

# Bien-être subjectif des ménages et Arbitrage entre travail et scolarisation des filles et des garçons

Sandrine Aïda Koissy-Kpein<sup>1</sup>

---

**S'appuyant sur l'Enquête Légère et Intégrée Malienne (ELIM, 2006), ce papier montre comment le bien-être subjectif affecte le compromis que les parents effectuent entre scolarisation et travail des enfants. Ce bien-être est mesuré par l'auto-évaluation de l'évolution du niveau de vie du ménage, la situation financière du ménage telle que perçue par le chef et des éléments de chocs qui affectent l'état d'esprit subjectif (décès, maladie, inondations, sécheresse, etc.). Il ressort de l'analyse que le bien être subjectif du ménage affecte bien l'emploi du temps des enfants, les filles notamment, au même titre que les mesures quantitatives usuelles. Ce résultat pourrait en partie expliquer le paradoxe de bien-être révélé dans la littérature sur le travail des enfants.**

---

## Introduction

L'analyse de la pauvreté subjective se révèle de plus en plus dans l'agenda des chercheurs en sciences sociales, en général et en économie en particulier. Du fait du caractère multidimensionnel de la pauvreté, cette mesure permettrait de prendre en compte des critères qui ne sont pas facilement mesurables dans les approches objectives quantitatives tels que le point de vue des individus ou le sentiment d'exclusion.

La pauvreté subjective se définit comme la perception par les individus eux-mêmes de leur situation socio-économique. Elle exprime généralement la difficulté pour l'individu ou le ménage à équilibrer son budget, à joindre les deux bouts, etc. On parle de subjectivité dans la mesure où la pauvreté dans ce cas repose d'une part sur une perception personnelle, et d'autre part, parce que les difficultés peuvent émaner du choix implicite de dépenser plus qu'on ne gagne, sans tenir compte du niveau de revenu. Ravallion et Lokshin (1999) notent cependant que les individus restent les plus appropriés pour juger de leur propre situation. En effet, pour un même niveau de revenu, les différences observées entre ménages pour des caractéristiques telles que la composition

démographique, ou encore l'avènement de chocs tels que les maladies, les décès ou les inondations pourraient occasionner des besoins différents, plus ou moins importants, et lourdement affecter le bien-être du ménage. Par conséquent, cette pauvreté subjective ou ce bien-être subjectif refléterait mieux les comportements, les choix et les décisions au sein de l'unité familiale.

L'approche subjective du bien-être peut s'avérer un outil complémentaire d'analyse pour comprendre le fait que le travail des enfants apparaît même dans les ménages définis comme étant les plus riches (Bhalotra and Heady, 2003). En effet, il existe en économie une littérature enrichissante sur les déterminants du travail des enfants dans le monde en développement basée essentiellement sur la mesure objective qualitative de la pauvreté (Basu and Van, 1998, Basu, 1999, Basu and Tzannatos, 2003, Edmonds, 2005). La pauvreté des ménages apparaît généralement comme la principale cause du travail des enfants. D'après l'axiome de luxe de Basu et Van (1998), on devrait retrouver sur le marché du travail, uniquement les enfants issus des ménages pauvres. Le loisir et la scolarisation des enfants sont présentés comme des biens de luxe dans le sens où les ménages pauvres ne peuvent les consommer. De récents travaux remettent en cause

---

<sup>1</sup> Sandrine Aïda Koissy-Kpein, CEPS/INSTEAD, [s.koissy-kpein@ceps.lu](mailto:s.koissy-kpein@ceps.lu).

cette thèse. Bhalotra et Heady (2003) parlent de paradoxe de bien-être pour décrire la situation où les enfants issus des ménages les plus aisés sont plus enclins à travailler que les enfants issus des ménages plus pauvres. Des auteurs ont toutefois montré que différentes mesures du bien-être pouvaient avoir des effets opposés sur le travail des enfants (Kambhampati and Rajan, 2005, Nkamleu, 2006). Ces analyses fondées essentiellement sur la mesure objective de la pauvreté (les revenus déclarés, la consommation, les biens durables et caractéristiques du logement, les terres agricoles, etc.) refléteraient plus l'arbitraire du concepteur de l'enquête, de l'analyste qui s'en sert ou de la disponibilité des données. Notre papier tente de mesurer l'incidence du bien-être subjectif du ménage sur l'arbitrage entre le travail et la scolarisation des enfants. Pour cela, nous associons à la mesure usuelle de la pauvreté du ménage, des indicateurs qualitatifs du bien-être subjectif : la perception de l'évolution du niveau de vie du ménage au cours des cinq dernières années, la perception de la situation financière du ménage et des événements survenus au cours des 12 derniers mois précédant l'enquête et qui affectent l'état d'esprit subjectif (Easterlin, 2003). L'objectif de cette étude est de montrer que le domaine non matériel affecte aussi bien les décisions dans le ménage, notamment concernant l'emploi du temps des enfants, que le domaine financier. La contribution de notre papier réside dans deux points. Dans un premier temps, il existe très peu de travaux sur l'analyse du compromis que les ménages effectuent entre le travail et la scolarisation des enfants, même si cette part de l'analyse reçoit de plus en plus d'attention. On peut citer les travaux de Akabayashi et Psacharopoulos (1999), Muniz (2001), Ganglmair (2006), (Akabayashi and Psacharopoulos, 1999, Muniz, 2001, Ganglmair, 2006, Haile et Haile (2007) et Koissy-Kpein (2010). Les auteurs partent généralement du modèle d'estimation bivariée pour examiner l'interdépendance entre les deux décisions. La prise en compte du bien être subjectif pourrait être un outil d'analyse supplémentaire pour comprendre cet arbitrage entre travail et scolarisation.

Dans un second temps, malgré l'intérêt porté à l'analyse du bien être subjectif dans la littérature économique, les travaux restent majoritairement axés sur les pays développés. Herrera et al. (2006) notent que dans le cadre des pays en développement, les travaux restent frileux et se concentrent sur une douzaine de pays. Ce fait peut être également le résultat du manque de données d'enquête couvrant tous les aspects de la pauvreté au sein du ménage.

Notre travail s'appuie sur une base de données originale, l'Enquête Légère et Intégrée Malienne (ELIM, 2006) qui comporte un volet sur la pauvreté subjective et l'exclusion. Les résultats de l'analyse montrent que l'arbitrage entre travail et scolarisation est aussi bien affecté par la richesse financière, que par le bien être subjectif du ménage. Ils suggèrent également que l'emploi du temps des filles et des garçons est affecté différemment par le bien-être du ménage. La suite du papier est organisée de comme suit : les deux prochaines sections sont consacrées à la présentation des données et de la stratégie empirique. Nous nous appuyons sur le modèle Probit Bivarié pour étudier notre relation de co-choix. Les deux dernières sections comportent les résultats de l'analyse et la discussion puis la conclusion.

---

## Données

---

L'Enquête légère intégrée au Mali (ELIM, 2006) de la Division Nationale de la Statistique et de l'informatique Malienne s'inscrit dans le cadre de la production régulière de données pour améliorer les connaissances sur les variables socio-économiques et démographiques des ménages du Mali. L'ELIM 2006 est une enquête nationale par sondage réalisée sur le terrain entre juillet et décembre 2006. L'enquête collecte des données de qualité et recueille des informations détaillées, significatives au niveau national et de chacune des huit régions et du district de Bamako.

L'enquête qui porte sur 4494 ménages maliens, comprend un module ménage qui contient aussi bien des informations sur le ménage que sur les individus qui le compose (caractéristiques du ménage, éducation, santé, emploi et chômage des membres), un module revenus et dépenses du ménage, un module crédit et épargne, la démocratie et la gouvernance telles que perçues par les ménages, enfin un questionnaire original qui recense différentes informations sur la pauvreté subjective et l'exclusion. Dans ce dernier module, une batterie de questions renseigne sur la perception du ménage sur son propre bien-être. Herrera et al. (2006) note que ce genre de données est encore rarement utilisé dans les pays en développement. Dans le module pauvreté et exclusion, les chefs sont interrogés sur l'évolution du niveau de vie du ménage et de la localité au cours des cinq dernières années. La question est « *au cours des 5 dernières années, le niveau de vie de votre ménage/de la localité s'est :* », avec pour choix de réponses « *amélioré* », « *maintenu* », « *dégradé* »<sup>1</sup>. Ces éléments sont tout à fait

---

<sup>1</sup> L'analyse des données suggère une forte corrélation dans les réponses données sur l'évolution du bien-être du ménage et l'évolution du bien-être dans la localité. Par

intéressants dans la mesure où il est question de l'évolution du bien-être sur une longue période. Il faut noter que certaines décisions, telle que la décision de scolariser, se prennent dans la perspective d'un moyen ou d'un long terme. On scolarise un enfant dans la perspective qu'il fasse un cycle au moins, par conséquent, cette décision a de plus fortes chances d'être contrainte par l'évolution du bien être sur long terme, à la différence de la décision de mettre sur le marché du travail qui peut être la réaction immédiate à certaines circonstances (décès, sécheresse, etc.).

Les chefs de ménage sont également interrogés sur la situation financière du ménage, avec pour choix de réponse « *vous arrivez à mettre de l'argent de côté* », « *vous arrivez à mettre un peu d'argent de côté* », « *vous arrivez tout juste à l'équilibre* », « *vous êtes obligé de tirer sur les réserves* » et « *vous êtes obligé de vous endetter* ». Cette question, particulièrement intéressante, se rapproche clairement de la définition de la pauvreté subjective. Elle révèle la capacité du ménage à parvenir ou pas à joindre les deux bouts.

À côté de ces éléments, l'enquête fournit des informations sur des événements pouvant affecter l'état d'esprit de la famille : décès, maladie, inondations, sécheresse, etc. Ces informations sont autant d'éléments enrichissants pour la mesure du bien-être du ménage.

Notre étude porte sur un échantillon d'enfants du chef de ménage âgés de 7 à 14 ans. Nous excluons les autres enfants présents dans le ménage compte tenu du fait qu'il n'est pas possible de définir leurs statuts exacts. En effet, certains enfants pourraient être confiés pour fournir une main d'œuvre, contribuer à l'activité domestique ou l'activité agricole, auquel cas nous serions confrontés à un biais. Les travaux montrent généralement des différences dans le traitement des enfants confiés par rapport aux enfants du chef de ménage. À titre d'exemple, Vandermeersch (2000) note que les enfants confiés ont une plus forte probabilité de participer à l'activité domestique que les autres enfants du ménage. Il montre que cette participation a un effet négatif sur les performances scolaires et favoriserait le retrait de ces derniers du système de scolarisation. De Vreyer (1994) note pour la Côte d'Ivoire que les dépenses d'éducation allouées aux enfants confiés sont moins élevées que les dépenses assignées aux enfants du chef de ménage.

Nous disposons d'un échantillon de 6.879 enfants, 3.727 garçons et 3.152 filles.

---

*conséquent, notre analyse portera uniquement sur le premier élément.*

Concernant la fréquentation scolaire, la question posée est « *Est ce que [nom] fréquente l'école actuellement* », avec pour choix de réponse « *oui* » ou « *non* ». D'après les statistiques 56.2 % des enfants de l'échantillon participent à l'école, avec des différences de genre en défaveur des filles puisque seulement 53.2 % d'entre elles affirment participer activement au système de scolarisation contre 58.5 % des garçons. Le test de  $\chi^2$  ( $\chi^2= 17.4041$ , *pvalue* 0.000) effectué ne permet pas de rejeter l'hypothèse selon laquelle la raison de telles différences serait liée au sexe, suggérant une discrimination à l'égard des filles.

La participation à l'activité révèle également des différences sexo-spécifiques puisque l'on ne peut rejeter ( $\chi^2= 14.6513$ , *pvalue* 0.000) l'hypothèse selon laquelle la raison pour laquelle le taux de participation plus élevé des garçons (39.8 %) par rapport aux filles (35.4 %) est lié au genre.

Pour ce qui concerne cette participation à l'activité, l'information est tirée de trois questions : « *Est-ce que [nom] a travaillé au cours des 7 derniers jours ne serait-ce qu'une heure ?* », « *bien que [nom] n'ait pas travaillé, a-t-il exercé une des activités suivantes durant les 7 derniers jours* » et « *bien que [nom] n'ait pas travaillé au cours des 7 derniers jours, a-t-il un emploi ?* ». Un enfant est considéré comme actif s'il a soit travaillé au cours des 7 derniers jours, soit exercé une des activités listées, ou un emploi.

Le défaut de la variable de participation à l'activité, telle que présentée dans le questionnaire, est qu'elle ne tient pas compte du caractère sexo-spécifique du travail des enfants. En effet, Kruger et Berthelon (2003) montrent que si le travail exclut l'activité domestique, les filles ont plus de chance de participer à l'école et une plus faible probabilité de travailler que les garçons ; cependant, si le travail inclut l'activité domestique, les filles ont une plus forte probabilité de participer à l'activité et une plus faible probabilité d'être scolarisée. Haile and Haile (2007), dans leur étude sur l'Éthiopie mettent en avant cette incidence du genre dans l'arbitrage entre travail et scolarisation des enfants : les filles ont une plus forte probabilité de combiner scolarisation et activité domestique, alors que les garçons ont une plus forte probabilité de combiner scolarisation et activités rémunératrices externes au ménage.

---

## Stratégie empirique

---

Pour l'analyse de l'arbitrage entre la participation à l'école et la participation au marché du travail, nous nous appuyons sur le modèle Probit Bivarié, modèle à deux équations qui s'applique lorsque les deux variables indépendantes sont dichotomiques.

Dans ce cas, les deux variables indépendantes varient conjointement et les coefficients sont estimés tout en tenant compte de cette distribution conjointe.

Soit :

$y_{1i}^*$  une variable observable si l'enfant participe à l'école ; a  $y_{1i} = 1$  si  $y_{1i}^* > 0$   
 $y_{1i} = 0$  sinon

$$y_{1i}^* = x_{1i} \beta_1 + u_{1i} \quad (3.1)$$

Et,  $y_{2i}^*$  une variable observable si l'enfant travaille et  $y_{2i} = 1$  si  $y_{2i}^* > 0$   
 $y_{2i} = 0$  sinon

$$y_{2i}^* = x_{2i} \beta_2 + u_{2i} \quad (3.2)$$

Avec :

- $x_{1i}$  et  $x_{2i}$  un ensemble de facteurs exogènes qui expliquent respectivement la décision de scolariser et de mettre au travail et  $\beta_1$  et  $\beta_2$  les paramètres associés
- $u_{1i}$  et  $u_{2i}$  les termes d'erreurs.

Le fait que les deux décisions soient liées impliquent qu'il existe  $\mu$  tel que :

$$\begin{aligned} u_{1i} &= \mu_i + \varepsilon_{1i} \\ u_{2i} &= \mu_i + \varepsilon_{2i} \end{aligned} \quad (3.3)$$

En d'autres termes, le terme d'erreur de chaque modèle se compose d'une part unique à chaque modèle ( $\varepsilon_i$ ) et d'une seconde commune aux deux ( $\mu_i$ ).

Supposons que les trois types d'erreurs ( $\varepsilon_s$ ,  $\mu$ ) soient normalement distribués. Ceci implique que les  $u_s$  seront normalement distribués mais dépendants.

Nous nous intéressons à :

$$\begin{aligned} \Pr(y_{1i} = 1) &= \Pr(u_{1i} > -x_{1i}\beta_1) \\ &= \Pr(\varepsilon_{1i} + \mu_i > -x_{1i}\beta_1) \\ \Pr(y_{2i} = 1) &= \Pr(u_{2i} > -x_{2i}\beta_2) \\ &= \Pr(\varepsilon_{2i} + \mu_i > -x_{2i}\beta_2) \end{aligned} \quad (3.4)$$

Nous nous intéressons à la probabilité jointe de  $y_1$  et  $y_2$  :  $\Pr(y_1=1, y_2=1) = \Pr(y_1=1|y_2=1)*\Pr(y_2=1) = \Pr(y_2=1|y_1=1)*\Pr(y_1=1)$  (3.5)

Il faut par conséquent considérer une distribution jointe pour les  $y_{is}$ .

Nous optons pour la distribution normale bivariée et la densité jointe est telle que :

$$f(u_1, u_2) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{u_1^2 + u_2^2 + 2\rho u_1 u_2}{1-\rho^2}\right)\right] \quad (3.6)$$

Nous estimons par maximum de vraisemblance un coefficient de corrélation  $\rho$ .

Si  $\rho$  est nul, alors les deux variables sont indépendantes. Si  $\rho \neq 0$ , alors les deux variables (erreurs) sont corrélées et la probabilité de l'une dépend de la valeur/probabilité de l'autre. Si  $\rho = 1$ , les deux variables sont exactement les mêmes. Si  $\rho = -1$ , les deux variables sont exactement négativement reliées.

L'identification des paramètres du Probit Bivarié se fait sous certaines conditions. Maddala (1983, p.122-123) note que les paramètres de la première équation sont identifiables qu'à la condition d'avoir une relation d'exclusion sur les variables exogènes, c'est-à-dire que l'équation de participation au marché du travail contienne au moins une variable exogène qui ne soit pas incluse dans l'équation de participation à l'école. Toutefois, Wilde (2000) démontre que le modèle Probit Bivarié avec regresseur endogène ne requiert pas d'autres contraintes pour être identifié. L'auteur montre que l'identification du modèle est obtenue dès lors que chaque liste de variables explicatives  $x_{1i}$  et  $x_{2i}$  comprend une variable qui n'est pas constante. Nous rajoutons malgré tout une variable explicative exogène (la distance entre le lieu d'habitation et le marché) dans l'équation de participation au marché du travail.

Les variables de l'estimation sont :

- Les caractéristiques de l'enfant : sexe, âge
- Une mesure quantitative du bien-être du ménage : nous envisageons un quintile pour le niveau de dépenses par tête
- Des mesures qualitatives pour le bien-être subjectif du ménage. Nous envisageons des variables dichotomiques pour : la dégradation du bien-être du ménage au cours des cinq dernières années, l'obligation pour le ménage de tirer sur sa réserve ou de s'endetter. On tient également compte d'éléments qui affectent

l'état d'esprit subjectif et qui peuvent influencer le bien être tels que les décès, les mariages, la sécheresse, le manque de nourriture, la baisse du prix du coton, les maladies. Easterlin (2003) note que l'état d'esprit subjectif affecte également le niveau de bien-être du ménage à travers la vie de famille (mariage, divorce, etc.), la santé, les circonstances d'emploi et les considérations ayant trait au caractère personnel.

- Les autres caractéristiques du ménage : la catégorie socioprofessionnelle du chef (agriculteur, indépendant), la taille du ménage, l'éducation du chef, le sexe du chef, le milieu de résidence (capitale, autres villes urbaines)
- Des proxies pour le coût de scolarisation : distance par rapport aux écoles fondamentales 1 et 2.
- Une variable explicative supplémentaire dans l'équation de participation à l'activité : la distance entre le lieu d'habitation et le marché.

Nous effectuons différents tests pour notre analyse :

- Dans un premier temps, le coefficient de corrélation  $\rho$  est défini comme la part inobservée de l'arbitrage entre les deux activités. Il permet de tenir compte de facteurs non observés qui affectent à la fois la probabilité de participer au marché du travail et à l'école. Si  $\rho$  est nul, alors la participation à l'école et au marché du travail ne sont pas corrélés. Par conséquent, les deux équations peuvent être estimées séparément.
- Akabayashi et Psacharopoulos (1999), Muniz (2001), ou Ganglmair (2006) proposent, pour vérifier l'existence d'un compromis entre les deux activités, de comparer les signes des coefficients dans les deux équations. Ce second test consiste à vérifier que les coefficients dans l'équation de participation au marché du travail et de participation à la scolarisation sont de signes opposés. On a  $H_2: \text{signe}\beta_1 = \text{signe}\beta_2$ . Si  $H_2$  est rejetée, ceci implique que le signe de l'effet d'une variable dans l'équation de participation au marché du travail est l'opposé dans l'équation de participation à l'école, alors ce facteur exogène augmente (baisse) la probabilité de travailler et baisse (augmente) en même temps la probabilité d'être scolarisé. On parle dans ce contexte d'arbitrage observé.

---

## Résultats et discussion

---

Les résultats de l'estimation du Probit bivarié pour le compromis entre travail des enfants et scolarisation sont présentés dans le tableau 1.

Dans un premier temps, la significativité du coefficient de corrélation ( $\rho$ ) permet de rejeter l'hypothèse nulle d'indépendance entre la scolarisation et le travail des enfants. Ces deux éléments qui font partie intégrante de l'emploi du temps des enfants dans le processus de prise de décision sont déterminés de manière interdépendante. Le coefficient de corrélation significatif et négatif dans chacune des estimations conduit à parler d'un arbitrage opposé entre travail et scolarisation. En effet, la raison pour laquelle un enfant ne participe pas à l'école n'est pas indépendante de sa participation sur le marché du travail.

### Fréquentation scolaire

Les résultats suggèrent que la participation des enfants, des filles et des garçons, à l'école augmente avec la richesse du ménage. Pour ce qui concerne les indices de bien être subjectif, il apparaît que les filles sont seules affectées par la dégradation du bien-être du ménage durant les 5 dernières années. On retrouve ici la thèse d'une plus grande sensibilité de la scolarisation des filles à la richesse et aux fluctuations de revenu (Appleton, 1995, Lavy, 1996, Glick and Sahn, 2000, Koissy-Kpein, 2008). On serait tenté de parler d'un ajustement par les filles lorsque le bien-être du ménage se dégrade. Lorsque l'on regarde les autres éléments de bien-être, les décès et mariages survenus l'année en cours affectent négativement la participation des filles à l'école et n'ont aucune incidence sur la participation des garçons. On note également que le fait pour le ménage de tirer sur sa réserve ou de s'endetter a un faible effet significatif et positif sur la participation des garçons à l'école mais n'a aucune incidence sur celle des filles. Ces derniers éléments nous ramènent donc à cette hypothèse d'un ajustement par les filles et d'une participation des filles à l'école plus sensible au bien-être du ménage que celle des garçons.

Pour ce qui concerne les éléments permettant d'approcher une mesure du coût de scolarisation, les résultats révèlent que la distance de l'école primaire fondamentale 1 affecte la participation des enfants, des filles et des garçons, à l'école. Toutefois, les filles uniquement ont une plus faible probabilité de se retrouver sur les bancs de l'école lorsque l'école primaire fondamentale 2 est éloignée du lieu d'habitation. Cet élément pourrait expliquer le faible taux de participation des filles au système de scolarisation après le primaire, avec des différences de genre qui s'accroissent progressivement durant l'adolescence et l'âge adulte.

Tableau 1 :  
**Probit Bivarié pour l'arbitrage entre scolarisation et travail des enfants (coefficient)**

VARIABLES	Ensemble			Garçons			Filles			
	Scolarisation	Travail	$\rho$	Scolarisation	Travail	$\rho$	Scolarisation	Travail	$\rho$	
Pauvres	0.228*** (0.0451)	0.160*** (0.0467)		0.236*** (0.0616)	0.0725 (0.0637)		0.218*** (0.0667)	0.260*** (0.0690)		
Moyens	0.214*** (0.0489)	0.0834* (0.0504)		0.142** (0.0653)	0.101 (0.0676)		0.300*** (0.0741)	0.0658 (0.0761)		
Riches	0.317*** (0.0552)	-0.0724 (0.0583)		0.265*** (0.0763)	-0.0373 (0.0797)		0.380*** (0.0810)	-0.117 (0.0865)		
Les plus riches	0.578*** (0.0828)	-0.250*** (0.0925)		0.554*** (0.115)	-0.305** (0.131)		0.600*** (0.120)	-0.199 (0.132)		
Dégradation du bien-être	-0.103*** (0.0387)	0.158*** (0.0405)		-0.0605 (0.0534)	0.128** (0.0548)		-0.149*** (0.0573)	0.191*** (0.0606)		
Le ménage s'endette ou tire sur ses réserves		0.0531 (0.0385)		0.0932* (0.0530)	0.117** (0.0540)		0.00279 (0.0565)	0.0195 (0.0606)		
Maladies		0.135*** (0.0510)		0.0365 (0.0698)	0.0727 (0.0711)		0.0291 (0.0757)	0.203*** (0.0774)		
Décès	-0.163*** (0.0480)	0.0448 (0.0500)		-0.0985 (0.0664)	0.0567 (0.0695)		-0.227*** (0.0704)	0.0275 (0.0729)		
Sécheresse	-0.176*** (0.0649)	0.214*** (0.0710)		-0.221** (0.0867)	0.181* (0.0950)		-0.0972 (0.0983)	0.245*** (0.107)		
Manqué de nourriture	-0.0524 (0.0418)	0.230*** (0.0431)		-0.0781 (0.0578)	0.262*** (0.0592)		-0.0300 (0.0617)	0.211*** (0.0632)		
Mariage	-0.0775* (0.0416)	0.194*** (0.0430)		-0.0146 (0.0583)	0.132** (0.0591)		-0.144** (0.0598)	0.258*** (0.0628)		
Baisse du prix du coton	-0.103** (0.0471)	0.666*** (0.0498)		-0.114* (0.0635)	0.707*** (0.0689)		-0.128* (0.0703)	0.631*** (0.0724)		
Distance école fondamentale 1	-0.0330*** (0.00677)	-0.000434 (0.00340)		-0.0580*** (0.0118)	0.00793* (0.00423)		-0.0199*** (0.00640)	-0.00905* (0.00478)		
Distance école fondamentale 2	-0.00429*** (0.00163)	0.000175 (0.00165)		-0.00280 (0.00217)	-0.000837 (0.00228)		-0.00546** (0.00237)	0.00107 (0.00239)		
Distance marché		-0.00833*** (0.00153)			-0.00962*** (0.00211)			-0.00751*** (0.00224)		
Age	-0.0144** (0.00720)	0.0999*** (0.00753)		-0.0134 (0.00978)	0.110*** (0.0103)		-0.0184* (0.0108)	0.0914*** (0.0112)		
File	-0.160*** (0.0332)	-0.125*** (0.0350)								
Education du chef (année)	0.389*** (0.0259)	-0.128*** (0.0273)		0.371*** (0.0344)	-0.129*** (0.0372)		0.404*** (0.0387)	-0.119*** (0.0405)		
Chef indépendant	-0.0118 (0.0601)	0.143** (0.0656)		1.03e-05 (0.0823)	0.273*** (0.0898)		-0.0315 (0.0879)	1.64e-05 (0.0962)		
Chef agriculteur	-0.113*** (0.0438)	0.669*** (0.0458)		-0.125** (0.0599)	0.764*** (0.0631)		-0.106* (0.0646)	0.571*** (0.0672)		
Sexe chef (femme)	0.0480 (0.0937)	0.0247 (0.102)		-0.0342 (0.124)	0.0592 (0.136)		0.144 (0.142)	-0.0357 (0.153)		
Taille du ménage	0.00556** (0.00269)	0.0155*** (0.00286)		0.00613* (0.00370)	0.0141*** (0.00395)		0.00434 (0.00399)	0.0176*** (0.00421)		
Capitale	0.713*** (0.0978)	-1.135*** (0.121)		0.771*** (0.143)	-1.258*** (0.174)		0.656*** (0.135)	-1.004*** (0.170)		
Autre urbain	0.434*** (0.0514)	-0.518*** (0.0530)		0.390*** (0.0717)	-0.535*** (0.0713)		0.463*** (0.0735)	-0.498*** (0.0793)		
Constante <th>tho</th> <td>0.0745 (0.0998)</td> <td>-2.019*** (0.107)</td> <td>-0.535*** (0.0246)</td> <td>0.0831 (0.132)</td> <td>-2.161*** (0.145)</td> <td>-0.593*** (0.0340)</td> <td>-0.0327 (0.147)</td> <td>-2.030*** (0.157)</td> <td>-0.467*** (0.0358)</td>	tho	0.0745 (0.0998)	-2.019*** (0.107)	-0.535*** (0.0246)	0.0831 (0.132)	-2.161*** (0.145)	-0.593*** (0.0340)	-0.0327 (0.147)	-2.030*** (0.157)	-0.467*** (0.0358)
Observations	6879	6879	6879	3727	3727	3727	3152	3152	3152	

Note : significatif à \*\*\*1 %, \*\* 5 %, \*10 %

Les autres composantes de l'estimation fournissent des informations intéressantes concernant la demande de scolarisation. Comme on pouvait s'y attendre, les filles ont une plus faible probabilité de participer au système de scolarisation. On s'attendrait à ce que les enfants issus des ménages dirigés par les femmes, ménages généralement reconnus comme étant les plus vulnérables et les plus pauvres (Ray, 2000), aient une plus faible probabilité de participer à l'école (Canagarajah and

Coulombe, 1997, Muniz, 2001) ; toutefois cette composante apparaît non significative dans chacune de nos estimations. Matra et Ray (2002) trouvent également pour le Pakistan que le genre du chef de ménage n'a aucune incidence sur la décision de scolarisation des enfants. Notons que derrière cette composante, se cachent les femmes chefs de facto, qui sont les femmes en union polygames ou les femmes dont le conjoint travaille dans une autre ville. Ces dernières peuvent bénéficier, à la

différence des femmes véritablement chef de ménage (femmes seules, veuves, etc.), du support financier de leur conjoint ou peuvent ne pas prendre part au processus de prise de décision. La non significativité dans notre analyse pourrait être un effet de composition. Notre base de données ne nous permet pas de tenir compte de cette hétérogénéité parmi les femmes chefs de famille.

Concernant les autres caractéristiques du chef de ménage, on note que les enfants ont plus de chance de se retrouver sur les bancs de l'école lorsque le chef de ménage est éduqué. Les résultats suggèrent également que les enfants d'agriculteurs ont une plus faible probabilité de se trouver sur les bancs de l'école. Comme on pouvait s'y attendre, les enfants dans la capitale et les autres grandes villes ont une plus forte probabilité d'être scolarisés par rapport aux enfants en milieu rural.

### Travail des enfants

Concernant le travail des enfants, les résultats pour l'ensemble suggèrent dans un premier temps une baisse de la participation des enfants avec la richesse du ménage. On retrouve là le schéma du U-inversé suggéré par Basu et ses co-auteurs (2010). L'analyse des différences entre garçons et filles révèle toutefois que la participation des premiers est plus faible seulement chez les plus riches. Chez les filles, la composante est significative mais positive pour les ménages pauvres par rapport aux plus pauvres, on retrouve la situation paradoxale évoquée par Bhalotra et Heady (2003). La composante est négative mais non significative pour les ménages riches et les plus riches.

La probabilité de participer au marché du travail augmente également avec la dégradation du bien-être du ménage. Ce qui suggère que la perception du ménage reste un facteur important dans les choix de mettre les enfants sur le marché du travail. Le fait pour le ménage de tirer sur sa réserve ou de s'endetter affecte uniquement la participation des garçons et n'a aucune incidence sur celle des filles. Les garçons sont mis à contribution dès lors que le ménage est contraint de tirer sur ses réserves. Ce résultat suggère que l'activité des garçons est probablement une activité rémunérée et externe au ménage, à la différence de celle des filles qui ont plus de chances d'être principalement domestiques et internes au ménage. Cette hypothèse est confirmée par l'impact positif et significatif de la présence de personnes malades dans le ménage qui affecte positivement l'activité des filles uniquement et pas celle des garçons, probablement à cause de la contribution des filles en termes de soins. Rappelons qu'une des limites de notre analyse vient du fait que rien ne nous permet, dans la définition du travail des enfants, de tenir compte d'une éventuelle hétérogénéité entre les différentes

formes d'activité. Pour ce qui concerne les autres facteurs de chocs, la sécheresse, le manque de nourriture, les mariages, la baisse du prix du coton influencent positivement la participation des enfants à l'activité.

Les autres composantes de l'analyse conduisent à des résultats tout aussi intéressants. Ils permettent de noter qu'un marché éloigné du lieu d'habitation est favorable aux enfants puisque la distance réduit la probabilité de travail des enfants. Une école fondamentale l'éloignée du lieu d'habitation augmente la probabilité de participation des garçons à l'activité alors qu'elle baisse celle de participation des filles.

Comme on pouvait s'y attendre, les enfants de chefs éduqués ont une plus faible probabilité de se retrouver sur le marché du travail, ces derniers privilégiant certainement l'éducation scolaire.

D'après Ray (2000) et Ray and Lancaster (2005), les ménages dirigés par les femmes sont les plus vulnérables face à la pauvreté. Ainsi, les résultats suggèrent en général une plus forte probabilité de participation au marché du travail des enfants dans les ménages dirigés par des femmes (Psacharopoulos, 1997, Muniz, 2001). Des travaux produits par Huebler (2008), Khan (2003), permettent de conclure qu'en dépit de faible niveau de bien être, les enfants dans ces ménages féminins restent privilégiés en terme de bien être puisqu'ils ont de plus fortes chances d'atteindre les bancs de l'école et une plus faible probabilité de se retrouver sur le marché du travail. Dans notre étude, la composante est non significative chez les filles et les garçons. Ces résultats peuvent être le fait d'un effet de composition lié à la même raison que celle évoquée dans le cas de la participation à l'école.

On note enfin que les enfants des villes ont une plus faible probabilité de travailler que les enfants du milieu rural. Notons que l'existence d'un marché du travail imparfait, notamment en milieu rural, peut amener à se tourner vers la main d'œuvre plus accessible des enfants (Bhalotra and Heady, 2003). La contribution des enfants dans les champs impliquerait donc une plus forte participation de ces derniers en milieu rural. En effet, lorsque l'on regarde la CSP du chef de ménage, les résultats suggèrent que les enfants d'agriculteurs ont une plus forte probabilité de travailler, alors que chez les indépendants, seuls les garçons ont une plus forte probabilité de travailler. La différence de genre observée chez les indépendants pourrait être le fait du « *learning by doing* » prisé dans les pays d'Afrique subsaharienne avec une transmission du savoir par la pratique, mais également, une transmission de l'activité des pères vers les garçons,

dans la mesure où ces derniers ont une plus forte chance d'hériter de l'entreprise familiale.

### **Arbitrage entre travail et scolarisation des enfants**

D'après les travaux précédents, le compromis ou l'arbitrage observé survient lorsqu'un changement dans une composante exogène augmente (baisse) la participation au marché du travail des enfants et dans le même temps, baisse (augmente) la participation de ces derniers à l'école (voir Akabayashi and Psacharopoulos, 1999). On parle d'un arbitrage ou compromis général entre scolarisation et travail lorsque pour toutes les variables exogènes le signe de l'effet sur la probabilité de travailler est l'opposé de celui de la probabilité de participer à l'école. Partant des résultats pour l'ensemble de l'échantillon d'analyse, on peut dire qu'il y a arbitrage dans le co-choix entre travail et scolarisation des enfants pour la dégradation du bien-être, le décès, la sécheresse, le manque de nourriture, le mariage, la baisse du prix du coton, la distance à l'école fondamentale 1 (chez les garçons), le statut d'agriculteur chez le chef, le lieu de résidence, l'éducation du chef, le sexe et l'âge de l'enfant.

À titre d'exemples, l'avènement d'un choc de bien-être (décès, sécheresse, manque de nourriture, etc.) conduit le ménage à faire un compromis entre travail des enfants et scolarisation de ces derniers. Les enfants ont une probabilité croissante avec l'âge et le niveau d'éducation du chef de ménage de travailler et décroissante de participer à l'école. Les enfants d'agriculteurs ont une plus forte probabilité de travailler et une plus forte probabilité de participer à l'école.

### **Conclusion**

Pour conclure, nous dirons que l'emploi du temps des enfants est autant sensible à la richesse qu'au bien-être subjectif du ménage. La dégradation du bien-être du ménage, sa situation financière, les éléments de choc qui affectent l'état d'esprit subjectif (décès, maladies, sécheresse, etc.) influencent le processus de prise de décision et le compromis que les parents font entre le travail et la scolarisation des enfants.

Il apparaît que la participation des filles est plus sensible aux changements de bien-être que celle des garçons. On retrouve une thèse identique à celle stipulant une plus grande sensibilité de la scolarisation des filles au revenu du ménage.

L'incidence du bien-être subjectif dans la décision de mettre les enfants sur le marché du travail pourrait être un élément d'explication supplémentaire du paradoxe de bien-être qui révèle la présence d'enfants de ménages aisés sur le marché du travail. La participation de ces enfants pourrait être la conséquence d'une dégradation (sur plus ou moins long terme) du bien-être du ménage ou de chocs, alors que l'analyse se base généralement sur le revenu ou les consommations observées à un moment.

Les politiques publiques basées sur la réduction de la pauvreté tiennent difficilement compte du caractère multidimensionnel de la pauvreté. Le niveau de bien-être du ménage est généralement étudié en tenant compte du niveau de richesse ou du niveau de consommation, et en laissant de côté cette part subjective. Ce papier montre comment il peut être difficile de définir une politique publique efficace qui tiendrait compte de la seule mesure objective de la richesse des ménages.

### **Références Bibliographiques**

- Akabayashi H. & Psacharopoulos G. (1999)**, « The trade-off between child labour and human capital formation: A Tanzanian case study », *Journal of Development Studies*, 35, 120 - 140.
- Appleton S. (1995)**, « The Interaction between Poverty and Gender in Human Capital Accumulation: The Case of the Primary Leaving Examination in Cote d'Ivoire », *Journal of African Economies*, 4, 192-224.
- Basu K. (1999)**, « Child Labor: Cause, Consequence, and Cure, with Remarks on International Labor Standards », *Journal of Economic Literature*, 37, 1083-1119.
- Basu K., Das, S. & Dutta B. (2010)**, « Child labor and household wealth: Theory and empirical evidence of an inverted-U », *Journal of Development Economics*, 91, 8-14.
- Basu, K. & Tzannatos Z. (2003)**, « The Global Child Labor Problem: What Do We Know and What Can We Do? », *The World Bank Economic Review* 17, 147-173.
- Basu K. & Van P. H. (1998)**, « The Economics of Child Labor », *The American Economic Review*, 88, 412-427.
- Bhalotra S. & Heady C. (2003)**, « Child Farm Labor: The Wealth Paradox », *The World Bank Economic Review*, 17, 197-227.

- Canagarajah R. S. & Coulombe H. (1997)**, « Child Labor and Schooling in Ghana », SSRN eLibrary.
- De Vreyer P. (1994)**, « La Demande d'Éducation : Déterminants Économiques », *Afrique contemporaine*, 172, 92-108.
- Easterlin R. A. (2003)**, « Building a Better Theory of Well-Being », IZA Discussion Papers.
- Edmonds E. V. (2005)**, « Does Child Labor Decline with Improving Economic Status? », *The Journal of Human Resources*, 40, 77-99.
- Ganglmair B. (2006)**, « Intrinsic Motivation, Discrimination and the Child Labor-Schooling Trade-Off: Some Empirical Findings », SSRN eLibrary.
- Glick P. & Sahn D. E. (2000)**, « Schooling of girls and boys in a West African country: the effects of parental education, income, and household structure », *Economics of Education Review*, 19, 63-87.
- Haile G. A. & Haile B. A. ((2007)**, « Nature and Trade-off between Child Labour and Child Schooling in Rural Ethiopia », Policy Studies Institute, London and Department of economics, Columbia University, NY.
- Herrera J., Razafindrakoto M. & Roubaud F. (2006)**, « The determinants of subjective poverty: A comparative analysis in Madagascar and Peru » DIAL Working paper, DT 2006/01.
- Huebler F. (2008)**, Child labour and school attendance: Evidence from MICS and DHS surveys. *In Practice*, D.O.P.A. (ed.) UNICEF.
- Kambhampati U. S. & Rajan R. (2005)**, « Does Child Work Decrease with Parental Income? The Luxury Axiom Revisited in India », *The European Journal of Development Research*, 17, 649-680.
- Khan R. E. A. (2003)**, « Children in different activities: child schooling and child labour », *The Pakistan Development Review*, 42, 137-160.
- KOISSY-KPEIN S. A. (2008)**, « Genre et Investissement Educatif en Afrique Sub Saharienne », PhD thesis, University of Nantes
- Koissy-Kpein S. A. (2010)**, « Gender and Competition between Child Economic or Non-Economic Labor and Schooling: Evidence from EPAM Mali », CEPS/INSTEAD Working Paper Series 2010-08. Differdange, Luxembourg: CEPS\ INSTEAD
- Kruger D. & Berthelon M. (2003)**, « How Households Economic Opportunity Affect Child Labor and Schooling in Nicaragua: Differential Effects by Gender », *The Georgetown Public Policy Review*, 9, 1-16.
- Lavy V. (1996)**, « School supply constraints and children's educational outcomes in rural Ghana », *Journal of Development Economics*, 51, 291-314.
- Maddala G. S. (1983)**, *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press
- Maitra P. & Ray R. (2002)**, « The Joint Estimation of Child Participation in Schooling and Employment: Comparative Evidence from Three Continents », *Oxford Development Studies*, 30, 41-62.
- Muniz J. O. (2001)**, « An Empirical Approach for Child Labour in Brazil », IUSSP XXIV General Population Conference – Salvador, Brazil, August 2001. CEDEPLAR/ UFMG.
- Nkamleu G. B. (2006)**, « Poverty and Child Farm Labor in Africa: Wealth Paradox or bad Orthodoxy », *African Journal of Economic Policy* 13, 1-24.
- Psacharopoulos G. (1997)**, « Child labor versus educational attainment Some evidence from Latin America », *Journal of Population Economics*, 10, 377 - 386.
- Ravallion M. & Lokshin M. (1999)**, « Subjective economic welfare », The World Bank.
- RAY R. (2000)**, « Analysis of child labour in Peru and Pakistan: A comparative study », *Journal of Population Economics*, 13, 3-19.
- Ray R. & Lancaster G. (2005)**, « The impact of children's work on schooling: Multi-country evidence », *International Labour Review*, 144, 189-210.
- Vandermeersch C. (2000)**, Les enfants confiés au Sénégal. Institut d'Études Politiques.
- Wilde J. (2000)**, « Identification of multiple equation probit models with endogenous dummy regressors », *Economics Letters*, 69, 309-312.

