 (0.936) | 0.546 (0.402) |
| nbre_habitants_village | 9.3e-05*** (6.5e-08) | 0.0004* (0.074) | 0.818*** (0.002) |
| Constant | 0.462*** (0.001) | 12.11** (0.021) | 0.066*** (0.000) |
| Ratio_mills | ----- | 0.055** (0.017) | ----- |
| Muettes régions | oui | oui | oui |
| Muettes groupe ethnique | oui | oui | oui |
| Muettes religions | oui | oui | oui |
| Observations | 1621 | 1621 | 972 |
| R-squared/Pseudo R-squared | 0.099 | 0.154 | 0.073 |

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

Tableau 2.6: ITT sur l'éducation en Entrées échelonnées

| VARIABLES | Scolarise | temps_scolaire | rythme_progress |
|----------------------------|-----------|----------------|-----------------|
| | Probit | MCO | MCO |
| PTFM | 0.130* | 0.415** | -0.006 |
| | (0.085) | (0.031) | (0.778) |
| age_enfant | 0.068*** | -0.023 | -0.013*** |
| | (0.000) | (0.576) | (0.001) |
| sexe_enfant(1=masculin) | 0.314*** | 0.348* | 0.002 |
| | (0.000) | (0.089) | (0.988) |
| rang_naissance1_men | -0.004 | -0.119 | -0.020* |
| | (0.852) | (0.517) | (0.073) |
| rang_naissance2_mere | -0.038 | 0.138 | -0.001 |
| | (0.138) | (0.320) | (0.885) |
| Education_chef_men | 0.275*** | 0.147 | 0.003 |
| | (3.8e-08) | (0.502) | (0.945) |
| age_chef_men | -0.005* | 0.015** | 0.005 |
| | (0.084) | (0.040) | (0.668) |
| Education_mere | 0.220*** | -0.083 | 0.0131* |
| | (0.001) | (0.772) | (0.061) |
| age_mere | 0.015*** | -0.008 | 0.009** |
| | (2.6e-05) | (0.642) | (0.048) |
| tail_men | -0.011 | 0.049 | 0.048 |
| | (0.267) | (0.382) | (0.190) |
| distance_prim | -0.018* | -0.100** | -0.010** |
| | (0.086) | (0.021) | (0.014) |
| distance_college | 0.003 | 0.026 | 0.042 |
| | (0.286) | (0.147) | (0.869) |
| distance_lycee | -8.3e-04 | -0.014*** | -0.003 |
| | (0.920) | (0.001) | (0.412) |
| presence_moulin_privé | 0.031* | 0.041*** | 0.0604 |
| | (0.076) | (0.003) | (0.166) |
| nbre_habitants_village | 2.2e-05* | 0.047 | -0.036 |
| | (0.085) | (0.437) | (0.456) |
| Constant | 0.770*** | 6.585*** | 0.745*** |
| | (4.6e-06) | (1.9e-06) | (3.1e-06) |
| Ratio_mills | --- | -3.54*** | --- |
| | | (9.4e-07) | |
| Muettes régions | oui | oui | oui |
| Muettes groupe ethnique | oui | oui | oui |
| Muettes religions | oui | oui | oui |
| Observations | 4395 | 1675 | 2461 |
| R-squared/Pseudo R-squared | 0.102 | 0.181 | 0.162 |

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

Tableau 2.7: ITT sur la malnutrition en Entrées échelonnées

| VARIABLES | Niveau | | | Probabilité | | |
|----------------------------|------------------------|---------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|
| | waz | haz | whz | waz<-2 | haz<-2 | whz<-2 |
| | MCO | MCO | MCO | Probit | Probit | Probit |
| PTFM | -0.048 (0.669) | 0.025 (0.863) | -0.219 (0.124) | 0.112 (0.136) | 0.041 (0.537) | 0.151* (0.091) |
| sexe_enfant(1=Masculin) | -0.417*** (1.2e-05) | 0.357 (0.147) | -0.217* (0.068) | 0.132** (0.036) | -0.129** (0.024) | 0.141* (0.056) |
| age_enfant | -0.097*** (0.002) | -0.039 (0.353) | -0.098** (0.014) | 0.055** (0.029) | 0.061* (0.051) | 0.080** (0.011) |
| rang_naissance2_mere | 0.063* (0.053) | 0.015 (0.715) | 0.061 (0.144) | -0.048** (0.023) | -0.082 (0.674) | -0.055** (0.025) |
| age_mere | -0.002 (0.774) | 0.018 (0.104) | -0.015 (0.162) | 0.010 (0.848) | -0.007 (0.172) | 0.017* (0.059) |
| alphabet_mere | 0.034* (0.086) | -0.002 (0.991) | 0.109** (0.029) | -0.041* (0.058) | 0.095 (0.248) | -0.063** (0.038) |
| Age_chef_men | 0.023 (0.674) | 0.252 (0.973) | 0.028 (0.685) | 0.006* (0.063) | 0.268 (0.429) | 0.385 (0.373) |
| alphabet_chef_men | -0.134 (0.191) | -0.201 (0.141) | -0.026 (0.838) | 0.0264 (0.700) | 0.033 (0.590) | -0.015 (0.856) |
| tail_men | -0.032** (0.048) | -0.008 (0.713) | -0.034* (0.099) | 0.091 (0.404) | -0.010 (0.914) | 0.024 (0.853) |
| presence_moulin_privé | -0.103 (0.429) | 0.494 (0.273) | -0.350* (0.073) | -0.227 (0.408) | 0.356 (0.254) | 0.145 (0.423) |
| distance_marche | -0.019*** (0.003) | -0.015** (0.047) | -0.013* (0.071) | 0.077** (0.041) | 0.266 (0.447) | 0.012** (0.017) |
| nbre_habitants_village | -0.012** (0.026) | 0.039 (0.360) | -8.4e-05** (0.047) | 0.027 (0.209) | -0.198 (0.313) | 0.033** (0.018) |
| Constant | -0.054 (0.868) | -3.661** (0.014) | 2.74*** (1.1e-04) | -0.908*** (3.9e-05) | 0.840*** (2.4e-05) | -1.329*** (2.6e-07) |
| Muettes régions | oui | oui | oui | oui | oui | oui |
| Muettes groupe ethnique | oui | oui | oui | oui | oui | oui |
| Muettes religions | oui | oui | oui | oui | oui | oui |
| Observations | 1893 | 1976 | 1893 | 1893 | 1976 | 1893 |
| R-squared/Pseudo R-squared | 0.149 | 0.136 | 0.177 | 0.112 | 0.098 | 0.129 |

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

Tableau 2.8: ATT sur les AGR en Entrées échelonnées

| VARIABLES | exerce_AGR | temps_AGR | Produc_horaire |
|----------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | Probit | MCO | MCO |
| particip_men | 0.584* (0.084) | 0.431* (0.059) | -0.713 (0.219) |
| Variables de contrôle | oui | oui | oui |
| Observations | 1621 | 1621 | 972 |
| R-squared/Pseudo R-squared | 0.093 | 0.161 | 0.097 |

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

Tableau 2.9: ATT sur l'éducation en Entrées échelonnées

| VARIABLES | scolarise | temps_scolaire | rythme_progress |
|----------------------------|-------------------|---------------------|-------------------|
| | Probit | MCO | MCO |
| particip_men | 0.793* (0.052) | 0.561*** (0.006) | 0.0496 (0.909) |
| Variables de contrôle | oui | oui | oui |
| Observations | 4395 | 1675 | 2461 |
| R-squared/Pseudo R-squared | 0.116 | 0.173 | 0.165 |

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

Tableau 2.10: ATT sur la malnutrition en Entrées échelonnées

| VARIABLES | Niveau | | | Probabilité | | |
|-----------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|
| | waz | haz | whz | waz<-2 | haz<-2 | whz<-2 |
| | MCO | MCO | MCO | Probit | Probit | Probit |
| particip_men | 0.071 (0.105) | 0.808 (0.584) | 0.964 (0.535) | 0.283 (0.119) | -0.128 (0.157) | -0.737 (0.149) |
| Variables de contrôle | oui | oui | oui | oui | oui | oui |
| Observations | 1893 | 1976 | 1893 | 1893 | 1976 | 1893 |
| R-squared/Pseudo R- | 0.112 | 0.106 | 0.157 | 0.092 | 0.083 | 0.112 |

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

Tableau 2.11: Estimation Logit : Equation d'instrumentation et propensity scores village et ménage

| VARIABLES | Echantillon en Entrées échelonnées | | Echantillon DD | |
|---|------------------------------------|------------------|--------------------|-----------------|
| | Presence_PTF_Villa | Particip_menage | Presence_PTF_Villa | Particip_menage |
| Inverse_distance_ptf_menage <i>(0 pour les non traités)</i> | --- | 1.411*** | --- | 1.528*** |
| tail_men | --- | (2.2e-05) | --- | (0.001) |
| alphabet_chef_menage | --- | 0.013** | --- | 0.019** |
| Age_chef_menage | --- | (0.030) | --- | (0.023) |
| polygame_menage | --- | -0.023 | --- | 0.177* |
| CSP_statut_employe | --- | (0.766) | --- | (0.096) |
| CSP_agri_eleveur | --- | -0.025** | --- | -0.027** |
| CSP_profession_lib | --- | (0.029) | --- | (0.045) |
| CSP_fonctionnaire | --- | 0.094** | --- | 0.156* |
| dummy_musulman | --- | (0.031) | --- | (0.087) |
| dummy_chretien | --- | -6.31*** | --- | 5.39*** |
| dummy_bambara_malinke | --- | (0.004) | --- | (0.001) |
| dummy_peulh | --- | 0.027* | --- | 1.020** |
| age_chef_village | --- | (0.095) | --- | (0.042) |
| alphabet_chef_village | --- | -0.192 | --- | -1.112** |
| lien_avec_responsable_politq | --- | (0.681) | --- | (0.029) |
| distance_marche | --- | 0.167** | --- | 0.838 |
| dist_route_bitumee | --- | (0.044) | --- | (0.150) |
| nbre_habitants_village | --- | 0.325 | --- | -0.274 |
| nombr_boutiq_village | --- | (0.106) | --- | (0.198) |
| presence_moulin_privé | --- | 0.702** | --- | 1.029** |
| _Iregion_2 | --- | (0.035) | --- | (0.037) |
| _Iregion_3 | --- | -0.058 | --- | 0.0844 |
| _Iregion_4 | --- | (0.947) | --- | (0.946) |
| _Iregion_5 | --- | 0.484*** | --- | -0.045 |
| Constant | --- | (9.7e-05) | --- | (0.825) |
| Observations | -0.012* | -0.019* | -0.0144** | -0.011*** |
| Pseudo Rsquared | (0.072) | (0.067) | (0.033) | (0.001) |
| | -0.214* | 0.202** | -0.064* | 0.026 |
| | (0.054) | (0.046) | (0.068) | (0.819) |
| | 0.605* | 0.347*** | 0.224** | 0.238* |
| | (0.081) | (0.000) | (0.012) | (0.061) |
| | -0.077* | -0.091*** | -0.029 | 0.905* |
| | (0.073) | (0.005) | (0.105) | (0.089) |
| | -0.001 | -0.002** | -0.123** | 0.532 |
| | (0.580) | (0.018) | (0.012) | (0.701) |
| | 7.3e-05** | 2.3e-05** | 0.590** | 0.148*** |
| | (0.021) | (0.042) | (0.014) | (0.001) |
| | 0.005 | -0.002 | -0.014 | -0.038 |
| | (0.732) | (0.659) | (0.802) | (0.537) |
| | -0.761*** | -0.563*** | -0.419 | -0.520*** |
| | (0.063) | (0.004) | (0.302) | (5.7e-05) |
| | 0.287 | 0.026 | -0.414 | 0.394** |
| | (0.583) | (0.872) | (0.478) | (0.016) |
| | 1.623*** | 0.296* | -1.311* | -0.685*** |
| | (0.003) | (0.068) | (0.087) | (0.001) |
| | 1.751*** | 0.450*** | -1.583** | -1.139*** |
| | (0.001) | (0.007) | (0.017) | (1.7e-07) |
| | 1.866*** | 1.192*** | -0.441 | 0.254 |
| | (0.000) | (0.001) | (0.467) | (0.148) |
| | 0.223 | 5.421*** | -0.256* | -5.711*** |
| | (0.796) | (0.000) | (0.083) | (0.000) |
| Observations | 144 | 1727 | 83 | 996 |
| Pseudo Rsquared | 0.230 | 0.196 | 0.223 | 0.220 |

Pvalues entre parenthèses *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1

Tableau 2.12: Matching villages, Test d'équivalence sur le support commun

| | Coefficients équation (2.9c) | | | | | | | Wald Test | |
|------------------------|------------------------------|------------|------------|------------|------------|------------|----------------|---|---------|
| | α_0 | α_1 | α_2 | α_3 | α_4 | α_5 | R ² | H ₀ : $\alpha_3=\alpha_4=\alpha_5=0$ | Pvalues |
| age_chef_villa | 5.546 | 3.721 | -0.696 | -1.586 | 7.219 | -7.003 | 0.179 | $F(3,83)=0.378$ | 0.769 |
| alphabet_chef_vill | 0.901 | -2.812 | 2.586 | -0.414 | 1.537 | -1.381 | 0.088 | $F(3,83)=0.279$ | 0.841 |
| lien_responsable | -0.203 | 1.754 | -1.304 | 0.579 | -2.199 | 1.902 | 0.08 | $F(3,83)=0.436$ | 0.728 |
| distance_marche | 0.004 | 0.029 | -0.038 | 0.007 | -0.041 | 0.043 | 0.038 | $F(3,83)=0.352$ | 0.788 |
| dist_route_bitum | 5.838 | -6.137 | 0.471 | -7.375 | 21.661 | -11.58 | 0.053 | $F(3,83)=1.384$ | 0.254 |
| nbre_habitants | 0.277 | 4.122 | -3.34 | 2.987 | -15.059 | 15.566 | 0.459 | $F(3,83)=3.288$ | 0.025 |
| nombr_boutiq | 0.057 | 14.649 | -12.313 | 18.222 | -91.432 | 91.524 | 0.208 | $F(3,83)=1.357$ | 0.262 |
| prencence_moulin_privé | 0.392 | 1.005 | -0.585 | -0.127 | 0.249 | -0.125 | 0.061 | $F(3,83)=0.062$ | 0.98 |

Tableau 2.13 : Matching ménages, Test d'équivalence sur le support commun

| | Coefficients équation (2.9c) | | | | | | | Wald Test | |
|------------------------|------------------------------|------------|------------|------------|------------|------------|----------------|---|---------|
| | α_0 | α_1 | α_2 | α_3 | α_4 | α_5 | R ² | H ₀ : $\alpha_3=\alpha_4=\alpha_5=0$ | Pvalues |
| tail_men | 0.776 | -0.652 | 1.514 | -0.056 | 0.546 | -1.387 | 0.005 | $F(3,951)=1.169$ | 0.895 |
| alphabet_chef_menage | 0.208 | 0.467 | -0.018 | 0.059 | -0.593 | 0.312 | 0.011 | $F(3,951)=2.065$ | 0.977 |
| Age_chef_menage | 5.175 | -1.600 | 0.657 | -0.072 | 0.976 | -0.552 | 0.012 | $F(3,951)=0.719$ | 0.353 |
| polygame_menage | 0.193 | 0.796 | -0.493 | 0.122 | -0.598 | 0.219 | 0.013 | $F(3,951)=1.33$ | 0.255 |
| CSP_statut_employe | 0.201 | 0.750 | -1.356 | 0.391 | -1.913 | 2.269 | 0.029 | $F(3,951)=6.316$ | 0.062 |
| CSP_agri_eleveur | 0.955 | -0.431 | 0.258 | -0.023 | -0.092 | 0.089 | 0.037 | $F(3,951)=0.575$ | 0.779 |
| CSP_profession_lib | 0.016 | 0.816 | -1.615 | 0.012 | -0.202 | 1.134 | 0.036 | $F(3,951)=0.387$ | 0.149 |
| CSP_fonctionnaire | -0.004 | 0.267 | -0.478 | 0.046 | -0.359 | 0.574 | 0.004 | $F(3,951)=3.149$ | 0.045 |
| dummy_musulman | 0.680 | 2.380 | -4.248 | 0.308 | -2.431 | 4.149 | 0.083 | $F(3,951)=1.664$ | 0.819 |
| dummy_chretien | 0.179 | -1.425 | 2.427 | -0.143 | 1.299 | -2.305 | 0.090 | $F(3,951)=1.874$ | 0.659 |
| dummy_bambara_malinke | 0.279 | 0.158 | 1.363 | 0.077 | 0.360 | -1.471 | 0.073 | $F(3,951)=1.493$ | 0.963 |
| dummy_peulh | 0.232 | -0.721 | 1.074 | -0.244 | 1.121 | -1.497 | 0.038 | $F(3,951)=0.072$ | 0.800 |
| age_chef_villa | 6.630 | -2.031 | 13.719 | -0.276 | 6.274 | -16.616 | 0.129 | $F(3,951)=1.275$ | 0.586 |
| alphabet_chef_vill | 0.561 | -2.797 | 5.071 | -0.277 | 2.621 | -4.914 | 0.040 | $F(3,951)=2.27$ | 0.594 |
| lien_responsable | -0.166 | 4.115 | -6.098 | 0.350 | -2.907 | 4.722 | 0.135 | $F(3,951)=1.52$ | 0.226 |
| distance_marche | 0.002 | 0.064 | -0.112 | -0.002 | -0.040 | 0.092 | 0.072 | $F(3,951)=1.67$ | 0.528 |
| dist_route_bitum | 4.494 | -7.765 | 5.757 | -2.323 | 12.276 | -9.219 | 0.015 | $F(3,951)=1.078$ | 0.173 |
| nbre_habitants | 1.141 | 1.719 | -3.998 | 0.737 | -0.682 | 2.911 | 0.093 | $F(3,951)=8.658$ | 0.051 |
| nombr_boutiq | 1.889 | 9.314 | -5.599 | 2.805 | -12.894 | 18.114 | 0.053 | $F(3,951)=1.135$ | 0.681 |
| prencence_moulin_privé | 0.587 | -0.097 | 2.228 | 0.132 | 0.948 | -3.505 | 0.078 | $F(3,951)=1.165$ | 0.525 |

Tableau 2.14: ITT sur les AGR en DD

| VARIABLES | exerce_AGR | temps_AGR | Produc_horaire |
|--|--------------------|-----------------------|---------------------|
| | Probit | MCO | MCO |
| PTFM *period <i>(effet marginal pour probit)</i> | -0.087 (0.467) | 0.102* (0.098) | -0.537 (0.520) |
| PTFM | -0.692* (0.093) | 0.481** (0.048) | 0.333 (0.923) |
| period | 0.333 (0.105) | 0.531*** (2.2e-09) | -0.633** (0.034) |
| Variables de contrôle | oui | oui | oui |
| Observations | 1581 | 1581 | 1316 |
| DD avec matching village sur score de propension | | | |
| Estimations non paramétriques | | | |
| DD PTFM | -0.424 (0.191) | 0.317 (0.103) | 0.025 (0.572) |
| Observations | 1390 | 1390 | 1157 |

Pvalues entre parenthèses *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1 Ecart-types calculés en clusters village dans les estimations paramétriques et bootstrappés dans les estimations non paramétriques

Tableau 2.15: ITT sur l'éducation en DD

| VARIABLES | scolarise | temps_scolair | rythme_progress |
|--|---------------------|---------------------|-------------------|
| | Probit | MCO | MCO |
| Echantillon non cylindré | | | |
| PTFM *period <i>(effet marginal pour probit)</i> | 0.091** (0.043) | -0.736 (0.193) | 0.272 (0.475) |
| PTFM | 0.123* (0.076) | 0.248** (0.028) | -0.114 (0.968) |
| period | 0.028** (0.004) | -0.673 (0.121) | 0.281* (0.060) |
| Variables de contrôle | oui | oui | oui |
| Observations | 5165 | 1932 | 2831 |
| Echantillon cylindré | | | |
| PTFM *period <i>(effet marginal pour probit)</i> | -0.0029 (0.515) | 0.0392* (0.090) | 0.0184 (0.635) |
| PTFM | 0.162*** (0.003) | 0.253 (0.373) | 0.0379 (0.896) |
| period | 0.192*** (0.000) | 3.933*** (0.000) | 0.0308 (0.327) |
| Variables de contrôle | oui | oui | oui |
| Observations | 4814 | 1794 | 2642 |
| DD avec matching village sur score de propension | | | |
| Estimations non paramétriques | | | |
| DD PTFM | 0.626 (0.168) | 0.177** (0.035) | 0.093 (0.171) |
| Observations | 4434 | 1690 | 2494 |

Pvalues entre parenthèses *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1 Ecart-types calculés en clusters village dans les estimations paramétriques et bootstrappés dans les estimations non paramétriques

Tableau 2.16: ITT sur la malnutrition en DD

| VARIABLES | Niveau | | | Probabilité | | |
|--|---------------------|--------------------|-------------------|---------------------|-------------------|-------------------|
| | waz | haz | whz | waz<-2 | haz<-2 | whz<-2 |
| | MCO | MCO | MCO | Probit | Probit | Probit |
| Echantillon non cylindré | | | | | | |
| PTFM *period <i>(effet marginal pour probit)</i> | -1.194 (0.119) | 0.509 (0.968) | -1.530 (0.126) | -0.023 (0.765) | 0.038* (0.059) | -0.038 (0.504) |
| PTFM | -0.011 (0.938) | -0.197* (0.084) | -0.209 (0.270) | -0.483 (0.693) | 0.752 (0.667) | -0.276 (0.238) |
| period | 1.734*** (0.008) | -0.631 (0.487) | 1.301* (0.066) | -0.052** (0.015) | -0.216 (0.152) | -0.128 (0.358) |
| VARIABLES de contrôle | oui | oui | oui | oui | oui | oui |
| Observations | 2189 | 2275 | 2189 | 2189 | 2275 | 2189 |
| Echantillon cylindré | | | | | | |
| PTFM *period <i>(effet marginal pour probit)</i> | -1.112 (0.173) | -0.846 (0.608) | -0.061 (0.147) | 1.554 (0.139) | 0.380 (0.577) | 0.371 (0.649) |
| PTFM | 0.948 (0.669) | -0.297 (0.335) | 0.286 (0.318) | -0.008 (0.817) | 0.089 (0.309) | -0.109 (0.101) |
| period | 1.420* (0.081) | 1.511 (0.188) | 1.008 (0.311) | -0.016** (0.041) | -0.030 (0.202) | -0.042 (0.206) |
| VARIABLES de contrôle | oui | oui | oui | oui | oui | oui |
| Observations | 1752 | 1938 | 1752 | 1752 | 1938 | 1752 |
| DD avec matching village sur score de propension | | | | | | |
| Estimations non paramétriques | | | | | | |
| DD PTFM | 0.126 (0.969) | -0.016* (0.053) | 0.303 (0.870) | 0.023 (0.429) | 0.183 (0.590) | -0.574 (0.827) |
| Observations | 1454 | 1512 | 1454 | 1454 | 1512 | 1454 |

Pvalues entre parenthèses *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1 Ecart-types calculés en clusters village dans les estimations paramétriques et bootstrappés dans les estimations non paramétriques

Tableau 2.17: ATT sur les AGR en DD

| VARIABLES | exerce_AGR | temps_AGR | Produc_horaire |
|---|--------------------|---------------------|---------------------|
| | Probit | MCO | MCO |
| particip_men*period <i>(effet marginal pour probit)</i> | 0.041** (0.042) | 0.131* (0.052) | -0.083 (0.697) |
| particip_men | 0.049* (0.065) | 0.833** (0.041) | 0.776 (0.101) |
| period | 0.265 (0.195) | 0.698*** (0.000) | -0.052** (0.041) |
| VARIABLES de contrôle | oui | oui | oui |
| Observations | 1581 | 1581 | 1316 |
| DD avec matching ménages sur score de propension | | | |
| Estimations non paramétriques | | | |
| DD particip | 0.113* (0.054) | 0.900*** (0.005) | 0.094 (0.273) |
| Observations | 1312 | 1312 | 1092 |

Pvalues entre parenthèses *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1 Ecart-types calculés en clusters village dans les estimations paramétriques et bootstrappés dans les estimations non paramétriques

Tableau 2.18: ATT sur l'éducation en DD

| VARIABLES | scolarise | temps_scolair | rythme_progress |
|---|--------------------|-----------------------|--------------------|
| | Probit | MCO | MCO |
| Echantillon non cylindré | | | |
| particip_men*period <i>(effet marginal pour probit)</i> | 0.148* (0.064) | 0.942* (0.051) | -0.044 (0.778) |
| particip_men | 0.016 (0.578) | 0.415** (0.016) | -0.078 (0.651) |
| period | 0.262** (0.016) | 0.572 (0.164) | 0.062** (0.045) |
| Variables de contrôle | oui | oui | oui |
| Observations | 5165 | 1932 | 2831 |
| Echantillon cylindré | | | |
| particip_men*period <i>(effet marginal pour probit)</i> | 0.187 (0.931) | 0.046** (0.028) | -0.032 (0.835) |
| particip_men | 0.016* (0.056) | 0.906** (0.033) | -0.103 (0.531) |
| period | 0.190 (0.403) | 0.821*** (0.001) | 0.0534 (0.403) |
| Variables de contrôle | oui | oui | oui |
| Observations | 3696 | 1472 | 2154 |
| DD avec matching ménages sur score de propension | | | |
| Estimations non paramétriques | | | |
| DD particip | 0.701 (0.171) | 0.072*** (2.1e-05) | 0.003 (0.928) |
| Observations | 3404 | 1348 | 2012 |

Pvalues entre parenthèses *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1 Ecart-types calculés en clusters village dans les estimations paramétriques et bootstrappés dans les estimations non paramétriques

Tableau 2.19: ATT sur la malnutrition en DD

| VARIABLES | Niveau | | | Probabilité | | |
|---|--------------------|-------------------|--------------------|---------------------|--------------------|-------------------|
| | waz | haz | whz | waz<-2 | haz<-2 | whz<-2 |
| | MCO | MCO | MCO | Probit | Probit | Probit |
| Echantillon non cylindré | | | | | | |
| particip_men*period <i>(effet marginal pour probit)</i> | 0.371 (0.692) | 0.327 (0.360) | 0.504 (0.905) | -0.003 (0.166) | 0.016** (0.024) | -0.012 (0.168) |
| particip_men | 0.378 (0.625) | -0.009 (0.993) | 0.148 (0.879) | -0.003 (0.323) | -0.005 (0.384) | 0.002 (0.664) |
| period | 0.249** (0.027) | -1.161 (0.581) | 0.232** (0.041) | -0.005** (0.048) | 0.037 (0.395) | -0.090 (0.138) |
| Variables de contrôle | oui | oui | oui | oui | oui | oui |
| Observations | 2189 | 2275 | 2189 | 2189 | 2275 | 2189 |
| Echantillon cylindré | | | | | | |
| particip_men*period <i>(effet marginal pour probit)</i> | 1.028 (0.755) | 0.820 (0.541) | 0.364 (0.927) | -0.399 (0.872) | -3.239 (0.168) | -1.242 (0.651) |
| particip_men | 1.465* (0.083) | -0.455 (0.703) | 0.894 (0.416) | -0.049 (0.464) | 0.123 (0.119) | 0.026 (0.645) |
| period | -0.024 (0.985) | 0.134 (0.944) | -0.145 (0.930) | 0.506 (0.263) | 0.016 (0.957) | 0.121 (0.744) |
| Variables de contrôle | oui | oui | oui | oui | oui | oui |
| Observations | 1508 | 1696 | 1508 | 1508 | 1696 | 1508 |
| DD avec matching ménages sur score de propension | | | | | | |
| Estimations non paramétriques | | | | | | |
| DD particip | -0.261 (0.159) | -0.557 (0.187) | -0.397 (0.981) | 0.623 (0.192) | -0.148 (0.424) | -0.216 (0.518) |
| Observations | 1252 | 1316 | 1252 | 1252 | 1316 | 1252 |

Pvalues entre parenthèses *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1 Ecart-types calculés en clusters village dans les estimations paramétriques et bootstrappés dans les estimations non paramétriques

Tableau 2.20: ITT sur l'éducation, échantillons filles-garçons en Entrées échelonnées

| VARIABLES | Scolarise | temps_scolaire | rythme_progress |
|----------------------------|--------------------|---------------------|-------------------|
| | Probit | MCO | MCO |
| Filles | | | |
| PTFM | 0.179** (0.019) | 0.878*** (0.003) | -0.020 (0.609) |
| Variables de contrôles | oui | oui | oui |
| Observations | 2077 | 792 | 1298 |
| R-squared/Pseudo R-squared | 0.113 | 0.168 | 0.147 |
| Garçons | | | |
| PTFM | 0.194 (0.176) | 0.631 (0.238) | 0.007 (0.785) |
| Variables de contrôles | oui | oui | oui |
| Observations | 2318 | 883 | 1163 |
| R-squared/Pseudo R-squared | 0.129 | 0.151 | 0.135 |

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

Tableau 2.21: ATT sur l'éducation, échantillons filles-garçons en Entrées échelonnées

| VARIABLES | Scolarise | temps_scolaire | rythme_progress |
|----------------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
| | Probit | MCO | MCO |
| | Filles | | |
| particip_men | 0.608** (0.032) | 0.836*** (0.006) | 0.228 (0.198) |
| Variables de contrôles | oui | oui | oui |
| Observations | 2077 | 792 | 1298 |
| R-squared/Pseudo R-squared | 0.084 | 0.147 | 0.169 |
| | Garçons | | |
| particip_men | 0.472* (0.065) | 0.901** (0.018) | 0.0269* (0.056) |
| Variables de contrôles | oui | oui | oui |
| Observations | 2318 | 883 | 1163 |
| R-squared/Pseudo R-squared | 0.093 | 0.182 | 0.115 |

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

Tableau 2.22: ITT sur l'éducation, échantillons filles-garçons en DD (non cylindré)

| VARIABLES | Scolarise | temps_scolaire | rythme_progress |
|--|--------------------|-------------------|-------------------|
| | Probit | MCO | MCO |
| | Filles | | |
| PTFM *period <i>(effet marginal pour probit)</i> | 0.288** (0.042) | -0.022 (0.177) | -0.064 (0.103) |
| Variables de contrôles | oui | oui | oui |
| Observations | 2431 | 909 | 1332 |
| R-squared/Pseudo R-squared | --- | 0.194 | 0.110 |
| | Garçons | | |
| PTFM *period <i>(effet marginal pour probit)</i> | 0.117* (0.073) | 0.005 (0.146) | -0.003 (0.678) |
| Variables de contrôles | oui | oui | oui |
| Observations | 2734 | 1023 | 1499 |
| R-squared/Pseudo R-squared | --- | 0.175 | 0.143 |

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

Tableau 2.23: ATT sur l'éducation, échantillons filles-garçons en DD(non cylindré)

| VARIABLES | Scolarise | temps_scolaire | rythme_progress |
|--|-----------------------|--------------------|-------------------|
| | Probit | MCO | MCO |
| | Filles | | |
| particip_men *period <i>(effet marginal pour probit)</i> | 0.319*** (5.7e-05) | 0.413* (0.052) | -0.044 (0.860) |
| Variables de contrôles | oui | oui | oui |
| Observations | 2431 | 909 | 1332 |
| R-squared/Pseudo R-squared | --- | 0.126 | 0.085 |
| | Garçons | | |
| particip_men*period <i>(effet marginal pour probit)</i> | 0.025* (0.094) | 0.665** (0.030) | -0.027 (0.892) |
| Variables de contrôles | oui | oui | oui |
| Observations | 2734 | 1023 | 1499 |
| R-squared/Pseudo R-squared | --- | 0.104 | 0.072 |

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

Tableau 2.24: ITT sur la malnutrition, échantillons filles-garçons en Entrées échelonnées

| VARIABLES | Niveau | | | Probabilité | | |
|----------------------------|---------------|---------|---------|-------------|---------|---------|
| | waz | haz | whz | waz<-2 | haz<-2 | whz<-2 |
| | MCO | MCO | MCO | Probit | Probit | Probit |
| | Filles | | | | | |
| PTFM | -0.102 | 0.098 | -0.297 | 0.205 | -0.053 | 0.250* |
| | (0.516) | (0.649) | (0.123) | (0.160) | (0.578) | (0.057) |
| Variables de contrôles | oui | oui | oui | oui | oui | oui |
| Observations | 899 | 938 | 899 | 899 | 938 | 899 |
| R-squared/Pseudo R-squared | 0.126 | 0.154 | 0.183 | 0.102 | 0.071 | 0.130 |
| | Garçon | | | | | |
| PTFM | -0.101 | -0.797 | -0.151 | 0.415 | 0.146 | 0.788 |
| | (0.950) | (0.705) | (0.471) | (0.691) | (0.134) | (0.522) |
| Variables de contrôles | oui | oui | oui | oui | oui | oui |
| Observations | 993 | 1037 | 993 | 993 | 1037 | 993 |
| R-squared/Pseudo R-squared | 0.114 | 0.167 | 0.195 | 0.096 | 0.104 | 0.128 |

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

Tableau 2.25: ATT sur la malnutrition, échantillons filles-garçons en Entrées échelonnées

| VARIABLES | Niveau | | | Probabilité | | |
|----------------------------|----------------|---------|---------|-------------|---------|---------|
| | waz | haz | whz | waz<-2 | haz<-2 | whz<-2 |
| | MCO | MCO | MCO | Probit | Probit | Probit |
| | Filles | | | | | |
| particip_men | 0.666 | 0.028 | -0.387 | -0.433 | -0.300 | -0.165 |
| | (0.425) | (0.825) | (0.564) | (0.552) | (0.514) | (0.955) |
| Variables de contrôles | oui | oui | oui | oui | oui | oui |
| Observations | 899 | 938 | 827 | 899 | 938 | 899 |
| R-squared/Pseudo R-squared | 0.063 | 0.104 | 0.139 | 0.087 | 0.115 | 0.087 |
| | Garçons | | | | | |
| particip_men | 0.119 | 0.538 | 0.931 | -0.974 | -1.182 | -0.75 |
| | (0.108) | (0.594) | (0.153) | (0.346) | (0.589) | (0.480) |
| Variables de contrôles | oui | oui | oui | oui | oui | oui |
| Observations | 993 | 1037 | 993 | 993 | 1037 | 993 |
| R-squared/Pseudo R-squared | 0.086 | 0.120 | 0.136 | 0.074 | 0.093 | 0.108 |

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

Tableau 2.26: ITT sur la malnutrition, échantillons filles-garçons en DD(non cylindré)

| VARIABLES | Niveau | | | Probabilité | | |
|----------------------------|----------------|---------|---------|-------------|---------|---------|
| | waz | haz | whz | waz<-2 | haz<-2 | whz<-2 |
| | MCO | MCO | MCO | Probit | Probit | Probit |
| | Filles | | | | | |
| PTFM *period | -0.496 | 0.282 | -0.439 | 0.121 | 0.006** | -0.029 |
| | (0.476) | (0.876) | (0.209) | (0.664) | (0.029) | (0.515) |
| Variables de contrôles | oui | oui | oui | oui | oui | oui |
| Observations | 1059 | 1102 | 1059 | 1059 | 1102 | 1059 |
| R-squared/Pseudo R-squared | 0.111 | 0.107 | 0.150 | --- | --- | --- |
| | Garçons | | | | | |
| PTFM *period | -0.722 | -0.207 | 0.360 | 0.069 | -0.152 | -0.0121 |
| | (0.900) | (0.158) | (0.290) | (0.130) | (0.492) | (0.655) |
| Variables de contrôles | oui | oui | oui | oui | oui | oui |
| Observations | 1126 | 1173 | 1126 | 1126 | 1173 | 1126 |
| R-squared/Pseudo R-squared | 0.124 | 0.095 | 0.138 | --- | --- | --- |

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

Tableau 2.27: ATT sur la malnutrition, échantillons filles-garçons en DD(non cylindrè)

| VARIABLES | Niveau | | | Probabilité | | |
|---|-------------------|-------------------|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | waz | haz | whz | waz<-2 | haz<-2 | whz<-2 |
| | MCO | MCO | MCO | Probit | Probit | Probit |
| Filles | | | | | | |
| particip_men*period <i>(effet marginal pour probit)</i> | 0.385 (0.292) | 0.310 (0.170) | 0.102 (0.537) | -0.014 (0.578) | 0.213* (0.053) | -0.243 (0.798) |
| Variables de contrôles | oui | oui | oui | oui | oui | oui |
| Observations | 1059 | 1102 | 1059 | 1059 | 1102 | 1059 |
| R-squared/Pseudo R-squared | 0.099 | 0.124 | 0.171 | --- | --- | --- |
| Garçons | | | | | | |
| particip_men*period <i>(effet marginal pour probit)</i> | -0.348 (0.963) | -0.720 (0.386) | 0.633 (0.835) | -0.151 (0.961) | 0.018 (0.215) | 0.178 (0.497) |
| Variables de contrôles | oui | oui | oui | oui | oui | oui |
| Observations | 1126 | 1173 | 1126 | 1126 | 1173 | 1126 |
| R-squared/Pseudo R-squared | 0.103 | 0.110 | 0.154 | --- | --- | --- |

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

Tableau 2.31: Impact sur les AGR, estimation en effets-fixes

| Impact | exerce_AGR | temps_AGR | Produc_horaire |
|------------|-------------------|--------------------|------------------|
| ITT | -0.043 (0.236) | -0.159 (0.587) | 0.268 (0.842) |
| ATT | -0.183 (0.772) | -0.979* (0.052) | 0.921 (0.805) |
| Nbr obs | 1591 | 1581 | 1316 |

Robustes pvalues entre parenthèses *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1,
Estimation avec variables de contrôles. Ecart-types calculés en clusters village

Tableau 2.32: Impact sur l'éducation, estimation en effets-fixes

| Impact | Scolarisé | temps_scolaire | rythme_progress |
|------------|-------------------|--------------------|--------------------|
| ITT | -0.057 (0.789) | 0.411** (0.031) | -0.0367 (0.915) |
| ATT | 0.091 (0.898) | -3.675 (0.719) | 0.761 (0.680) |
| Nbr obs | 5165 | 1932 | 2831 |

Robustes pvalues entre parenthèses *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1,
Estimation avec variables de contrôles. Ecart-types calculés en clusters village

Tableau 2.33: Impact sur la malnutrition, estimation en effets fixes-village

| Impact | Niveau | | | Probabilité linéaire | | |
|------------|-------------------|-------------------|-------------------|----------------------|-------------------|-------------------|
| | waz | haz | whz | waz<-2 | haz<-2 | whz<-2 |
| ITT | 0.750 (0.222) | -0.603 (0.235) | -0.516 (0.271) | -0.362 (0.914) | 0.478 (0.941) | 0.481 (0.944) |
| ATT | -0.092 (0.967) | -0.550 (0.137) | -0.398 (0.163) | 0.018 (0.604) | 0.172* (0.065) | -0.045 (0.219) |
| Nbr obs | 2189 | 2275 | 2189 | 2189 | 2275 | 2189 |

Robustes pvalues entre parenthèses *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1,
Estimation avec variables de contrôles. Ecart-types calculés en clusters village

DEUXIEME PARTIE : ARBITRAGES DANS L'ALLOCATION DU TEMPS

CHAPITRE III : Arbitrage entre éducation et travail des enfants

Introduction

Les implications du travail des enfants en matière de formation du capital humain font, à ce jour, l'objet d'une attention grandissante de la part des acteurs du développement. De nombreux travaux académiques se sont intéressés à la relation entre la demande d'éducation et le travail des enfants aussi bien sur le plan microéconomique que macroéconomique.

Au niveau micro, les effets du travail des enfants ont été d'abord appréhendés à partir de la théorie du capital humain (Becker, 1964). Cette dernière, établissant une relation de causalité entre éducation et gain de productivité, montre que l'éducation est un investissement qui vise à accroître la productivité et les revenus futurs de l'individu. Par conséquent, le travail des enfants, en réduisant les opportunités d'investir dans l'éducation contribue à déprécier les revenus à l'âge adulte. Sur le plan macroéconomique, la question du travail des enfants trouve aussi sa transposition dans la théorie de la croissance endogène qui accorde un rôle primordial à l'accumulation de capital humain dans le processus de développement. Dans la mesure où le travail des enfants apparaît comme un frein à l'accumulation du capital humain, il conduirait donc à l'insuffisance de main-d'œuvre qualifiée compromettant ainsi la croissance de long terme et entraînant le pays dans un état de perpétuel retard économique.

Face aux enjeux liés à 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 continuent de persister 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 apparaît de plus en plus nécessaire de mettre en évidence les obstacles à une éducation réussie des enfants. Bien que divers facteurs socioéconomiques et culturels aient été déjà 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 ou non, 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* »⁴⁸ est difficile à tracer. En outre, les statistiques internationales, qui excluent du travail des enfants les activités qualifiées d'« activités non économiques » telles que les travaux domestiques, conduisent à considérablement sous-estimer l'ampleur et les implications directes de ce phénomène 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 et ainsi que ses relations avec les décisions de scolarisation dans les ménages est une condition nécessaire pour mieux orienter les choix stratégiques.

Ce troisième chapitre s'inscrit dans cette dynamique en examinant l'influence des conditions de vie sur les motivations et les choix des ménages en matière de scolarisation et de mise au travail des enfants. Dans ce chapitre de notre travail, les principales questions qu'on examine sont les suivantes : existe-t-il un arbitrage entre la scolarisation et le travail des enfants dans les ménages? Quelle est l'influence des conditions de vie sur les choix de scolarisation? En somme, la pauvreté induit-elle un arbitrage en faveur de la mise au travail des enfants plutôt que de leur scolarisation ? Pour tenter de répondre à ces questions, nous procédons essentiellement à des analyses empiriques mettant en relation les choix de scolarisation et de mise au travail des enfants. Cette démarche vise, d'une part, à tester l'hypothèse d'interdépendance des décisions du ménage et d'autre part, à évaluer l'effet du niveau de vie du ménage sur ses choix.

Par ailleurs, ce chapitre vise aussi à prolonger les discussions sur les disparités de genre en apportant quelques éclaircissements sur des dimensions liées à l'allocation du temps et les implications en termes de scolarisation et de travail des enfants. En effet, de nombreuses

⁴⁸ 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, quant à lui, 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 ».

études tendent à montrer que les comportements des parents en matière de scolarisation et de mise au travail des enfants diffèrent selon que l'enfant est une fille ou un garçon (Ridao-Cano, 2000 ; Basu, 2001 ; Wahba, 2005 ; Emerson et Souza, 2007). En clair, il ressort de ces études l'idée selon laquelle les parents ne font pas les mêmes choix pour leur enfant selon son genre. Les pères s'occupent davantage des garçons et les mères s'occupent davantage des filles. Par ailleurs, un certain nombre d'études mettent aussi en évidence une répartition des travaux très marquée selon le genre montrant par exemple que les filles sont plus orientées vers les activités de production domestique et défavorisées en matière de scolarisation relativement aux garçons (Koissy-Kpein, 2012). Existe-t-il donc un effet "discriminatoire" dans les choix de scolarisation et de mise au travail ? Ces choix relèvent-ils de la logique de rationalité du ménage ? Nous répondons à ces questions à travers des tests essentiellement empiriques mettant en relation les choix de scolarisation et d'orientation vers les travaux en fonction du genre de l'enfant.

Le reste de ce chapitre est organisé de la façon suivante. Dans la deuxième section, nous passons en revue les principales études théoriques et empiriques sur la problématique du travail des enfants en liaison avec la scolarisation dans les pays en développement. Dans la troisième section, nous procédons à une discussion sur les différentes définitions statistiques du travail des enfants et présentons celles retenues dans ce travail. Nous discutons également la mesure empirique du niveau de vie du ménage que nous adoptons pour évaluer l'impact de la pauvreté sur les choix des ménages. Dans la quatrième section, nous procédons à la présentation des stratégies d'estimation des modèles et discutons les résultats. La dernière section est consacrée à une analyse synthétique présentée sous forme de conclusion au chapitre.

1. Revue de la littérature théorique et empirique

1.1. Allocation de temps et décisions de scolarisation dans un modèle collectif de ménage

La plupart des analyses sur la pauvreté de temps dans les ménages abordent la question de l'allocation de temps à partir de l'unique choix individuel. Bien que cette approche reste cohérente avec une vision non-unitaire du ménage, elle reste incomplète dans la mesure où elle ignore les interactions qu'il peut y avoir entre les individus dans la détermination des choix d'allocation de temps. Autrement dit une absence de cadre explicite prenant en compte la possibilité pour les individus de neutraliser leur contrainte de temps (ou déficit de temps) par des mécanismes de transferts intra-ménage. Le temps disponible étant une ressource à part entière, son mode d'allocation dans le ménage est, par conséquent, influencé par le processus de décision mettant en interaction les individus. Si bien que l'on peut s'attendre, par exemple, à ce qu'une forte contrainte de temps observée sur un individu dans le ménage se traduise par une modification sensible de l'allocation de temps des autres. La question fondamentale de notre réflexion sur l'allocation du temps des enfants entre la formation du capital humain et la participation aux activités de production se ramène à examiner le comportement du ménage dans ses choix face à la pauvreté. L'allocation du temps des enfants étant supposée refléter uniquement les choix des individus preneurs de décision (les 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 dont la résolution aboutit toujours à une allocation pareto-optimale des ressources (Browning et Chiappori, 1998).

Ainsi en partant d'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 général de maximisation du bien-être du ménage incluant la production du capital humain peut s'écrire comme suit :

$$MaxW = \phi[U_f(c_f, c_h, c_e, l_f, l_h, Y_e, z_f)] + (1 - \phi)[U_h(c_f, c_h, c_e, l_f, l_h, Y_e, z_h)] \quad (3.1a)$$

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

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 qui est obtenu à travers une fonction $g(.)$ représentant la technologie production de capital humain. Cette technologie dépend à la fois de d_e qui représente le temps alloué par l'enfant à cette production, des revenus des parents obtenus à partir de ω_f et ω_h qui représentent respectivement les taux de salaire de la femme et de l'homme de $(1 - l_f)$ et $(1 - l_h)$ qui représentent les parts en dotations en temps que ceux-ci allouent au travail rémunéré (les dotations étant normalisées à 1)

L'une des implications 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 assimilée 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 de l'enfant permet une forme très générale d'altruisme et aussi des externalités dans la consommation (Chiappori et Donni, 2006). La fonction (3.1a) est maximisée sous la contrainte budgétaire suivante :

$$c_f + c_h + c_e \leq (1 - l_f)\omega_f + (1 - l_h)\omega_h + (1 - d_e)\omega_e + r_f + r_h \quad (3.1b)$$

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 d'abord 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:

$$Y_e = g(d_e, \omega_f, \omega_h) \quad (3.1c)$$

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 3.1a), on trouve :

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

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 :

$$\frac{\partial W}{\partial d_e} : \phi \left[\frac{\partial U_f}{\partial d_e} (-1) + \frac{\partial U_f}{\partial g} \cdot \frac{\partial g}{\partial d_e} \right] + (1 - \phi) \left[\frac{\partial U_h}{\partial d_e} (-1) + \frac{\partial U_h}{\partial g} \cdot \frac{\partial g}{\partial d_e} \right] = 0 \quad (3.2a)$$

Cette condition comporte deux membres et 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 traduit la perte implicite de revenus causée par l'allocation du temps de l'enfant aux activités de 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).

Dans une telle configuration, pour que la décision de scolarisation soit effective il est nécessaire que le gain d'utilité lié au capital humain compense la perte de revenus d'au moins l'un des décideurs (compte tenu de leur poids respectif).

En revanche, par exemple lorsque $\phi = 0$ ce qui correspond au cas où la femme n'a aucun pouvoir de décision, la contrainte se réécrit simplement comme suit :

$$\frac{\partial U_h}{\partial d_e} (-1) + \frac{\partial U_h}{\partial g} \cdot \frac{\partial g}{\partial d_e} = 0 \quad (1.2b)$$

La décision de scolarisation dépendra du gain d'utilité de l'unique décideur (ici l'homme). Mais lorsque $\phi > 0$, la décision du ménage de scolariser (ou non) l'enfant est nécessairement efficiente compte tenu du processus de négociation. Chaque conjoint négocie en faveur des choix qui maximisent ses préférences. 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.

Ce simple modèle sur l'allocation de temps et des ressources dans le ménage ainsi que les interactions dans le processus de décision constitue le cadre théorique de notre analyse de la relation de la pauvreté avec les choix d'investissement en capital humain des enfants. La première interrogation est d'abord de savoir si la dotation en temps des adultes, supposée inélastiquement allouée à l'offre de travail sur le marché, permet-elle au ménage d'optimiser la production du capital humain. En d'autres termes, les conditions d'allocation du temps des adultes permettent-elles de générer des revenus suffisants pour subvenir à la fois aux besoins de consommation et à la production du capital humain. De plus, l'enfant étant théoriquement supposé contribuer à hauteur de $(1 - d_e)\omega_e$ à la consommation du ménage, dans quelle mesure cette contribution sera sollicitée par le ménage face aux décisions de scolarisation? En d'autres termes il y a-t-il un arbitrage entre cette contribution que l'enfant peut potentiellement apporter par l'utilisation sa force productive et le choix de sa scolarisation? Toutes ces questions renvoient au rôle que peut jouer la pauvreté du ménage face à ces deux choix alternatifs. C'est pourquoi nous examinons d'abord les déterminants et les motivations des choix de scolarisation et de mise au travail des enfants en rapport avec la pauvreté dans les ménages.

1.2. Travail des enfants et choix de scolarisation : un arbitrage sous l'influence de la pauvreté

La littérature sur le travail des enfants en relation avec la scolarisation demeure 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 des enfants sur le marché. Cette hypothèse suppose que le travail des enfants 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 donc que les entreprises sont indifférentes entre la main d'œuvre infantile et 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 et le 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 tout de même 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 de coût/bénéfice, 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).

Ces modèles intergénérationnels rejoignent Basu et Van sur l'hypothèse de pauvreté, mais ils s'en distinguent par l'ajout d'autres hypothèses comme celles de l'imperfection du marché de 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.

Baland et Robinson (2000) montrent, quant à eux, que quand les parents ont la possibilité transférer sur les enfants une partie du coût de formation du capital humain à l'âge adulte, alors les décisions des parents de mise au travail des enfants sont toujours efficaces.

Cette efficience 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 inefficente lorsque le ménage fait face à une contrainte de crédit. L'imperfection de marché peut se manifester à deux niveaux. D'une part, les parents peuvent être incapables d'emprunter *actuellement* pour financer le coût de scolarisation. D'autre part, les enfants peuvent être incapables d'emprunter *dans le futur* pour rembourser les parents compte tenu de leurs niveaux de revenus après leur formation. Dans ces deux cas, la mise au travail de l'enfant est inefficente. 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'inefficience du travail des enfants réside plutôt 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 sera 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 pas être obligatoire entre parent et enfant, le coefficient d'actualisation du parent devient très élevé réduisant ainsi 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.

Mais selon Bommier et Shapiro (2001), 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 à priori contradictoires aboutissent à la même décision de scolarisation.

Néanmoins tous ces modèles intergénérationnels semblent se fonder sur l'hypothèse d'altruisme des parents. Une hypothèse quelque peu contestable selon beaucoup de résultats empiriques⁴⁹.

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 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 donc les parents à augmenter le nombre 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 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 certains⁵⁰. Ainsi,

⁴⁹ 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).

⁵⁰ 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.

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 choisissent 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 même l'existence de transferts altruistes ne garantit pas un choix efficient de travail des enfants.

1.3. Les travaux empiriques

Les analyses empiriques ont connu une évolution parallèle avec les formalisations théoriques. De nombreuses études empiriques tendent à confirmer une relation positive entre la pauvreté et l'incidence du travail des enfants. Par exemple, 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 des enfants au marché du travail excède les 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. Pour Edmonds, près de 80% de la baisse du travail des enfants est expliquée par l'amélioration des conditions économiques.

D'autres études comme celles d'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 travail des enfants et faiblesse des revenus du ménage.

Toutefois, plusieurs autres études mettent en doute cette relation positive. Un premier groupe d'études ne trouve aucune relation empirique significative entre travail des enfants et pauvreté des ménages (Nielsen, 1998; Sasaki et Temesgen, 1999). Un second groupe met 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. Outre ces trois principaux groupes, 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 donc 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 d'être un exercice qui fait 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. Néanmoins, dans cette étude nous essayons de partir du cadre conceptuel adoptés 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 légales⁵¹. Les normes internationales tentent à définir celui-ci à travers ses conséquences et préjudices d'ordre mental, physique, social et même moral. Le tableau 3.1 suivant présente les différents concepts et définition adoptés dans certaines grandes enquêtes internationales.

⁵¹ 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.

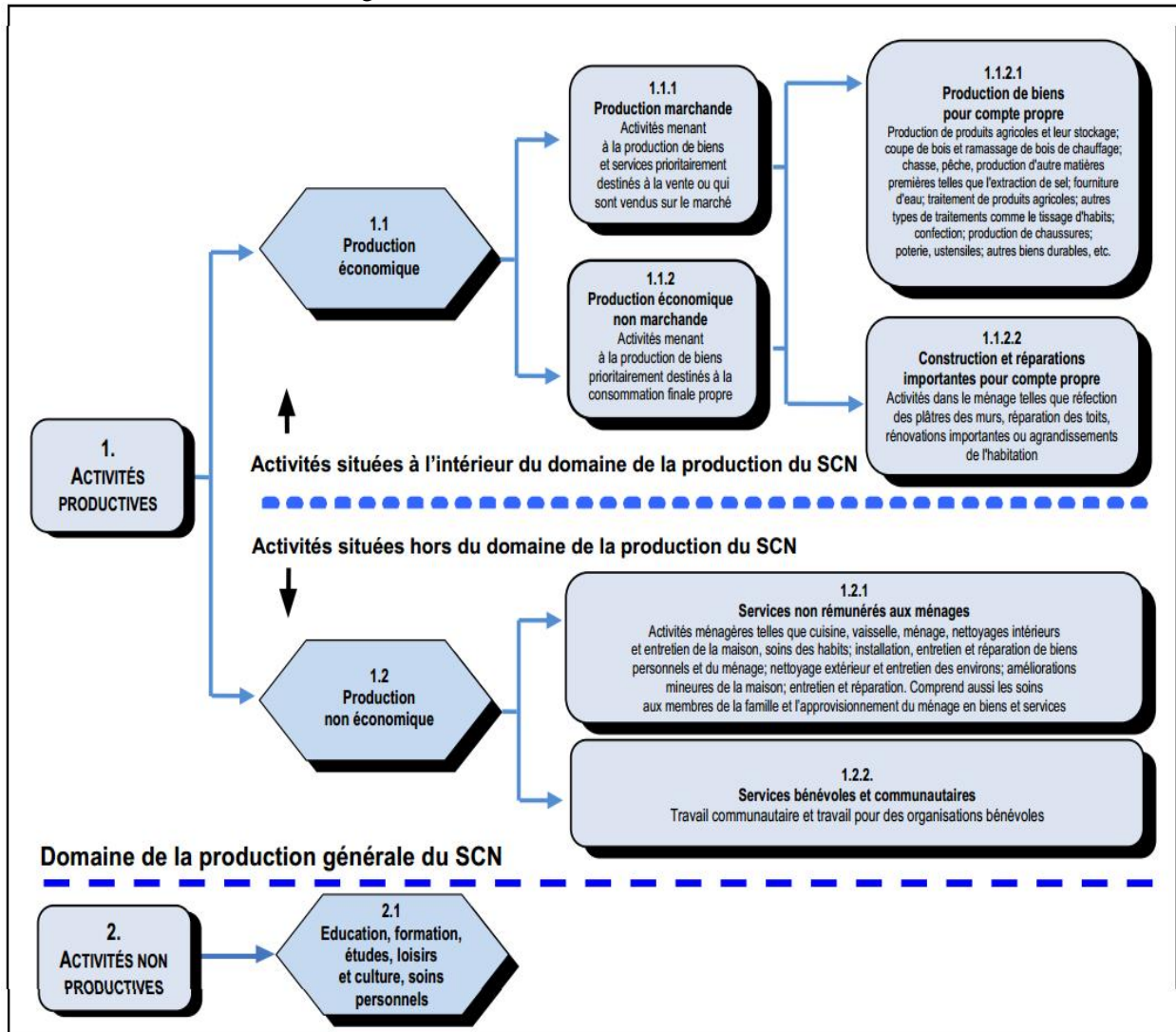
Tableau 3.1 : Concepts et définition du travail des enfants dans les enquêtes internationales

| 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 » et en y intégrant quelques nécessaires 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 résumée sur la figure 3.1 suivante.

Figure 3.1 : 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 donc 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 3.2)

Tableau 3.2 : 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, Deheija 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 essentiellement des variables binaires en prenant un seuil de participation de 1h/jour. Nous considérons ainsi qu'un enfant est actif si son temps de travail est supérieur à une 1h/jour. Ce choix méthodologique, bien que pouvant être sujet à discussion, est celui qui nous apparait le plus pertinent notamment par rapport aux "seuils juridiques" généralement adoptés par les organismes internationaux dans la lutte contre le travail des enfants. L'inconvénient pour nous d'utiliser ici les seuils juridiques c'est qu'ils aboutissent à confondre le concept du travail des enfants dans sa généralité au concept de travail illégal. En effet, l'OIT ne définit aucun critère à partir duquel on considère qu'un enfant "travaille". En revanche dans les enquêtes LSMS de la Banque Mondiale, on considère qu'un enfant est économiquement actif s'il exerce une durée minimale de 1 h/semaine. Quant

au statut de participation aux travaux non-économiques, certains rapports comme UCW(2010) suggèrent (sans que cela soit une norme) d'intégrer ces activités dans les mesures du travail à partir de 28 heures par semaine soit 4 heures par jour (voir UCW, 2010, p.11). Tous ces raisonnements, laissent place quelque peu à l'arbitraire dans le choix de la construction de la variable de participation au travail.

Ici nous tentons de fixer le seuil d'activité en partant de la notion de « *Travail non qualifié de dangereux* » selon la convention n°138 de l'OIT. Cette convention définit deux grandes catégories de travail de l'enfant. La première catégorie dite *travaux non dangereux* représente tous les travaux dont la durée d'exécution est inférieure à 43 heures par semaine mais qui ne peuvent pas par nature rentrer dans la catégorie des pires formes de travail. Alors que la seconde catégorie (les pires formes) représente aussi bien tous les travaux dont la durée est supérieure à 43 heures par semaine et tout travail pouvant par nature être qualifié de pire (exploitation, etc...). La figure ci-dessous illustre cette classification.

Figure 3.2 : Les différents concepts du travail des enfants

| Tranche d'âge | | Travail et emploi des enfants | | | | |
|---|-------------------|---|---------------------|--|---|--|
| | | 1. Travaux non qualifiés de dangereux | | | 2. Pires formes de travail des enfants (PFTE) | |
| | | 1.a) Formes de travail exclues | 1.b) Travaux légers | 1.c) Autres formes de travail non qualifiés de dangereuses | 2.a) Travaux dangereux | 2.b) PFTE autres que travaux dangereux |
| Enfants en-dessous de l'âge minimum prévu pour les travaux légers | Enfants 5-11 ans | Production non économique (principalement services non rémunérés aux ménages) | | | Travaux dangereux (dans des branches et professions qualifiées de dangereuses, 43 heures hebdomadaires au moins dans des branches et professions non qualifiées de dangereuses) | Traite des enfants, enfants qui effectuent des travaux forcés ou en situation de servitude, exploitation sexuelle à des fins commerciales des enfants, activités illicites |
| Enfants en âge d'effectuer des travaux légers | Enfants 12-14 ans | Activité économique non qualifiée de dangereuse et comprise dans le domaine de la production du SCN, dont la durée hebdomadaire est inférieure à 14 heures | | | | |
| Enfants qui ont l'âge minimum général de travailler ou plus | Enfants 15-17 ans | Activité économique non qualifiée de dangereuse et comprise dans le domaine de la production du SCN, dont la durée hebdomadaire se situe entre 14 heures et 43 heures | | | | |

Sources : OIT(2008)

La catégorie des travaux *non-dangereux* est constituée de trois principaux sous-groupes : *formes de travail exclues* ; *travaux légers* ; *autres formes de travail non dangereux*. Les deux premiers sous-groupes représentent tous les travaux dont la durée est inférieure à 14 heures par semaine (soit 2 heures par jour). Ces deux sous-catégories restent donc autorisées pour tous les enfants de plus de 12 ans mais c'est uniquement la première sous-catégorie qui est tolérée pour les enfants de moins de 11 ans. Ce qui veut donc dire que même les travaux dits « légers » sont interdits pour ces enfants de moins de 11 ans.

La convention n°138 définit les travaux légers comme « *des activités relevant de la production économique, ne dépassent pas 14 heures hebdomadaires et exclut du champ du travail des enfants à condition que ceux-ci: a) ne soient pas susceptibles de porter préjudice à leur santé ou à leur développement; et b) ne soient pas de nature à porter préjudice à leur assiduité scolaire, à leur participation à des programmes d'orientation ou de formation professionnelles approuvés par l'autorité compétente ou à leur aptitude à bénéficier de l'instruction reçue* » (OIT,2008).

La zone *bleue* sur cette figure 3.2 correspond à tous les types de travaux d'enfants à combattre tandis que la zone en *violet* représente les formes tolérées de travail. Cependant, nous faisons toutefois attention à ne pas confondre « travail toléré » et « absence de travail ». C'est-à-dire que même si le travail des enfants de 15-17 ans est toléré dans la limite de 43heures par semaine (environ 6 heures par jour), cela ne signifie pas pour autant qu'un enfant qui travaille même 1 heure par jour ne peut pas être considéré comme travailleur. Par conséquent, les seuils juridiques ne sont pas des seuils à partir desquels on considère qu'un enfant travaille, mais plutôt des seuils indiquant à partir de quel niveau le travail de l'enfant est considéré comme illégal donc à combattre. En effet partant du principe que tout travail au-delà de ces seuils devrait être aboli car considéré comme préjudiciable pour l'enfant, mais le caractère préjudiciable d'un type de travail n'est pas seulement déterminé en fonction de sa durée d'exécution, il est aussi fonction de sa nature propre et des conditions dans lesquelles ce travail est effectué. Par exemple, le seuil légal de 14 heures par semaine (2 heures par jour) n'est valable que si l'enfant a entre 12 et 14 ans, que l'activité menée est de nature économique et que cette activité n'est pas définie hors du champ des *formes exclues de travail et des travaux légers*. Le cas échéant, les conditions de travail doivent être conformes aux réglementations définies (voir OIT, 2008). Par contre, aucune forme ou durée de travail n'est tolérée pour les enfants de 5-11ans à l'exception des travaux dits *exclus* qui sont essentiellement de nature non économique. Pour ces enfants, théoriquement le seuil est donc

égal à zéro. Au final, la définition de l'OIT permet de déterminer quel(le) type (durée) de travail est autorisé(e) ou non et pour quelle catégorie d'enfant mais elle ne fixe aucun seuil à partir duquel on considère qu'un enfant travaille (variable binaire de participation).

Dans cette étude, même si nous considérons d'emblée que les activités que nous avons recensées ne font pas partie de la catégorie *des pires formes de travail*⁵², nous ne pouvons pas fixer nos seuils en fonction des seuils légaux pour plusieurs raisons. D'une part, il ne s'agit pas pour nous d'analyser la relation entre le travail "illégal" et la scolarisation des enfants ; puisque fixer nos seuils à partir des seuils légaux revient à considérer qu'un enfant *travaille* si son temps de travail dépasse le seuil légal. Un tel indicateur n'est pertinent que dans l'optique d'une mesure de l'incidence du travail illégal des enfants, ce qui est assez éloigné de notre problématique. Nous nous intéressons au phénomène du travail des enfants dans sa généralité.

3. Mesure du niveau de vie : l'approche par 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 en plus des critiques conceptuelles et théoriques à leur rencontre, 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. Et 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). L'évaluation du niveau de vie par les biens et actifs du ménage constituerait une alternative crédible en l'absence de données sur les dépenses. Ainsi, Montgomery et al. (2000), comparant les pouvoirs prédictifs de l'indice de richesse et des dépenses de consommation,

⁵² La liste des activités recensées est fournie un peu plus loin.

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, pris comme un indicateur du statut socioéconomique pour étudier les déterminants de la scolarisation, 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 Mauritanienues 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 cette 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 donc 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).

Nous optons pour une Analyse en Composantes Principales (ACP). Cette méthode étant bien connue, nous nous limiterons à une présentation sommaire en la décrivant dans ses grands principes.

Supposons $X = (x_1, x_2, \dots, x_p)'$ le vecteur des actifs du ménage. Chaque élément de ce vecteur peut-être une variable binaire prenant la valeur 1 si le ménage dispose du bien en question et 0 sinon⁵³. Il peut également s'agir des caractéristiques du logement, les modes d'utilisation des sanitaires, les modes de combustion et d'éclairage, etc.

⁵³ Le détail sur la liste des biens observés sera donné un peu plus loin lors de la présentation des données.

La première composante principale *i.e.* la composante dont la variance est la plus élevée de l'observation est la combinaison linéaire suivante y_i :

$$y_i = a_1 \left(\frac{x_{i1} - \bar{x}_1}{s_1} \right) + a_2 \left(\frac{x_{i2} - \bar{x}_2}{s_2} \right) + \dots + a_p \left(\frac{x_{ip} - \bar{x}_p}{s_p} \right) \quad (3.1)$$

$$\text{Avec } A'A = 1 \text{ où } A = (a_1, a_2, \dots, a_p)'$$

Où y_i est l'indice de la composante principale pour le ménage i , \bar{x}_k et s_k représentent respectivement la moyenne et l'écart type de la variable x_k calculés sur l'ensemble de l'échantillon. A est le vecteur des coefficients associés vecteur X dont le mode de calcul détermine la pondération associée à chaque bien (que nous ne présentons pas ici)⁵⁴. La série de la variable transformée $\left(\frac{x_k - \bar{x}_k}{s_k} \right)$ sur l'ensemble des ménages a une espérance nulle et une variance égale à λ où λ est la plus grande valeur propre de la matrice de corrélation de X .

Si la variable x_k est par exemple une variable binaire, alors a_k/s_k donne l'effet d'un changement de 0 à 1 de x_k (de la non possession à la possession) sur la composante principale. Cela montre, par ailleurs, que la méthode ACP est bien adaptée lorsque le vecteur X contient des variables qualitatives à condition que le codage de la variable suive une logique hiérarchique ascendante ou descendante c'est-à-dire lorsqu'on peut établir un ordre pertinent dans les modalités (par exemple lorsqu'on a un codage de type : 1=*Case en banco*, 2=*Maison en ciment*, 3=*Immeuble* ou à l'inverse 1=*Immeuble*, 2=*Maison en ciment*, 3=*Case en banco*). Ainsi, puisqu'on peut donner un sens à l'ordre du codage, il devient possible de regrouper dans la même analyse des variables qualitatives et des variables quantitatives pour extraire les facteurs.

La première composante principale permet de prédire un indice fournissant une discrimination sur les biens dont la possession varie significativement entre les ménages. Dans cette optique, le bien qui est possédé par tous les ménages et le bien qui n'est possédé par aucun ménage auront donc tous des pondérations nulles. Tandis qu'un bien qui est rarement détenu par les ménages aura une pondération très élevée créant des points aberrants. De ce fait, il convient d'être très attentif dans le choix des biens à inclure dans le calcul. Quant au choix du nombre de composantes à retenir, le souci de pertinence s'impose également. En pratique, il arrive rarement que la première composante explique plus de 50% de l'inertie totale. Dans ce cas, il est judicieux de retenir plus de deux facteurs pour pouvoir

⁵⁴ Voir par exemple : Everitt BS, Dunn G (2001) ; Lindeman, et al.(1980) ; Mardia et al.(1979) ; Jolliffe (1986) ; Lawley et Maxwell(1971)

capturer le maximum d'informations. A cet égard, Kaiser (1960) suggère d'utiliser toutes les composantes dont la valeur propre est supérieure à 1.

4. Stratégie empirique

4.1 Données et statistiques descriptives

Les données de ce chapitre proviennent des deux passages de l'enquête discutés dans la première partie de la thèse au chapitre 1. Les données ont été obtenues à partir d'un module spécifiquement conçu pour recueillir les 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 donc été relevé sur un échantillon d'enfants, tiré de façon aléatoire pour éliminer un biais de sélection. En 2009, 1984 enfants âgés de 6 à 15 ans ont été suivis. En 2011, (second passage), les mêmes enfants ont été suivis pour recueillir les mêmes informations deux ans après (enfants ayant donc atteint 8-17ans). 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. Cependant, bien que cela représente une perte sensible de l'ordre de 96 enfants, ces entrées et sorties de l'échantillon peuvent toutefois être considérées comme aléatoires car non liées à un facteur exogène prédéterminé. Ce léger mouvement de l'échantillon ne cause donc aucun biais d'attrition systématique dans le suivi. Le tableau 3.3 suivant fournit un exemple de suivi des activités.

Tableau 3.3 : 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) ⁵⁵ |
| 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

⁵⁵ 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.

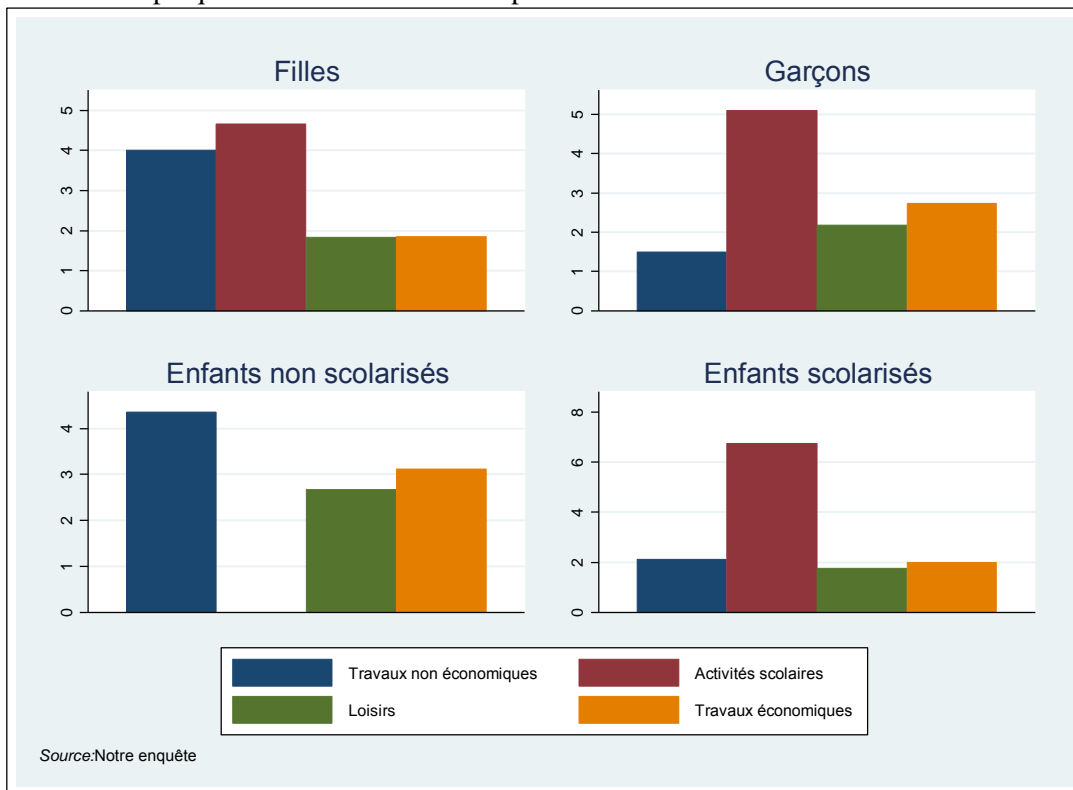
En se basant sur la définition de l’OIT (voir figure 3.1), les travaux ont été répartis entre cinq postes d’activités: productives-économiques, productives non-économiques, non-productives (éducation, loisirs) et les activités dites de nécessités physiologiques (repos, repas, sommeil, etc.). Le tableau 3.4 donne la structure de l’emploi du temps des enfants, réparti selon les grands postes.

Tableau 3.4 : 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 ;

Graphique 3.1 : Allocation du temps selon le sexe et le statut de scolarisation



Le tableau 3.4 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 un peu moins (1,5 heure par jour). 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 alors que les filles dépassent à peine 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% (voir tableau 3.4).

On constate, aussi, que le statut de scolarisation a une implication notoire sur l'allocation du temps. En effet, 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 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 3.5 et 3.6 fournissent des indications sur le niveau de détention des biens et actifs ainsi que le cadre de vies des ménages enquêtés.

Tableau 3.5 : 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 3.6: 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 3.5. Ensuite, nous considérons les éléments du tableau 3.6 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 3.6). 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 3.6).

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 entraînerait 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. Le tableau 3.7 suivant donne la description de l'ensemble des variables d'analyse.

Tableau 3.7 récapitulatif et description des variables

| Variables | Définition et mode de calcul | Obs | Moyenne | Ecart-type | Min | Max |
|--------------------------------|--|------|---------|------------|-------|--------|
| scolarisation | 1 si l'enfant est scolarisé 0 sinon | 3872 | 0,713 | 0,448 | 0 | 1 |
| travail_non_eco | 1 si l'enfant participe aux travaux non économiques 0 sinon | 3872 | 0,487 | 0,361 | 0 | 1 |
| travail_eco | 1 si l'enfant participe aux travaux économiques 0 sinon | 3872 | 0,291 | 0,498 | 0 | 1 |
| travail_product | 1 si l'enfant participe à l'une des deux types d'activités et 0 sinon | 3872 | 0,672 | 0,399 | 0 | 1 |
| indice_biens_eq | Indice de richesse obtenu par ACP sur les biens et actifs durables (1 ^{ère} composante) | 3872 | -0,0051 | 1,677 | -5,03 | 8,96 |
| indice_logement | Indice de richesse obtenu par ACP sur les biens et actifs durables (2 ^{ième} composante) | 3872 | 0,0181 | 1,388 | -6,93 | 5,38 |
| surface_total_terre | Surface totale en hectares des terres agricoles du ménage | 3872 | 7,664 | 9,456 | 0 | 47,3 |
| education_chef_men | 1 si le chef ménage est alphabétisé et 0 sinon | 3778 | 0,327 | 0,469 | 0 | 1 |
| age_chef_men | Age en années révolues du chef de ménage | 3827 | 49,29 | 11,88 | 36 | 82 |
| education_mere | 1 si la mère de l'enfant est alphabétisée et 0 sinon | 3715 | 0,124 | 0,329 | 0 | 1 |
| age_mere | Age en années révolues de la mère de l'enfant | 3670 | 36,85 | 9,268 | 15 | 64 |
| taille_menage | Nombre d'individus dans le ménage | 3872 | 8,376 | 3,265 | 3 | 30 |
| menage_polygame | 1 si l'enfant vit dans un ménage polygame, 0 sinon | 3737 | 0,379 | 0,485 | 0 | 1 |
| age_enfant | Age en années révolues de l'enfant | 3872 | 11,12 | 2,902 | 6 | 17 |
| sexe_enfant | Sexe de l'enfant 0 féminin 1 masculin | 3872 | 0,504 | 0,500 | 0 | 1 |
| rang_naissance1_men | Rang de naissance de l'enfant parmi tous les enfants du ménage | 3710 | 2,712 | 1,827 | 1 | 12 |
| rang_naissance2_mere | Rang de naissance de l'enfant parmi les enfants de sa mère | 3752 | 2,318 | 1,491 | 1 | 8 |
| lien_biological_chef_men | 1 si l'enfant considéré est le fils du chef de ménage, 0 sinon | 3855 | 0,936 | 0,244 | 0 | 1 |
| distance_primaire | Distance en km du village à l'école primaire la plus proche, 0 si dans le village | 3872 | 0,124 | 4,635 | 0 | 25 |
| distance_college | Distance en km du village au collège le plus proche, 0 si dans le village | 3857 | 2,220 | 5,815 | 0 | 80 |
| distance_lycee | Distance en km du village au lycée le plus proche, 0 si dans le village | 3820 | 41,67 | 50,64 | 0 | 300 |
| frais_scolaires_moyen_primaire | Montant en francs CFA des frais scolaires (Out-of-Pocket) moyen par élève du primaire calculé au niveau du village | 3872 | 11448 | 5536 | 1250 | 35893 |
| frais_scolaires_moyen_college | Montant en francs CFA des frais scolaires (Out-of-Pocket) moyen par élève du collège calculé au niveau du village | 3872 | 23820 | 17074 | 4500 | 150000 |
| frais_scolaires_moyen_lycee | Montant en francs CFA des frais scolaires (Out-of-Pocket) moyen par élève du lycée calculé au niveau du village | 3596 | 58183 | 44642 | 5000 | 350000 |
| nbre_habitants_village | Nombre d'habitants dans le village | 3843 | 1818 | 1745 | 102 | 11271 |
| distance_route | Distance en km du village à la route bitumée ou la piste la plus proche, 0 si passet dans le village | 3872 | 3,913 | 13,73 | 0 | 100 |
| distance_marche | Distance en km du village au marché le plus proche, 0 si dans le village | 3781 | 6,676 | 9,922 | 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 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*)⁵⁶. 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. De plus, il fournit un cadre cohérent pour évaluer correctement l'influence des caractéristiques sur les probabilités conditionnelles de chaque option tout en contrôlant celles des autres options dans une forme d'interdépendance. C'est pour cela que le probit *bivarié* (pour le cas deux décisions) a été

⁵⁶ En prenant par exemple 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.

beaucoup plus utilisé pour modéliser deux décisions considérées comme interdépendantes (Canagarajah et Coulombe, 1997 ; Nielsen 1998 ; Diallo ,2001 ; Duryea et Arends-Kuenning, 2003 ; Wahba ,2005; Emerson et Souza, 2007 Lachaud, 2008b, etc.). C'est ce choix que nous faisons également dans cette étude. Dans la modélisation bivariée, la décision du ménage se présente comme suit :

$$\text{Décision} = \left\{ \begin{array}{l} \text{Scolarisation} \quad S = \begin{cases} 1 & \text{si } S^* > 0 \\ 0 & \text{si } S^* \leq 0 \end{cases} \\ \text{Mise au travail} \quad T_e = \begin{cases} 1 & \text{si } T_e^* > 0 \\ 0 & \text{si } T_e^* \leq 0 \end{cases} \end{array} \right. \left. \begin{array}{l} S^* = X_S \beta_S + \epsilon_S \\ T_e^* = X_T \beta_T + \epsilon_T \end{array} \right\} \text{avec } Cov(\epsilon_S, \epsilon_T) = \rho \quad (3.2a)$$

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 :

$$\begin{cases} Y_1^* = X_1 \beta_1 + \epsilon_1; Y_1 = 1 \text{ si } Y_1^* > 0, Y_1 = 0 \text{ si } Y_1^* \leq 0 \\ Y_2^* = X_2 \beta_2 + \epsilon_2; Y_2 = 1 \text{ si } Y_2^* > 0, Y_2 = 0 \text{ si } Y_2^* \leq 0 \end{cases} \quad (3.2b)$$

$$Cov(\epsilon_1, \epsilon_2) = \rho \quad (3.2c)$$

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 sinon⁵⁷. Le modèle (3.2b) 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 3.8.

⁵⁷ Ainsi un enfant travaille s'il exerce une activité économique et/ou une activité non économique (voir tableau 3.4 et figure 3.1)

Tableau 3.8 : 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> |
| Muettes religion | | <i>oui</i> | | <i>oui</i> | | <i>oui</i> |
| Muettes région | | <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 | |

P.values entre parenthèses, Ecart-types calculés en cluster 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 3.8). 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 3.8).

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

4.2.2. Les caractéristiques enfants

Tout d'abord, on constate dans le tableau 3.8 que la probabilité de scolarisation et celle du travail augmentent significativement avec l'âge. Cette significativité doit cependant être mise en perspective avec les coefficients obtenus sur les rangs de naissance de l'enfant au sein du ménage. Nous avons identifié l'effet de l'âge à travers deux approches différentes : 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 ici 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 nous est importante dans la mesure où tous les enfants suivis ne sont pas nécessairement fils du chef de ménage. Les enfants les moins âgés auront donc numériquement des rangs de naissance élevés. Certaines études ont déjà 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). Ces auteurs avancent l'argument selon lequel un enfant, ayant des grands frères et sœurs dans le ménage, aura une plus grande probabilité d'être scolarisé car la présence des frères plus âgés lui assure d'être retiré du travail pour 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. Néanmoins c'est uniquement le rang de naissance par rapport au chef de ménage qui apparaît significativement négatif sur la probabilité de la mise au travail des garçons (voir tableau 3.8). En somme, même si la probabilité de scolarisation augmente avec l'âge absolu, 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 *fils 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.

4.2.3. 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 3.8). 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 3.8).

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 3.8). 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 3.8).

4.2.4. Les caractéristiques villages

Nous avons également tenté d'analyser les possibles influences que peut exercer l'environnement économique du ménage. Nous avons ainsi 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) mais aussi les coûts directs d'accès aux services scolaires (frais scolaires comme l'achat des tenues vestimentaires, des fournitures et autres frais connexes).

Sans surprise, nous trouvons que la distance à l'école primaire la plus proche exerce une influence négative sur la probabilité de scolarisation. Par contre, les effets liés à la distance au collège ou au lycée n'apparaissent pas significativement différents de zéro. Quant à l'effet de ces variables distance sur la décision de mise au travail, nous trouvons que la distance au collège agit positivement sur la probabilité du travail des enfants particulièrement des garçons (tableau 3.8). 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 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). Les 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 le

signal direct que reçoit le ménage sur les coûts associés à chaque cycle⁵⁸. De façon très surprenante, nous trouvons que la probabilité de scolarisation augmente avec les frais scolaires du primaire et du lycée (tableau 3.8). 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) qui trouve aussi une corrélation positive entre les deux variables mais cet auteur ne trouve aucun effet des frais scolaires sur la probabilité de travail. Nos résultats se rapprochent également de ceux de Canagarajah et Coulombe (1997) qui trouvent une corrélation positive entre les frais et la probabilité de scolarisation. Ces auteurs 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 ailleurs⁵⁹. L'effet-qualité ne peut donc être justifié uniquement à partir du rôle des écoles privées. Une partie des

⁵⁸ 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.

⁵⁹ 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.

explications pourrait provenir aussi du rôle des écoles dites « communautaires»⁶⁰. 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. 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 si 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.

4.2.5. Effets du niveau de vie: richesse et revenus du ménage

La motivation première de ce travail étant d'analyser l'influence de la pauvreté sur l'arbitrage entre scolarisation et mise au travail des enfants, nous avons essayé de construire un indicateur empirique du niveau de vie. A cet effet, nous nous sommes servis d'abord des indices de richesse basés sur la détention des biens et actifs auxquels nous associons les variables de revenus.

Dans ces estimations dont les résultats sont présentés au tableau 3.8, nous trouvons 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, matérialisé 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

⁶⁰ 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.

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 premiers résultats quelque peu troublants, soutiennent-ils le paradoxe de richesse? Nous avons donc décidé d'examiner plus en détail cette possibilité en estimant les probabilités associées aux différents choix qui se présentent au ménage. Les décisions du ménage concernent quatre choix alternatifs : l'enfant n'est ni scolarisé, ni mis au travail ; l'enfant est uniquement mis au travail ; l'enfant effectue à la fois les activités scolaires et les activités de production ; l'enfant se consacre uniquement à sa scolarité. La démarche d'estimation de ces probabilités est présentée ci-dessous.

4.2.6. Probabilités des choix et effets marginaux

Les équations des probabilités associées à chaque choix sont déduites des expressions suivantes :

$$\begin{cases} \Pr(Y_1 = 0; Y_2 = 0) = \Phi(-X_1\beta_1; -X_2\beta_2; \rho) \\ \Pr(Y_1 = 0; Y_2 = 1) = \Phi(-X_1\beta_1; X_2\beta_2; -\rho) \\ \Pr(Y_1 = 1; Y_2 = 1) = \Phi(X_1\beta_1; X_2\beta_2; \rho) \\ \Pr(Y_1 = 1; Y_2 = 0) = \Phi(X_1\beta_1; -X_2\beta_2; -\rho) \end{cases} \quad (3.3)$$

Où $\Pr(Y_1 = 0; Y_2 = 0)$ désigne la probabilité d'être ni scolarisé, ni mis au travail ; $\Pr(Y_1 = 0; Y_2 = 1)$ la probabilité d'être non scolarisé mais mis au travail ; $\Pr(Y_1 = 1; Y_2 = 1)$ probabilité d'être scolarisé en même temps que travailler et $\Pr(Y_1 = 1; Y_2 = 0)$ la probabilité d'être scolarisé uniquement. $\Phi(.)$ représente la fonction de répartition de la loi normale bivariée.

Nous estimons ainsi les effets partiels de la variation des différentes caractéristiques sur la probabilité d'occurrence de chaque choix. Les élasticités des probabilités par rapport aux indices de richesse sont présentées dans le tableau 3.9 suivant.

Tableau 3.9 : Effets partiels des indices de richesse sur les probabilités jointes

| | Outcome 0 | Outcome 1 | Outcome 2 | Outcome 3 |
|---------------------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| | Ni école, ni travail | Travail uniquement | Ecole et Travail | Ecole uniquement |
| | Ensemble | | | |
| indice_biens_eq | -0.004329** (0.034) | -0.005534 (0.116) | 0.019230** (0.018) | -0.009367 (0.133) |
| indice_logement | 0.000650* (0.069) | 0.021090** (0.041) | -0.018550 (0.388) | -0.003190 (0.324) |
| indice_biens_eq*indice_logement | -0.000532 (0.192) | 0.005988** (0.035) | -0.004565 (0.197) | -0.000890* (0.055) |
| | Filles | | | |
| indice_biens_eq | -0.007700 (0.446) | 0.003115* (0.065) | 0.004298* (0.073) | 0.000287 (0.178) |
| indice_logement | 0.013730** (0.025) | -0.014440 (0.375) | 0.003126* (0.067) | -0.002421 (0.514) |
| indice_biens_eq*indice_logement | 0.000562 (0.248) | 0.005055** (0.025) | -0.004929 (0.479) | -0.000688 (0.550) |
| | Garçons | | | |
| indice_biens_eq | -0.007265*** (0.002) | -0.054725 (0.213) | 0.041060** (0.030) | 0.020930* (0.065) |
| indice_logement | -0.016280 (0.985) | 0.043660** (0.044) | -0.009941 (0.697) | -0.017440 (0.728) |
| indice_biens_eq*indice_logement | -0.000052 (0.706) | 0.007670* (0.098) | 0.002943* (0.066) | -0.010560** (0.025) |
| Nombre observations | 203 | 911 | 1414 | 1068 |

P.values entre parenthèses, les autres variables maintenues à leur moyenne dans le calcul

Sur l'échantillon total, nous constatons que la variation de l'indice de richesse mesuré par l'équipement du ménage favorise significativement la décision jointe de scolarisation et de mise au travail. L'effet partiel de cette variable sur ce choix apparait positif et significatif au seuil de 5%. Nous trouvons, en outre, que cette variable de richesse exerce une influence négative sur la probabilité d'inactivité. Quant à la mesure de la richesse par le cadre de vie, une variation positive se traduit par une augmentation de la probabilité d'inactivité de l'enfant mais aussi par une augmentation de la probabilité du travail uniquement. Ces deux résultats sont significatifs respectivement aux seuils de 10% et 5%. S'agissant de l'interaction des deux variables (effet combiné des deux mesures de richesse), nous constatons, un effet significatif favorisant sur le « travail uniquement » et défavorisant sur la « scolarisation uniquement ».

A quelques exceptions près, ces résultats semblent se confirmer dans les estimations distinguant l'échantillon des filles et des garçons. Dans ces estimations, nous trouvons que la variation des indices est globalement favorable à la probabilité de « travail uniquement » et à la probabilité de « scolarisation et travail » des filles. Alors que sur l'échantillon des garçons, les résultats sont relativement confus. On constate, d'un côté, que la richesse équipement est favorable aux deux options « scolarisation et travail » et « scolarisation uniquement ». Ces

deux effets apparaissent significatifs respectivement à 10% et à 5%. Ces résultats sont ensuite renforcés par un effet significativement négatif sur la probabilité de l'inactivité des garçons au seuil de 1%. De l'autre côté les effets partiels calculés par rapport au cadre de vie et à son interaction avec les biens, confirment ceux obtenus sur l'échantillon total montrant un effet favorable au « travail uniquement » et défavorable à la « scolarisation uniquement » toutefois avec un effet favorable à « scolarisation et travail ».

Globalement, ces résultats ne permettent pas de soutenir l'argument selon lequel un accroissement du niveau de vie du ménage entraîne une diminution du travail des enfants. En effet, bien qu'ayant un effet favorable sur la scolarisation, le niveau de vie semble avoir un effet significativement favorable au travail des enfants. Pour tenter de tester la solidité de nos résultats nous avons décidé de changer de variable de niveau de vie. Pour cela, nous avons considéré le revenu total déclaré par le chef de ménage et le revenu de la mère de l'enfant s'il est renseigné⁶¹. Avec ces deux variables de revenus, nous estimons de nouveaux les modèles précédents tout en incluant les autres variables de contrôle. Les résultats des estimations des effets marginaux sur les probabilités de chaque option sont présentés dans le tableau 3.10 suivant.

⁶¹ Le revenu de la mère n'est renseigné que si la femme concernée a été interrogée dans la section genre du questionnaire (femme choisie parmi les épouses du chef ménage)

Tableau 3.10 : Effets partiels des revenus sur les probabilités jointes

| | Outcome 0 | Outcome 1 | Outcome 2 | Outcome 3 |
|-----------------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | Ni école, ni travail | Travail uniquement | Ecole et Travail | Ecole uniquement |
| Ensemble | | | | |
| revenus_chef_men | 2.86e-10 (0.148) | -1.96e-09** (0.046) | 6.16e-09* (0.067) | -4.49e-09 (0.218) |
| revenus_mere | 4.64e-08 (0.965) | 3.97e-08 (0.912) | -1.81e-07** (0.026) | 9.54e-08* (0.052) |
| (revenus_chef_men)*(revenus_mere) | -2.78e-08** (0.034) | 1.86e-09 (0.482) | 6.84e-09** (0.038) | 1.91e-08* (0.072) |
| (revenus_chef_men)/(revenus_mere) | -2.64e-08 (0.157) | 8.44e-09* (0.095) | 5.42e-09 (0.121) | 1.26e-08* (0.082) |
| Filles | | | | |
| revenus_chef_men | 1.46e-08 (0.406) | -7.47e-09** (0.041) | 2.46e-09* (0.084) | -9.56e-09 (0.168) |
| revenus_mere | 5.02e-08** (0.029) | 6.63e-08 (0.244) | -1.82e-07** (0.044) | 6.53e-08 (0.794) |
| (revenus_chef_men)*(revenus_mere) | -1.02e-08* (0.068) | -2.18e-08 (0.183) | 6.61e-10* (0.056) | 3.14e-08*** (0.004) |
| (revenus_chef_men)/(revenus_mere) | -3.65e-08 (0.157) | 1.25e-08* (0.095) | 4.24e-08 (0.121) | -1.85e-08 (0.182) |
| Garçons | | | | |
| revenus_chef_men | -3.56e-10 (0.616) | -8.13e-09** (0.044) | 1.22e-09*** (0.001) | 7.27e-09 (0.559) |
| revenus_mere | -2.59e-07 (0.983) | 6.12e-08 (0.345) | 9.47e-08 (0.198) | 1.03e-07*** (0.004) |
| (revenus_chef_men)*(revenus_mere) | -1.02e-08** (0.027) | -2.18e-08 (0.995) | 3.14e-08** (0.021) | 6.61e-10* (0.082) |
| (revenus_chef_men)/(revenus_mere) | -3.31e-09 (0.153) | -2.01e-08 (0.995) | -3.80e-09 (0.121) | 2.72e-08* (0.082) |
| Nombre observations | 150 | 674 | 1047 | 791 |

P.values entre parenthèses, les autres variables maintenues à leur moyenne dans le calcul

En plus du test de robustesse, l'introduction séparée du revenu du chef de ménage et du revenu de la mère répond aussi à un double objectif. D'une part, tenter d'identifier un effet différencié des deux sources de revenus sur la scolarisation et le travail de l'enfant, et d'autre part, analyser les effets de leur interaction. A cet effet, nous avons adopté deux mesures de l'interaction ; d'abord un terme multiplicatif captant les effets d'une variation concomitante des deux revenus, et ensuite un terme relatif captant les effets d'un écart de revenus traduisant indirectement l'accroissement du pouvoir relatif de décision de l'homme par rapport à la femme.

Dans ces estimations, nous trouvons que le revenu du chef de ménage influence directement la probabilité conjointe de l'école et du travail tandis que le revenu de la mère influence négativement cette option tout en agissant positivement sur l'option « école uniquement ». On constate que l'effet associé au revenu du chef du ménage reste significatif à la fois sur les filles et les garçons par rapport au choix « scolarisation et travail ». Toutefois ce

revenu influence de façon significativement négative la probabilité de travailler uniquement pour les garçons. Quant au revenu de la mère, il ressort que celui-ci influence positivement la probabilité de l'inactivité et très négativement la probabilité de « l'école et travail » des filles alors que pour les garçons, le revenu de la mère influence la probabilité de « l'école uniquement ».

De façon synthétique, ces résultats tendent à montrer que la variation du revenu du chef de ménage est davantage favorable à la combinaison de l'école et du travail à la fois pour les filles et les garçons alors que la variation du revenu de la mère se traduit par une forte inactivité des filles (ni école, ni travail) et une très forte spécialisation des garçons dans les activités scolaires.

L'implication directe de ces résultats est donc qu'un accroissement du revenu du chef de ménage engendre une augmentation des activités scolaires et des activités productives quel que soit le genre de l'enfant. En revanche, l'augmentation du revenu de la mère favorise le renforcement du capital humain des garçons. Les termes multiplicatifs saisissent l'effet d'une variation simultanée des deux revenus ou l'effet d'une variation relative des revenus en faveur du chef de ménage. Nous trouvons ainsi, qu'une variation concomitante des revenus influence positivement la spécialisation dans les activités scolaires mais l'effet sur la combinaison de la scolarisation et des activités demeure toujours significatif (à la fois pour les filles et pour les garçons). Quant à l'effet d'une variation du rapport de revenus en faveur du chef de ménage, on constate dans le tableau 3.10, que celle-ci favorise l'occurrence des deux cas extrêmes : « travail uniquement » et « scolarité uniquement ». L'occurrence du premier cas est très fortement significative pour les filles et celle du deuxième cas significative pour les garçons.

Cette variation du revenu relatif, qui traduit dans une certaine mesure un renforcement du pouvoir de négociation du chef de ménage par rapport à la mère reflète l'effet soit une augmentation du revenu du chef de ménage, celui de la mère étant resté constant, soit d'une baisse du revenus de la mère, celui du chef de ménage étant resté constant ou simplement une variation concomitante des revenus mais dans des proportions moindre pour la femme. En tout état de cause, l'augmentation du revenu relatif traduit une baisse de l'emprise de la femme sur les décisions concernant les enfants.

Au final, malgré cette tentative de test de robustesse par l'utilisation des revenus comme mesure du niveau de vie, les résultats ne changent pas fondamentalement par rapport à

ceux obtenus à partir des indices de richesse. Le choix du travail productif des enfants, qu'il soit combiné avec la scolarisation ou pas, reste relativement rigide aux deux mesures du niveau de vie adoptées.

Pour essayer de clarifier nos résultats et éviter d'en tirer des conclusions erronées, nous avons, en outre, procédé à une analyse selon les types d'activités auxquelles les enfants sont amenés à participer. Comme le travail productif peut se décomposer en une composante économique et une composante non économique ; ces deux composantes ne répondant pas nécessairement à la logique de décision du ménage, nous décidons de refaire toutes nos estimations en retenant uniquement l'une des deux formes d'activités et en les présentant de façon comparative. Nous effectuons également des tests de robustesse en considérant à la fois les indices de richesse et les revenus. Les résultats de ces estimations sont présentées dans les tableaux 3.11 et 3.12.

Tableau 3.11 : Effets partiels de la richesse basés sur une distinction selon la nature des activités

| | Outcome 0 | Outcome 1 | Outcome 2 | Outcome 3 |
|---|-------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| | Ni école, ni travail | Travail uniquement | Ecole et Travail | Ecole uniquement |
| Modèle 1 (définition du travail incluant uniquement les activités économiques) | | | | |
| indice_biens_eq | -0.001221*** (0.008) | -0.004141 (0.721) | 0.017672** (0.013) | -0.012310 (0.120) |
| indice_logement | 0.005782* (0.062) | -0.018980 (0.745) | 0.015050** (0.036) | -0.001852 (0.463) |
| indice_biens_eq*indice_logement | -0.000273 (0.279) | 0.000934* (0.076) | 0.004163 (0.147) | 0.003576* (0.083) |
| Nombre observations | 590 | 524 | 506 | 1976 |
| Modèle 2 (définition du travail incluant uniquement les activités non économiques) | | | | |
| indice_biens_eq | -0.014250 (0.622) | 0.001628* (0.055) | 0.013760* (0.084) | -0.001140 (0.888) |
| indice_logement | -0.011920* (0.081) | 0.004071** (0.034) | -0.014500 (0.263) | 0.022350* (0.071) |
| indice_biens_eq*indice_logement | -0.000801* (0.079) | 0.000989* (0.090) | 0.000327** (0.012) | -0.000516 (0.872) |
| Nombre observations | 727 | 387 | 908 | 1574 |

P.values entre parenthèses, les autres variables maintenues à leur moyenne dans le calcul

Tableau 3.12 : Effets partiels des revenus basés sur une distinction selon la nature des activités

| | Outcome 0 | Outcome 1 | Outcome 2 | Outcome 3 |
|---|-------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| | Ni école, ni travail | Travail uniquement | Ecole et Travail | Ecole uniquement |
| Modèle 1 (définition du travail incluant uniquement les activités économiques) | | | | |
| revenus_chef_men | -2.27e-09 (0.311) | -1.98e-09* (0.070) | 3.20e-10* (0.071) | 3.92e-09 (0.307) |
| revenus_mere | 1.87e-08* (0.080) | 1.30e-08 (0.110) | -4.10e-08* (0.065) | 9.35e-09*** (0.006) |
| (revenus_chef_men)*(revenus_mere) | 6.98e-09 (0.228) | -1.12e-09* (0.067) | 5.33e-09* (0.087) | -1.12e-08 (0.304) |
| (revenus_chef_men)/(revenus_mere) | -3.29e-09 (0.684) | -1.81e-09* (0.096) | 1.67e-08** (0.012) | -1.16e-08 (0.689) |
| Nombre observations | 437 | 388 | 375 | 1462 |
| Modèle 2 (définition du travail incluant uniquement les activités non économiques) | | | | |
| revenus_chef_men | 3.29e-09* (0.075) | -4.64e-09 (0.123) | 8.79e-10* (0.091) | 4.66e-10* (0.090) |
| revenus_mere | -2.76e-08* (0.071) | -1.89e-08 (0.527) | 2.46e-08*** (0.007) | 2.19e-08 (0.648) |
| (revenus_chef_men)*(revenus_mere) | -4.39e-08* (0.072) | -1.95e-08 (0.956) | 4.99e-08** (0.045) | 1.35e-08** (0.029) |
| (revenus_chef_men)/(revenus_mere) | -2.99e-08 (0.496) | 9.35e-08** (0.040) | -6.30e-08 (0.543) | -5.82e-10* (0.081) |
| Nombre observations | 538 | 286 | 673 | 1165 |

P.values entre parenthèses, les autres variables maintenues à leur moyenne dans le calcul

Le principal constat qui se dégage de ces estimations est la légère sensibilité des résultats par rapport aux variables de revenus (tableau 3.12). En effet, les résultats sur les indices de richesse (tableau 3.11) restent fondamentalement conformes aux précédents. En revanche dans le tableau 3.12 nous constatons que les variations des revenus ont une influence significativement négative sur le travail économique. Nous avons trouvé que la variation du revenu de la mère favorise significativement « la scolarisation uniquement ». Toutefois, il apparait que l'effet associé à la variation du revenu du chef de ménage est significativement favorable à la combinaison « scolarisation-travail économique ». Ce résultat est conforme au résultat obtenu sans distinction sur la nature des activités. Toutefois, il convient de noter une légère différence entre l'effet des revenus sur les activités économiques et sur les activités non-économiques. Nous trouvons que les revenus influencent négativement l'option « travail économique uniquement », mais cet effet disparaît lorsque la variable travail retenue est celle de travail non économique.

4.2.7. Potentielle endogénéité de la richesse et des revenus dans l'équation du travail des enfants

Même si les effets précédemment identifiés semblent garder une certaine robustesse par rapport à d'autres méthodes⁶², certains résultats nous amène à nous interroger sur une éventuelle endogénéité de la richesse et des revenus notamment dans l'équation du travail des enfants. Ces coefficients pourraient être biaisés s'il existe une relation de causalité inverse par exemple entre les revenus déclarés du chef de ménage et le statut du travail de l'enfant ou même entre le revenu de la mère et le travail des enfants. En effet, les travaux économiques auxquels les enfants participent sont généralement des activités agro-pastorales 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 même logique, le travail des enfants pourrait aussi 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 est raisonnable de penser que le niveau d'accumulation est influencé aussi par le degré d'implication des enfants dans les activités productives. Dans ces conditions, les estimations de la relation entre le niveau de vie et les choix de scolarisation et de mise au travail peuvent être biaisées. La prise en compte de l'endogénéité potentielle des variables de niveau de vie nécessite l'utilisation des procédures de variables instrumentales. 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.

Dans notre démarche de sélection d'instruments, nous privilégions essentiellement des arguments de rigueur empirique du fait de la difficulté de trouver des instruments dont la validité théorique ne puisse être contestée dans l'explication du niveau de vie. Un bon instrument doit avoir un pouvoir explicatif significativement élevé sur le niveau de vie ou des revenus sans pour autant avoir d'effet direct sur la variable expliquée. Le principal argument empirique serait donc que l'instrument ne soit pas significatif dans les équations de base tout

⁶² Nous avons également essayé d'adopter les méthodes d'estimation en logit multinomial pour voir si les résultats pouvaient aussi varier en fonction de la méthode. Mais, en dépit de quelques différences légères, les résultats restent globalement conformes à ceux déjà obtenus. Nous avons donc décidé de ne pas les présenter ici pour des raisons de cohérence méthodologique.

en ayant un minimum de fondement théorique. C'est sur ce principe que nous fondons notre démarche de sélection.

Ainsi, pour instrumenter les indices de richesse, nous retenons deux catégories de variables. D'une part, l'âge au premier mariage du chef de ménage qui est choisi comme instrument pour l'indice de richesse mesuré par les 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 pense que le niveau d'accumulation dépend du niveau d'ancienneté du ménage. Nous mesurons cette ancienneté à travers 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 richesse⁶³.

S'agissant de l'instrumentation des revenus, nous suivons Mroz (1987) et Fortin et Lacroix (1997) qui utilisent dans leurs analyses des spécifications polynomiales. L'idée pour nous est d'utiliser le capital humain des parents pour instrumenter leurs revenus. Le premier élément de ce capital humain étant leur niveau d'éducation, mais celui-ci ne pouvant pas être un instrument exclu de l'équation de base, nous considérons un second élément du capital humain qui est l'expérience accumulée dans leurs différentes activités économiques. A cet effet, nous choisissons le nombre d'années d'expérience dans la plus ancienne des activités économiques déclarés par chef de ménage et le nombre d'années d'expérience dans la plus ancienne activité de la mère de l'enfant. Par la suite nous prenons leurs termes quadratiques et leur interaction avec d'autres variables de contrôle pertinentes comme l'âge et l'éducation ;

⁶³ Le tableau 3.16 en annexe A.3 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.

mais également un ensemble de variables liées à l'environnement économique du village. Les résultats de ces instrumentations sont présentés en Annexe A.3 dans le tableau 3.17.

Le but ici n'est pas simplement d'expliquer la probabilité de mise au 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 3.13 suivant.

Tableau 3.13 : Impact de la richesse et du revenu sur le nombre d'heure de travail

| | Modèle 1 | | Modèle 2 | |
|--|---------------------------------|-----------------------------|---------------------------------|-----------------------------|
| | Temps activités non économiques | Temps activités économiques | 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) | | |
| resid1 | 0.010* (0.073) | 0.008** (0.046) | | |
| resid2 | 0.003** (0.020) | 0.001 (0.887) | | |
| revenus_chef_men | | | -0.027 (0.159) | -0.055*** (0.002) |
| revenus_mere | | | 0.041 (0.145) | -0.032** (0.037) |
| resid_rh | | | 0.007 (0.264) | 0.008 (0.130) |
| resid2_rf | | | 0.004* (0.071) | -0.012* (0.057) |
| <i>Variables de contrôle</i> | | | | |
| surface_total_terre | 0.023 (0.179) | 0.003** (0.038) | 0.026 (0.145) | 0.004** (0.011) |
| surface_total_terre2 | -0.063 (0.307) | -0.043 (0.841) | -0.079 (0.208) | -0.046 (0.631) |
| education_chef_men | -0.416** (0.023) | -0.209* (0.091) | -0.425*** (0.000) | -0.212* (0.084) |
| age_chef_men | 0.008 (0.384) | 0.002* (0.059) | 0.009 (0.354) | 0.002* (0.062) |
| education_mere | 0.101** (0.018) | -0.036** (0.040) | 0.115 (0.462) | -0.049** (0.020) |
| age_mere | 0.014* (0.074) | -0.009* (0.059) | 0.014* (0.069) | -0.008 (0.288) |
| taille_menage | 0.092*** (0.004) | -0.019 (0.466) | 0.089*** (0.005) | -0.019 (0.461) |
| menage_polygame | -0.386* (0.053) | -0.063 (0.691) | -0.384** (0.013) | 0.055 (0.724) |
| age_enfant | 0.032** (0.036) | 0.062** (0.014) | 0.034*** (0.008) | 0.063** (0.013) |
| sexe_enfant | -0.282*** (0.000) | 0.733*** (0.000) | -0.284*** (0.000) | 0.734*** (0.000) |
| rang_naissance1_men | -0.091* (0.093) | -0.078** (0.015) | -0.089* (0.089) | -0.076* (0.062) |
| rang_naissance2_mere | -0.140* (0.084) | 0.142 (0.127) | -0.137* (0.088) | 0.144 (0.116) |
| lien_biologique_chef_men | 0.124*** (0.000) | 0.363* (0.070) | 0.156*** (0.000) | 0.387* (0.091) |
| distance_primaire | 0.331 (0.285) | 0.322 (0.142) | 0.329 (0.136) | 0.332 (0.137) |
| distance_college | -0.004 (0.713) | 0.012* (0.075) | -0.004 (0.738) | 0.013* (0.052) |
| distance_lycee | -0.004 (0.338) | 0.001 (0.174) | -0.003 (0.319) | 0.001 (0.159) |
| frais_scolaires_moyen_primaire | 0.025 (0.211) | 0.143* (0.079) | 0.023 (0.212) | -0.147** (0.045) |
| frais_scolaires_moyen_college | -0.071 (0.259) | 0.061 (0.936) | -0.069 (0.157) | -0.062 (0.970) |
| frais_scolaires_moyen_lycee | 0.024* (0.095) | -0.075 (0.656) | 0.149* (0.067) | -0.072 (0.680) |
| nbre_habitants_village | 1.5e-05 (0.253) | 3.8e-06*** (0.000) | 1.6e-05 (0.259) | 3.5e-06*** (0.000) |
| distance_route | -0.001 (0.884) | -0.004** (0.045) | -0.001 (0.899) | -0.004*** (0.001) |
| distance_marche | 0.015 (0.622) | -0.013*** (0.000) | 0.014 (0.523) | -0.013*** (0.000) |
| Constante | -0.529** (0.015) | 0.608*** (0.000) | -0.505** (0.018) | 0.553*** (0.000) |
| <i>Muettes period/ethnie/religion/région</i> | <i>oui</i> | <i>oui</i> | <i>oui</i> | <i>oui</i> |
| Observations | 3596 | 3596 | 2662 | 2662 |
| Prob > chi2 | 0.008 | 0.000 | 0.001 | 0.000 |
| Pseudo R2 | 0.191 | 0.213 | 0.203 | 0.216 |

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

Les résultats obtenus à travers ces régressions sont quelque peu modifiés par rapport à ceux des analyses qualitatives. 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).

4.2.8. Nature des travaux et arbitrage avec la scolarisation

Si l'intuition de l'effet différencié du niveau de vie sur la nature des activités semble se vérifier, nous avons estimé qu'une analyse basée simplement sur le regroupement des activités sous la dénomination d'activités productives n'est pas 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 les analyses précédentes étant effectuées en considérant uniquement la participation aux activités productives, elles ne permettent donc pas dissocier les déterminants des travaux économiques de ceux des travaux non économiques. Il apparaît donc 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 alors un probit *multivarié* qui est une généralisation du cas *bivarié* lorsque le nombre de décision est supérieur à deux (Greene, 2008).

$$\begin{cases} Y_1^* = X_1\beta_1 + \varepsilon_1; Y_1 = 1 \text{ si } Y_1^* > 0, Y_1 = 0 \text{ si } Y_1^* \leq 0 \\ Y_2^* = X_2\beta_2 + \varepsilon_2; Y_2 = 1 \text{ si } Y_2^* > 0, Y_2 = 0 \text{ si } Y_2^* \leq 0 \\ Y_3^* = X_3\beta_3 + \varepsilon_3; Y_3 = 1 \text{ si } Y_3^* > 0, Y_3 = 0 \text{ si } Y_3^* \leq 0 \end{cases} \quad (3.4a)$$

$$\begin{cases} Cov(\varepsilon_1, \varepsilon_2) = \rho_{1,2} \\ Cov(\varepsilon_1, \varepsilon_3) = \rho_{1,3} \\ Cov(\varepsilon_2, \varepsilon_3) = \rho_{2,3} \end{cases} \quad (3.4b)$$

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 GHK⁶⁴(Greene, 2008)

Les résultats du test d'arbitrage sont présentés dans le tableau 3.14 suivant⁶⁵. Quant aux résultats sur les déterminants associés à chaque décision, ils sont présentés en annexe A.3 dans le tableau 3.18. Ces résultats montrent que cette décomposition est bien justifiée puisque les déterminants de la participation varient sensiblement selon les activités de travail.

Tableau 3.14 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 $\rho_{12} = \rho_{13} = \rho_{23} = 0$ | | (0.0000) | | (0.0001) | | (0.0000) | |

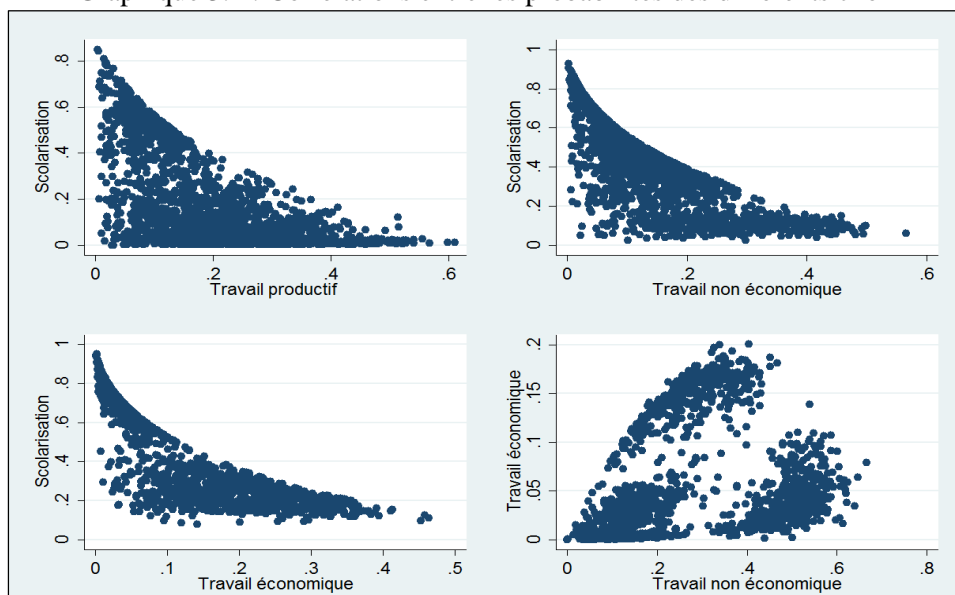
P. values entre parenthèses, Ecart-types calculés en cluster village

Les résultats présentés dans ce tableau 3.14 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 3.2 suivant donne l'allure des courbes traduisant les relations entre les probabilités dans les différents choix.

⁶⁴ Geweke-Hajivassiliou-Keane

⁶⁵ Compte tenu de la perte d'observations importante liée à l'utilisation des variables revenus (notamment revenu de la mère, qui n'a pas été observé pour tous les enfants), nous effectuons donc ce test uniquement en retenant les variables utilisées dans le probit bivarié en gardant les indices de richesse en introduisant les résidus de correction.

Graphique 3.2 : 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.

4.2.9. Test d'hypothèse d'un effet genre discriminatoire

Cette section correspond à la seconde phase de l'analyse qui tente d'aller au-delà de la relation entre niveau de vie du ménage et décisions d'allocation de temps des enfants. Dans cette section nous nous intéressons plutôt aux disparités de genre dans cette allocation. Cet intérêt provient notamment d'un certain nombre de constats que faits à travers les différentes estimations récemment effectuées. En effet, nous constatons déjà dans le tableau 3.8 ainsi que dans le tableau 3.18 que le coefficient associé à la variable binaire *sexe_enfant* (qui prend la valeur 1 pour les garçons), est strictement positif dans les équations de scolarisation et mais strictement négatif dans les équations de travail. De plus, nous avons constaté des variations très régulières de certains coefficients et de leur significativité sur de nombreuses variables entre l'échantillon des filles et des garçons. Ces résultats nous ont semblé traduire une forme de différence de traitement entre les deux catégories que nous tentons de tester explicitement. Nous examinons donc ici l'hypothèse d'une disparité de genre à caractère discriminatoire.

Dans la littérature, nombreux auteurs ont déjà montré que les comportements de scolarisation et de mise au travail des enfants diffèrent entre les parents selon que l'enfant est

une fille ou un garçon (Ridao-Cano, 2000 ; Basu, 2001 ; Wahba, 2005 ; Emerson et Souza, 2007). Ces auteurs montrent clairement que le père et la mère n'ont pas les mêmes influences sur les décisions concernant les filles ou les garçons. Par exemple Emerson et Souza (2007) trouvent sur les données du Brésil que le niveau d'éducation du père influence la scolarisation et le travail du garçon que ceux de la fille, tandis que le niveau d'éducation de la mère, lui, influence significativement le travail de la fille que celui du garçon. Par ailleurs, dans nos résultats, au-delà du fait que les garçons ont une plus forte probabilité d'être scolarisés que les filles, l'estimation du modèle trivarié montre que les filles sont significativement orientées vers les travaux non économiques et que les garçons seraient très significativement orientés vers les travaux économiques.

Tous ces résultats suggèrent l'existence d'une discrimination liée au genre en matière de scolarisation et de mise au travail enfants. Nous essayons donc de tester cette hypothèse. Pour cela, nous supposons qu'il existe deux sources potentielles de différences de traitement. La première provient directement des caractéristiques observables et la seconde est liée aux facteurs inobservables. Certaines études, pour évaluer les différences de genre, procèdent à un simple test d'égalité de coefficients de la variable d'intérêt entre l'échantillon des filles et celui des garçons pour conclure à des disparités. Par exemple, Emerson et Souza (2007), testent simplement l'égalité du coefficient de la variable *éducation* du père (et de la mère) sur la scolarisation entre les deux sous-échantillons. La principale limite de cette méthode est que, même en la généralisant à l'ensemble des caractéristiques du ménage, elle ne permet pas de déterminer la part de la disparité attribuable aux inobservables. Une seconde méthode est de tester l'égalité conjointe des coefficients de la variable *sexe* simultanément sur plusieurs équations. Par exemple Koissy-kpein(2012) examine les disparités de genre dans le travail des enfants au Mali, en testant simplement l'égalité du coefficient de la variable binaire *fille* entre trois équations (travaux domestiques, travaux économiques et travaux non économiques). Le rejet de l'égalité conjointe des coefficients conduit ainsi l'auteur à conclure l'existence d'une disparité montrant que les filles et les garçons ne sont pas orientés significativement vers les mêmes types de travaux.

Ces deux méthodes, bien qu'ayant le même but, diffèrent donc dans leur approche ; la première examine la disparité en partant des facteurs déterminants et la seconde en se basant sur le résultat observé sans d'avantage préciser ce qui le détermine. Dans cette étude, nous optons pour une démarche de test qui consiste à la fois à déterminer la part des disparités attribuable aux caractéristiques observables mais aussi celle attribuable aux inobservables que

nous qualifions ici de gap discriminatoire. A cet effet, nous utilisons la procédure de décomposition d'Oaxaca-Blinder (O-B)

Popularisée par Oaxaca (1973) et Blinder (1973), cette méthode a été d'abord très largement utilisée pour tenter d'expliquer les différences de salaires entre les hommes et les femmes sur le marché du travail mais également dans de nombreux domaines d'analyse de « différences » comme les comparaisons milieu rural-milieu urbain, etc. Cependant, bien que l'application de la méthode dans les analyses des performances scolaires entre les filles et les garçons se soit sensiblement développée (Lai, 2007 ; Chuy et Nutulescu, 2012 ; Fortin et al., 2013), son application à l'analyse de l'allocation de temps reste encore très limitée, sinon quasi inexistante. Dans cette étude, nous examinons la différence observée sur les indicateurs scolaires et de travail pour tenter de savoir si celle-ci est influencée par les différences de caractéristiques et déterminer quelle part pourrait être considérée comme non expliquée par ces différences.

L'équation de base du test se présente comme suit :

$$\bar{Y}_A - \bar{Y}_B = (\bar{X}_A - \bar{X}_B)\beta_B + \bar{X}_B(\beta_A - \beta_B) + (\bar{X}_A - \bar{X}_B)(\beta_A - \beta_B) \quad (3.5)$$

Où \bar{Y}_A et \bar{Y}_B représentent respectivement l'espérance de l'outcome d'intérêt sur le groupe des garçons (**A**) et le groupe des filles (**B**). \bar{X}_A et \bar{X}_B représentent l'espérance des vecteurs de caractéristiques sur chaque groupe. β_A et β_B sont des paramètres à estimer. La relation (3.5) traduit une différence qui est constituée de trois éléments : $(\bar{X}_A - \bar{X}_B)\beta_B$ quantifie la part de la différence due aux différences de caractéristiques entre les deux groupes. Elle est qualifiée de disparité due aux différences de dotation ou encore de différence expliquée. Elle mesure la variation moyenne de l'outcome du groupe B s'il avait les mêmes caractéristiques que A. Le second élément $\bar{X}_B(\beta_A - \beta_B)$ quantifie la disparité due aux différences de coefficients. Il mesure la variation moyenne de l'outcome du groupe B s'il avait les mêmes coefficients que le groupe A. Et le troisième élément est une interaction des deux différences (différence de caractéristiques et différence de coefficients). La décomposition est alors dite décomposition à trois niveaux. Ici, la décomposition est effectuée du point de vue du groupe des filles, l'analyse peut être renversée du point de vue de garçons lorsqu'on suppose que c'est du côté des garçons que se trouve la discrimination (positive ou négative). Les résultats obtenus à partir de la décomposition sont présentés dans le tableau 3.15. Une présentation plus détaillée de la méthode est présentée en Annexe A.3.

Tableau 3.15 décomposition Oaxaca-Blinder scolarisation et temps de travail

| | Scolarisation | | Temps travail économique | | Temps travail non économique | |
|---|---------------|-------|--------------------------|-------|------------------------------|-------|
| | Coef. | P> z | Coef. | P> z | Coef. | P> z |
| Garçons | 0.7842 | 0.000 | 2.6791 | 0.000 | 1.5084 | 0.000 |
| Filles | 0.7229 | 0.000 | 1.8615 | 0.000 | 3.9756 | 0.000 |
| Différence | 0.0613 | 0.000 | 0.8177 | 0.000 | -2.4672 | 0.000 |
| Part expliquée | 0.0048 | 0.269 | 0.0750 | 0.171 | 0.0334 | 0.186 |
| Part non expliquée | 0.0565 | 0.000 | 0.7427 | 0.000 | -2.5007 | 0.000 |
| Contribution des caractéristiques à la part expliquée | | | | | | |
| <u>Part expliquée</u> | | | | | | |
| enfant | 0.0063 | 0.015 | 0.0115 | 0.198 | -0.0190 | 0.152 |
| chef ménage | -0.0012 | 0.441 | 0.0015 | 0.774 | 0.0073 | 0.340 |
| mère | 0.0001 | 0.909 | -0.0018 | 0.666 | 0.0013 | 0.766 |
| ménage | -0.0001 | 0.935 | -0.0062 | 0.365 | 0.0043 | 0.619 |
| village | -0.0003 | 0.910 | 0.0700 | 0.084 | 0.0395 | 0.066 |
| Contribution des coefficients à la part non expliquée | | | | | | |
| <u>Part non expliquée</u> | | | | | | |
| enfant | -0.0944 | 0.048 | -0.0151 | 0.984 | 0.5674 | 0.493 |
| chef ménage | -0.0363 | 0.754 | -0.5229 | 0.367 | -0.5668 | 0.393 |
| mère | 0.0379 | 0.716 | -0.3395 | 0.532 | 0.8670 | 0.145 |
| ménage | -0.0912 | 0.148 | 0.1075 | 0.747 | -0.7994 | 0.020 |
| village | 0.0292 | 0.004 | -0.2842 | 0.184 | -0.1227 | 0.645 |
| constante | 0.2113 | 0.002 | 1.7970 | 0.013 | -2.4462 | 0.004 |
| Observations | 3596 | | 3596 | | 3596 | |

Dans ce tableau, trois tests de différence sont présentés ; le première sur l'accès à la scolarisation, le second sur l'allocation du temps aux activités économiques et le troisième sur l'allocation de temps aux activités non économiques.

Comme on pouvait s'y attendre, la différence dans l'accès à la scolarisation est très fortement significative. On constate que l'espérance de la probabilité de scolarisation pour les garçons est de 78.4% tandis que celle-ci est de 72.2% pour les filles, soit une différence d'un peu plus de 6 points de pourcentage. Cette différence apparaît significative au seuil de 1%. En décomposant cette différence en une partie due aux différences de caractéristiques et une partie due aux inobservables, nous trouvons qu'environ 92% de la différence reste inexpliquée (soit 5.6 de point de pourcentage). Cette part non expliquée reste également significative au seuil de 1% tandis que la part expliquée apparaît non significative (p.value=26.9%).

Afin d'examiner la contribution des caractéristiques à la différence expliquée et la contribution des coefficients à la différence non expliquée, nous procédons à un regroupement des observations en fonction des attributs des enfants, des attributs des parents, de ceux du

ménage et de ceux du village⁶⁶. Ce regroupement semble montrer que l'essentiel de la part non expliquée est liée à une différence de base traduisant simplement l'effet d'appartenance à un groupe (en l'occurrence celui des garçons) qui se manifeste à travers le coefficient associé à la constante (0.2113). Le coefficient lié aux attributs de l'enfant (-0.0944), étant la seconde contribution en termes absolus, montre à travers son signe négatif que les différences de réaction ont plutôt tendance à contribuer négativement à la différence inexpliquée c'est-à-dire à diminuer la différence. En revanche, les différences de coefficients observées à partir des caractéristiques villages tendent à contribuer positivement à l'écart inobservable (0.0292). On constate par ailleurs que les contributions des coefficients associés aux attributs du chef de ménage et de la mère sont de même ordre en termes absolus mais de signe contraire (-0.0363 contre 0.0379). Bien que non significatives, ces contributions suggèrent que la différence inobservable réagit négativement aux attributs du chef de ménage (diminution de l'écart inobservable) et réagit positivement aux attributs de la mère. Ce qui aurait traduit une forme de préférence inobservable des mères pour la scolarisation des garçons que des filles.

S'agissant de la possibilité d'une différence dans la demande de travail, on constate aussi qu'il existe une forte disparité entre les filles et les garçons. En effet, l'espérance de la participation des garçons aux activités économiques est de 2.67 heures par jour contre 1.86 heure pour les filles. En outre l'espérance de la participation des garçons aux activités non économiques est de l'ordre de 1.5 heure comparativement aux filles pour lesquelles la valeur espérée est 3.97 heures. Ces résultats étaient prévisibles à partir des statistiques du tableau 3.4 qui montraient déjà une très large différence dans l'allocation du temps entre les filles et les garçons dans les activités économiques et les non économiques. Les résultats du tableau 3.15 confortent l'idée d'une forte spécialisation dans les travaux selon le genre. Les garçons se spécialisent significativement dans les travaux économiques et les filles dans les activités non économiques. Les différences restent toutes significatives au seuil de 1% et la part de ces différences due aux caractéristiques restent globalement non significatives suggérant qu'il n'y a pas de discrimination observable entre les filles et les garçons. L'essentiel des différences restent donc dues à une forme de discrimination inobservable. De plus, étant donné que les contributions des coefficients des caractéristiques observables ne paraissent pas significatives, c'est donc essentiellement le fait d'appartenir à un groupe qui conditionne la différence.

⁶⁶ Dans ce tableau, le terme *attribut enfant* : regroupe les variables liées aux enfants (âge, rangs de naissance, etc.), chef de ménage regroupe les attributs du chef de ménage (âge, éducation, etc.). Ainsi de suite pour le ménage et pour le village (voir la liste des variables initiales dans le tableau 3.7).

Néanmoins une large partie des explications de ces écarts peut être trouvée dans l'influence des règles socioculturelles qui restent malgré tout non observables empiriquement. Nombreuses études sociologiques ont déjà mis en avant le rôle des groupes familiaux dans les choix de scolarisation et d'orientation vers les travaux. Par exemple, Clignet (1994), montre qu'à l'intérieur d'un groupe social donné, les garçons et les filles n'ont pas les mêmes chances de fréquenter l'école ni d'y rester car de nombreux parents africains continuent de considérer que "l'occidentalisation" de leur filles les rend rebelles aux rôles domestiques auxquels elles sont destinées. De plus, cet auteur signale le fait que la dot reçue par le ménage au moment du mariage de la fille diminue en fonction de son niveau d'instruction.

On peut donc penser que dans un environnement fortement marqué par des ancrages culturels, les disparités observées sont essentiellement expliquées à partir des considérations sociologiques. En effet, dans une perspective purement théorique, si, en matière de choix d'investissement en capital humain, les parents s'attendent à des retours sur investissement comme le prédit le modèle de Baland et Robinson (2000), on peut penser que pour garantir ces revenus futurs, les parents préfèrent scolariser davantage les garçons. Etant donné que les filles vont nécessairement quitter le ménage par le biais du mariage alors que les garçons sont censés rester à l'intérieur du groupe social, l'investissement dans le capital humain de la fille apparaîtrait pour le ménage comme une dépense dont le bénéfice reviendra en grande partie au ménage qu'elle va intégrer à son mariage. Dans cette situation, les revenus espérés de la scolarisation des garçons deviennent plus sûrs que ceux espérés de la scolarisation des filles. Ceci pourrait se traduire de façon observable par une disparité dans l'accès à la scolarisation entre ces deux catégories⁶⁷.

Par ailleurs, les considérations sociologiques peuvent aussi avoir leur traduction en matière d'allocation du temps des enfants. Dans les groupes sociaux où les normes sociales font que les activités domestiques sont strictement dévolues aux femmes (ex : pilage de céréales, préparation de repas, etc.), il n'est pas surprenant que cette répartition se reflète dans l'allocation du temps des enfants. En général, les filles doivent participer à ces travaux, d'une part pour aider les mères et d'autre part comme une forme d'apprentissage à la vie de femme adulte. Ceci ne les empêche pas, par ailleurs, de participer significativement aux activités

⁶⁷ Par opposition à l'argument de Clignet (1994), on peut s'attendre à une corrélation positive entre la scolarisation de la fille et le montant de sa dot au mariage. Si le revenu espéré par le ménage de la scolarisation de la fille n'est pas "certain" du fait du mariage, il est possible que cela ait des répercussions sur le montant de la dot reçue par le ménage lors du mariage de la fille. En effet, une fille, ayant bénéficié de la scolarisation (dont le coût a été entièrement supporté par le ménage d'origine) verrait le montant de sa dot augmenter car le montant de la dot constituerait alors un moyen pour le ménage d'amortir une partie de ces coûts d'investissement. Mais cette question mérite un examen empirique.

dites économiques (petits commerces, maraîchage). Alors que les garçons considérés comme futurs chefs de ménage doivent accompagner leur père dans les champs agricoles, garder le bétail, etc... Dans ce cas, les garçons seront davantage spécialisés dans les travaux à caractère économique. Tout cela s'inscrivant ainsi dans une perspective de reproduction de structure sociale et de jeux de rôles où par exemple l'homme est considéré comme celui qui assure la gestion économique du foyer.

Conclusion

L'objectif de ce troisième chapitre était d'analyser la relation entre la scolarisation et le travail des enfants en mettant un accent particulier sur le rôle de la pauvreté. Il visait aussi à prolonger la réflexion sur les aspects de disparités de genre liées à l'allocation du temps des enfants.

Sur la question de la demande du travail des enfants dans les ménages, les premiers résultats obtenus dans nos analyses montrent un effet de richesse ambivalent du fait de la relation 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. Ce qui signifie ainsi que le niveau de vie n'est pas le facteur déterminant de la demande du travail des enfants. Pour creuser un peu plus la solidité de ces résultats, nous avons décidé de baser nos estimations sur les probabilités conditionnelles des différentes options qui se présentent au ménage. Les décisions de scolarisation et de mise au travail étant fondamentalement corrélées, l'estimation de la probabilité de l'une des décisions devrait donc tenir compte de la probabilité de l'autre sous une forme de probabilité conditionnelle. Les différentes options se présentant au ménage correspondent à quatre situations dans lesquelles l'enfant est : «ni scolarisé, ni mis au travail»; « uniquement mis au travail»; « à la fois des activités scolaires et le travail » ou « uniquement des activités scolaires ». Nos estimations montrent que le choix qui consiste à combiner la scolarisation et le travail de l'enfant est l'option la plus probable conditionnellement à la variation du niveau de vie. Ce résultat se confirme, globalement, à travers une distinction entre l'échantillon des filles et des garçons.

Au final, même si l'effet richesse varie très significativement entre les quatre choix alternatifs, les résultats ne permettent pas de soutenir l'idée selon laquelle l'amélioration du niveau de vie se traduirait par une diminution de l'incidence du travail des enfants. Un constat qui se confirme encore dans le test de robustesse consistant à remplacer les indices de richesse par les variables de revenus. Il apparaît dans ces analyses que la variation du revenu du chef

de ménage est davantage favorable à la combinaison de l'école et du travail alors que la variation du revenu de la mère se traduit par une très forte spécialisation des garçons dans les activités scolaires. Des résultats qui paraissent plutôt sensibles en particulier dans une perspective de politique économique visant, par exemple, à soutenir l'investissement en capital humain par une politique d'augmentation des revenus ciblant l'un des deux parents. Mais l'utilisation du revenu comme mesure du niveau de vie ne change pas fondamentalement les résultats par rapport aux indices de richesse. Les choix de mise au travail des enfants avec combinaison ou non avec les activités scolaires, restent relativement rigides à toutes les deux mesures du niveau de vie.

Nous avons également procédé à une analyse selon la nature des activités auxquels les enfants participent (activités économiques et non économiques). Les résultats obtenus à partir des revenus diffèrent sensiblement de ceux sur les indices compte tenu de la nature des activités. Nous trouvons que les variations des revenus ont une influence significativement négative sur le travail économique, que cette variation porte sur le revenu du chef de ménage ou de la mère.

Mais en raison de potentielle endogénéité du travail des enfants dans les différentes équations, nous avons estimé que ces effets risquent d'être biaisés si les dispositions adéquates d'estimation n'étaient prises. Ainsi nous avons tenté de contrôler cette endogénéité potentielle en utilisant des techniques d'instrumentation en suivant Blundell et Smith(1986). Les résultats obtenus dans ces estimations montrent que ce sont uniquement les activités économiques qui sont plus sensibles à l'augmentation du niveau de vie. Les travaux de type non économique ont même significativement tendance à augmenter avec un accroissement de la qualité du logement (une composante de l'indice de richesse du ménage).

Dans une seconde partie de l'analyse, nous avons effectué des tests de disparité de genre dans les deux décisions (scolarisation et travail des enfants). Ces tests ont été réalisés à travers une méthode de décomposition des résultats entre une partie "explicable à partir des caractéristiques " et une partie attribuable aux inobservables, qui est donc considérée comme discriminatoire. Dans ces tests nous trouvons que l'essentiel des différences observées entre les garçons et les filles réside dans les facteurs inobservables. Les caractéristiques observables contribuent donc de façon insignifiante aux différences à la fois aux différences explicables et aux différences non explicables. Les résultats montrent un écart significatif particulièrement dans l'accès à la scolarisation dont l'essentiel est lié au fait simplement d'appartenir à l'un des deux groupes.

Ces résultats mettent aussi en évidence une forte polarisation dans la participation aux travaux selon le genre. Les garçons participent majoritairement aux activités économiques (environ 1 heure par jour plus que les filles) alors que les filles, elles, sont largement orientées vers les activités non économiques (une différence avec les garçons d'environ 2.5 heures par jour). Ces résultats apparaissent relativement proches de ceux obtenus dans un certain nombre d'études dont par exemple Haile et Haile (2011) qui montrent en Ethiopie une spécialisation des activités très marqué en fonction du genre. Surtout nos résultats vont dans le sens de ceux de Koissy-Kpein (2012) qui, sur les données du Mali, met également en évidence une forte spécialisation. Cet auteur trouve que les filles consacrent environ 22 heures par semaine aux travaux domestiques (soient 3.14 heures par jour) alors que les garçons en consacrent que la moitié (environ 1.57 heure par jour). Ces chiffres sont quasiment similaires aux nôtres bien que nos approches d'analyse soient différentes.

Cependant notre étude présente un certain nombre de limites. L'une de ces limites est d'abord la non-exploitation de la dimension panel des données. Cette exploitation aurait permis de mettre en œuvre des techniques de contrôle des effets fixes. Toutefois ces méthodes étant incompatibles avec les modèles choisis, nous avons opté pour des estimations groupées (*pooling*) qui restent des alternatives crédibles. A cet égard, la relative proximité de nos résultats avec ceux d'autres études nous amène à moins à nous interroger sur les potentielles sources de biais d'estimation. Une autre limite de l'étude réside dans le choix et la construction des variables binaires de travail. Contrairement à de nombreuses études qui sont pour la plupart réalisées sur des données d'enquêtes qui captent le statut de travail à partir des questions très spécifiques, notre étude part de l'observation directe de l'emploi du temps pour déduire le degré de participation aux différentes activités. 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 travailleur s'il déclare exercer l'activité ne serait-ce que quelques minutes ce qui crée une inflation de 1 dans la variable binaire du statut de participation. Pour faire face à ces types de situation, nous nous sommes rapprochés d'un certain nombre de concepts comme ceux de l'Organisation Internationale du Travail. Cette organisation recommande d'abord une classification des activités selon la nature économique et non économique mais aussi une classification fondée sur des critères juridiques en fixant des seuils à partir desquels le travail des enfants doit être supprimer. Toutefois aucune règle n'est établie pour fixer le seuil à partir duquel l'on doit considérer qu'un enfant est actif. Nous utilisons dans cette étude un seuil de participation de 1h/jour pour

toutes les activités. Cependant, malgré nos efforts pour le regroupement des activités, nos variables binaires de participation restent imparfaites.

Annexe A.3

Tableau 3.16: 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 3.17 Estimation de l'équation d'instrumentation des revenus(OLS)

| | revenus_mere | revenus_chef_men |
|---|----------------------|----------------------|
| experience_mere | 0.081*** (0.000) | ---- |
| experience_mere*experience_mere | -0.001 (0.143) | ---- |
| age_mere | 0.459*** (0.000) | ---- |
| age_mere*age_mere | -0.014*** (0.003) | ---- |
| education_mere | 0.403*** (0.001) | ---- |
| experience_mere*education_mere | 0.001** (0.029) | ---- |
| experience_mere*age_mere | 0.015* (0.099) | ---- |
| age_mere*education_mere | 0.430 (0.743) | ---- |
| experience_chef_men | ---- | 0.004*** (0.006) |
| experience_chef_men*experience_chef_men | ---- | -0.030* (0.084) |
| age_chef_men | ---- | -0.015* (0.083) |
| age_chef_men*age_chef_men | ---- | 0.049** (0.043) |
| education_chef_men | ---- | 0.351*** (0.002) |
| experience_chef_men*education_chef_men | ---- | 0.088* (0.084) |
| experience_chef_men*age_chef_men | ---- | -0.005 (0.166) |
| age_chef_men*education_chef_men | ---- | 0.026** (0.013) |
| nbre_habitants_village | 0.046*** (0.006) | 0.083*** (0.000) |
| nbre_habitants_village*nbre_habitants_village | -0.935 (0.186) | -0.568** (0.027) |
| distance_route | -0.091 (0.686) | -0.034* (0.095) |
| distance_marche | 0.293* (0.067) | 0.007 (0.287) |
| nbre_habitants_village*distance_marche | 0.011*** (0.002) | -0.005 (0.234) |
| nbre_habitants_village*distance_route | -0.008** (0.014) | 0.005** (0.036) |
| distance_route*distance_marche | -0.021* (0.065) | -0.037*** (0.009) |
| Autres variables de contrôle | oui | oui |

Pvalues entre parenthèses

Tableau 3.18 : 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 |

Méthodologie de décomposition Oaxaca-Blinder

Nous partons de l'équation suivante :

$$Y_G = X_G \beta_G + \epsilon_G \quad E(\epsilon_G) = 0 \quad G \in (A, B) \quad (3.6)$$

Où Y_G est l'outcome sur le groupe G , X_G les caractéristiques de ce groupe, ϵ_G le terme d'erreur dont l'espérance est nulle. β_G un paramètre à estimer sur les deux groupes A et B d'analyse (soit respectivement les garçons et les filles). La différence entre les garçons et les filles peut simplement se traduire à partir de cette équation :

$$D = E(Y_A) - E(Y_B) = E(X_A)\beta_A - E(X_B)\beta_B \quad (3.7)$$

Pour identifier la contribution des caractéristiques à cette différence, l'équation (3.7) peut se réécrire selon la décomposition O-B comme suit :

$$D = \{E(X_A) - E(X_B)\}\beta_B + E(X_B)(\beta_A - \beta_B) + \{E(X_A) - E(X_B)\}(\beta_A - \beta_B) \quad (3.8)$$

En posant $E(X_A) = \bar{X}_A$ et $E(X_B) = \bar{X}_B$ où \bar{X}_A et \bar{X}_B représentent l'espérance ou les valeurs moyennes de la matrice des variables de prédiction, on a :

$$D = (\bar{X}_A - \bar{X}_B)\beta_B + \bar{X}_B(\beta_A - \beta_B) + (\bar{X}_A - \bar{X}_B)(\beta_A - \beta_B) \quad (3.9)$$

Cette différence est constituée de trois éléments :

$(\bar{X}_A - \bar{X}_B)\beta_B$ quantifie la part de la différence due aux différences de caractéristiques entre les deux groupes. Elle est qualifiée de disparité due aux différences de dotation ou encore de différence expliquée. Elle mesure la variation moyenne de l'outcome du groupe B s'il avait les mêmes caractéristiques que A . Le second élément $\bar{X}_B(\beta_A - \beta_B)$ quantifie la disparité due aux différences de coefficients. Il mesure la variation moyenne de l'outcome du groupe B s'il avait les mêmes coefficients que le groupe A . Le troisième élément est une interaction des deux différences (différence de caractéristiques et différence de coefficients). La décomposition est alors dite décomposition à trois niveaux.

Ici, la décomposition est effectuée du point de vue du groupe des filles, l'analyse aussi peut être renversée du point de vue de garçons lorsqu'on suppose que c'est du point de vue des garçons que pourrait se trouver la discrimination. A cet égard, de nombreux auteurs recommandent l'utilisation d'un coefficient neutre pour analyser les différences. Soit β^* un tel coefficient, alors la différence exprimée par l'équation (3.9) devient :

$$D = (\bar{X}_A - \bar{X}_B)\beta^* + \bar{X}_A(\beta_A - \beta^*) + \bar{X}_B(\beta^* - \beta_B) \quad (3.10)$$

Ainsi en choisissant un coefficient de référence β^* on obtient une décomposition à deux niveaux où le premier niveau $(\bar{X}_A - \bar{X}_B)\beta^*$ capte la différence de caractéristiques et le second $\bar{X}_A(\beta_A - \beta^*) + \bar{X}_B(\beta^* - \beta_B)$ la partie non expliquée. Cette partie non expliquée est généralement attribuée à la discrimination mais aussi à des caractéristiques inobservables.

La partie non expliquée peut aussi être décomposée en supposant par exemple que :

$$\beta_A = \beta^* + \delta_A \text{ et } \beta_B = \beta^* + \delta_B$$

Où δ_A et δ_B représentent des caractéristiques inobservables ou discrimination liées spécifiquement aux deux groupes (positive ou négative selon le signe). Par exemple au lieu de considérer que ce sont les filles qui sont défavorisées, il est possible que ce soit les garçons qui soient favorisés. Ainsi de façon générale, la différence traduite par l'équation (3.10) se réécrit comme :

$$D = (\bar{X}_A - \bar{X}_B)\beta^* + \bar{X}_A\delta_A - \bar{X}_B\delta_B \quad (3.11)$$

Ainsi la partie non expliquée $\bar{X}_A\delta_A - \bar{X}_B\delta_B$ peut donc se diviser en une partie en faveur des garçons $\bar{X}_A\delta_A$ et une partie considérée en défaveur des filles $-\bar{X}_B\delta_B$.

Quant à la détermination de la partie expliquée et la partie non expliquée, elle est faite de manière directe dans la décomposition à trois niveaux, puisque les coefficients β_A et β_B peuvent être directement obtenus à partir d'une régression sur les deux sous échantillons par une méthode d'estimation appropriée (MCO ou probit selon la nature de la variable). Dans ce cas la différence s'obtient simplement par :

$$D = (\bar{X}_A - \bar{X}_B)\hat{\beta}_B + \bar{X}_B(\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) + (\bar{X}_A - \bar{X}_B)(\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) \quad (3.12)$$

Où $\hat{\beta}_A$ et $\hat{\beta}_B$ représentent les valeurs estimées des coefficients sur les deux groupes A et B.

Mais dans une décomposition à deux niveaux, notamment pour l'estimation de β^* , plusieurs suggestions ont été faites dans la littérature compte tenu de la difficulté de choisir le groupe de référence. Par exemple supposer que $\beta^* = \beta_A$ si ce sont les filles qui sont discriminées ou bien supposer $\beta^* = \beta_B$ si ce sont les garçons qui sont discriminés. Oaxaca (1973) à parlé à cet égard de "*Index number problem*". Certains auteurs comme Reimers (1983) propose d'utiliser une moyenne pondérée des deux coefficients c'est-à-dire de prendre $:\hat{\beta}^* = 0.5\hat{\beta}_A + 0.5\hat{\beta}_B$. Alors que

Cotton (1988) suggère plutôt d'utiliser : $\hat{\beta}^* = \left(\frac{n_A}{n_A+n_B}\right) \cdot \hat{\beta}_A + \left(\frac{n_B}{n_A+n_B}\right) \cdot \hat{\beta}_B$ où n_A et n_B représentent respectivement le nombre d'individus dans le groupe A et le groupe B. Tandis que Neumark (1988) défend l'utilisation d'un coefficient estimé par pooling sur l'échantillon total pour dériver $\hat{\beta}^*$. Finalement Oaxaca et Ransom (1994) proposent une forme générale de pondération Ω telle que :

$$D = (\bar{X}_A - \bar{X}_B)[\Omega\beta_A + (I - \Omega)\beta_B] + [(I - \Omega)' \bar{X}_A + \Omega' \bar{X}_B](\beta_A - \beta_B) \quad (3.13)$$

Où Ω est la matrice de poids relatif sachant les coefficients du groupe A. I représente la matrice identité. La généralité de cette forme de pondération permet par exemple de retrouver $\beta^* = \beta_A$ lorsque $\Omega = I$. Elle permet également de retrouver $\hat{\beta}^* = 0.5\hat{\beta}_A + 0.5\hat{\beta}_B$ lorsque $\Omega = 0.5I$. Oaxaca et Ransom(1994) montre en outre qu'en calculant : $\Omega = (X_A X'_A + X_B X'_B)^{-1} X_A X'_A$ avec les données actuelles observées équivaudrait à l'estimation en pooling de Neumark (1988).

C'est donc cette méthode de pondération que nous mettons en œuvre en estimant les coefficients de référence sur les données groupées. Nous effectuons la décomposition sur trois indicateurs, la probabilité de scolarisation, le temps d'activités économiques et le temps d'activités non économiques.

En retenant ces trois indicateurs, la contribution de chaque caractéristique à la différence expliquée (DE) est simplement déterminée à travers la formule suivante :

$$DE = (\bar{X}_A - \bar{X}_B)\hat{\beta}_A = \sum_{j=1}^k (\bar{x}_{jA} - \bar{x}_{jB})\hat{\beta}_{jA} \quad (3.14)$$

Où DE est la différence totale expliquée et \bar{x}_{jA} et \bar{x}_{jB} la moyenne de la j ième variable explicative sur le groupe A et B. et $\hat{\beta}_{jA}$ est le coefficient estimé sur cette variable à partir du groupe A. Donc $(\bar{x}_{jA} - \bar{x}_{jB})\hat{\beta}_{jA}$ représente la contribution de cette variable à la différence. Pareillement la contribution des coefficients à la différence totale non expliquée (DNE) s'obtient par:

$$DNE = \bar{X}_B(\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) = \sum_{j=1}^k \bar{x}_{jB}(\hat{\beta}_{jA} - \hat{\beta}_{jB}) \quad (3.15)$$

CHAPITRE IV : Déterminants de l'allocation du temps des femmes

Introduction

L'objectif principal de ce chapitre est d'analyser les déterminants des décisions et des choix d'allocation du temps des femmes dans un contexte de pauvreté. Il est largement reconnu que la faible participation des femmes au marché du travail dans les pays en développement est le reflet d'une situation d'inégalité de genre, les femmes étant encore largement assignées à des rôles souvent définis sur des normes sociales. La plupart des études qui s'intéressent à cette question recommande des interventions ciblant les causes socioéconomiques qui freinent la pleine participation des femmes aux activités économiques (Kevane et Wydick, 2001 ; Ilahi et Grimard, 2000 ; Agénor et Canuto, 2012; Bardasi et Woodon, 2006 et 2009). De nombreuses interventions visant l'accès aux infrastructures et services de base, s'inscrivent dans cette dynamique à l'image du programme PTFM que nous étudions. Cependant l'efficacité et la durabilité de ces solutions proposées restent fortement dépendantes de la manière dont ces programmes appréhendent leur contexte d'intervention (Haddad et Kanbur, 1992a ; Alderman *et al.*, 1995). Dans ce chapitre, nous nous inscrivons, comme précédemment, dans l'argument que la faible participation des femmes au marché du travail des femmes est en grande partie le résultat d'une contrainte d'allocation de temps, elle-même influencée par la conjonction de multiples facteurs qui sont essentiellement d'ordre socioéconomique. Ce chapitre s'inscrit dans le prolongement du précédent chapitre en étudiant le rôle de ces différents facteurs dans l'allocation du temps en partant du cas particulier de la femme rurale.

Le plan de ce chapitre est le suivant. Dans la deuxième section, nous passons en revue les études théoriques et empiriques sur la problématique d'allocation du temps des femmes dans les pays en développement. Dans la troisième section nous présentons les données et quelques statistiques descriptives. La stratégie empirique utilisée, les spécifications économétriques ainsi que les estimations sont présentées à la section 4. La dernière section est consacrée à la discussion des résultats et est suivie de la conclusion.

1. Théorie d'allocation du temps: la revue de la littérature

La littérature sur l'économie d'allocation du temps au sein des ménages a connu un véritable développement depuis l'étude de Becker (1965) qui a été la première à inclure le temps alloué aux activités domestiques dans le modèle traditionnel d'offre de travail. Gronau (1977) a ensuite amélioré ce modèle en déterminant les conditions optimales d'allocation du temps disponible entre le travail rémunéré, le travail domestique et la demande de loisirs. La problématique sous-jacente de ces travaux est de considérer que l'activité liée aux tâches

domestiques doit être appréhendée comme une offre de travail, répondant à des incitations économiques au même titre que l'offre de travail rémunéré qui répond aux incitations économiques que sont les niveaux des salaires sur le marché.

Selon Becker (1965), le temps devrait être considéré comme une ressource strictement économique dont l'allocation optimale concourt au bien-être. Dès lors, la fonction d'utilité ne dépend pas directement des produits achetés sur le marché mais des biens finaux qui en sont produits. Il montre que si U est la fonction d'utilité du ménage, cette fonction peut se présenter sous la forme suivante :

$$U = (Z_1, Z_2, \dots, Z_m) \quad (4.1)$$

Où Z_i représente le bien final i (avec $i=\{1,2, \dots, m\}$) dont la fonction de production s'écrit :

$$Z_i = f_i(x_i, T_i) \quad (4.2)$$

Où x_i représente le bien acheté sur le marché et T_i le temps nécessaire pour le transformer (ou pour le consommer). Toute activité de consommation nécessite alors une combinaison avec une certaine quantité de temps pour en faire un bien composite⁶⁸. Chaque bien final est ainsi la combinaison de deux séries d'inputs : le produit acheté sur le marché x_i et le temps T_i (assimilé au temps de travail domestique)⁶⁹. La contrainte budgétaire du ménage s'écrit de la manière suivante :

$$\sum x_i p_i = I = V + (N \times W) \quad (4.3)$$

Où p_i est le prix du marché du bien x_i , I le revenu total qui est la somme du revenu non salarial (V) et du revenu salarial ($N \times W$). Avec N le temps de travail rémunéré et W le taux de salaire.

A cette contrainte budgétaire est aussi associée une contrainte de temps :

⁶⁸ Il donne deux exemples, une pièce de théâtre et le sommeil. Si le bien final est par exemple d'assister à un spectacle de théâtre (celui-ci procurant une satisfaction au spectateur), le bien final qui est consommé est une combinaison de différents inputs : le jeu des acteurs, le texte, la salle et le temps que le spectateur y consacre. De la même manière, le sommeil, considéré comme un bien final, dépend des inputs tels que le lit, la maison, etc. et du temps de sommeil. Dans ce modèle l'activité de consommation est donc considérée comme une activité de production d'un bien final. Dans cette conception, le modèle de Becker ne fait pas de distinction stricte entre l'activité de consommation et de loisirs. Seul le bien final compte.

⁶⁹ La production domestique est généralement définie comme une production non rémunérée de biens dont on trouve des substituts sur le marché (Faugère, 1980). Par définition, l'activité domestique constitue une activité non marchande. Les biens et services ne sont pas l'objet d'un échange et leur allocation ne s'accompagne pas de la formation de prix. Cette absence de valorisation marchande se retrouve également au niveau des inputs notamment le temps de travail nécessaire à leur production. Cette définition du travail domestique reste donc cohérente et conforme à la conception du travail non économique définie dans le SCN 1993 (voir figure 3.1, chapitre 3).

$$T_0 = N + \sum T_i \quad (4.4)$$

Où T_0 est la dotation en temps du ménage qui se répartit entre le temps total de travail rémunéré (N) et le temps total de travaux domestiques ($\sum T_i$).

En combinant la contrainte budgétaire et la contrainte de temps on obtient :

$$\sum x_i p_i = V + W(T_0 - \sum T_i) \quad (4.5)$$

Cela permet ainsi de retrouver la contrainte de revenu total traduite par l'équation (4.6) :

$$\sum x_i p_i + \sum T_i = V + WT_0 \quad (4.6)$$

Où $V + WT_0$ est le revenu total du ménage (*full income*) qui correspond au niveau de revenu si la totalité de temps disponible était uniquement alloué au travail sur le marché.

Deux critiques principales ont été avancées à l'encontre de cette formalisation : *i*) elle ne permet pas de distinguer les activités de production domestiques des activités de loisir ; *ii*) elle ne propose pas de cadre explicite de substitution entre travail marchand et travail non marchand (Faugère, 1980). Cette théorie assimile dans la notion de production domestique les activités pouvant relever du pur loisir et celles pouvant être strictement considérées comme du travail domestique bien que dans les deux cas l'individu combine des biens et du temps (ex : assister à une pièce de théâtre et préparer un repas). De plus, la définition consistant à considérer le travail domestique comme un acte de production d'utilité assimile l'activité de production et l'activité de consommation (préparer un repas et consommer un repas).

C'est ainsi que Gronau (1977) appréhende le travail domestique comme « un travail que l'on préférerait faire faire par quelqu'un d'autre (si le coût était plus bas) » ; alors que pour le loisir, il serait impossible d'en profiter par l'intermédiaire d'un individu tiers. Dans cette nouvelle conception, la production domestique est vue comme l'ensemble des activités non rémunérées qui concourt à la production d'un bien qui aurait pu être obtenu par l'intermédiaire d'un autre individu. Selon le modèle de Gronau, l'individu cherche à maximiser le niveau de Z qui traduit sa fonction d'utilité. Celle-ci s'écrit de la façon suivante :

$$Z = Z(X, L) \quad (4.7)$$

Où Z est le niveau de production de biens composites, L le temps de loisir (ou temps de consommation) et X l'ensemble des biens (acquis sur le marché ou les biens produits de

façon domestique). Ces deux types de biens sont considérés comme des biens substituables. Ainsi le vecteur X s'obtient comme :

$$X = X_m + X_d \quad (4.8)$$

Où X_m est la production de biens acquis sur le marché et X_d la de production domestique. La fonction de production domestique s'écrit comme :

$$X_d = f(D) \quad (4.9)$$

Où D est le temps de travail domestique caractérisé par une productivité décroissante : $f' > 0$ et $f'' < 0$. S'agissant des biens marchands, leur acquisition sur le marché est soumise à la contrainte budgétaire suivante :

$$X_m = WN + V \quad (4.10)$$

Où W est le taux de salaire, N le temps de travail rémunéré, V les revenus non salariaux et X_m la quantité de biens marchands (prix normalisé à 1). Au deux précédentes contraintes, s'ajoute une contrainte d'allocation du temps (contrainte de dotation) traduite par la relation suivante:

$$T = N + D + L \quad (4.11)$$

Où T est la dotation en temps (supposé fixe), N le temps de travail rémunéré, D le temps de travail domestique, L le temps consacré aux loisirs.

En combinant ces trois contraintes, la résolution du problème de maximisation de l'utilité du ménage s'effectue à partir du lagrangien suivant:

$$LG = Z\{X_m + f(D), L\} + \lambda(WN + V - X_m) + \mu(T - L - D - N) \quad (4.12)$$

Ainsi, la condition de premier ordre qui permet d'aboutir à l'allocation optimale du temps est la suivante:

$$\frac{\partial Z / \partial L}{\partial Z / \partial X} = f' = W^* \quad (4.13)$$

Où W^* représente le prix implicite du temps. Cette relation (4.13) exprime d'une part l'égalité entre la productivité marginale du travail domestique, le taux de substitution entre biens et loisirs. Elle exprime d'autre part l'égalité de ces deux quantités au prix implicite du temps (W^*) qui en fait équivaut au taux de salaire (si l'individu est actif sur le marché du travail). On a donc $W^* = W$. A l'équilibre le taux de salaire permet à la fois de déterminer le temps de travail optimal (rémunéré ou domestique), le loisir et le niveau de consommation.

Ainsi, selon Gronau (1977), l'allocation optimale du temps entre loisir, travail rémunéré et travail domestique résulte donc d'un calcul purement rationnel.

D'un point de vue empirique, les applications réalisées à partir de ces modèles ont été beaucoup plus centrées sur les pays développés où les distorsions de marché sont relativement rares comparativement aux pays en développement. Dans ces derniers, les choix d'offre de travail sur le marché, en particulier des femmes, tiennent compte des aspects relevant à la fois des considérations socioculturelles et économiques que de considérations en termes d'accès aux infrastructures et services de base. L'influence de ces facteurs a été déjà mise en évidence dans un certain nombre d'études empiriques dont nous présentons les principaux résultats.

1.1. Facteurs socioculturels

Les normes sociales figurent parmi les déterminants les plus couramment évoqués dans la littérature sur l'allocation du temps des femmes. Kevane et Wydick (1998) montrent que les normes sociales expliquent une part très significative des différences dans les modes de répartition du temps entre les groupes ethniques au Burkina Faso. Les normes sociales, aboutissent très souvent à des distributions de rôles en fonction du statut à l'intérieur du ménage : père, mère, fils, belles-filles, etc. Comme la théorie économique traditionnelle ne rend pas explicitement compte de ces aspects, les études empiriques tentent de les capter par des variables muettes dans les estimations. C'est ce que font Fafchamps et Quisumbing (1998) pour tenir compte de la hiérarchie dans le ménage et isoler les effets des rôles de chacun. Ils constatent par exemple que les belles-filles ont une charge de travail beaucoup plus grande que les filles du ménage. Kevane et Wydick (1998), eux, utilisent des muettes pour l'ethnicité afin d'expliquer l'influence des rôles sociaux et de l'ethnie e sur l'emploi du temps des femmes au Burkina Faso. Pour Ilahi(2000), ces normes doivent être considérées comme des déterminants importants de l'allocation du temps et les ignorer serait d'introduire un biais dans les équations d'emploi du temps.

1.2. Facteurs économiques

Parmi les déterminants économiques de l'allocation du temps, figurent en premier lieu les salaires et les revenus non salariaux. De nombreuses études se sont d'abord intéressées à l'effet des salaires. En Inde, Skoufias (1993) met en évidence un effet positif du salaire sur l'offre du travail rémunéré des femmes. Au Bangladesh, Khandker (1988) constate que le

salaires est positivement lié à la participation au marché du travail et négativement lié aux travaux domestiques.

Par ailleurs, l'augmentation du salaire des hommes peut fortement influencer l'emploi du temps des femmes. En effet, la possibilité de transfert intra-ménage aboutit à ce que l'augmentation du revenu du conjoint génère des revenus pour la femme qui choisira alors de se consacrer plus aux travaux domestiques. Ainsi, Newman et Gertler (1994), Ilahi et Grimard (1999) et Khandker (1988) trouvent que le salaire du conjoint induit pour la femme une substitution forte et à leur détriment entre activités génératrices de revenus et aux activités domestiques et/ou aux loisirs. Alderman et Chishti (1991) en utilisant les revenus de transferts (envois de fonds de migrants) comme un indicateur de revenu non salarial, trouvent que le montant de transfert réduit la probabilité de participation des femmes au marché de travail et réduit leur nombre de jours de travail. Ilahi et Grimard (1999) trouvent que les revenus non salariaux tendent à diminuer significativement le temps d'activité économique et augmentent de façon substantielle le temps des travaux ménagers. Ils montrent également que la valeur des actifs du ménage est un facteur déterminant de l'allocation du temps.

Le rôle de l'éducation sur l'allocation du temps des femmes n'est pas véritablement tranchée. Le fait que l'éducation soit une variable reflétant un stock de choix passés amène certains auteurs à considérer qu'elle doit être traitée comme endogène. Mais très peu d'études adoptent cette démarche et se limitent à utiliser simplement le nombre d'années de scolarisation ou une variable muette *alphabétisation* pour évaluer l'effet de l'éducation des femmes sur l'allocation de leur temps. La plupart de ces résultats montrent que l'éducation est négativement corrélée à la décision de participation au marché du travail de la femme et dans la plupart des cas, elle préfère augmenter le temps consacré aux loisirs (Alderman et Chishti, 1991; Khandker, 1988; Skoufias, 1993; Ilahi et Grimard, 1999; Ilahi et Jafarey, 1999). Ces résultats peuvent apparaître quelque peu surprenants dans la mesure où l'éducation est considérée comme un capital qui permet d'augmenter la productivité et donc les salaires. Cette situation amène d'ailleurs certains auteurs à suggérer que la dimension bien de luxe de l'éducation ne doit pas être ignorée dans l'analyse de l'offre de travail des femmes (voir Ilahi, 2000). Toutefois, il faut noter aussi que la plupart de ces études ont été réalisées dans des zones rurales. On peut bien s'attendre à ce que les déterminants des décisions de participation au marché du travail soient très significativement variables selon le milieu de résidence notamment compte tenu de la structure des marchés et des mécanismes de formation des prix. Cette idée semble être appuyée par exemple par Ilahi (1999a) qui, en utilisant un échantillon urbain au Pérou, trouve

une relation significativement positive entre le niveau d'éducation et la participation aux activités génératrices de revenus. L'auteur montre que les femmes ayant reçu une éducation ont significativement tendance à s'orienter vers des activités où les rendements sont élevés. Toutefois, il ne trouve aucune relation significative entre l'éducation et les loisirs.

1.3. Accès aux infrastructures et services de base

L'accès aux services de base est également considéré dans la littérature comme un déterminant de l'allocation du temps. Kumar et Hotchkiss (1988) montrent au Népal que la difficulté d'accès aux bois de forêt (principale source d'énergie), du fait de la déforestation, réduit significativement le temps des femmes dans les activités agricoles (principales activités économiques). Ilahi (1999a) observe que les femmes utilisant le bois ou le charbon comme sources d'énergie, allouent une plus grande part de leur temps aux travaux domestiques par rapport à celles qui utilisent des combustibles modernes.

D'un autre côté, la collecte de l'eau reste l'une des activités les plus importantes dans les activités domestiques au même titre que la collecte de bois. Boone, Glick et Sahn, (2011) trouvent que la distance de l'habitation aux sources d'approvisionnement en eau du ménage contribue à augmenter le temps total de collecte de l'eau par les femmes à Madagascar. Ilahi et Grimard (1999), trouvent sur les données du Pakistan que la difficulté d'accès à l'eau des ménages ruraux augmente très significativement la durée totale de collecte de l'eau des femmes et diminue significativement le temps des activités rémunératrices. Costa et al.(2010) en partant de l'idée que l'accès à l'électricité est un facteur d'amélioration de la productivité du travail domestique montrent sur les données du Ghana que les femmes qui ont accès à l'électricité ont une forte propension à accroître leur temps d'activité économique.

2. Echantillon, données et statistiques descriptives

Les données utilisées dans ce chapitre ont été recueillies en avril et mai 2011, lors du second passage de l'enquête que nous avons réalisée (le premier passage s'étant déroulé en mai-juin 2009)⁷⁰. Les informations sur l'allocation de l'emploi du temps des femmes entre les diverses activités possibles (économiques, domestiques, loisir, etc. voir section théorique) ont été obtenues à partir d'une enquête d'observation directe. Comme cette approche est très prenante en ressources « enquêteur-temps », il a été convenu d'observer une femme par village de l'échantillon initial. Dans chacun des 40 villages, une femme a été sélectionnée au hasard pour être suivie durant 24 heures afin d'aboutir à un relevé exhaustif de son emploi du temps journalier. Le temps alloué à chacune de ses activités a été chronométré. Ce mode de relevés de temps se distingue parmi les rares enquêtes sur l'emploi du temps en milieu rural notamment dans sa méthodologie. Toutefois, du fait de la relative petitesse de l'échantillon, les analyses effectuées dans ce chapitre doivent être considérées comme une étude de cas jetant les bases d'un résultat dont l'inférence nécessiterait un échantillon relativement large.

L'analyse de l'emploi du temps des femmes est effectuée en considérant trois grands postes d'allocation: - *travaux domestiques*, - *activités économiques*, - *loisirs et activités sociales*. Ces trois catégories sont définies sur la base du SCN93 (système de comptabilité nationale, voir chapitre figure 3.1 chapitre 3) qui définit des concepts délimitant la frontière entre les activités relevant de la production (économique ou non économique) et celles ne relevant pas de la production (loisirs, bien-être, etc.).

- ***Les travaux domestiques*** : regroupent de façon globale toute activité non rémunérée réalisée dans le cadre familial n'entraînant aucun gain financier sous quelque forme que ce soit. Ce sont toutes les activités dites non-économiques selon la terminologie SCN93. Elles incluent par exemple la préparation des repas et toutes les activités connexes ; la collecte d'eau, de bois, le ménage, la lessive et la vaisselle ;
- ***Les activités économiques*** : regroupent toute activité procurant à l'individu un revenu direct ou indirect. Il s'agit essentiellement du travail dans la ferme, dans le champ personnel, le maraîchage, le ramassage de karité, toute activité de transformation agro-alimentaire, l'artisanat, le commerce, etc. Cette classification regroupe donc toutes les activités productives à caractère économique (SCN93).

⁷⁰ Les détails sur ces deux enquêtes ont été présentés dans le premier chapitre.

- **Le temps social, loisir et bien-être** : inclut toute activité de création de bien-être autre que celle relevant de la production. Il concerne toutes les activités de loisir, les activités sociales, culturelles et cultuelles, l'alphabétisation, les soins de santé aux enfants, les relations de voisinage, l'entraide, le bénévolat et les trajets associées à ces activités, etc. Ce poste regroupe toutes les activités « non productives » définies hors du domaine de production du SCN93 à l'exception des activités de nécessité physiologique (sommeil, repas, etc.)⁷¹. Le tableau 4.1 présente quelques statistiques descriptives sur l'échantillon

Tableau 4.1 : Caractéristiques socioéconomiques des femmes de l'échantillon

| | Moyenne | Ecart-type | Min | Max |
|--|---------|------------|------|-------|
| % femmes célibataires | 2,50 | -- | -- | -- |
| % femmes vivant en couple monogame | 40,0 | -- | -- | -- |
| % femmes vivant en couple polygame | 57,5 | -- | -- | -- |
| % femmes Alphabétisées | 15,00 | -- | -- | -- |
| Temps Travaux domestiques(en heures/jour) | 7,82 | 2,59 | 2,36 | 13,32 |
| Temps activités économiques (en heures/jour) | 2,42 | 2,70 | 0 | 9,43 |
| Temps loisir, bien-être, temps social (en heures/jour) | 5,26 | 2,98 | 0,97 | 10,66 |
| Temps besoins physiologiques: repos, repas, sommeil (h /j) | 8,47 | 1,56 | 5,71 | 12,27 |
| Age femme (en nombre d'années) | 36,9 | 10,12 | 18 | 68 |
| Nombre d'enfants par femme | 2,9 | 1,96 | 0 | 8 |
| Nombre d'observations | 40 | 40 | 40 | 40 |

L'âge moyen des femmes enquêtées est 36,9 ans dans une amplitude de 18 à 68 ans. Selon le critère marital, 57,5% des femmes ont au moins une co-épouse contre 40% de femmes vivant en couple monogame. Le taux d'alphabétisation reste très faible soit 15%. En termes d'allocation du temps, à l'exception du temps des besoins physiologiques (autour de 8 heures par jour), les femmes consacrent la majeure partie de leur temps aux travaux domestiques, soit environ 1/3 de leur temps total disponible. Cette prépondérance des travaux domestiques (7,8 heures) se traduit par un temps restreint pour les activités économiques (2,42h par jour) qui est fortement concurrencé par le temps consacré aux loisirs, beaucoup plus élevé (5,26h/j). Ce résultat paraît surprenant dans la mesure où les loisirs, généralement considérés comme une composante résiduelle⁷², on s'attendrait à ce que le temps consacré aux loisirs soit moins élevé que celui consacré au temps de travail rémunéré. Ce résultat semble ici remettre en cause la vision théorique consistant à traiter les loisirs comme du temps

⁷¹ Voir figure 3.1 au chapitre 3

⁷² Ce terme est utilisé par Graham et Green (1984) en faisant référence au temps libre disponible pour le ménage après considération du temps des travaux domestiques et de l'offre de travail sur le marché, habituellement consacré aux loisirs

résiduel dans le choix d'allocation du temps. L'une des interprétations de ce résultat est que lorsque l'emploi du temps de la femme est dominé de façon importante par les travaux de type domestique, elle privilégiera les loisirs pour se reposer de travaux répétitifs et harassants. Le résultat peut aussi être expliqué par l'absence de meilleures conditions (absence de marché ou d'infrastructures) favorables à la pratique d'activités économiques. Sur ces postulats, la décision d'allocation du temps entre les différentes activités ne peut plus être considérée comme une relation d'arbitrage entre les différentes options, mais comme une relation de substitution, marquée par des fortes contraintes. Dans ce cas, le peu de temps consacré au travail rémunéré relativement au temps des loisirs ne serait pas la manifestation d'une préférence pour les loisirs mais plutôt un choix contraint. Toutefois, ce mode d'allocation de temps, à l'apparence paradoxale, nécessite une étude empirique plus poussée mettant en relation les choix d'allocation du temps avec les caractéristiques de la femme en contrôlant les autres facteurs liés à l'environnement économique. La section économétrique suivante répond à cette démarche.

3 Modèle empirique

L'analyse économétrique est mise en œuvre selon trois grands postes d'allocation du temps : *-les travaux domestiques, -les activités économiques, - les loisirs et activités sociales.* Le modèle à estimer est de la forme :

$$\begin{cases} t_{1i} = \sum_k \beta_{1k} X_{ki} + \varepsilon_1 \\ t_{2i} = \sum_k \beta_{2k} X_{ki} + \varepsilon_2 \\ t_{3i} = \sum_k \beta_{3k} X_{ki} + \varepsilon_3 \end{cases} \quad (4.14a)$$

Où t_{1i} , t_{2i} et t_{3i} représentent respectivement les quantités de temps consacrées par la femme i aux travaux domestiques, aux activités économiques et aux loisirs. X_{ki} représente la k ième caractéristique susceptible d'influencer l'allocation de temps. Cette caractéristique est prise en compte dans les trois postes d'allocation même si son influence varie potentiellement entre ces équations à travers β_{1k} , β_{2k} et β_{3k} qui représentent les paramètres à estimer. ε_1 , ε_2 et ε_3 représentent les termes d'erreur associés aux équations.

3.1. Etapes d'estimation

Dans la spécification (4.14a), il est supposé une indépendance entre les individus i alors que la relation entre les trois équations se capte à partir de la corrélation entre les erreurs (Cameron et Trivedi, 2009). Dans cette situation le système d'équations formé est dénommé "régressions sans lien apparent" ou système SUR (Zellner, 1962).

Pour tenir compte de cette corrélation des erreurs, l'équation (4.14a) peut s'écrire sous la forme matricielle pour chaque femme i comme suit:

$$\begin{pmatrix} T_{1i} \\ T_{2i} \\ T_{3i} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_i & 0 & 0 \\ 0 & X_i & 0 \\ 0 & 0 & X_i \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} U_{1i} \\ U_{2i} \\ U_{3i} \end{pmatrix} \quad (4.14b)$$

En empilant les données sur un individu, nous obtenons une forme matricielle qui se présente donc comme suit :

$$T_i = X_i \beta + U_i \quad i = 1, \dots, N \quad (4.14c)$$

Un second empilage des données sur l'ensemble des individus permet d'obtenir la matrice de variance-covariance des erreurs qui s'écrit comme suit :

$$E(UU'|X) = \Omega = \begin{pmatrix} \sigma_{11}I & \sigma_{12}I & \sigma_{13}I \\ \sigma_{21}I & \sigma_{22}I & \sigma_{23}I \\ \sigma_{31}I & \sigma_{32}I & \sigma_{33}I \end{pmatrix} = \Omega_e \otimes I \quad (4.15)$$

Où I est une matrice unitaire carrée d'ordre N , \otimes le produit de Kronecker et σ_{jk} est la covariance des erreurs entre une équation j et une équation k avec j et $k \in [1,3]$.

La matrice de variance-covariance n'étant pas nulle, l'estimation OLS conduit à des estimateurs biaisés. Dans la pratique cette matrice est inconnue. Le meilleur estimateur reste donc les moindres carrés généralisés "*faisable*" (Feasible Generalized Least Squares). Cet estimateur est obtenu par la transformation de Aitken(1935) qui consiste à une estimation *équation-par-équation* par OLS. Ensuite, récupérer les résidus de chaque équation pour tous les individus et calculer $\hat{\Omega}_e$. Les erreurs étant supposées indépendantes d'un individu à un autre, alors on a :

$$\hat{\Omega}_e = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{U}_i \hat{U}_i'$$

$$\hat{U}_i = T_i - X_i \hat{\beta}_{OLS}$$

La valeur estimée $\widehat{\Omega}_e$ permet ensuite de multiplier les variables initiales par la racine carrée de cette matrice. Cette transformation permet d'estimer une seconde fois par OLS le modèle pour en déduire l'estimateur $\widehat{\beta}_{SUR}^*$.

$$\widehat{\beta}_{SUR}^* = \begin{bmatrix} \widehat{\beta}_1^* \\ \widehat{\beta}_2^* \\ \widehat{\beta}_3^* \end{bmatrix} = (X'(\widehat{\Omega}_e^{-1} \otimes I) X)^{-1} X'(\widehat{\Omega}_e^{-1} \otimes I) T$$

La pertinence de cette approche d'estimation peut aussi être appuyée par le test de Breusch-Pagan dont l'hypothèse nulle est la non-corrélation entre les erreurs des équations. En fonction des trois équations, cette statistique se calcule à travers l'expression suivante :

$$BP = N \sum_{j=1}^3 \sum_{j'=1}^{3-1} corr(U_j, U_{j'})^2 \quad (4.16)$$

Où U_j et $U_{j'}$ représentent les erreurs de l'équation j et de l'équation j' . Cette statistique suit une loi de khi-deux à 3 degrés de liberté correspondant à $3(3 - 1)/2$. Lorsque l'hypothèse nulle ne peut pas être rejetée, on peut simplement estimer le système par OLS.

3.2. Choix des variables explicatives

La liste des variables explicatives du modèle est présentée dans le tableau 4.2 suivant :

Tableau 4.2 Description des variables explicatives

| Variabiles | Définition et mode de calcul |
|--------------------------|--|
| salair_e_horaire | Rapport entre revenu et temps activité économique journaliers, 0 si pas de revenus/pas d'activité économique |
| age_femme | Age en années révolues de la femme |
| alphabetisation_femme | 1 si la femme est alphabétisée et 0 sinon |
| Presence_belle_fille | 1 si la femme a une belle-fille dans le ménage, 0 sinon |
| nbre_enfants | Nombre d'enfants de la femme |
| Menage_polygame | 1 si la femme vit en coupe polygame, 0 sinon |
| rang_epouse | numéro d'ordre de l'épouse dans le ménage, 0 si non mariée |
| taille_men | nombre total d'individus dans le ménage |
| age_epoux | Age en années révolues de l'époux de la femme, 0 si non mariée |
| education_epoux | 1 si l'époux de la femme est alphabétisé et 0 sinon |
| diffrence_age_epoux | Différence d'âge entre l'époux et la femme, différence moyenne si non mariée |
| Transfert_régulier_epoux | Revenu non salarial de la femme : 1 si elle reçoit un transfert régulier de son époux, 0 sinon |
| Transfert_migrants | revenu non salarial du ménage: 1 si le ménage reçoit un transfert de migrant, 0 sinon |
| possede_terre_personnel | Facteur de négociation : 1 si la femme vit possède des terres à titre personnel, 0 sinon |
| montant_dot_au_mariage | Facteur de négociation : montant de la dot au mariage |
| electricite | 1 si le ménage a accès à l'électricité pour l'éclairage, 0 sinon |
| combustible_bois | 1 si le ménage le ménage utilise le bois comme principal combustible, 0 sinon |
| distance_marche | Distance en km du village au marché le plus proche, 0 si dans le village |
| taille_village | Nombre d'habitant dans le village |
| Distance_route | Distance en km du village à la route bitumée/la piste la plus proche, 0 si passant dans le village |
| Muette_ethnie | Variables muettes captant l'ethnie du chef de ménage |
| Muette_religion | Variables muettes captant la religion du chef de ménage |
| Muette_région | Variables muettes captant la région de résidence du ménage |

Plusieurs variables sont prises en compte pour examiner les différents aspects de l'allocation de temps. Il s'agit, en premier lieu, des variables classiques comme l'âge de femme, le niveau d'éducation, la taille du ménage, l'ethnie et la religion. Des variables sur la composition du ménage sont également prises en compte notamment la présence d'une belle-fille. Par ailleurs nous examinons l'influence des revenus non salariaux notamment le fait de recevoir un transfert régulier de l'époux ou des revenus de transfert provenant de migrants.

Comme suggéré dans la littérature, le taux de salaire horaire est un déterminant essentiel de l'allocation du temps de la femme. Cette variable a été calculée en rapportant le revenu journalier de la femme au temps journalier d'activités économiques. Mais cette méthode de calcul peut être source d'un "biais de division" (Fortin et Lacroix, 1997). Il peut également souffrir de biais de mesure sur les deux variables servant à son calcul.

Néanmoins, nous pouvons admettre que les potentielles erreurs de mesure sont liées au revenu plutôt qu'au temps d'activités économiques du fait de la façon dont ce temps a été mesuré. En effet, il est reconnu que les revenus déclarés souffrent fréquemment des biais comme ceux liés aux mauvaises déclarations (surestimation, sous-estimation, oublis, etc.). De ce fait, les taux de salaires calculés à partir de ces déclarations sont potentiellement sujets à des biais de mesure qui exigent des corrections.

Pouvant donc être la cause des estimations biaisées, le problème de biais de mesure figure parmi les problèmes qui ont le plus retenu l'attention dans de nombreux travaux empiriques. Et diverses techniques de correction ont été proposées selon que ce biais est de nature classique ou non classique ou bien qu'il est de forme linéaire ou non linéaire⁷³.

Dans cette étude, nous supposons que le biais potentiel de mesure dont peut souffrir le taux de salaire est de nature classique⁷⁴. En supposant par ailleurs une forme linéaire, la relation entre la valeur observée et la vraie valeur du taux de salaire peut s'écrire comme suit :

$$\tilde{s} = s + u \quad (4.17)$$

Où \tilde{s} représente la taux de salaire observé, s la vraie valeur et u le biais de mesure. L'estimation non biaisée du coefficient du taux de salaire dans les différentes équations peut donc se présenter comme suit :

⁷³ Voir Chen et al.(2007) pour une revue de la littérature sur les principaux modèles de correction de biais de mesure.

⁷⁴ Le biais de type classique a une espérance nulle et est non corrélé avec la vraie valeur de la variable.

$$t_j = \beta_j(\tilde{s} - u) + \varepsilon_j \quad j = 1,2,3 \quad (4.18a)$$

Où t_j est le temps consacré à l'activité j dans l'emploi du temps. Par développement, cette équation devient :

$$t_j = \beta_j\tilde{s} + (\varepsilon_j - u\beta_j) \quad j = 1,2,3 \quad (4.18b)$$

Dans l'équation (4.18b), l'erreur de mesure dans le taux de salaire s'additionne simplement au terme d'erreur précédent $(\varepsilon_j - u\beta_j)$. Une estimation de cette équation par les MCO permet d'obtenir l'estimateur suivant :

$$\hat{\beta}_{jmco} = \frac{cov(\tilde{s}, t_j)}{var(\tilde{s})} = \frac{cov(s + u, \beta_j s + \varepsilon_j)}{var(s + u)} \quad (4.19)$$

La probabilité limite de cet estimateur est donc :

$$plim\hat{\beta}_{jmco} = \left(\frac{\sigma_s^2}{\sigma_s^2 + \sigma_u^2} \right) \beta_j \quad (4.20)$$

Où $\hat{\beta}_{jmco}$ est l'estimateur obtenu par MCO dans l'équation j de temps. β_j est la vraie valeur du coefficient (non biaisé). σ_s^2 et σ_u^2 représentent respectivement la variance du salaire et la variance du biais de mesure. Le facteur $\left(\frac{\sigma_s^2}{\sigma_s^2 + \sigma_u^2} \right)$ représente le biais d'atténuation. Ce facteur d'atténuation étant compris entre 0 et 1, il tire donc le coefficient vers 0 lorsque la variance du biais augmente. Ce qui montre que l'estimateur MCO est potentiellement biaisé.

Les biais de mesure étant une forme particulière d'endogénéité, l'utilisation de la méthode de variable instrumentale est une technique couramment utilisée pour traiter les biais de mesure classiques (Stefanski et Buzas,1995, Buzas et Stefanski,1996, Carroll et. al.,2004), Carroll et. al., 2006). En effet comme le biais de mesure u est une composante du terme d'erreur dans l'équation (4.18b), tout instrument corrélé avec la valeur observée du taux de salaire \tilde{s} et non corrélé avec le terme d'erreur $(\varepsilon_j - u\beta_j)$ permet d'identifier le vrai coefficient β_j . Soit z un tel instrument. L'estimateur des variables instrumentales s'obtient simplement comme :

$$\hat{\beta}_{jIV} = \frac{cov(t_j, z)}{cov(\tilde{s}, z)} = \frac{cov(\beta_j s + \varepsilon_j, z)}{cov(s + u, z)} \quad (4.21)$$

La convergence de cet estimateur se vérifie à travers la probabilité limite suivante

$$plim\hat{\beta}_{jIV} = \left(\frac{\sigma_{sz}^2}{\sigma_{sz}^2}\right)\beta_j = \beta_j \quad (4.22)$$

Où $\hat{\beta}_{jIV}$ est l'estimateur de variable instrumentale. β_j est la vraie valeur du coefficient. σ_{sz}^2 représente la covariance du salaire et de l'instrument. Ici, le facteur d'atténuation $\left(\frac{\sigma_{sz}^2}{\sigma_{sz}^2}\right) = 1$ car $cov(u, z) = cov(\varepsilon_j, z) = cov(\varepsilon_j - u\beta_j, z) = 0$.

Ainsi, puisque la question du biais se ramène à un problème de résidus, l'estimateur des variables instrumentales par la méthode de Blundell et Smith (1986) suffit comme méthode de correction. Cette méthode permet également de contrôler d'éventuel biais de sélection du fait que le taux de salaire est nul pour les femmes n'exerçant pas d'activités économiques. La valeur 0 sur le temps d'activité économique n'apparaît pas ici comme un problème de sélection qui nécessite une correction à la Heckman(1979) en ce sens où la valeur 0 sur un poste d'allocation du temps est considérée comme un choix dépendant des caractéristiques de la femme. Ce sont précisément les déterminants de ce choix que nous tentons d'analyser. En revanche pour le taux de salaire, celui-ci devrait être le taux de "salaire de réserve" pour les femmes, qui par choix, ne participent pas au marché de travail (voir Heckman, 1974). Le salaire de réserve n'étant pas observable, l'imputation arbitraire de la valeur 0 pour ces femmes exige de contrôler les inobservables après avoir purgé la partie explicable à partir des caractéristiques observables.

Pour mettre en œuvre cette démarche, il convient donc de chercher au moins une variable exogène respectant les critères d'un bon instrument. Pour cela, nous choisissons l'expérience de la femme dans la plus ancienne de ses activités économiques (déclarées) et qui sera ensuite associée à toutes les autres exogènes du modèle (âge, alphabétisation, etc...). Nous régressons le taux de salaire sur une forme polynomiale de l'instrument et quelques déterminants non exclus (Gronau, 1977 ; Mroz, 1987 ; Fortin et Lacroix, 1997). Les résidus obtenus de cette estimation sont ensuite introduits dans l'équation de base en tant que variable explicative additionnelle pour contrôler l'endogénéité et les biais de mesure. Les résultats d'estimation sont présentés dans le tableau 4.3 suivant.

Tableau 4.3 : Déterminants socioéconomiques de l'allocation du temps des femmes

| Estimation S.U.R | (1) Temps activités domestiques | (2) Temps activités économiques | (3) Loisirs et activités sociales |
|--------------------------|---------------------------------------|---------------------------------------|---|
| salaire_horaire | -0.066** (0.012) | 0.060** (0.045) | -0.012 (0.153) |
| age_femme | 0.065 (0.114) | 0.022* (0.090) | -0.053 (0.113) |
| alphabetisation_femme | 0.046** (0.015) | 0.004* (0.079) | 0.011 (0.955) |
| Presence_belle_fille | -0.097 (0.349) | 0.108* (0.059) | -0.104** (0.041) |
| nbre_enfants | -0.008 (0.576) | 0.005 (0.742) | -0.012 (0.542) |
| Menage_polygame | -0.085** (0.023) | 0.026 (0.680) | 0.083 (0.298) |
| rang_epouse | -0.008** (0.041) | -0.006 (0.448) | 0.002** (0.043) |
| taille_men | 0.001** (0.037) | 0.002** (0.042) | -0.007 (0.472) |
| age_epoux | -0.021** (0.022) | 0.034 (0.545) | 0.029 (0.170) |
| education_epoux | -0.007 (0.652) | 0.015 (0.397) | -0.006 (0.804) |
| diffrence_age_epoux | 0.017** (0.034) | -0.004 (0.820) | 0.012* (0.051) |
| Transfert_régulier_epoux | 0.002* (0.065) | 0.003 (0.995) | -0.082 (0.181) |
| Transfert_migrants | -0.019 (0.791) | -0.089 (0.271) | 0.176* (0.090) |
| possede_terre_personnel | -0.033 (0.517) | 0.101* (0.079) | 0.119 (0.109) |
| montant_dot_au_mariage | -0.006 (0.876) | 0.001 (0.978) | 0.094 (0.102) |
| electricite | 0.117 (0.781) | 0.500 (0.293) | 0.004* (0.099) |
| combustible_bois | 0.004* (0.099) | 0.084 (0.114) | -0.130 (0.253) |
| distance_marche | 0.002 (0.645) | 0.006 (0.667) | -0.004 (0.501) |
| taille_village | 0.003** (0.015) | 0.021*** (0.007) | 0.004 (0.995) |
| Distance_route | 0.001 (0.121) | -0.003** (0.027) | 0.001* (0.066) |
| Residus_salaire | 0.034* (0.076) | -0.082* (0.066) | 0.059 (0.917) |
| Constant | -0.629* (0.059) | 0.387 (0.305) | 0.145** (0.018) |
| Muette ethnie | oui | oui | oui |
| Muette religion | oui | oui | oui |
| Muette region | oui | oui | oui |
| Observations | 40 | 40 | 40 |
| Chi2 | 117.58 | 93.88 | 90.51 |
| Prob>Chi2 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| R-squared | 0.797 | 0.758 | 0.604 |

Breusch-Pagan test of errors independence: $\chi^2(3) = 23.859$, Pr = 0.000; P.values *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Pvalues entre parenthèse

4. Discussion des résultats

Nous nous intéressons d'abord à l'effet du taux de salaire horaire sur l'allocation du temps. Nos estimations montrent une relation significativement négative entre le taux de salaire et le temps de travail domestique (seuil de 5%). Nous trouvons en plus une relation positive de ce taux de salaire avec le temps d'activité économique, ce qui apparaît d'ailleurs conforme aux prédictions théoriques. Le taux de salaire, étant équivalent au gain monétaire d'une heure d'activité économique, cette variable représente donc théoriquement le coût d'opportunité d'une heure de temps de travail domestique ou de loisir. En ce sens, il demeure donc un facteur important dans les choix d'allocation du temps.

Les revenus non-salariaux sont aussi inclus dans les estimations. Il apparaît que les femmes recevant des transferts réguliers de leur époux ont tendance à se consacrer plus aux travaux ménagers (significatif à 10%). Mais l'influence des revenus non-salariaux (transferts des migrants) apparaît contre-intuitif dans la mesure où nous ne trouvons aucun effet significatif du transfert des migrants ni sur le temps de travaux domestiques, ni sur le temps d'activités économiques. Un résultat, qui, d'ailleurs, est très différent de ceux d'un certain nombre d'études comme Alderman et Chishti (1991) qui montrent clairement une relation négative entre le montant de transfert des migrants dans le ménage et l'offre de travail de la femme sur le marché.

S'agissant des autres variables explicatives du modèle, nous trouvons par exemple que l'âge de la femme exerce une influence positive sur son temps d'activités économiques. Toutefois, nous trouvons que l'effet d'âge n'est pas significativement différent de zéro sur les autres postes d'allocation. Quant à l'alphabétisation, nous trouvons un effet positif à la fois sur le temps de travaux domestiques et le temps des activités économiques. Ce résultat semble aussi contradictoire avec les résultats d'autres études comme celles de Skoufias(1993), Ilahi et Grimard(1999), Ilahi et Jafarey(1999) qui trouvent que les femmes alphabétisées ont tendance à diminuer leur temps d'activité économique pour se consacrer davantage aux activités domestiques.

Nous avons aussi examiné l'influence des variables sociodémographiques. Nous constatons en particulier que les femmes dans les couples monogames consacrent plus de temps aux travaux ménagers. Un résultat qui pourrait s'expliquer par le fait que dans les ménages polygames il peut exister une répartition de tâches ménagères se traduisant par une baisse du temps consacré à ces activités par chaque femme. Toutefois, aucune influence significative

n'est observée sur les autres postes d'allocation. Dans cette même perspective par rapport à la taille du ménage, on pourrait s'attendre à une autre forme de mutualisation des tâches. Il apparaît que les travaux domestiques augmentent significativement avec la taille du ménage (résultats significatif à 5%). En revanche nous trouvons un effet positif de la taille du ménage sur le temps d'activité économique (significatif à 5%).

Les variables socioculturelles nous permettent aussi d'examiner les jeux de rôle dans le ménage en suivant par exemple Fafchamps et Quisumbing (1998). Nous partons de l'idée que dans de nombreuses régions d'Afrique subsaharienne, les belles-filles sont souvent amenées à suppléer les belles-mères dans de nombreux travaux domestiques. Ce qui pourrait permettre à ces dernières de dégager du temps libre et éventuellement mener des activités économiques (petits commerce, transformation agro-alimentaire, etc.). Nos estimations tendent à appuyer cette intuition. En effet, bien que nous n'ayons pas pu mettre en évidence la significativité de la relation entre la présence de belles-filles et le temps de travaux domestiques des femmes, nous trouvons un effet significativement positif sur le temps d'activités économique.

Nous avons également essayé de prendre en compte l'influence des facteurs relevant de la négociation entre les époux dans les choix d'allocation de temps. Nous examinons en premier lieu l'influence des caractéristiques de l'époux. Nous trouvons par exemple que l'âge de l'époux exerce une influence négative sur le temps d'activité domestique de la femme alors qu'aucun effet n'est associé à son alphabétisation. Quant à l'effet de la différence d'âge, nous trouvons qu'une grande différence d'âge est très positivement corrélée au temps d'activité économique et très positivement corrélée aux loisirs. S'agissant d'autres dimensions du pouvoir de négociation de la femme, nous trouvons, par exemple, que la possession de terre à titre personnel est positivement associée au nombre d'heures de travaux économiques.

Pour tenir compte de l'influence de l'environnement économique, deux variables explicatives additionnelles sont considérées : la taille et l'accessibilité du village. La prise en compte de la taille du village capté à travers le nombre d'habitants est faite en partant de l'idée que les villages de grandes tailles sont ceux qui favoriseraient la pratique des activités économiques ou les loisirs. Nos estimations montrent un effet positif du nombre d'habitants à la fois sur le temps d'activité économiques mais aussi sur le temps de travaux domestiques. Toutefois aucune significativité n'est détectée sur le temps consacré aux loisirs. Par ailleurs, nous trouvons aussi que la difficulté d'accès au village, mesurée par la distance à la route (bitumée ou latérite), influence très négativement le temps des activités économiques. Ce résultat qui

apparaît significatif au seuil de 5% nous permet donc de rejoindre l'argument selon lequel la difficulté d'accès aux infrastructures routières peut constituer un frein au développement économique local.

Conclusion

Ce dernier chapitre constituait une tentative d'analyse des déterminants des choix d'allocation de temps des femmes dans un contexte fortement marqué par la pauvreté et la faiblesse d'accès aux infrastructures de base. Nous avons considéré que la pauvreté peut aussi être fruit d'une situation où l'allocation de temps serait marquée par des fortes contraintes. Ce chapitre tentait de mettre en évidence l'influence des facteurs dits socioéconomiques. La démarche consistait à examiner empiriquement comment la conjonction des différents facteurs socioéconomiques trouve sa traduction dans les choix d'allocation de temps des femmes. C'est en cela que nous avons tenté de mettre l'accent sur des aspects qui sont d'ordre purement économique (fondé sur la rationalité dans l'allocation des ressources temps), ceux liés aux difficultés d'accès aux infrastructure et services de base mais aussi sur des aspects strictement liés au contexte socioculturelle.

Dans nos analyses, l'hypothèse de rationalité dans l'allocation de temps ne peut pas être rejetée. Nos estimations montrent que le taux de salaire est un déterminant significatif dans les choix d'allocation de temps. Nous trouvons par exemple une relation significativement négative entre le taux de salaire et le temps de travail domestique et une relation positive avec le temps d'activité économique. A cet égard, dans le but de favoriser une participation accrue des femmes au marché du travail, les mesures visant l'amélioration du rendement du travail rémunéré peuvent être efficaces lorsque ces mesures ciblent principalement les facteurs de distorsion de marché (coûts de transaction élevés, difficultés d'accès à l'information) et les mauvaises conditions de production (faiblesse d'accès aux technologies et aux moyens productions innovants, etc..). D'ailleurs, tout ceci peut se ramener à la question des infrastructures en général à laquelle nous nous sommes aussi intéressés. En effet, il apparaît que la difficulté d'accès aux infrastructures de base constitue un obstacle sérieux à la participation des femmes au marché.

D'un autre côté, pour ce qui pourrait être le rôle des programmes d'alphabétisation dans les choix d'allocation de temps des femmes, nos résultats semblent indiquer que l'élargissement de l'accès à ce type de programmes pourrait jouer un rôle déterminant dans la poursuite de l'objectif de renforcement de capacité des femmes. En effet, nous trouvons par exemple une

relation significativement positive entre l'alphabétisation de la femme et son temps d'activités économiques. Quoique contradictoire avec certains d'études, cette relation positive n'apparaît pas surprenant dans la mesure où l'éducation peut être considérée comme un capital qui n'est mieux valorisée que dans l'emploi rémunéré.

Mais l'une des principales limites de ce chapitre, malgré quelques résultats plutôt intéressants à nos yeux, réside dans la taille de l'échantillon à partir de lequel l'analyse a été effectuée (40 individus). Un échantillon d'une taille assez faible soulève nécessairement des questions de représentativité et de validité externe des résultats. Cependant, malgré la faiblesse liée à la taille de l'échantillon, quelques critères et principes statistiques fondamentaux sur la validité interne des estimateurs nous semblent être satisfaits notamment l'hypothèse de distribution aléatoire de l'échantillon et quelques propriétés statistiques découlant du théorème central-limite⁷⁵. Néanmoins pour des besoins d'inférence, nous reconnaissons la nécessité d'avoir recours à un échantillon plus large. C'est pourquoi nous proposons d'abord ce chapitre comme une étude de cas qui nécessite d'être consolidée sur un échantillon plus large.

⁷⁵ Selon ce théorème, la loi normale est la loi limite quand $n \rightarrow \infty$ quelle que soit la loi étudiée montrant ainsi le caractère universel de loi normale. En pratique, μ (espérance) et σ^2 (variance) étant connues, l'approximation de la loi de la somme par une loi normale est toujours convergente lorsque $n \geq 30$. Et la moyenne empirique \bar{x} converge vers l'espérance $E(X)$.

CONCLUSION GENERALE

Cette thèse part de la conception multidimensionnelle de la pauvreté qui, en plus de la dimension monétaire, intègre une dimension relative aux capacités des individus, à leurs potentialités et aux opportunités qui sont à leur portée. Cette conception théorique, fondée sur la notion de pauvreté mesurée par les capacités est celle qui semble avoir été suivie avec le développement du Programme PTFM implanté dans de nombreux pays d'Afrique subsaharienne. En se focalisant sur l'expérience du Mali, l'objectif principal de cette thèse était de tirer quelques enseignements sur le rôle de ce programme dans la lutte contre la pauvreté en mettant un accent particulier sur les contraintes socioéconomiques d'allocation du temps.

La première partie de la thèse s'est intéressée à l'impact du programme sur des indicateurs d'activité économique des femmes, des indicateurs de santé et d'éducation des enfants en faisant appel aux méthodes quasi-expérimentales pour contrôler pour d'éventuels biais de sélection. Du fait des conditions d'implantation des PTFM au Mali, les techniques d'estimation choisies ont été celles des entrées-échelonnées (*pipeline approach*) et de la double-différence. Deux types d'effets ont été estimés : l'ITT (Intention-To-Treat Effect) ou l'effet espéré du traitement et l'ATT (Average Treatment Effect on Treated) ou l'effet moyen du traitement sur les traités.

La deuxième partie de la thèse visait à comprendre les choix d'allocation de temps entre diverses activités. Nous nous sommes intéressés plus particulièrement à l'allocation du temps des enfants et des femmes (principales cibles du programme PTFM). Dans le troisième chapitre, nous avons examiné l'influence des conditions de vie des ménages sur les choix de scolarisation et de mise au travail des enfants. Dans le quatrième chapitre, nous nous sommes intéressés aux choix d'allocation du temps des femmes et avons analysé les principaux déterminants de ces choix, y compris ceux relatifs aux décisions de participation au marché du travail.

Plusieurs constats peuvent être tirés des nombreux résultats issus de ces différentes analyses. Tout d'abord, l'évidence d'un impact robuste et positif du programme sur l'activité économique des femmes et la scolarisation des enfants tend à montrer la pertinence de l'initiative « PTFM » comme programme de lutte contre la pauvreté. Le programme PTFM apparaît ainsi comme un dispositif technique dont le rôle peut être assimilé à celui des infrastructures. Les infrastructures permettent de desserrer un certain nombre de contraintes qui ont des répercussions réelles en termes de pauvreté. A cet égard, de nombreux résultats

obtenus dans cette thèse renforcent l'idée généralement positive du rôle des programmes de renforcement des infrastructures auxquels se rattache le programme PTFM. Les PTFM contribuent de manière significative à l'allègement de la pénibilité et de la charge de travail des femmes et des jeunes-filles en supprimant des tâches réalisées manuellement et de façon répétée au cours d'une même journée. L'économie de temps obtenue grâce à l'accès à ce type d'infrastructures constitue donc, en soi, un gain en bien-être, mais aussi une opportunité pour la femme d'exercer d'autres activités, notamment celles visant à générer des revenus, et pour la jeune-fille de consacrer plus de temps à sa scolarisation. Cependant, nos résultats montrent aussi que la transformation de ce gain de temps en activités génératrices de revenu ne peut se faire que si l'environnement s'y prête, en d'autres termes, si les conditions d'un accès aux marchés sont réunies. En effet, le gain de temps ne saurait permettre systématiquement à la femme de pratiquer des AGR si les motivations et les incitations de pratiquer ce type d'activités se trouvent, par ailleurs, obstruées par d'autres types de contraintes. A cet égard, de nombreux résultats obtenus dans cette thèse renvoient au rôle primordial que jouent d'autres types d'infrastructures comme celles permettant le désenclavement des villages (infrastructures routières, pistes, etc.). Le développement des infrastructures routières, en réduisant significativement les coûts de transactions et d'accès aux marchés, apparaît ainsi comme une condition indispensable à la transformation des gains de temps en activités économiques.

Cependant, le rôle des infrastructures, quoique décisif, n'est pas la solution à tous les problèmes liés à la pauvreté. Pour le cas en particulier du programme PTFM, la durabilité du programme dépendra de la prise en compte de la complexité des choix d'allocation de temps au sein des ménages. Cet argument s'appuie sur les résultats obtenus, notamment celui sur la relation entre l'utilisation des PTFM et le statut nutritionnel des enfants de moins de 5 ans. Il apparaît en effet que ni le gain de temps tiré de l'utilisation des PTFM, ni l'accroissement de revenus qui en découle à travers l'effet sur la pratique d'AGR, n'ont un impact significatif positif sur l'état nutritionnel des enfants. Nous avons également constaté que lorsque l'emploi du temps de la femme est dominé par les travaux domestiques, elle a tendance, lorsque ce temps de travaux domestiques est diminué, à augmenter son temps rendu disponible en loisirs plutôt que de le consacrer à des activités économiques. En ce qui concerne le gain de temps consacré aux activités domestiques des enfants, les résultats n'ont pas montré d'effet du niveau de vie des ménages sur la décision de réduire ou pas le temps consacré au travail domestique. Ce sont les filles qui sont les plus orientées vers ce type de travaux, or les

résultats ont montré que le temps libéré pour les travaux domestiques ne suffit pas à les orienter vers plus de scolarisation. La présence des PTFM ne contribuera donc pas à diminuer les inégalités de genre en matière de scolarisation, malgré le gain de temps obtenu grâce à la mécanisation. Dès lors, la mise en place de politiques éducatives plus contraignantes ou plus incitatives peut s'avérer nécessaire. Cela passera par exemple par des incitations monétaires comme celles proposées par le programme social Progresa au Mexique pour favoriser la scolarisation des enfants et notamment des filles et dont chacun connaît le succès.

Une meilleure compréhension des travaux non-économiques permettrait de mettre en place des mesures mieux adaptées pour faire face à l'une des principales sources d'inégalités de genre (qu'il s'agisse de l'accès à la scolarisation entre les filles et les garçons ou de la problématique de la participation des femmes au marché du travail en rapport avec les travaux domestiques). En ce qui concerne les déterminants de l'emploi du temps des femmes auxquels nous nous sommes intéressés dans le dernier chapitre, il apparaît que les arbitrages entre les différents postes d'allocation du temps de la femme obéissent, non seulement, à des critères économiques (productivité, taux de salaire horaire), mais aussi à des considérations purement sociales et culturelles. A cet égard, dans l'optique d'un meilleur soutien à la participation des femmes aux activités économiques en milieu rural, les mesures d'amélioration du rendement du travail rémunéré peuvent être efficaces lorsqu'elles ciblent des facteurs de distorsion de marchés (coûts de transaction élevés, faible accès à l'information) ou des mauvaises conditions de production (faible accès aux moyens innovants de productions).

BIBLIOGRAPHIE

Agénor et Canuto, 2012, « Access to Infrastructure and Women's Time Allocation Evidence and a Framework for Policy Analysis », *FERDI, Développement policies working paper 42*

Ai et Norton, 2003, «Interaction terms in logit and probit models», *Economics Letters 80(1):123-129*.

Ai, Norton et Wang, 2004, «Computing Interaction Effects and standard errors in Logit and Probit Models», *The Stata Journal 4 (2), 103-116*.

Aitken, 1935, « On least squares and linear combination of observations », *Proceedings of the Royal Society of Edinburgh 55: 42–48*

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*.

Akaike, 1973, « Information theory and an extension of the maximum likelihood principle », *Second International Symposium on Information Theory*

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*.

Alderman et Chishti,1991, « Simultaneous Determination of Household and Market-oriented Activities of Women in Rural Pakistan », *Research in Population Economics*.

Aldrich et Forrest, 1984 «Linear Probability, Logit, and Probit Models»,*Sage Publications*

Alkire, 2002, «Dimensions of Human Development» *World Development volume 30 n°2*.

Alkire,1998, « Operationalizing Amartya Sen's Capability Approach to Human Development: A Framework for Identifying 'Valuable' Capabilities », *Oxford University*.

Allendorf,2007, « Do Women's Land Rights Promote Empowerment and Child Health in Nepal? », *World Development 35 (11): 1975–88*.

Alwang et Siegel., 2000, «Towards Operational Definitions and Measures of Vulnerability: A Review of the Literature from Different Disciplines», *World Bank, Human Development Network, Social Protection Unit. Washington, D.C.*

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

Anand et Barnighausen, 2004, «Human resources and health outcomes: cross-country econometric study», *Lancet, 364, 1603-9*.

Anand et Sen, 1993, «Human development index: methodology and measurement», *United Nations Development Programme*.

Anand et Sen, 2000, «The Income Component of the Human development Index» *Journal of Human Development, Volume 1, n°1*

Anand, et Ravallion, 1993, «Human Development in Poor Countries: On the Role of Private Income and Public Services», *Journal of Economic Perspectives*, 7(1):133-150.

Anderson et Rubin, 1950, « The asymptotic properties of estimates of the parameters of a single equation in a complete system of stochastic equations », *Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 21, : 570-82

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*.

Angrist et Pischke, 2008 , «Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion », *Princeton: Princeton University Press*

Angrist et Rubin, 1996, «Identification of Casual Effects Using Instrumental Variables», *Journal of the American Statistical Association* Vol. 91, No. 43,, : 444-455

Angrist et Imbens, 1994, «Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects», *Econometrica* Vol. 62, No. 2,, : 467-475

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

Antonopoulos et Emel, 2010, «Time and Poverty from a Developing Country Perspective» *Levy Economics Institute Working Paper No. 600*

Apps et Rees, 1996, «Labour supply, household production and intra-family welfare distribution», *Journal of Public Economics* Volume 60, Issue 2, Pages 199–219

Apps et Rees, 1997, «Collective labour supply and household production». *Journal of Political Economy* Vol. 105, No. 1, : 178-190

Araujo et al., 2011, « Accès à l'énergie et santé des enfants au Burkina Faso », *présentée aux 28^{ième} Journées de la Microéconomie Appliquée JMA, Tunisie*.

Aslanbeigui et Sumerfield, 1989, «Impact Of the Responsibility System of Women In Rural China: An Application of Sen's Theory Of Entitlements», *World Development* volume 17 n°3.

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*.

Atkinson, 1991a, «The contribution of Amartya Sen to Welfare Economics», *The Scandinavian Journal of Economics*, Volume 101 n°2, 173-190.

Atkinson, 1991b, «Measuring Poverty and Differences in Family Composition», *Economica New Series*, Vol. 59, No. 233, : 1-16

- Atkinson et Cazes, 1990**, «Mesures de la pauvreté et politiques sociales: une étude comparative de la France, de la FRA et du Royaume-Uni», *Observations et Diagnostics Economiques: Revue de l'OCDE*, 33, 1990
- Attanasio et al., 2004**, « Child health in rural Colombia: Determinants and policy interventions », *The Institute for Fiscal Studies, Working Paper EWP04/02*
- Attanasio, Orazio et Lechene, 2002**, « Tests of Income Pooling in Household Decisions », *Review of Economic Dynamics* 5 (4): 720–48.
- Audibert et al., 1998**, «The determinants of health care demand amongst the senoufo of the côte d'ivoire» *working papers, cerdi*.
- Audibert et de Roodenbeke, 2005**, «Utilisation des services de santé de premier niveau au Mali : Analyse de la situation et perspectives », *Banque mondiale*
- Audibert et Etard, 1998**, «Impact of Schistosomiasis on Rice Output and Farm Inputs in Mali», *Journal of African Economies, Centre for the Study of African Economies (CSAE)*, vol. 7(2), pages 185-207, July.
- Audibert, M., 1986**, «Agricultural non-wage production and health status : A case study in a tropical environment» *Journal of Development Economics, Elsevier*, vol. 24(2), pages 275-291, December.
- Austin, 2010**, «Optimal caliper widths for propensity-score matching when estimating differences in means and differences in proportions in observational studies», *Wiley Online Library DOI: 10.1002/pst.433*
- BAD, 2011**, « Mali : profil du genre pays », Rapport, *Division du Genre et du Développement social*
- Baland et Robinson, 2000**, « Is child labor Efficient ? », *Journal of Political Economy*, 108(4), : 663-679
- Baltaji, 1995**, «Econometric Analysis of Panel Data», *Chichester: John Wiley and Sons*.
- Banque mondiale, 1990**, « Rapport sur le développement dans le monde », *Rapport*.
- Banque mondiale, 2012**, « Rapport sur le développement dans le monde », *Rapport*.
- Banque Mondiale, 2013**, « Mali : rapport économique bi-annuel», *Rapport*
- Bar et Basu, 2009**, « Children, Education, Labor and Land: In the Long Run and Short » *CAE Working Paper #08-06*
- Bardasi et Wodon, 2009**,«Working Long Hours and Having No Choice: Time Poverty in Guinea», *World Bank, Policy Research Working Paper Series 4961*.
- Barlow, 1968**, «The economic effects of malaria eradication», *Lansing (MI): Bureau of Public Health Economics; . Research Series, No. 15*.

- Barone, 1993**, « The effects of part-time employment on academic performance », in *NASSP Bulletin*, 76, 549.
- Barrera, 1990**, « The Role of maternal schooling and its interaction with public health programs in child health production », *Journal of Development Economics* 32(1), 69-91.
- Barrett et Browne, 1994**, «Women's time, labour-saving devices and rural development in Africa», *Community Development Journal* (1994) 29 (3): 203-214
- 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 K., 2006**, «Gender and say: a model of household behavior with endogenously-determined balance of power», *The Economic Journal*, 116 (April), :558–580.
- 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.
- Basu, K., 2001**, «Gender and Say: A Model of Household Behavior with Endogenously-determined Balance of Power», *Cornell University, mimeo*
- 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, 1974**, «A Theory of Social Interactions», *Journal of Political Economy*, vol. 82, : 1063—1093.
- 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.
- Behrman et Hoddinott, 2005**, «Programme evaluation with unobserved heterogeneity and selective implementation: the Mexican PROGRESA impact on child nutrition», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67(4):547-569.
- Behrman, 1993**, « The economic rationale for investing in nutrition in developing countries », *World Development*, 21(11), 1749-1771.

- Behrman et Skoufias, 2004**, « Correlates and determinants of child anthropometrics in Latin America: background and overview of the symposium », *Economics and Human Biology*, Vol. 2(3), : 335-351.
- Belfield, 2000**, « Economic principles for education: theory and evidence ». *cheltenham, UK; Northampton, MA : Edward Elgar*, p.252.
- Bergstrom, 1996**, «Economics in a Family Way» , *Journal of Economic Literature*, vol. 34, : 1903-1934.
- Bergstrom, Blume et Varian, 1986**, «On the private provision of public goods», *Journal of Public Economics*, vol. 29, : 25—49.
- 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*.
- Bhargava, 1997**, « Nutritional status and the allocation of time in Rwandese households », *Journal of Econometrics* 77, 277-295.
- Blackden et Wodon, 2005**, «Gender, Time Use, and Poverty in Sub-Saharan Africa»,*World Bank working paper no.7 3*
- Blinder, 1973**, «Wage discrimination: Reduced form and structural estimates », *Journal of Human Resources* 8: 436–455.
- 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 Bond,1998**, «Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models», *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- 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.
- Bokhari, Gai et Gottret, 2007**, «Government health expenditures and health outcomes», *Health Economics*, 16, 257-273.

- 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.
- Boone, Glick et Sahn, 2011**, « Households water supply choice and time allocated to water collection:Evidence from Madagascar », *Journal of Development Studies*, 47, 12, 1826–1850.
- Bourguignon et Chiappori, 1992**, «Collective Models of Household Behavior: An Introduction». *European Economic Review*, vol.36, : 355—364.
- Bourguignon, 1993**, « Croissance, distribution et ressources humaines: Comparaison internationale et spécificités régionales », *Revue d'Economie du Développement (4)*, 4-35.
- Bourguignon, 1999**, «The Cost of Children: May the Collective Approach to Household Behaviour Help?». *Journal of Population Economics*,vol. 12, : 503—522.
- Bourguignon, Browning et Chiappori, 1995**, «The collective approach to household behavior». *Working Paper 95—04, DELTA*.
- Bourguignon et al., 1993**, «Intra household allocation of consumption: a model and some evidence from French data». *Annales d'économie et de statistique*, vol. 29, : 137—156.
- Boutin, 2012**, « Essai sur la pauvreté, la vulnérabilité et le travail des enfants », *Thèse de doctorat, Université Montesquieu - Bordeaux IV*
- Burchardt,2008**, « Time and Income Poverty», *Center for Analysis of Social Exclusion Report 59, London School of Economics*.
- Brandolini et D'Allesio, 1998**, «Measuring well- being in the functioning space» *banca d'Italia*.
- Brett, 1998**, «Tax reform and family decision-making», *Journal of Public Economics*, vol. 70, : 425—440.
- Browning et Chiappori, 1998**, «Efficient Intrahousehold Allocations: A General Characterization and Empirical Tests». *Econometrica*, vol. 66, : 1241—1278.
- Browning et Lechene, 2001**, «Caring and sharing: tests between alternative models of intra-household allocation». *Manuscrit, University of Copenhagen*.
- Browning et Meghir, 1991**, «The effect of male and female labor supply on commodity demands». *Econometrica*, vol. 59, : 925—951.

- Browning et al., 1984**, «Income and outcomes: a structural model of intrahousehold allocation ». *Journal of Political Economy*, vol. 102, : 235—251.
- Browning, Chiappori et Lewbel, 2004**, «Estimating consumption equivalence of scale, adult equivalence scales, and household bargaining power». *Manuscrit, Boston College*.
- Buisson, 2012**, « Trois essais sur la vulnérabilité des ménages ruraux dans les pays en développement : risques, stratégies et impacts », *Thèse de doctorat, CERDI*
- Burra, 1995**, «Born to Work: Child Labour in India, Delh », *Oxford University Press*.
- Buzas et Stefanski, 1996**, «Instrumental variables estimation in generalized linear measurement error models », *Journal of the American Statistical Association* 91, 999-1006.
- 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*.
- Carroll et al., 2004**, «Nonlinear and nonparametric regression and instrumental variables », *Journal of the American Statistical Association* 99, 736-750.
- Carroll et al., 2006**, «Measurement Error in Nonlinear Models », *2nd. Ed.. Chapman and Hall/CRC Press, Boca Raton*.
- Caudill,1988**, «An Advantage of the Linear Probability Model Over Probit or Logit.» *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 50, , : 425–427.
- Cayatte, 1999**, «Utilité et désutilité du travail:Les implications de l’hypothèse de neutralité du travail»,*Papier de communication, Université de Paris-XII*
- Chang, Dong et Macphail, 2011**, «Labor Migration and Time Use Patterns of the Left-behind Children and Elderly in Rural China», *World Development* 39, 12, 2199-2210.
- Chen , Hong et Nekipelov, 2007**, «Measurement errors models»,*forthcoming in the Journal of Economic Literature*
- Chiappero et Moroni , 2007**. «An Analytical framework for conceptualizing poverty and re-examining the Capability approach» *The Journal of Socio-Economics Volume 36, Issue 3, Pages 360–375*
- Chiappori et Donni, 2006**, « Les modèles non-unitaires de comportement du ménage: un survol de la littérature » *Actualité économique: Revue d’Analyse économique*.
- Chiappori, Fortin et Lacroix, 2002**, «Household Labor Supply,the Sharing Rule and the Marriage Market». *Journal of Political Economy*, vol. 110, : 37—72.

- Chiappori,1988a**, «Rational household labor supply». *Econometrica*, vol.56, n°1, : 63-90.
- Chiappori,1988b**, «Nash-bargained household decisions: a comment». *International Economic Review*, vol. 29, : 791–796.
- Chiappori,1992**, «Collective labor supply and welfare». *Journal of Political Economy*, vol. 100, : 437—467.
- Christofides, Stengos, et Swidinsky, 1997**, «On the Calculation of Marginal Effects in the Bivariate Probit Model», *Economics Letters* 54: 203;208.
- Chuy et Nitulescu, 2012**, «Pisa 2009 Explaining the Gender Gap in Reading through Reading Engagement and Approaches to Learning», *Research Paper*, Council of Ministers of Education, Canada
- Cissé et al., 2000**, «Les écoles communautaires au Mali», *Document de travail, Unesco/Institut International de planification de l'éducation*
- Clignet R., 1994**, « La demande d'éducation : aspects sociologiques », *Afrique contemporaine*, n°172, Numéro spécial « Crises de l'éducation en Afrique », Paris, : 108-118.
- Cochrane et Rubin, 1973**, «Controlling Bias In Observational Studies», *Sankhya*, 35, 417-446.
- Cogill , 2003**, « Guide de Mesure des Indicateurs Anthropométriques », *Food and Nutrition Technical Assistance Project (FANTA)*
- Costa , Hailu, Silva et Raquel, 2010**, « The Implications of Water and Electricity Supply for the Time Allocation of Women in Rural Ghana », *working paper*.
- Cotton, J., 1988**, «On the decomposition of wage differentials ». *Review of Economics and Statistics* 70: 236–243.
- Cragg, et Donald, 1993**, « Testing identifiability and specification in instrumental variables models », *Econometric Theory* 9: 222–240.
- Crocker D., 1992**, « Functioning and capabilities: the foundation of Sen's and Nussbaum's development ethic», *Political Theory*, Vol.20, n°4,
- Crole-Rees, Nientao, Niangara, 2006**, « Evaluation finale du projet plate-formes multifonctionnelles pour la lutte contre la pauvreté », *PNUD, MLI/99/01, Rapport provisoire*.
- Dauphin et Fortin, 2001**, «A test of collective rationality for multiperson households», *Economic Letters*, vol. 71, : 211—216.
- Dauphin, Lagah, Fortin et Lacroix, 2005**, «Choix de consommation des ménages en présence de plusieurs décideurs», *Actualité économique: Revue d'Analyse économique*.
- David , Moncada et Ordonez , 2004**, « Private and public determinants of child nutrition in Nicaragua and Western Honduras » *Economics and Human Biology* 2, 457-488.

- Davidson et MacKinnon, 1993**, « Estimation and Inference in Econometric », *Oxford University Press*.
- Dehejia et Wabba, 1999**, «Causal Effects in Non-Experimental Studies: Re-Evaluating the Evaluation of Training Programs», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 94, p. 1053-1062.
- Dehejia et Wahba, 2001**, «Propensity score-matching methods for non-experimental causal studies», *Morgan Stanley*.
- Denison, 1962**, «The Sources of Economic Growth in the United States and the Alternatives Before Us». *Supplementary Paper No. 13. New York: Committee for Economic Development*.
- Desai, 1995**, « Poverty and Capability: Towards An Empirically Implementable Measure » in *Poverty, Famine and Economic Development, Aldershot: Edward Elgar, :185-204*.
- Diagana, 2001**, « Etude d'impact de la plate-forme multifonctionnelle sur les conditions de vie des femmes au Mali », 30p.
- Diagne, 2007**, « Investir sur le capital humain: éducation et santé », *African development Bank*
- 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.
- Donni,2000**, « Essais sur les modèles collectifs de comportement du ménage », *Thèse de Doctorat en Sciences Economiques, DELTA*.
- Doss, 2006**, « The Effects of Intrahousehold Property Ownership on Expenditure Patterns in Ghana », *Journal of African Economies* 15 (1): 149–80.
- Droy, 2006**, «Quel Apport de l'Approche par les Capabilités pour l'analyse des inégalités de genre », *Agence Française du Développement*.
- Dubois, 2006**, «Approche par les Capabilités et développement durable : la transmission intra générationnelle des Capabilités » , *Agence Française du Développement*.
- Duclos, 2002**, «La vulnérabilité et la mesure de la pauvreté dans la politique publique» , *World Bank, Human Development Network, Social Protection Unit. Washington, D.C*.
- Duflo, 2003**, « Grandmothers and Granddaughters: Old-Age Pensions and Intrahousehold Allocation in South Africa », *World Bank Economic Review* 17 (1): 1–25.

- 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.
- Emerson et Souza, 2007**, « Child Labor, School Attendance, and Intra-household Gender Bias in Brazil », *World Bank Economic Review Volume 21*
- 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
- Everitt et Dunn, 2001**, « Applied Multivariate Data Analysis, Second Edition ». *Oxford University Press: New York*.
- Fafchamps et Quisumbing, 1998**, « Social Roles, Human Capital and the Intra-household Division of Labor: Evidence from Pakistan », *Department of Economics, Stanford University*.
- FAO, 2010**, « Profil nutritionnel de pays : Mali », *rapport*
- 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.
- Fayissa et Gutema, 2005**, « Estimating a health production function for Sub-Saharan Africa (SSA) », *Applied Economics*, 37, 155 - 164.
- Ferguson, Tandon, Gakidou et Murray, 2003**, « Estimating Permanent Income Using Indicator Variables », *World Health Organization*
- Fertel, 2006**. « Capabilités et étude d'impact : de l'évaluation des résultats à l'évaluation des effets », *Agence Française du Développement*.
- 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.
- Filmer et Pritchett, 1998**, « The Effect of Household Wealth on Educational Attainment: Evidence from 35 Countries. » *Population and Development Review 25(1)*:85-120.

- Fortin et al., 2013**, «leaving boys behind: gender disparities in high academic achievement», *Nber Working Paper Series*, no 19331
- Fortin et Lacroix, 1997**, «A test of the collective and unitary model of labour supply». *Economic Journal*, vol. 107, : 933—955.
- Foster et Shorrocks , 1991**, «Subgroup Consistent Poverty Measures» *Econometrica* Vol. 59, No. 3, : 687-709
- 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 .
- Fosu, 2011**, «Growth, Inequality, and Poverty Reduction in Developing Countries: Recent Global Evidence», *Background Paper*, OECD
- Fox, 1990**, « Describing univariate distributions. In Modern Methods of Data Analysis », ed. J. Fox and J. S. Long, 58–125. Newbury Park, CA: Sage.
- Friedman, 1957**, «A theory of the consumption function », *Princeton, New Jersey: Princeton University Press*.
- Galasso et Ravallion, 2004**, «Social Protection in a Crisis: Argentina’s Plan Jefes y Jefas», *World Bank Economic Review* 18 (3): 367–400.
- Galièni, Gertler et Schargrodsky, 2005**, « Water for life: the impact of the privatization of water services on child mortality », *Journal of Political Economy*, 113, 1, 83-120.
- Ganglmair, 2006**, «Intrinsic Motivation, Discrimination and the Child Labor-Schooling Trade-Off: Some Empirical Findings », *SSRN eLibrary*.
- Gasper, 2007**, «What is the capability approach?», *The Journal of Socio-Economics* .
- Gertler et al., 2011**, «L’évaluation d’impact en pratique», *Banque mondiale*
- Gertler et Van der Gaag, 1990**, «The Willingness to Pay for Medical Care: Evidence from Two Developing Countries», *Baltimore, Maryland, Johns Hopkins University Press. Published for the World Bank*
- Goodin, Rice, Bittman et Saunders; 2005**, «The Time-Pressure Illusion: Discretionary Time vs. Free Time», *Social Indicators Research* 73: 43–70.
- Gourieroux et al., 1987**, « Generalized Residuals », *Journal of econometrics*, 34, 5-32
- Graham et Green, 1984**, «Estimating The Parameters of a Household Production Function with Joint Products», *The Review of Econometrics and Statistics*, vol. 66, 282is 2, p. 277-
- 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*.
- Griliches et Mason, 1972**, «Education, income and ability», *Journal of Political Economy* 80(3), 74-103.
- 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 Study*. New York: St. Martins Press.
- Grossman, 1972**, «The Demand for Health: A theoretical and Empirical Investigation», *NBER: New York*.
- Gryboski, 1996**, «Maternal and non-maternal time-allocation to infant care, and care during infant illness in rural Java, Indonesia» *Social Science and Medicine* 43, 2, 209-219.
- 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*.
- Haddad et Hoddinott, 1995**, «Women's income and boy-girl anthropometric status in the Côte d'Ivoire», *World Development*, vol.22, : 543—553.
- Haddad et Kanbur, 1992a**, «Intrahousehold inequality and the theory of targeting ». *European Economic Review*, vol. 36, : 372–377.
- Haddad et Kanbur, 1992b**, «Is there an intrahousehold Kuznets curve? Some evidence from the Philippines », *Public Finance*, vol. 47 (supplement), :77–93.
- Haddad, Hoddinott, et Alderman, 1997**, « Intrahousehold Resource Allocation in Developing Countries: Models, Methods, and Policy », *Baltimore: Johns Hopkins University*.
- Haile et Haile, 2011**, «Child labour and child schooling in rural Ethiopia: nature and trade-off», *Education Economics*, v20 n4 p365-385 2012. 21 :
- Hammer, Jeffrey, 1998**, «Health Outcomes Across Wealth Groups in Brazil and India,» *Mimeo, DECRG The World Bank, Washington, DC*
- Hanushek et Kim, 1995**, « Schooling, labor force quality and economic growth », *NBER Working Paper Series 5399, National Bureau of Economic Research*.

Harvey et Mukhopadhyay, 2007, «When Twenty-Four Hours is not Enough: TimePoverty of Working Parents», *Social Indicators Research* (82): 57–77.

Hayfa, 2006, « Capital Humain au Bangladesh », *Thèse de doctorat, Université de paris I*

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.

Heckman et Snyder,1997, «Linear Probability Models of the Demand for Attributes with an Empirical Application to Estimating the Preferences of Legislators.» *Rand Journal of Economics*, 28, 0, .

Heckman, 1974,` «Shadow prices, market wages and labor supply »,*Econometrica*, vol. 42, 4.

Heckman, 1979, « Sample selection Bias as a Specification Error», *Econometrica*, Vol. 47, p. 153-161.

Heckman, Ichimura et Todd, 1997, «Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme». *The Review of Economic Studies*, Vol.64, No 4

Heckman, Ichimura et Todd, 1998, « Matching as an Econometric Evaluation Estimator» *The Review of Economic Studies*, Vol. 65, No. 2 : 261-294

Heckman, Tobias et Vytlacil , 2003, «Simple Estimators for Treatment Parameters in a Latent-Variable Framework», *The Review of Economics and Statistics*, vol. 85(3), p. 748-755.

Hill et King ,1995, «Women's education and economic well-being», *Feminist economics*, 1(2):21-46.

Hitiris et Posnet,1992, «The determinants and effects of health expenditure in developed countries», *Journal of Health Economics*, 11 : 173- 181 .

Hoddinott et Haddad, 1995, « Does Female Income Share Influence Household Expenditures? Evidence from Côte D'Ivoire », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 57 (1): 77–96.

Hoffmann, 2006, «The Capability Approach and educational policies and strategies: Effective Life -Skills Education for Sustainable development», *Agence Française du Développement*.

Hugon, 1999, «Amartya Sen Théoricien, expert et philosophe du Développement», *Revue d'Economie Politique* 109. n° 4

Hussain Moyo et Oshikoya, 2000, « Capital humain et lutte contre la pauvreté », *OECD working paper*

Ilahi et Grimard, 1999, « Public Infrastructure and Private Costs: Water Supply and Time Allocation of Women in Rural Pakistan », *Economic Development and Cultural Change*.

Ilahi et Jafarey, 1998, « Markets, Deforestation and Female Time Allocation in Rural Pakistan » *Department of Economics, McGill University*.

Ilahi, 1999b, « Children's Work and Schooling: Does Gender Matter? Evidence from the Peru LSMS Panel Data », *The World Bank*.

Ilahi, 2000, « The Intra-household Allocation of Time and Tasks: What Have We Learnt from the Empirical Literature? », *The World Bank*.

Ilahi, 1999a, « Gender and the Allocation of Adult Time: Evidence from the Peru LSMS Panel Data », *The World Bank*.

Ilahi et Grimard, 2000, «Public infrastructure and private costs: water supply and time allocation of women in rural Pakistan» *Economic Development and Cultural Change*, 49,1, 45–75.

Imbens et Wooldridge, 2009, «Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation». *Journal of Economic Literature*, 47:1, 5–86

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*,

Kabubo-Mariara et al., 2008, « Determinants of Children's Nutritional Status in Kenya: Evidence from Demographic and Health Surveys» *Journal of African Economies*, vol.18(3) p. 363–387

Kaiser, 1960, «The application of electronic computers to factor analysis ». *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141-151.

Katz et Chamorro, 2003, « Gender, Land Rights, and the Household Economy in Rural Nicaragua and Honduras », *working paper*

Kevane et Wydick, 1998, « Social Norms and the Time allocation of Women's Labor in Burkina Faso », *Economics Department, University of Santa Clara*.

- Khandker, 1988**, « Determinants of Women's Time Allocation in Rural Bangladesh, » *Economic Development and Cultural Change*, 37, 111-126.
- Khandker, Koolwal et Samad, 2010**, «Handbook on impact Evaluation quantitative methods and practices», *World bank*
- Kleibergen et Paap, 2006**, « Generalized reduced rank tests using the singular value decomposition », *Journal of Econometrics* 127: 97–126.
- Kodde et Ritzen, 1984**, « Integrating consumption and investment motives in a neoclassical model of demand for education », *Kyklos*, 37 (4), p.598-608.
- Koissy-Kpein, 2007**, « Education, Genre et Pouvoir de décision : Les mères négocient-elles en faveur des filles ? », *Working Paper, Laboratoire d'économie Université de Nantes*
- Koissy-Kpein, 2012**, «Gender and Competition between Economic or Non-economic Labor and Schooling: Evidence from EPAM Mali», *African Development Review*, Vol. 24, No. 1, 2012, 107–123
- Konrad et Lommerud, 2000**, «The bargaining family revisited », *Canadian Journal of Economics*, vol. 33, : 471—486.
- Krishnan, 1975**, «Mortality decline in India, 1951-1961: development versus public health program hypothesis», *Social Science and Medicine* 9: 475 -479.
- Kuersteiner, Hahn et Hausman, 2004**, « Estimation with weak instruments: Accuracy of higher-order bias and MSE approximations », *Econometrics Journal* 7: 272–306.
- Kumar et Hotchkiss, 1988**, « Consequences of Deforestation for Women's Time Allocation, Agricultural Production, and Nutrition in Hill Areas of Nepal », *International Food Policy Research Institute*.
- Lachaud, 1994**, «The labour market in Africa », *Research series / International Institute for Labour Studies ; 102, Genève*.
- Lachaud, 2001**, « Dynamique de pauvreté et inégalité de la mortalité des enfants au Burkina Faso », *Université Montesquieu-Bordeaux IV - France*
- 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.

Lachaud,1999, «Envois de fonds, inégalité et pauvreté au Burkina Faso », *Revue Tiers Monde*, 40, 793-827.

Lai, 2007, «Are Boys Left Behind? The Evolution of Gender Gap in Beijing Middle Schools» Unpublished paper , *New York University*

Lancaster, Maitra et Ray,2004, « Endogenous Power, Household Expenditure Patterns and New Tests of Gender Bias: Evidence from India ». *Department of Economics, MonashUniveristy, Working Paper preliminary version.*

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

Lance, John et Ralph, 2003, « Infant feeding practices and chronic child malnutrition in the Indian states of Karnataka and Uttar Pradesh », *Economics and Human Biology* 2 139–158

Lanzi, 2007, «Capabilities, human capital and education» *The Journal of Socio-Economics*

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

Le Clainche , 2006, «Politiques de Santé et Approche par les Capabilités», *Agence Française du Développement.*

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

Liechti, 2006, « Du Capital Humain au Droit à l'éducation analyse Théorique et empirique d'une capacité », *Thèse de doctorat, Université de Fribourg*

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

Linnemayr et al., 2008, «Determinants of Malnutrition in Senegal: Individual, Household, Community Variables, and their Interaction», *Economics and Human Biology*, 6, 252-263.

Luke et Munshi, 2011, « Women as Agents of Change: Female Income and Mobility in India. », *Journal of Development Economics* 94 (1): 1–17.

Lundberg et al., 1997, «Do Husbands and Wives Pool Their Resources? Evidence from the United Kingdom Child Benefit », *Journal of Human Resources* 32 (3): 463–80.

Lundberg et Pollak, 1993, «Separate spheres bargaining and the marriage market». *Journal of Political Economy*, vol. 101, : 988—1010.

Lundberg et Pollak, 1994, «Non-cooperative bargaining models of marriage». *American Economic Review (Papers & Proceedings)*, vol. 84, : 132-137.

- Lundberg et Pollak, 1996**, «Bargaining and Distribution in Marriage». *Journal of Economic Perspectives*, vol. 10, : 139—158.
- Lundberg, Pollak et Wales, 1997**, «Do Husbands and Wives Pool their Resources ? Evidence from the UK Child Benefit». *Journal of Human Resources*, vol. 32, : 463—480.
- Maitra et Ray, 2000**, « The joint estimation of child participation in schooling and employment: Comparative evidence from three continents », *Journal of economic literature*.
- Maitra et Ray, 2002**, «Household Resources, Expenditure Patterns and Resource Pooling: Evidence from South Africa» *University of Tasmania*.
- Manser et Brown, 1980**, «Marriage and household decision making: a bargaining analysis». *International Economic Review*, vol. 21, : 31—44.
- Mardia, Kent et Bibby, 1979**, «Multivariate Analysis», *Academic Press, London*
- Mariko, 2003**, « Quality of care and the demand for health services in Bamako, Mali: the specific roles of structural, process, and outcome components », *Social Science and Medicine*, 1183-1196
- McElroy et Horney, 1981**, «Nash-bargained household decisions: toward a generalization of the theory of demand». *International Economic Review*, vol. 22, : 333—349.
- McElroy, 1990**, «The empirical content of Nash-bargained household behavior». *Journal of Human Resources*, vol. 25, : 559—583.
- Mincer, 1958**, «Investment in Human Capital and Personal Income Distribution», *Journal of Political Economy*, 66/4: 281—302.
- Mincer, 1974**, « Schooling, Experience, and Earnings », *New York: Columbia University Press*.
- 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*
- Moreau et Donni, 2002**, «Un modèle collectif d'offre de travail avec taxation». *Annales d'économie et de statistique*, vol 65, : 55—81.
- Moreau, 2001**, «Approches pluri-décisionnelles de la famille». *Revue française d'économie*, Volume 15 N°4, 2001. : 145-185
- Mroz et Thomas, 1987**, « The sensitivity of an empirical model of married women's house work to economic and statistical assumptions », *Econometrica* vol 55 No 765-799.
- Muniz, 2001**, « An Empirical Approach for Child Labour in Brazil », *IUSSP XXIV General Population Conference – Salvador, Brazil, August. CEDEPLAR/ UFMG*.

Nankhuni et Findeis, 2004, «Natural resource-collection work and children's schooling in Malawi», *Agricultural Economics*, 31, 2-3, 123-134.

Neumark, 1988, « Employers' discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination », *Journal of Human Resources* 23: 279-295.

Newman et Gertler, 1994, « Family Productivity, Labor Supply, and Welfare in a Low Income Country », *Journal of Human Resources*, 29, 989-1026.

Neyman et Scott., 1948, « Consistent Estimates Based on Partially Consistent Observations,» *Econometrica*, 16, 1948, : 1-32.

Nguyen, 2011, «Program impact evaluation using a matching method with panel data». *Wiley Online Library DOI: 10.1002/sim.4438*

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*

Nussbaum, 1995, « Human Capabilities, Female Human Beings », in *Martha C. Nussbaum and Jonathan Glover (eds), Women, Culture and Development, Oxford: Clarendon Press, : 61No104.*

Nussbaum, 2000, « Women and Human Development: the Capabilities approach», *The University of Chicago*

Nussbaum, 2003, « Capabilities as Fundamental Entitlements: Sen AK Social Justice» *Feminist Economics, Vol 9, n°2-3, : 33-59.27.*

Oaxaca et Ransom, 1994, « On discrimination and the decomposition of wage differentials » *Journal of Econometrics* 61: 5-21.

Oaxaca, 1973, « Male-female wage differentials in urban labor markets » *International Economic Review* 14: 693-709.

ODHD/LCPM,2006, « Profil de pauvreté du Mali 2001 », *Ministère du développement social, de la solidarité et des personnes âgées, UNDP, 71p.*

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.*

OMS, 2009, « Stratégie de coopération de l'OMS avec les pays 2008-2013 : Mali», *document d'information*

OMS, 2010, « Evaluation du programme d'appui à la médicalisation des aires de santé rurales au Mali», *rapport*

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

Osmani, 2005, «Poverty and Human Rights: Building The Capability Approach» *Journal of Human Development, volume 6 n°2*.

Oula Ben-Hassine, 2008, « Analyse de la pauvreté : de l'approche en termes d'Utilité à l'approche par les capacités d'Amartya Sen : Applications sur données Françaises », *Thèse de doctorat, Université Lyon 2*

Parker et Skoufias, 2000, « The impact of Progesa on work, leisure and time allocation » *International Food Policy Research Institute, Final report*.

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*

Phelps, 1997, « Heath Economics, 2nd edition, Reading Mass » : *Addison-wesley*

Phipps et Burton, 1992, «What's Mine is Yours? The Influence of Male and Female Incomes on Patterns of Household Expenditure». *Economica, vol. 65, : 599—613*.

PNUD, 1990, « Rapport sur le développement humain », *Rapport*

PNUD, 2007, « Mesure de la pauvreté selon la méthode de degré de satisfaction des besoins essentiels », *Document de travail*.

PNUD, 2008, « Initiatives Plate-forme multifonctionnelle en Afrique de l'Ouest, Résultats et potentialités pour un accès élargi aux services énergétiques au Burkina Faso, au Ghana, au Mali et au Sénégal, 46p », *rapport*.

PNUD, 2012, « Le rôle des collectivités locales dans la mitigation des impacts de la crise économique et le renforcement de la résilience socio-économique des communautés pauvres : le cas du Mali », *Rapport*

PNUD, 2013, « Rapport sur le développement humain », *Rapport*

Pradhan et Ravallion, 1998, « Measuring poverty using qualitative perceptions of welfare » *Policy Research Working Paper Series 2011, The World Bank*.

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

Pritchett et Summers, 1996, « Wealthier is Healthier », *Journal of Human Resources*, University of Wisconsin Press, vol. 31(4), pages 841-868.

Projet Plate-formes multifonctionnelles pour la lutte contre la pauvreté (PPMLP), 2006, « Revue des plateformes multifonctionnelles du Mali, Ministère de la promotion de la femme, de l'enfant et de la famille, 43p.

Psacharopoulos et Yang, 1991, « Educational attainment among Venezuelan youth: an analysis of its determinants ». *International Journal of Educational Development* 11, 289-294.

Psacharopoulos, 1997, « Child Labor Versus Educational Attainment: Some Evidence from Latin America », *Journal of Population Economics*, Vol. 10(4), : 377-386

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.

Qizilbash et Clarck, 2005, «The Capability Approach and fuzzy Poverty Measures: An application to the South African Context» *Social Indicators Research*, n° 74

Quisumbing et Maluccio, 2000, « Intrahousehold Allocation and Gender Relations: New Empirical Evidence from Four Developing Countries », *Discussion Paper 84, Food Consumption and Nutrition Division, International Food Policy Research Institute, Washington, DC.*

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)

Rapport OMD, 2012, « Évaluation des progrès accomplis en Afrique dans la réalisation des objectifs du Millénaire pour le développement » *Rapport conjoint PNUD, UNECA, UA, BAD*

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 al., 2005, «What Can Ex-Participants Reveal about a Program's Impact? », *The Journal of Human Resources*, Vol. 40, No. 1 (Winter, 2005), : 208-230

Ravallion et Wodon, 1998, « Evaluating a Targeted Social Program When Placement is Decentralized », *Policy Research Working Paper 1945, 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.

Rawls, 1971, « Theory of Justice » , *Cambridge, Massachusetts.*

- 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.
- Reboud, 2006**, «Amartya Sen: Un économiste du Développement?» *Agence Française de Développement AFD*.
- Reimers, 1983**, « Labor market discrimination against Hispanic and black men» *Review of Economics and Statistics* 65: 570–579.
- Ridao-Cano, 2000**, « Child Labor and Schooling in a Low Income Rural Economy,» *University of Colorado, mimeo*.
- Rivers et Vuong, 1988**, «Limited information estimators and exogeneity tests for simultaneous probit models», *Journal of Econometrics* 39:347–66
- Robeyns, 2004**, «The capability approach: a theoretical survey» *Journal of Human Development*
- Robeyns, 2006**, «The Capability Approach in Practice» *The Journal of Political Philosophy*:
- Roodman, 2008**, « A Note on the Theme of Too Many Instruments», *CGD Working Paper 30 125. Washington, DC: Center for Global Development*.
- Rosati et Tzannatos, 2003**, « Child work an expository framework of altruistic and non-altruistic models », *The World Bank, Social Protection Discussion Paper 25984*.
- Rosen et Taubman, 1982**, « Some Socioeconomic Determinants of Mortality» in *J. Van der Gagg, W.B Neeman and T. Tsukahara, eds., Economics of Health Care: 1982, New York, Praeger Publishers*.
- Rosenbaum et Rubin, 1983**, «The central role of the propensity score in observational studies for causal effects», *Biometrika*; 41–55. 70
- Rosenbaum et Rubin, 1984**, «Reducing bias in observational studies using subclassification on the propensity score». *Journal of the American Statistical Association*; 79:516–524.
- Rosenbaum et Rubin, 1985**, «Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score». *The American Statistician*; 39:33–38.

- Rubin, 1973**, «Matching to Remove Bias in Observational Studies», *Biometrics* 29 (March 1973), 159–183
- Rutstein et Johnson, 2004**, « The DHS Wealth Index», *DHS Comparative Reports No. 6 USAID*
- Sahn et Alderman, 1988**, « The effects of human capital on wages and the determinants of labor supply in a developing country », *Journal of Development. Economics*, 29, 157-183.
- Sahn et Alderman, 1997**, «On the Determinants of Nutrition in Mozambique: The Importance of Age-Specific Effects», *World Development*, 25, 4, 577-588.
- 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.*
- Saith, 2001**, «Capabilities : the concept and its Operationalisation» *University of Oxford, WP 66.*
- Saito, 2003**,«Amartya Sen’s Capability Approach to Education: A Critical Exploration» *Journal of Philosophy of Education, Vol. 37, No. 1.*
- Salgado-Ugarte et Pérez-Hernandez, 2003**, « Exploring the use of variable bandwidth kernel density estimators », *Stata Journal 3: 133–147.*
- Samuelson, 1956**, «Social Indifference Curves». *Quarterly Journal of Economics, vol. 70, : 1-22.*
- Sasaki et Temesgen, 1999**, « Children in different activities: Child labour and schooling in Peru». *Mimeo. The World Bank, Washington, D.C. Unpublished*
- Schady et Rosero, 2008**,« Are Cash Transfers Made to Women Spent Like Other Sources of Income? », *Economics Letters 101 (3): 246–48.*
- Schlemmer, 1996**, « L’enfant exploité. Oppression, mise au travail, prolétarisation », *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.*
- Schultz, 1962**, « Reflections on Investment in Man,» *Journal of Political Economy, University of Chicago Press, vol. 70, pages 1.*

- Schultz, 1984**, «Studying the impact of household economic variables and community variables in child mortality» *Population and Development Review* 10 : 215-235.
- Schultz, 1999**, « Women's role in the agricultural household :bargaining and human capital ». *discussion paper Prepared for the Agriculture and Resource Economics Handbook*.
- Sen, 1976**, «Welfare Inequality and Rawlasian Axiomatics» *Theory and decision* 7:4
- Sen, 1982**, «Choice, welfare and measurement» *Oxford, MA: MIT Press*.
- Sen, 1983a**, «Development: Which way now?» *The Economic Journal*; vol.93
- Sen, 1983b**, «Indian Women: Well Being and Survival» *Cambridge journal Of Economics*
- Sen, 1984**, «The Living Standard» *Oxford Economic Papers, volume 36*
- Sen, 1985**, «Well-being, Agency and Freedom: The Dewey Lectures 1984» *The Journal of Philosophy* vol.82 n°4
- Sen, 1987**, « The Standard of Living: The Tanner Lectures », *Cambridge:*
- Sen, 1988**, « Freedom of Choice: Concept and Content.» *European Economic Review* 32:269.
- Sen, 1989**, «The concept of Development» *Handbook of Development Economics, vol.1.*
- Sen, 1990**, « Development as Capability Expansion » , in *Keith Griffin and John Knight (eds), Human Development and the International Development Strategy for the 1990s, : 41No58.*
- Sen, 1991**, «What did you learn in the world Today?» *American Behavioral Scientist*
- Sen, 1992**, «Missing women» *Britich Medical Journal* 1992; 304:586-7.
- Sen, 1993**, « Capability and Well-being » in *Martha C. Nussbaum and Amartya K. Sen (eds), The Quality of Life, Oxford: Clarendon Press, : 30 No 53.*
- Sen, 1994**, « Well-Being, Capability and Public Policy », *Giornale Delgi Economist e Annali di Economia, 53, 333-47.*
- Sen, 1997**, «Editorial: Human Capital and Human Capability» *World Development* vol 25 n°12.
- Sen, 2000a**, « Repenser l'inégalité » *Edition du Seuil.*
- Sen, 2000b**, «Social exclusion: concept, application, and scrutiny», *Asian Development Bank.*
- Sen, 2004**, « Capabilities, Lists and Public Reason: Continuing the Conversation », *Feminist Economics, 10(3), 77-80.*
- Shafiq, 2007**,« Household schooling and child labor decisions in rural Bangladesh ». *Journal of Asian Economics.*

- Skoufias et Parker, 2003**, « The impact of PROGRESA on child work and schooling », in *Orazem et al., Child Labor in Latin America. World Bank.*
- Skoufias, 1993**, « Labor Market Opportunities and Interfamily Time Allocation in Rural Households in South Asia, » *Journal of Development Economics*, 40, 277-310.
- Smith et Haddad, 1999**, « Explaining child malnutrition in developing countries: a cross-country analysis » *International Food Policy Research Institute*
- Smith et Todd, 2003**, «Rejoinder», *University of Maryland and University of Pennsylvania*
- Soares et al., 2011**, « Household Choices of Child Labor and Schooling A Simple Model with Application to Brazil », *The Journal of Human Resources*
- Sohlberg, 2006**, «Amartya Sen's entitlement approach : empirical statement or conceptual framework ? » *International Journal of Social Welfare*
- Stefanski et Buzas, 1995**, « Instrumental variable estimation in binary regression measurement error models ». *Journal of the American Statistical Association* 90, 541-550.
- Stewart, 2005**, «Groups and Capabilities» *Journal of Human development volume 6 n°2*
- Strauss, 1986**, « Does better nutrition raise farm productivity? » *Journal of Political Economy*, 94(2), 297-320
- Streeten et Stewart, 1981**, « First things first, Meeting basic needs in developing countries », *Washington : Oxford University Press*, 218 p.
- Sugden, 1993**, « Welfare, resources and capabilities: a review of inequality reexamined by Amartya Sen » *Journal of Economic Literature: 1947-1962.*
- Sultana, Nazli et Malik, 1994**, « Determinant of female time allocation in selected districts of rural Pakistan », *Pakistan Development Review*, 33(4):1141–1150,.
- Svensson et Per, 2008**, «Impact Evaluation of Service Delivery Programs: Methods and Concepts for Impact Assessments in Basic Education, Health, Water and Sanitation». *Paper prepared for the African Economic Research Consorti*
- 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 et Chen, 1994**, «Income shares and shares of income: empirical tests of models of household resources allocations». *Working Paper 94-08, RAND, University of California at Los Angeles.*
- Thomas, 1992**, «The Distribution of Income and Expenditures within the Household». *Annales d'Economie et de Statistique*, vol. 29, : 109—135.
- Thomas et Strauss, 1997**, « Health and wages: Evidence on men and women in urbanBrazil », *Journal of Econometrics*, 77(1), 159-86.

Thomas, Contreras et Frankenberg, 1997, «Child health and the distribution of household resources at marriage». *Working paper, RAND, University of California at Los Angeles*.

Thomas, Strauss et Henriques, 1990, « Child Survival, Height for Age, and Household Characteristics in Brazil », *Journal of Development Economics* 33 (2): 197–234.

Thomas, 1990, « Intra-Household Resource Allocation: An Inferential Approach.» *Journal of Human Resources* » 25 (4): 635–64.

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*

Todd et al., 2006, «Oportunidades Impact on Children and Youth Education in Urban Areas after One-year of Program Participation», in *External Evaluation of the Impact of Oportunidades Program 2004: Education*, *Henandez-Prado, B. and M. Henandez-Avila, Eds., Chapter 3, Vol. 1*

Todd, 1995, «Matching and Local Linear Regression Approaches to Solving the Evaluation Problem with a Semiparametric Propensity Score» *Mimeo, University of Chicago*.

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*.

Unterhalter, 2005, «Global Inequality, Capabilities, Social Justice: The Millennium Development Goal For Gender Inequality In Education» *International Journal of Educational Development* n°25

Vallentyne, 2005, «Debate: Capabilities versus opportunities for Well- being» *The Journal of Political Philosophy*, Vol. 13, n°3.

Vickery, 1977, «The Time-Poor: A New Look at Poverty», *Journal of Human Resources* 12:27-48.

Vignikin, 2003, « Travail et scolarisation des enfants au Togo : deux modes de socialisation complémentaires ou conflictuels ? », *Papier de communication*.

Vissého-Adjivanou, 2005, « Impact de la pauvreté sur la scolarisation et le travail des enfants de 6-14 ans au Togo » , *working paper*

Wagstaff et Watanabe, 2003, « What difference does the choice of SES make in health inequality measurement? *Health Econ*.

Wahba, 2005, « The Influence of Market Wages and Parental History on Child Labor and Schooling in Egypt » *Journal of Population Economics*

White, 2009, «L'évaluation d'impact basée sur la théorie: principe et pratique », *3ie working paper*

White, Sinha et Flanagan, 2006, «A review of the state of impact evaluation », *Independent Evaluation Group, World Bank*

Wooldridge, 2007, «What's New in Econometrics? Difference-in-Differences Estimation, Lecture 10», *NBER Summer Institute*

Wooldridge, 2010, « Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data ». *Cambridge, MA: MIT Press.*

World Bank, 1993, « World Development Report 1993: Investing in Health».

Xu, 2002, «Functioning, capability and the standard of living – an axiomatic approach» *Economic Theory* , Vol 20, n° 2.

Zacharias, 2011, « The Measurement of Time and Income Poverty» *Levy Economics Institute Working Paper No. 690*

Zacharias, Antonopoulos et Masterson, 2012, « Why time deficits matter: implications for the measurement of poverty», *UNDP and Levy Economics Institute*

Zellner et Huang, 1962, « Further properties of efficient estimators for seemingly unrelated regression equations ». *International Economic Review* 3: 300-313.

Zellner et Theil, 1962,« Three stage least squares: Simultaneous estimate of simultaneous equations », *Econometrica* 29: 54–78.

Zellner, 1962, « An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias ». *Journal of the American Statistical Association* 57: 348-368.

Zellner, 1963, « Estimators for seemingly unrelated regression equations: Some exact finite sample results ». *Journal of the American Statistical Association* 58: 977-992.

Zivin, Thirumurthy et Goldstein, 2009, «AIDS treatment and intrahousehold resource allocation: Children's nutrition and schooling in Kenya», *Journal of Public Economics* 93, 1008-1015.