



Munich Personal RePEc Archive

Comparative study of working conditions of children from agricultural households in Burkina Faso, Cote d'Ivoire and Mali

ABALO, Kodzovi

Graduate School of Statistics and Applied Economics, ENSEA, Cote
d'Ivoire, Tulane University

February 2011

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/54939/>
MPRA Paper No. 54939, posted 01 Apr 2014 13:22 UTC

ÉTUDE COMPARATIVE DES CONDITIONS DE TRAVAIL DES ENFANTS ISSUS DES MENAGES AGRICOLES AU BURKINA FASO, EN COTE D'IVOIRE ET AU MALI.

Kodzovi Senu ABALO
ENSEA, CERMMA
Abidjan, COTE D'IVOIRE
Email : kodjohann@yahoo.fr

1. Contexte et justification de l'étude

Au Burkina Faso, en Côte d'Ivoire, au Mali et plus généralement dans les pays d'Afrique subsaharienne, le phénomène du travail des enfants s'apparente à un véritable fléau social (Ngodi, 2009). Les enfants victimes de ce phénomène sont soit trop jeunes, devant plutôt bénéficier de leur droit à l'éducation, ou alors, le travail qu'ils doivent accomplir dépasse leurs capacités physiques, psychologiques ou biopsychologiques. Ils constituent, en outre, une large frange non officielle des "inactifs qui ne chôment pas" (Marcoux, 1994). Cette réalité est combattue par les représentations internationales de même que par les législations nationales, surtout après la dynamique impulsée par le protocole Harkin & Engel (2001), dont l'objet premier était de combattre les pires formes de travail des enfants dans les économies de plantations cacaoyères en Côte d'Ivoire et au Ghana.

Dans les ménages agricoles, l'activité agricole constitue la principale source de revenu. Or, le secteur agricole est celui où l'incidence du travail des enfants est la plus élevée (près de 70%)¹. De nombreux enfants issus des ménages agricoles sont astreints aux travaux forcés et dangereux ou pénibles. Par ailleurs, ils sont le plus souvent obligés de porter des charges beaucoup trop pesantes et de manipuler des machines dangereuses. Ces enfants vivant dans des ménages agricoles sont également exposés aux herbicides toxiques, aux poussières, aux maladies et à des conditions hygiéniques malsaines. Aussi, ces types de travaux - mais pas seulement - peuvent nuire à leur bien-être, entraver leur éducation, leur développement physiologique et menacer leur anticipation de revenus futurs. Dans cette perspective peu enviable, les filles sont particulièrement désavantagées, car elles doivent le plus souvent associer aux travaux champêtres déjà bien pénibles, des activités domestiques. Par ailleurs, les autres types d'activités (autres qu'agricoles), même s'ils sont d'ampleur relativement moindre dans les ménages agricoles, n'en constituent pas moins des foyers de constatation ou d'aggravation du phénomène du travail infantile.

Cette étude fera, à travers des enquêtes récentes (2009), un large état des lieux afin de saisir l'ampleur réelle et les caractéristiques du phénomène du travail des enfants dans le monde agricole, de mettre en exergue les éventuelles disparités existant entre ces trois (03) pays dans ce domaine. Par ailleurs, elle tentera d'analyser d'autres aspects et phénomènes - pauvreté, éducation, mobilité spatiale, etc. - inhérents à la problématique du travail des enfants.

2. Méthodologie de la recherche

2.1 Les données de l'étude

Les données utilisées pour cette étude proviennent d'une série de quatre (04) enquêtes auprès des ménages agricoles, commanditée par le département du travail américain, supervisées par l'Université de Tulane et menées sur le terrain par l'ENSEA. Ces enquêtes se sont déroulées

¹ Source : FAO, 2010.

entre 2007 et 2009. Les deux premières se sont tenues en Côte d'Ivoire. Les deux autres qui suivirent se sont déroulées au Burkina Faso et au Mali.

La présente étude se concentrera sur la plus récente des deux enquêtes réalisées en Côte d'Ivoire et sur celles menées au Burkina Faso et au Mali (2009). Les données ont été recueillies sur la base d'un sondage à deux degrés, l'unité primaire étant la zone de dénombrement (ZD : Burkina, Mali) ou le district de recensement (DR : Côte d'Ivoire) ; et l'unité secondaire, le ménage agricole². Cette étude s'intéresse particulièrement aux volets relatifs à l'enquête auprès des ménages agricoles. Elle porte, en outre, principalement sur un échantillon de 719 (Burkina Faso), 1458 (Côte d'Ivoire) et 741 (Mali) enfants âgés de 10 à 17 ans révolus.

2.2 Les outils d'analyse

Des outils d'analyse économétrique seront notamment utilisés. Ils permettront de déceler les corrélations entre certaines variables étudiées lors de l'analyse descriptive, de même que la manière dont elles dépendent les unes des autres. Précisément, des modèles explicatifs globaux et sectoriels de l'offre de travail non léger³ seront mis en œuvre. Ils permettront de prendre en compte, les interactions entre les décisions de mise au travail des enfants (Cigno et Rosati, 2005) et celles du choix du secteur d'activités (Dumas et Lambert, 2006).

▪ Déterminants du travail des enfants

Les facteurs explicatifs du travail (au sens "non léger") des enfants seront estimés suivant des modèles logistiques binaires qui seront appliqués sur des variables binaires construites à cet effet, et indiquant pour chacun des trois (03) pays, si l'enfant a été actif ou pas lors des douze (12) mois ayant précédé l'enquête. Les tests de Hausman permettront de choisir la forme idoine de distribution des erreurs, et la mise à l'écart des observations aberrantes, influentes, atypiques ou de grande puissance permettra d'obtenir le modèle le plus efficient possible. Il sera également procédé à des tests de détection d'hétéroscédasticité de même qu'à des tests de multi colinéarité entre les variables explicatives retenues. Si nécessaire, des corrections seront apportées à l'aide de procédures statistiques adéquates.

D'un point de vue formel, le travail des enfants sera expliqué par une modèle de choix discret où les enfants (ou leurs parents) choisissent de travailler (de les faire travailler) ou pas. En considérant Y_j la variable endogène indiquant si l'enfant travaille ou non, la représentation pour chacun des trois (03) pays aura la forme suivante :

$$(S_1) Y_j = 1 \text{ si l'enfant travaille ; } 0 \text{ sinon} \quad (1)$$

L'objet est d'expliquer $E[Y_j]$ par un ensemble de variables ou facteurs relatifs à l'enfant et à son environnement. Pour ce faire, l'approche par la méthode des variables latentes sera privilégiée (Rakotomalala, 2009). Aussi, chaque variable d'intérêt Y_j (observable) dépend d'une variable Y_j^* non observable (variable latente), directement liées a priori, aux variables précitées. La nouvelle spécification obtenue est :

$$(S_2) Y_j = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_j^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \text{ avec } Y_j^* = \beta'X_j + \epsilon_j \quad (2)$$

où β est un vecteur dont les paramètres, inconnus, seront estimés par la suite. ϵ_j est le terme d'erreur englobant d'éventuelles erreurs de mesure, d'échantillonnages et de spécification.

² Se référer au rapport d'activités de l'ENSEA et au rapport d'étude de l'Université de Tulane pour des détails sur la méthodologie (références en annexe).

³ La notion de « travail léger » fait référence à tout travail occupant l'enfant pendant plus de 14 heures par semaine : confère convention N° 138, OIT : ce type de travail est susceptible d'affecter la scolarité de l'enfant.

Ces erreurs sont supposées identiquement et indépendamment distribuées, suivant une loi logistique (pour les trois pays)⁴. Les X_j sont les vecteurs contenant les variables explicatives du travail des enfants. Le lien existant entre Y_j et $\beta'X_j$ est ainsi donné par :

$P = E(Y_j = 1|X_j) = \Phi(\beta'X_j)$, Φ étant la fonction de répartition d'une loi logistique. L'estimation se fera par la procédure MLE de maximisation de la fonction de vraisemblance.

▪ *Estimation des décisions de participation des enfants aux activités*

L'estimation des décisions de participation (des travailleurs non "léger") aux activités agricoles, économiques autres que l'agriculture et domestiques peut se faire selon deux (02) approches : une approche intégrée (estimations simultanées) et une approche indépendante (estimations séparées) Cette dernière approche paraît peu réaliste (Dumas, 2005), car elle suppose (par hypothèse) que ces décisions sont indépendantes (ce qui est assez peu probable). La présente étude optera donc pour un modèle à équations simultanées. Ce modèle déterminera les probabilités d'effectuer une activité agricole, économique ou domestique, en tenant compte de l'interdépendance des choix de participation, de la simultanéité des décisions d'allocation du temps de travail des enfants et des possibilités de doubles ou de triples participations. Ce faisant, les probables corrélations entre les résidus des équations, si elles avaient été estimées suivant la première approche, seront corrigées.

La procédure de Cappellari et Jenkins (2003) sera suivie pour construire un modèle probit multivarié. Ce dernier servira donc d'outil d'estimation de ces différentes probabilités. Le choix des variables explicatives se fera sur la base des principaux travaux traitant de la question, qui seront exposés dans la revue de littérature. Il s'agira principalement des caractéristiques de l'enfant, de celles de l'environnement familial auquel il appartient, de celles du chef de ménage et de celles relatives à sa localisation géographique.

Il est important de noter que ce modèle permettra de résoudre d'éventuels problèmes liés à l'endogénéité des choix de participation de même qu'à la violation de l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes (Greene, 2003).

Formellement, il sera estimé de façon simultanée, trois (03) probit binaire, pour chacun des trois (03) pays faisant l'objet de l'étude. La décision d'allocation du temps à l'une ou l'autre de ces activités dépendra de plusieurs facteurs tels que généralement définis dans le modèle global des déterminants du travail des enfants (Cf. section précédente). Soit Y_{im} la variable d'intérêt observable (binaire) spécifiant la participation ou non de l'enfant i à l'activité m . Le système d'équations suivant est obtenu :

$$(S_3) Y_{im} = 1 \text{ si l'enfant participe à l'activité } m ; 0 \text{ sinon, avec } m = \{1,2,3\} \quad (3)$$

Notes : $i = \{1,2,3, \dots, N\}$ avec $N =$ nombre d'enfant. ; $m = 1 \rightarrow$ Activités agricoles ;
 $m = 2 \rightarrow$ Activités économiques autres qu'agricoles ; $m = 3 \rightarrow$ Activités domestiques.

Chaque variable d'intérêt Y_{im} dépend d'une variable Y_{im}^* non observable (variable latente), directement liées aux variables exogènes correspondant, a priori, à celles du modèle global. La nouvelle spécification donne ainsi :

$$(S_4) Y_{im} = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_{im}^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \text{ avec } Y_{im}^* = \beta_m'X_{im} + \epsilon_{im}, \quad m = 1,2,3. \quad (4)$$

⁴ Le choix de la forme de distribution adaptée aux données disponibles a été édicté par le test de Hausman au seuil de 5%. Pour le Burkina Faso et le Mali, la différence entre le logit et le probit n'est pas significative. Le choix s'est donc porté sur le logit du fait de ses facilités d'interprétation. Quant au cas de la Côte d'Ivoire, le test révèle une différence significative entre les deux (02) modèles. Une analyse comparative du point de vue des critères d'information a permis de choisir, a posteriori, le modèle logit.

Les ϵ_{im} , $m = 1, \dots, 3$ sont les résidus des équations traduisant la participation (ou non) aux trois activités pour l'individu i . Ils englobent d'éventuelles erreurs de mesure, d'échantillonnages et de spécification (Green, 2002). Ces erreurs sont distribuées de façon conjointe suivant une loi normale trivariée d'espérance nulle et de matrice de variance-covariance $\Sigma : \epsilon_{im}, m = 1, \dots, 3 \rightarrow \mathcal{N}(0, \Sigma)$; Σ est une matrice symétrique de dimension (3×3) ayant la valeur 1 sur sa diagonale principale, et partout ailleurs, les coefficients de corrélation $\rho_{ij} = \rho_{ji}$ entre les termes d'erreurs des différentes équations de décision estimées. En cas d'indépendance de ces décisions, ces coefficients sont nuls. Par contre, ils sont significativement différents de zéro si lesdites décisions sont interdépendantes.

Les X_{im} sont les vecteurs contenant les variables explicatives du choix de participation des enfants à chacune des activités. Ces variables ne sont pas forcément les mêmes pour chacun des trois (03) secteurs considérés. En effet, seules les variables significatives et / ou qui améliorent la significativité du modèle explicatif global présenté dans la section précédente ont été prises en considération. Le critère de contribution à la consistance du modèle a été également retenu dans le choix de ces variables. Elles sont, en outre, relatives en général, à l'enfant, au chef de ménage ou aux caractéristiques géo localisant.

- *Variables d'influences sur les pires formes de travail des enfants*

A l'aide d'un modèle séquentiel de type logistique, les spécificités concernant les pires formes de travail des enfants seront ressorties. Il s'agira spécifiquement de s'intéresser à la question des pires formes de travail des enfants pour en déceler les facteurs influents dans chacun des trois (03) pays de l'étude. Pour ce faire, il faudra procéder à une stratification séquentielle de la population d'étude afin de tenir compte des états successifs qui prévalent à la classification sur des bases de pires formes de travail. Le **Graphe** (en annexe) montre l'"arbre de décision obtenu" et fait ressortir les différents niveaux de séquences. Les chances pour un enfant d'effectuer un travail sous les pires formes vont en grandissant, en descendant de l'arbre (du haut vers le bas). L'étude s'intéresse particulièrement au dernier niveau et tentera d'identifier les facteurs qui favorisent les pires formes de travail des enfants dans les trois (03) pays. A chaque nœud de l'arbre, la "décision" de participation est estimée selon un modèle logistique. Cela revient donc à estimer des modèles logistiques en tenant compte des biais de sélection introduits par la décomposition de la population en sous-groupes agencés de manière séquentielle (Gourieroux, 1989).

- *Construction d'un indice de pauvreté multidimensionnel : bref exposé et justification de la méthodologie*

Afin de construire les différents modèles évoqués plus haut, il sera estimé une variable d'analyse particulière : un indice synthétique du niveau de pauvreté global des ménages dans lesquels vivent les enfants. En fait, la plupart des méthodologies de mesure de la pauvreté présente un inconvénient majeur : elles se basent sur une approche unidimensionnelle, considérant le revenu, et occasionnellement des dépenses réalisées comme la seule composante susceptible de capter le niveau de pauvreté. Toutefois, la pauvreté est un phénomène dont les dimensions sont multiples (Sen, 1982). Il serait extrêmement réducteur de la ramener à sa seule dimension monétaire. D'ailleurs, il est très approximatif de collecter des données fiables sur le revenu des ménages agricoles, surtout dans un contexte marqué par une multiplicité des activités génératrices de revenu et une domination de l'économie informelle. Par ailleurs, les ménages agricoles ont la particularité de consommer une partie de leur récolte et les prix de valorisation de leurs cultures (souvent destinées à l'exportation) fluctuent tout au long de l'année. Pour toutes ces raisons, cette étude se propose, à travers la construction d'un indice multivarié, de tester l'influence du niveau général de pauvreté sur la participation des enfants à la main d'œuvre, en allant donc au-delà d'une simple comptabilité

des flux de revenus. Elle s'appuiera sur les travaux de Pi Alperin et Van Kerm (2009) qui, au travers d'une application de la théorie des ensembles flous (Zadeh, 1965), mesureront la pauvreté sous plusieurs aspects en termes de niveaux de privations⁵ au Luxembourg. Ces différents aspects peuvent ainsi traduire, chacun, une dimension spécifique de la pauvreté. Dans la présente étude, ils sont au nombre de cinq (05) et sont relatifs à la valeur du logement, aux commodités du milieu de vie, à la possession de biens durables (équipements et moyens de transport), au revenu et à la possession d'actifs fonciers.

3. Les résultats des estimations

3.1 *Les déterminants de la participation des enfants au travail*

Dans les trois (03) pays faisant l'objet de l'étude, le travail des enfants ne dépend pas de la nationalité de ceux-ci, ni de leur lieu de naissance⁶ ou même du lien de parenté de ceux-ci avec le chef de ménage. Ceci peut se comprendre dans la mesure où dans ces trois (03) pays, c'est plus de 90% des enfants enquêtés qui sont issus de (en terme de nationalité) (ou nés dans) leur pays respectifs. L'absence de significativité du lien de parenté montre que l'argument selon lequel la participation aux activités socioéconomiques des ménages constitue l'une des principaux motifs de la mobilité des enfants ne tient pas dans le contexte des ménages étudiés. En effet, le fait d'être un enfant biologique du chef de ménage, ou alors, d'être un enfant "confié" ou apparenté à ce dernier ne modifie en rien la propension de l'enfant à participer à la main d'œuvre. De plus, la perception que les enfants ont de l'utilité de l'école ne semble pas agir significativement sur leur propension à travailler ou non. Ceci peut s'expliquer par le fait que la décision de travailler et / ou d'aller à l'école ne leur revient pas, en général, mais appartient à leurs parents qui peuvent avoir d'autres préoccupations (comme des gains financiers à court terme). En plus, la concurrence ne semble pas de mise entre les décisions de travail et de scolarisation puisque les enfants associent souvent sans grande difficulté, ces deux occupations. Par ailleurs, la taille des ménages est peu significative (même à 10%) dans l'explication du phénomène, contrairement à la structure de ceux-ci qui paraît plus indiquée pour comprendre ce qui peut emmener un enfant dans une famille ou dans un ménage, à s'adonner à une activité. Cela confirme l'effet d'entraînement ("trickle down effect") postulé par les modèles stratégiques, et qui sont ainsi le fait de la composition des ménages. D'autre part, le mode de décision financière au sein des ménages étudiés ne joue aucun rôle sur la propension des enfants à travailler. Cela peut s'expliquer par le fait que, quand bien même la personne prenant ces types de décisions peut différer d'un ménage à l'autre, la motivation qui l'anime est souvent la même : maximiser le revenu du ménage. De plus, il apparaît que le sexe du chef de ménage de même que son niveau d'instruction ne sont pas déterminants dans l'explication du phénomène du travail des enfants. Par ailleurs, la forte représentation des hommes dans la sous population des chefs de ménage permet de comprendre pourquoi le sexe du chef de ménage ne joue pas un rôle majeur. Les variables retenues à posteriori dans le modèle explicatif du travail des enfants ont été celles remplissant certaines conditions : elles sont significatives au seuil général de 95%, mais en plus, elles permettent d'améliorer la significativité globale du modèle et concourent, dans le même temps, à optimiser la qualité du modèle⁷. Dans les trois (03) pays étudiés, ces variables sont relatives à l'âge de l'enfant, à son sexe et à son statut de scolarisation, à la structure et au niveau de pauvreté de son ménage d'appartenance de même qu'au statut de présence de ses parents, au statut d'occupation du chef de ménage et à sa localisation géographique (Tableau 2 en annexe). Même si ces variables permettent d'expliquer de façon générale le phénomène du

⁵ Plus cet indice est fort, et plus le ménage sera considéré comme pauvre.

⁶ Ces deux variables font décroître le pouvoir explicatif des modèles construits.

⁷ Critères d'adéquation du modèle aux données, test de Hosmer & Lemeshow et du linktest de Prégibon.

travail des enfants dans les trois (03) pays, il faut signaler que des spécificités demeurent d'un pays à l'autre. Au Burkina Faso, la structure du ménage, le statut de présence des parents, le statut d'occupation du chef de ménage et les caractéristiques d'ordres géographiques influencent la probabilité de travail des enfants. Au Mali, le sexe de l'enfant serait un facteur déterminant. De plus, la structure des ménages, le statut de présence des parents, mais aussi, et à la différence du Burkina Faso, le statut de scolarisation. S'agissant du cas de la Côte d'Ivoire, il se remarque que les facteurs influents sont bien plus nombreux. En effet, hormis l'ensemble des facteurs précités pour le Burkina Faso et le Mali, il faudrait ajouter le facteur âge et le niveau de pauvreté.

Dans une perspective plus généralisée, il faut noter que les enfants burkinabés sont ceux qui ont plus de chance de travailler ou d'être actifs (probabilité marginale prédite égale à 0,57). Ils sont suivis des enfants maliens (0,52), les enfants ivoiriens étant ceux qui ont relativement moins de chance de travailler, avec tout de même une probabilité de 0,43.

3.2 Estimation des choix de participation des enfants aux différentes activités

Les résultats de l'estimation (**Tableau 1** ; Tableau 3, Tableau 4 et Tableau 5 en annexe) confirment et justifient l'utilisation d'un modèle multivarié. En effet, les tests du ratio de vraisemblance (LR tests) indiquent que les différents coefficients de corrélation entre les termes d'erreurs de chacune des équations estimées, sont significativement non nuls dans les trois (03) pays, ce qui montre que les décisions de participation aux trois (03) différentes activités sont dépendantes les unes des autres. Aussi, les choix de participation à une des trois (03) activités ne dépendent pas uniquement des attributs propres à chacune d'elles, mais aussi de l'existence d'autres options (activités). En clair, les décisions de participation et les différentes combinaisons provenant de ces décisions, relève d'une procédure sélective. Par ailleurs, ces coefficients sont tous positifs, ce qui montre que les variables inobservées influençant la participation de l'enfant aux activités agricoles sont positivement corrélées avec les caractéristiques inobservées qui influencent de leur côté, la participation aux activités économiques de même qu'aux activités domestiques. Par ailleurs, le signe positif des coefficients de corrélation entre les résidus des équations estimées pour les trois (03) pays, indique que quel que soit le pays considéré, la probabilité pour un enfant de participer aux activités agricoles influence positivement celle qu'un enfant a de travailler dans le secteur des activités économiques de même que la probabilité de participation de l'enfant aux activités domestiques. La transitivité étant de mise (les raisonnements inverse prévalent également), il est donc possible de conclure à liens de complémentarité entre ces trois (03) types d'activité.

▪ *Burkina Faso*

L'analyse sectorielle montre qu'au Burkina Faso (**Tableau 1**), le sexe de l'enfant ne détermine pas sa propension à travailler dans le secteur agricole alors qu'il influence la probabilité de travail de l'enfant dans les secteurs économiques et domestiques. Dans ces deux (02) derniers secteurs, les jeunes garçons ont moins de chance d'être actifs, comparativement à leurs jeunes sœurs. Par ailleurs, la structure familiale est quelque peu déterminante dans les secteurs agricoles et domestiques, mais sans grande influence dans le secteur des activités économiques. Enfin, la localisation géographique ne semble jouer un rôle que dans le secteur agricole. En effet, à l'image des résultats obtenus dans l'analyse intersectorielle, les enfants habitant les zones de faible ou moyenne intensité d'émigration ont plus de chance de travailler que ceux vivant dans les zones de forte émigration. Les caractéristiques de l'enfant sont peu déterminantes dans sa propension à s'adonner à une activité agricole, ce qui n'est pas le cas concernant le secteur des activités économiques et celui des activités domestiques.

Tableau 1 : Estimations simultanées des probabilités de participations : cas du Burkina Faso

	Activités agricoles		Activités économiques		Activités domestiques	
	Coefficient	ET	Coefficient	ET	Coefficient	ET
Caractéristiques de l'enfant						
Sexe – Garçon ¹			-0,3828954***	0,1214	-0,74573837***	
Environnement familial						
Effectif 0 – 5 ans	0,02244777	0,0384	-0,03290655	0,0519	0,01376145	0,0703
Effectif 6 – 14 ans	-0,02567761	0,0303	0,04979837	0,0397	0,03206008	0,0416
Effectif 15 – 17 ans	-0,10251695*	0,0557	0,01641181	0,0812	-0,13573402**	0,0315
Effectif 18 – 54 ans	0,00896765	0,0333	-0,02190073	0,0447	-0,03942107	0,0604
Effectif 55 ans et plus	-0,01133745	0,0545	-0,08475594	0,0776	0,01752499	0,0342
Enfants vivant seulement avec son père	-0,02717956	0,2020	-0,44997152	0,3428	-0,15982065	0,0563
Enfants vivant seulement avec sa mère	0,15270338	0,1558	0,10208101	0,1999	0,12077887	0,2136
Enfants ne vivant ni avec le père ni avec la mère	-0,3276692**	0,1479	-0,03156096	0,2129	-0,31789571**	0,1606
Caractéristiques du chef de ménage						
Agriculture	-0,08111871	0,1759	-,3731268	0,2373	-0,04350627	0,1494
Salarié ¹	0,06571765	0,4504	-3,5573133***	0,2475	0,43930779	0,1735
Profession libérale ¹	-0,13835839	0,1115	-0,04084934	0,1452	-0,19024885	0,4807
Autres emplois ¹	-0,04395662	0,1869	-0,01689091	0,2736	-0,1957326	0,1166
Chômeur/Inactifs ¹	-0,2070314	0,1386	0,01297843	0,1931	-0,22193613	0,2014
Caractéristiques géographiques						
Strate (1) ¹	0,3667059***	0,1405	-0,13141987	0,1787	0,07045748	0,1430
Strate (2) ¹	0,31127917**	0,1494	-0,21585697	0,1922	0,18377327	0,1468
Constante	0,00912378	0,2476	-0,63332093*	0,3293	0,36437125	0,1552
Coefficients de corrélations (LR test)						
	$\rho_{21} = 0,6812153***$					
	$\rho_{31} = 0,9313532***$		$\rho_{32} = 0,5796522***$			

(i) LR Test $X^2(3)$: 451,865 (0,000) ; (ii) AIC = 1930,727 ; (iii) BIC = 2173,132

Indications : ET : Ecart-type ; *** Significatif à 1% ; ** Significatif à 5% ; * Significatif à 10% ; (iv) variables binaires,

Source : TULANE-ENSEA, 2009, *Enquêtes sur les conditions de vie et de migration des enfants, estimation sous Stata*

▪ Côte d'Ivoire

S'agissant de la Côte d'Ivoire, l'analyse du Tableau 3 (en annexe) montre l'ensemble des variables influençant le comportement des enfants en termes de participation aux différentes activités étudiées. Le sexe et l'âge de l'enfant influencent de la même façon (même signe même si ce n'est pas la même intensité) leur propension à travailler dans les trois (03) secteurs. Ainsi, les garçons (respectivement les 10-14 ans) ont-ils moins de chance de travailler que les filles (respectivement le 15-17 ans). La pauvreté semble influencer positivement l'incidence du travail des enfants dans les trois (03) secteurs, mais seul le secteur agricole semble impacté significativement par cet indicateur de bien-être. Par ailleurs, les enfants habitant les zones de moyenne intensité de production cacaoyère ont moins de chance de travailler, comparativement aux enfants vivant dans les zones de forte production de cacao, et ceci, dans les trois (03) secteurs.

▪ Mali

Au Mali (Tableau 4 en annexe), le sexe de l'enfant joue un rôle important dans sa propension à participer aux activités économiques contrairement aux autres types d'activités, à l'image du Burkina Faso. Les enfants âgés de 10 à 14 ans ont moins de chance de travailler que ceux ayant plus de 14 ans, et ce, dans les trois (03) secteurs étudiés. Par ailleurs, la scolarisation ne semble n'avoir aucun rôle dans la détermination de la probabilité de participation des enfants aux différentes activités. Ce résultat qui semble contradictoire peut s'expliquer : en effet, la

significativité de cette variable dans le modèle global est assez limitée (10% de seuil d'erreur). Il en est de même pour la localisation géographique qui ne semble influencer significativement (au moins à 5%) la propension des enfants à travailler que dans le secteur agricole. En effet, le fait pour un enfant d'habiter dans une zone de faible ou de moyenne intensité d'émigration augmente ses chances de travailler dans le secteur agricole.

Analyse des probabilités marginales de participation

Le Tableau 5 (en annexe) indique les différentes propensions marginales de participation aux trois (03) activités. Les enfants ont à peu près une chance sur deux de travailler dans les secteurs agricoles et domestiques au Mali, la propension marginale à travailler dans le secteur économique n'étant que de 0,12. En Côte d'Ivoire, c'est à peu près la même chose qui est observée, avec toutefois, des degrés (de probabilité) plus faibles en ce qui concerne les secteurs agricole et domestique (près de 0,36). Ainsi, un enfant ivoirien a, en particulier, une chance sur trois de travailler dans les secteurs agricoles et domestiques. La situation du Burkina est un peu plus déséquilibrée en faveur du secteur agricole pour lequel les enfants ont plus d'une chance sur deux de travailler. Ce secteur est suivi par les activités domestiques (0,42), les activités économiques autres qu'agricoles venant en troisième position (0,09).

Analyse des probabilités prédites de participation

S'agissant des interrelations entre les différentes activités effectuées par les enfants, il s'avère, en analysant les probabilités prédites (ou jointes) (Tableau 6 en annexe), que les dépendances et les interrelations constatées entre les décisions de participation à l'aide des tests du ratio de vraisemblance se justifient dans les trois (03) pays, mais aussi, que des dissemblances significatives existent entre eux. En effet, au Burkina Faso, un enfant a plus de chance de travailler exclusivement dans le secteur agricole (0,43) et domestique (0,34). Les chances pour qu'il participe à la fois à des activités agricoles et domestiques sont de 0,30. Il a très peu de chance de participer exclusivement à des activités économiques (0,02) ou encore de jongler activités économiques et agricoles seules (0,009). S'agissant d'une participation concomitante aux trois (03) types d'activités, ses chances sont seulement de 0,074. Quant à la Côte d'Ivoire et au Mali, c'est dans le travail domestique que les chances d'une participation exclusive sont les plus grandes (0,26 en Côte d'Ivoire, 0,38 au Mali). Ensuite vient le secteur des activités agricoles et une participation concomitante aux travaux agricoles et domestiques. S'agissant d'une participation simultanée aux trois (03) types d'activités, il apparaît que les chances sont bien plus grandes pour les enfants de ces deux pays, comparativement au cas des enfants Burkinabés (0,07). Elles sont en effet, de 0,11 pour ces deux (02) pays (Côte d'Ivoire et Mali). Pour ce dernier pays (Mali), les enfants n'ont aucune chance de travailler exclusivement dans les secteurs agricoles et économiques. Enfin, la probabilité pour les enfants de ne participer à aucune des trois (03) activités est plus forte en Côte d'Ivoire (0,55). Ce pays est suivi par le Mali (0,48) et le Burkina Faso (0,43). Ces résultats sont conformes à ceux attendus, l'incidence du travail des enfants étant plus élevée au Burkina Faso, suivi du Mali et de la Côte d'Ivoire.

Analyse des probabilités conditionnelles de participation

Dans cette section, l'analyse s'établira dans une optique comparative entre le groupe des activités économiques (agricultures et activités économiques autres qu'agricoles) et le travail domestique (Tableau 7 en annexe). Au Burkina Faso et en Côte d'Ivoire, la probabilité pour un enfant d'être actif dans le secteur des activités domestiques sachant qu'il s'adonne a priori à

une activité agricole ou économique (autre qu'agricole) est de 0,73 (Burkina Faso) et de 0,78 (Côte d'Ivoire). Au Mali, cette probabilité est bien plus élevée. En effet, dans ce dernier pays, la chance pour un enfant d'être occupé dans les activités domestiques alors qu'il l'est déjà dans une activité économique est de 0,95. A l'inverse, les propensions pour les enfants d'être occupés dans le groupe des activités économiques sachant qu'ils sont déjà actifs dans les activités domestiques sont beaucoup plus équilibrées dans les trois (03) pays. Toutefois, le groupe Burkina Faso – Mali se distingue quelque peu de la Côte d'Ivoire. Cette probabilité conditionnelle est, en effet, de 0,94 pour le Mali et de 0,92 pour le Burkina Faso alors que les enfants ivoiriens ont à ce niveau des chances relativement moindres (0,86). En général, les distributions conditionnelles font ressortir des propensions conditionnelles assez élevées, ce qui montre que des effets d'entraînement existent bel et bien du point de vue de la participation aux activités inhérentes aux différents secteurs. Cela confirme et renforce l'hypothèse de dépendance entre les décisions de participation à chacune de ces activités en même temps qu'il certifie les liens de complémentarité entre celles-ci.

3.3 Facteurs explicatifs des pires formes de travail

Le **Tableau 8** (en annexe) synthétise les résultats obtenus sur le dernier niveau des séquences précédemment définies. Il porte sur les facteurs explicatifs des pires formes de travail des enfants en tenant compte des effets induits par les différentes transitions constatées.

A travers l'analyse des variables significatives, plusieurs enseignements peuvent être tirés. Les plus importants sont les suivants : (i) Au Burkina Faso, les enfants dont les parents tirent principalement leur revenu d'un travail salarié ont 15 fois plus de chance d'être astreints à un travail sous ses pires formes (travail forcé). Ceci peut être expliqué par le fait que ces parents obligent leur enfant à travailler dans les champs, puisqu'ils n'ont pas assez de temps à consacrer aux activités champêtres, l'essentiel de leur revenu provenant d'autres types de travail. Par ailleurs, le phénomène des pires formes de travail serait beaucoup plus fréquent dans les zones de moyennes intensités d'émigration ; (ii) En Côte d'Ivoire, les enfants âgés de 10 à 14 ans ont environ 45% de chance de moins d'être contraints aux pires formes de travail qui touchent surtout les 15-17 ans. Il en est de même pour les enfants vivant seulement avec leur mère. Par ailleurs, les enfants issus de ménages dont le revenu principal vient d'une profession libérale semblent moins exposés ; (iii) Au Mali, le fait pour un enfant de ne vivre ni avec son père ni avec sa mère, le préserve des pires formes de travail. Par ailleurs, lorsque leurs parents tirent leur revenu principalement d'une profession libérale, les enfants ont moins de chance d'être soumis à aux pires formes de travail.

En clair, les facteurs explicatifs de l'exposition des enfants aux pires formes de travail ne sont pas les mêmes d'un pays à l'autre. Par ailleurs, il apparaît que le niveau de pauvreté ne semble pas être une cause des pires formes de travail des enfants dans ces trois (03) pays. En effet, les ménages pauvres ne semblent pas être plus exposés à ces formes de travail comme le suggère la non significativité de la variable "classe de pauvreté" dans les trois (03) pays étudiés.

4. Conclusion : synthèse et recommandations

Cette étude a permis d'aller au-delà de la question des pires formes de travail des enfants pour établir un schéma descriptif global suivant une approche nouvelle prenant en compte une certaine forme de travail domestique. Par ailleurs, cette étude a permis de nuancer certaines conclusions établies voir préétablies par les organismes internationaux s'occupant de la problématique du travail des enfants (OIT, Unicef, etc.) et qui tendent à s'universaliser, apparaissant hasardeuses, dans le contexte socioéconomique particulier des pays d'Afrique subsaharienne, et particulièrement du Burkina Faso, de la Côte d'Ivoire et du Mali. Le lien

entre promotion de la scolarisation et réduction du travail des enfants, le rapprochement systématique fait entre pauvreté des ménages, mobilité des enfants et incidence du travail infantile, ne semblent pas toujours prévaloir de façon indiscutable dans les études de cas de cette présente analyse. Le travail des enfants apparaît comme relevant d'une logique socioéconomique inhérente aux sociétés africaines, et qui a souvent un sens rationnel, surtout au Burkina-Faso et au Mali où la pauvreté ne joue aucun rôle significatif dans l'explication du phénomène.

Au terme de cette étude, des éléments de recommandations (en direction des organismes nationaux ou internationaux œuvrant dans le domaine) allant dans le sens d'une lutte efficace contre le travail des enfants sous ces formes inacceptables se doivent d'être proposés.

[R₁] Cette étude a permis de noter que l'incidence du travail des enfants est sensiblement importante dans le monde agricole. Il est donc primordial que les organismes de lutte contre le travail des enfants dans ces trois (03) pays, multiplient leurs efforts dans le monde agricole en orientant prioritairement leurs actions sur les secteurs agricole et domestique.

[R₂] La plupart des enfants qui travaillent sont également scolarisés. La scolarisation n'est donc pas le simple résultat d'un arbitrage d'avec le travail. Miser sur la seule promotion de la scolarisation, dans l'optique de mettre un terme au travail des enfants, serait donc une stratégie vouée à l'échec. La politique de l'Education Pour Tous (EPT), à travers une éducation primaire obligatoire doit, en outre, continuer d'être promue, mais en complément à d'autres mesures visant à expliquer le bien-fondé pour les parents, d'"investir dans l'avenir" en ne faisant pas travailler maintenant leurs enfants, mais plutôt en leur permettant d'être plus utiles dans le futur, à travers un emploi décent, bien rémunéré et qualifié.

[R₃] Le rôle de la pauvreté paraît assez limité pour les cas particuliers du Burkina Faso et du Mali. En fait, les normes sociales favorables à l'utilisation de la main d'œuvre infantile jouent un rôle déterminant dans la mise au travail de ceux-ci. Il faudrait ainsi mettre un accent particulier sur la sensibilisation des populations en insistant sur l'utilité future, du point de vue de la maximisation de la satisfaction des ménages d'une scolarisation et / ou du "non travail" de l'enfant. En Côte d'Ivoire où le niveau de pauvreté influe significativement la propension des enfants à travailler, des politiques mélioratif du bien-être des populations en milieux agricoles sont indiquées. Plus généralement, il apparaît que le travail des enfants dans l'agriculture est surtout lié aux systèmes de subsistance des ménages agricoles et à leur vulnérabilité économique. Créer d'autres sources de revenus pour les ménages réduirait la nécessité de faire travailler les enfants et leur permettrait de les envoyer à l'école.

[R₄] La localisation géographique joue un rôle essentiel surtout au Burkina Faso et en Côte d'Ivoire. Dans ce dernier pays, il apparaît que l'incidence du travail infantile est plus forte dans les zones de forte intensité de culture cacaoyère. De plus, l'estimation séquentielle a permis de montrer, à travers l'effet croisé de la scolarisation et de la localisation, que les pires formes de travail sont plus présentes dans ces zones. Les conclusions ayant prévaluées à la mise en marche du protocole Harkin & Engel sont ainsi confirmées. Des actions prioritaires doivent donc y être menées. Toutefois, l'ampleur du travail infantile est aussi alarmante dans les autres régions Il est donc nécessaire de concentrer les efforts déployés aussi bien dans les régions productrices de cacao que dans les zones hors production cacao. Au Mali et surtout au Burkina Faso, ce sont les zones de moyenne et de forte intensité d'émigration qui sont les plus concernées par le phénomène. Des actions prioritaires doivent donc y être menées par les organismes intéressés par la problématique du travail des enfants.

[R₅] Les facteurs explicatifs de l'exposition des enfants aux pires formes de travail ne sont pas les mêmes d'un pays à l'autre. Les approches de lutte doivent s'adapter à chaque pays, les stratégies standards étant a priori vouées à l'échec. Les stratégies à privilégier doivent, en outre, mettre l'accent sur la sensibilisation des parents et l'adoption de mesures légales coercitives de lutte pour une éradication, somme toute, souhaitable.

5. Annexes

Tableau 2 : Estimations logistiques des modèles explicatifs du travail des enfants au Burkina Faso, en Côte d'Ivoire et au Mali

Variable dépendante : Probabilité pour un enfant d'être actif	Coefficients			Effets Marginaux					
	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Burkina	Côte d'Ivoire	Mali			
Caractéristiques de l'enfant									
Classe d'âges – 10-14 ans ¹	-0,18824397	-0,35340517**	-0,25542939	-0,0460312	-0,0868629	-0,0634526			
Sexe – Garçon ¹	-0,13509387	-0,95624001***	-0,79903657***	-0,0331306	-0,2315907	-0,195634			
Scolarisation récente – Non scolarisé	-0,12565074	0,70421997***	0,30890262*	-0,0308923	0,1719858	0,0769266			
Environnement familial									
Effectif 0 – 5 ans	-0,02273907	0,14831973***	-0,07387148	-0,0055843	0,0362531	-0,0184245			
Effectif 6 – 14 ans	0,02581281	-0,14636611***	0,10327786*	0,0063391	-0,0357756	0,0257588			
Effectif 15 – 17 ans	-0,40011104***	-0,051044	0,40413464***	-0,0982597	-0,0124764	0,1007962			
Effectif 18 – 54 ans	-0,04018604	-0,03932978	-0,01619053	-0,0098689	-0,0096132	-0,0040381			
Effectif 55 ans et plus	-0,01043661	-0,11265297	-0,24638496**	-0,002563	-0,0275352	-0,0614515			
Enfants vivant seulement avec son père ¹	-0,25108067	-0,10196381	0,95441021**	-0,0623125	-0,0247432	0,218497			
Enfants vivant seulement avec sa mère ¹	-0,08057885	-0,17297256	-0,36643886	-0,0198636	-0,0418179	-0,0912262			
Enfants ne vivant ni avec le père ni avec la mère ¹	-0,576598**	-0,08768108	0,20637306	-0,1430802	-0,0213456	0,0511483			
Niveau de pauvreté (privation)	-0,14616304	0,33316953**	-0,28700239	-0,0358949	0,081435	-0,071582			
Caractéristiques du chef de ménage									
Agriculture ¹	-0,81762104**	0,12261946	-1,1022522**	-0,1841683	0,0297162	-0,2470048			
Salarié ¹		-1,1428165***	-0,85535977		-0,239483	-0,2056146			
Profession libérale ¹	-0,45229023**	-0,3139835**	-0,18669654	-0,1118646	-0,0754177	-0,0466287			
Autres emplois ¹	-0,11756887	0,07709319	-0,02755786	-0,029045	0,0189317	-0,0068766			
Chômeur/Inactifs ¹	-0,55563929**	0,03204253	0,22936953	-0,1378341	0,0078439	0,0568759			
Caractéristiques géographiques									
Strate (1) ¹	0,66893935***	0,02056403	0,15812312	0,1629442	0,0050307	0,0394201			
Strate (2) ¹	0,57005308**	-0,78341276***	0,43107317*	0,1370612	-0,1833238	0,1065558			
Constante	1,2664058**	1,2961146***	0,78485283						
Eléments de qualité du modèle									
	X ² Significativité ²	LR Chi2	Nombre d'obs.	AIC	BIC	% de bon classement	Sensitivité	Spécificité	Aire sous la courbe ROC
Burkina Faso	49,19 (0,000)	50,85 (0,000)	692	935,245	1021,497	63%	71%	52%	0,65
Côte d'Ivoire	168,43 (0,000)	215,565 (0,000)	1378	1712,719	1817,286	69%	56%	79%	0,73
Mali	63,50 (0,000)	71,685 (0,000)	702	940,3766	1031,455	63%	66%	60%	0,68

Indications : *** Significatif à 1% ; ** Significatif à 5% ; * Significatif à 10%. (1) : variables binaires ; (2) : au sens de Wald.

Source : TULANE-ENSEA, 2009, *Enquêtes sur les conditions de vie et de migration des enfants, estimation sous Stata*

Tableau 3 : Estimations simultanées des probabilités de participations : cas de la Côte d'Ivoire

	Activités agricoles		Activités économiques		Activités domestiques	
	Coefficient	ET	Coefficient	ET	Coefficient	ET
Caractéristiques de l'enfant						
Classe d'âges – 10-14 ans ¹	-0,20721118**	0,0838	-0,25984777**	0,1017	-0,17740177**	0,0880
Sexe – Garçon ¹	-0,31251297***	0,0705	-0,53881136***	0,0844	-0,88012927***	0,0727
Scolarisation récente – Non scolarisé	0,43812862***	0,0731	0,35784935***	0,0885	0,3653514***	0,0764
Environnement familial						
Effectif 0 – 5 ans	0,06903756***	0,0257	0,02571006	0,0325	0,0553888**	0,0265
Effectif 6 – 14 ans	-0,04313537*	0,0221	-0,07127059***	0,0276	-0,03899075*	0,0229
Effectif 15 – 17 ans	-0,07163051**	0,0363	-0,08950166**	0,0414	-0,03909879	0,0361
Effectif 18 – 54 ans	-0,0021912	0,0186	-0,02693739	0,0233	-0,01986369	0,0189
Effectif 55 ans et plus	0,03958745	0,0510	0,07241228	0,0591	-0,03636188	0,0518
Niveau de pauvreté (privation)	0,20940599***	0,0786	0,08872522	0,1034	0,1134758	0,0804
Caractéristiques du chef de ménage						
Agriculture	0,10420856	0,1444	-0,0942712	0,1630	-0,07726519	0,1443
Salarié ¹	-0,40008928**	0,1871	0,27973844	0,1874	-0,5467058***	0,1765
Profession libérale ¹	-0,16364787*	0,0926	0,14760429	0,1008	-0,09271979	0,0940
Autres emplois ¹	-0,14193969	0,1548	-0,32738446	0,2238	-0,31742811*	0,1675
Chômeur/Inactifs ¹	-0,02352569	0,0969	-0,14559862	0,1182	0,10460152	0,1010
Caractéristiques géographiques						
Strate (1) ¹	0,00463422	0,0959	0,10886317	0,1107	0,1200297	0,0995
Strate (2) ¹	-0,31179871***	0,0870	-0,25889671**	0,1054	-0,30080109***	0,0898
Constante	0,1349604	0,2079	-0,3070416	0,2307	0,53076838**	0,2084
Coefficients de corrélations						
	$\rho_{21} = 0,6690252$					
	$\rho_{31} = 0,9020639$		$\rho_{32} = 0,698236$			

(i) LR Test $X^2(3) : 886,723 (0,000)$; (ii) AIC = 3702,502 ; (iii) BIC = 3987,882

Indications : *** Significatif à 1% ; ** Significatif à 5% ; * Significatif à 10% ; (iv) variables binaires,

Source : TULANE-ENSEA, 2009, *Enquêtes sur les conditions de vie et de migration des enfants, estimation sous Stata*

Tableau 4 : Estimations simultanées des probabilités de participations activités : cas du Mali

	Coefficient	ET	Coefficient	ET	Coefficient	ET
Caractéristiques de l'enfant						
Classe d'âges – 10-14 ans ¹			-0,34687442**	0,1437	0,06692438	0,0431
Sexe – Garçon ¹	-0,1940115**	0,0942	-0,36042207***	0,1201	-0,5020245***	0,0973
Scolarisation récente – Non scolarisé	0,11496757	0,0944	0,13612666	0,1220	0,13159294	0,0963
Environnement familial						
Effectif 0 – 5 ans			-0,0706116	0,0450		
Effectif 6 – 14 ans			0,03710257	0,0347		
Effectif 15 – 17 ans			-0,02489875	0,0912		
Effectif 18 – 54 ans			0,12719802***	0,0427		
Effectif 55 ans et plus			0,12045008	0,0802		
Enfants vivant seulement avec son père	0,25490728	0,2338	0,11830459	0,3302	0,44413999*	0,2329
Enfants vivant seulement avec sa mère	-0,45681049*	0,2469	-0,31409539	0,3768	-0,14427711	0,2308
Enfants ne vivant ni avec le père ni avec la mère	-0,04026132	0,1437	0,05873016	0,3768	0,01125576	0,1429
Caractéristiques du chef de ménage						
Agriculture	0,02999995	0,1985	0,08178197	0,2844	-0,04891433	0,1805
Salarié ¹	-0,08524825	0,2808	-0,22549736	0,3461	-0,16402347	0,2937
Profession libérale ¹	-0,16428928	0,1328	0,21937613	0,1613	-0,20597451	0,1292
Autres emplois ¹	0,19335918	0,1674	0,66947288***	0,1821	0,26593809	0,1678
Chômeur/Inactifs ¹	0,0446432	0,1206	0,11705231	0,1553	0,07024178	0,1217
Caractéristiques géographiques						
Strate (1) ¹	0,28037694**	0,1344	0,06942434	0,1751	0,04976964	0,1365
Strate (2) ¹	0,34160469**	0,1429	0,17061295	0,1804	0,26459349*	0,1402
Constante	-0,29605027	0,2574	-10,5067916***	0,3937	0,07566501	0,2420
Coefficients de corrélations (LR test)						
	$\rho_{21} = 0,7392536***$					
	$\rho_{31} = 0,9944515***$		$\rho_{32} = 0,7790174***$			

(i) LR Test $X^2(3)$: 803,702 (0,000) ; (ii) AIC = 1783,908 ; (iii) BIC = 2009,7

*** Significatif à 1% ; ** Significatif à 5% ; * Significatif à 10% ; (iv) variables binaires,

Source : TULANE-ENSEA, 2009, *Enquêtes sur les conditions de vie et de migration des enfants, estimation sous Stata*

Tableau 5 : Tableau des probabilités marginales de participation selon le secteur d'activités

Probabilité marginales	Burkina Faso		Côte d'Ivoire		Mali	
Activités agricoles	0,5136849		0,3597054		,4677192	
Min - Max	0,1167884	0,6880443	0,0411707	0,7587349	0,1217244	0,7182196
Activités économiques	0,0904992		0,1374897		0,1208174	
Min - Max	1,60e-07	0,3151109	0,0042321	0,5355589	0,0164308	0,5035004
Activités domestiques	,4187485		0,3621704		0,4876082	
Min - Max	0,0583048	0,8049603	0,030759	0,8089169	0,1781015	0,8377164

Source : TULANE-ENSEA, 2009, *Enquêtes sur les conditions de vie et de migration des enfants, estimation sous Stata*

Tableau 6 : Tableau des probabilités prédites sur les huit stratégies possibles

Probabilités jointes	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali
Participation aux trois (03) activités	0,0743709	0,106803	0,1112776
Participation aux activités économiques et domestiques	0,0009979	0,0108865	0,0040138
Participation aux activités agricoles et domestiques	0,2970164	0,1800317	0,3302237
Participation aux activités agricoles et économiques	0,0092723	0,0061837	0,00000
Participation aux activités domestiques	0,3443776	0,2553675	0,3763306
Participation aux activités économiques	0,0161283	0,0306867	0,0095398
Participation aux activités agricoles	0,4393139	0,2529024	0,3564416
Participation à aucune activité	0,4347266	0,5519087	0,4806186

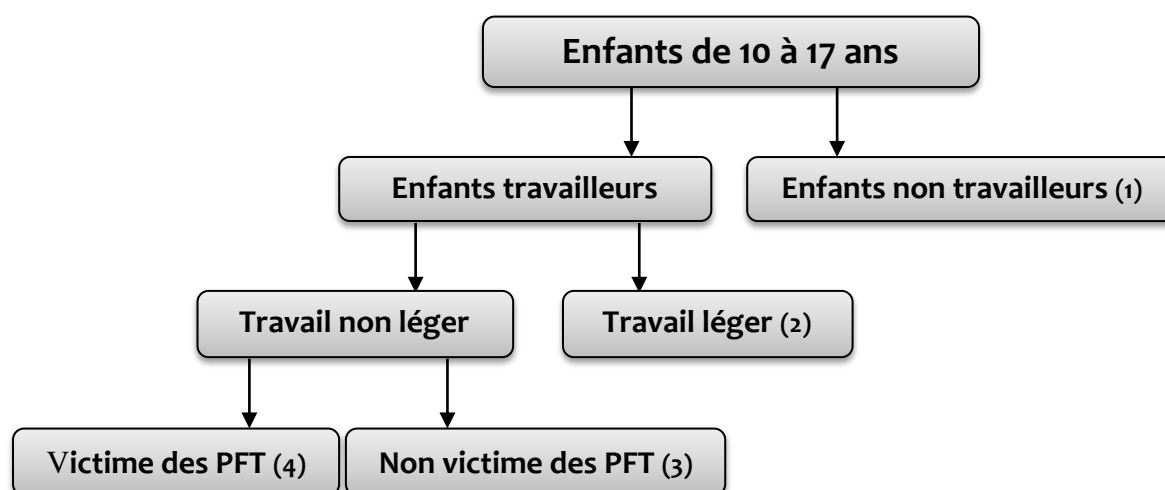
Source : TULANE-ENSEA, 2009, *Enquêtes sur les conditions de vie et de migration des enfants*, estimation sous Stata

Tableau 7 : Tableau des distributions conditionnelles de participations aux différentes activités

Burkina Faso		
Probabilités conditionnelles	Groupe activités économiques	Activités domestiques
Groupe activités économiques	1 (0,000)	0,9220759 (0,0852763)
Activités domestiques	0,7266559 (0,1953976)	1 (0,000)
Côte d'Ivoire		
Probabilités conditionnelles	Groupe activités économiques	Activités domestiques
Groupe activités économiques	1 (0,000)	0,8632955 (0,0900672)
Activités domestiques	0,7758302 (0,153253)	1 (0,000)
Mali		
Probabilités conditionnelles	Groupe activités économiques	Activités domestiques
Groupe activités économiques	1 (0,000)	0,9363258 (0,0848317)
Activités domestiques	0,9493784 (0,0734962)	1 (0,000)

Note : Probabilité de (ligne *i*) sachant (colonne *j*) ; Lecture : p.ex. $P(Y_i = 1 | Y_j = 1)$. Erreurs standards entre parenthèses

Source : TULANE-ENSEA, 2009, *Enquêtes sur les conditions de vie et de migration des enfants*, estimation sous Stata



Source : TULANE-ENSEA, 2009, *Enquêtes sur les conditions de vie et de migration des enfants*

Graphique : graphe des séquences de possibilités

Tableau 8 : Résultat de l'estimation séquentielle sur la mise en évidence des facteurs explicatifs des pires formes de travail dans les trois pays

Variable dépendante : de s'adonner aux PFT	Probabilité	Coefficients			Odds Ratios (OR)		
		Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali
Caractéristiques de l'enfant							
Classe d'âges – 10-14 ans		-0,55772557	-0,75176995**	0,03593159	0,5725097	0,4715312	1,036585
Sexe – Garçon		0,74119489	0,16514127	0,31411595	2,098441	1,17956	1,369048
Scolarisation récente – Non scolarisé		1,8248647	-0,25783144	-1,0245389	6,201956	0,7727255	0,3589619
Environnement familial							
Effectif 0 – 5 ans		-0,01638498	-0,02224428	0,16972961	0,9837485	0,9780013	1,184984
Effectif 6 – 14 ans		-0,09496122	0,0540319	0,03496197	0,9094082	1,055518	1,03558
Effectif 15 – 17 ans		0,17900893	0,33128801**	-0,16711004	1,196031	1,392761	0,8461065
Effectif 18 – 54 ans		-0,11130953	0,02709951	-0,13695585	0,8946618	1,02747	0,8720087
Effectif 55 ans et plus		0,12765939	-0,05834395	0,0545706	1,136166	0,9433254	1,056087
Enfants vivant seulement avec son père		1,5469945	0,93643085	-0,5229387	4,697331	2,550861	0,592776
Enfants vivant seulement avec sa mère		0,89146961	-0,82921686**	-0,64329343	2,438711	0,4363909	0,5255587
Enfants ne vivant ni avec le père ni avec la mère		0,53212216	-0,51586979*	-1,3259545***	1,702542	0,5969811	0,2655494
Classe de pauvreté (privative)		-0,30052949	0,3471283	0,22720243	0,7404261	1,414998	1,255084
Caractéristiques du chef de ménage							
Agriculture		-0,23531735	0,05674104	0,49242051	0,79032	1,058382	1,636272
Salarié		15,205198***	1,2459099	-0,62693995	4013597	3,476096	0,5342241
Profession libérale		-0,8064027**	-0,46913164*	-1,1002723***	0,4464612	0,6255452	0,3327805
Autres emplois		1,5788991	0,27427624	-0,20224413	4,849614	1,315578	0,8168955
Chômeur/Inactifs		-1,2380167**	0,04030004	0,14985407	0,2899587	1,041123	1,161665
Caractéristiques géographiques							
Strate (1)		0,36553938	0,04692484	-1,6373248	1,441291	1,048043	0,1944997
Strate (2)		1,5715876**	-0,17915958	-0,97024237	4,814285	0,8359725	0,3789912
Effets croisés de la scolarisation et du niveau de pauvreté		-0,20965669	-0,08731457	-0,07295789	0,8108626	0,9163888	0,92964
Effets croisés de la scolarisation et du sexe de l'enfant		0,04635859	-0,1301212	0,42347571	1,04745	0,877989	1,527261
Effets croisés de la scolarisation et de la géolocalisation		-3,213357**	1,0718187*	1,2012316	0,0402214	2,920687	3,324209
AIC		1401,716	3102,949	1496,159	Note : L'arbre de décisions a été spécifié comme suit :		
BIC		1728,67	3479,393	1824,042	Niveau 1 : (2) (3) (4) ; Niveau 2 : (3) (4) ; Niveau 3 : (4) ⁸		

Source : TULANE-ENSEA, 2009, Enquêtes sur les conditions de vie et de migration des enfants, estimation sous Stata

⁸ Se référer au Graphique pour les correspondances modalités-codes,

Références bibliographiques

- (01) Alperin, M. & Van Kerm, P., (2009), “*Synthetic indicators of multiple deprivation*”, CEPS/INSTEAD, Luxembourg.
- (02) Baland J. & Robinson, J., (2000), “*Is child labor inefficient?*”, *Journal of Political Economy* 108, pp. 663 - 679.
- (03) Basu, K. & Van, P., (1998), “*The economics of child labor*”, *American Economic Review* 88, pp. 412 - 427.
- (04) Bennani & Bhukuth, A., (2006), “*Le travail des enfants au Maroc : l’intégration par l’économie informelle*”.
- (05) Bhalotra, S., (2000), “*Is Child Labour Necessary?*”, Working Paper, University of Cambridge, UK.
- (06) BIT, (2010), “*Intensifier la lutte contre le travail des enfants*”, Conférence internationale du travail, Rapport I(B), Bureau International du Travail, Genève.
- (07) Buis, M., (2008), “*The Consequences of Unobserved Heterogeneity in a Sequential Logit Model*”, Boston College Department of Economics.
- (08) Cappellari, L. & Jenkins, P., (2003), “*Multivariate probit regression using simulated maximum likelihood*”, *The Stata Journal*, Number 3, pp. 278 - 294.
- (09) Diallo, Y. & Koné, S., (2001), “*Pauvreté des ménages et phénomène du travail des enfants en Côte d’Ivoire*”, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- (10) Dumas, C., (2005), “*Offre de travail des enfants et demande d’éducation dans les pays d’Afrique de l’Ouest*”, Thèse de Doctorat, Ecole des hautes études en sciences sociales.
- (11) ENSEA, (2009), “*Etude des conditions de vies et de migrations des enfants*”, Rapport d’activité, CERMMA.
- (12) Lachaud, P., (2004), “*Le travail des enfants et la pauvreté en Afrique : Un réexamen appliqué au Burkina Faso*”, Université Montesquieu - Bordeaux IV.
- (13) Long, S., (1997), “*Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*”, Thousand Oaks.
- (14) TULANE University, (2008), “*Travail des enfants dans le secteur cacao d’Afrique de l’Ouest : une base de données des interventions*”, Rapport d’étude, Payson Center. [01]

Abstract

BASED ON A SERIES OF SURVEYS ON THE LIVING AND MIGRATION CONDITIONS OF CHILDREN, THIS STUDY HIGHLIGHTS THE MAGNITUDE AND CHARACTERISTICS OF CHILD LABOUR IN BURKINA FASO, CÔTE D’IVOIRE AND MALI. FOUR (04) MAJOR LESSONS WERE LEARNT : (I) THE OVERWHELMING MAJORITY OF CHILDREN WORKING IN VIOLATION OF THE INTERNATIONAL NORMS AS ISSUED BY THE INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION (ILO) ; (II) THE LEVEL OF POVERTY INFLUENCES CHILD LABOUR ONLY IN CÔTE D’IVOIRE. THE DIRECTION OF THIS INFLUENCE CONFIRMS THE LUXURY AXIOM SINCE POOR HOUSEHOLDS RELATIVELY SEND THEIR CHILDREN TO WORK ; (III) WHATEVER THE LEVEL OF EDUCATION OF THE HEAD OF THE HOUSEHOLD, EARLY ENTRY OF CHILDREN INTO THE LABOUR MARKET APPEARS TO REMAIN A STABLE DEAL IMPACTED BY OTHER FACTORS. IN ADDITION, SCHOOL DOES NOT SEEM TO BE A VIABLE ALTERNATIVE DISCRIMINATING CHILD LABOUR, AS MOST WORKING CHILDREN ARE IN SCHOOL ; (IV) FINALLY, THERE IS INTERDEPENDENCE BETWEEN THE DECISIONS TO PARTICIPATE IN THE DIFFERENT ACTIVITIES STUDIED.

Keywords : *Child work ; child labor ; Harkin & Engel protocol ; logistic model ; multivariate probit regression model ; sequential model ; multidimensional poverty index ; luxury axiom.*