

Le travail des enfants et la pauvreté en Afrique : Un réexamen appliqué au Burkina Faso

par

Jean-Pierre Lachaud, Professeur

*Directeur du Centre d'économie du développement (Membre de l'IFReDE-GRES)
Université Montesquieu-Bordeaux IV - France*

Résumé :

Fondée sur les enquêtes prioritaires auprès des ménages de 1998 et de 2003, l'étude met en évidence l'ampleur du travail des enfants – 44,1 pour cent des enfants de 5-14 ans sont « économiquement actifs » en 2003, un ratio comparable entre les filles et les garçons, sauf pour le groupe d'âge de 10-14 ans où les premières sont désavantagées –, et examine l'impact de la pauvreté sur ce phénomène. Deux principales conclusions en résultent. *Premièrement*, l'hypothèse de l'« axiome de luxe » semble relativement robuste. Un modèle probit bivarié montre que, toutes choses égales par ailleurs – en particulier, en contrôlant par les effets fixes des 45 provinces –, la proportion des enfants de 5-14 ans économiquement actifs est nettement supérieure dans les ménages « pauvres », comparativement aux ménages « non pauvres ». En même temps, les privations monétaires réduisent la probabilité de scolarisation, et une relation inverse entre la fréquentation scolaire et la participation des enfants au marché du travail prévaut. De même, une analyse économétrique spatiale en termes de régimes spatio-temporels, fondée sur un modèle auto-régressif mixte inhérent aux 45 provinces, montre que la pauvreté régionale, appréhendée par les indices FGT, affecte positivement le taux régional de participation des enfants de 10-14 ans au marché du travail. Un résultat analogue prévaut en 2003 pour les enfants âgés de 5-14 ans, mais les élasticités sont un peu plus élevées. *Deuxièmement*, la prise en compte de la vulnérabilité des ménages, c'est-à-dire le risque de pauvreté, renforce l'argument de la « gestion du risque » : le travail des enfants peut être le reflet d'une stratégie des ménages visant à minimiser le risque d'interruption du flux des ressources. L'étude montre que la variabilité du niveau de vie, mesurée par la *variance des dépenses* en termes de pauvreté transitoire, rehausse la probabilité de travail des enfants, tout réduisant les chances de scolarisation, comparativement aux ménages situés en dessus de la ligne de pauvreté, alors que la vulnérabilité des familles pauvres, imputable à une *faiblesse chronique* des dépenses – pauvres durables –, n'affecte pas la propension au travail des enfants, et, dans certains cas, leur scolarisation, par rapport aux groupes les plus aisés. De même, l'analyse économétrique spatiale vérifie que, quels que soient les groupes d'âge retenus, la variation régionale de la pauvreté durable est sans effet sur l'incidence du travail des enfants, contrairement à la pauvreté transitoire. De tels résultats doivent être rapprochés, d'une part, de l'augmentation de la pauvreté globale entre 1998 et 2003, accompagnée d'une légère baisse de la pauvreté durable, et d'une croissance sensible de la pauvreté transitoire, et, d'autre part, de la relation étroite qui prévaut entre la variation effective de la pauvreté transitoire, et le ralentissement du rythme du processus de redistribution, via les envois de fonds de Côte d'Ivoire. En même temps, ils questionnent l'opportunité d'une législation trop sévère à l'encontre du travail des enfants, en l'absence de mécanismes susceptibles de réduire les fluctuations des gains des ménages.

Abstract : Child Labour and Poverty in Africa: A re-examination applied to the Burkina Faso

Based on the two household surveys of 1998 and 2003, the study highlights the extend of child labour – 44,1 percent of the children of 5-14 years are « economically active » in 2003, a comparable ratio between the girls and the boys, except for the group of age of 10-14 years where the first are more occupied –, and examines the impact of poverty on this phenomenon. Two principal conclusions result from it. *Firstly*, the assumption of the « luxury axiom » seems relatively robust. A bivariate probit model shows that, all things being equal – in particular, while controlling by the fixed effects of the 45 provinces –, the proportion of the children of 5-14 years economically active is definitely higher in the « poor » households, compared to the « non-poor » households. At the same time, the monetary deprivations reduce the probability of schooling, and an opposite relation between the school attendance and the child participation to the labour market prevails. In the same way, a spatial econometric analysis in terms of space-time regimes, based on a spatial lag model inherent to the 45 provinces, shows that the regional poverty, apprehended by the FGT indices, affects positively the regional rate of participation of the children of 10-14 years to the labour market. A similar result prevails in 2003 for the children of 5-14 years, but the elasticities are a little higher. *Secondly*, the consideration of the vulnerability of the households, i.e. the risk of poverty, reinforces the argument of the « risk management »: child work can be the reflection of a strategy of the households to minimize the risk of interruption of the resources stream. The study shows that the variability of the standard of living, measured by the *variance of the expenditure* in terms of transient poverty, raises the probability of child work, while reducing the chances of schooling, compared to the households above the line of poverty, whereas the vulnerability of the poor families, ascribable to a *chronic weakness* of the expenditure – the durable poor –, does not affect the child work propensity, and, in certain cases, their schooling, compared to the richest groups. In the same way, the spatial econometric analysis confirms that, independently of the groups of age chosen, the regional variation of durable poverty is without effect on the incidence of child work, contrary to the transient poverty. Such results must be associated, on the one hand, to the increase of total poverty between 1998 and 2003, accompanied by a weak fall of durable poverty, and by a significant growth of transient poverty, and, on the other hand, to the close connection which prevails between the effective variation of transient poverty, and the deceleration of the rhythm of the process of redistribution, via the remittances of Côte d'Ivoire. At the same time, they question the opportunity of a too severe legislation against the child work, in the absence of mechanisms likely to reduce the fluctuations of the incomes of households.

Mots-clés : Pauvreté durable et transitoire; Travail des enfant ; Scolarisation des enfants ; Econométrie spatiale ; Burkina Faso

Keywords : Durable and Transient Poverty ; Child Labour ; Child Schooling ; Spatial Econometrics ; Burkina Faso

JEL classification : I31, J4

Sommaire

1.	Introduction	1
2.	Théories, concepts et méthode	2
1.	<i>Fondements théoriques</i>	2
2.	<i>Définitions et sources statistiques</i>	5
3.	<i>Options analytiques</i>	7
A.	Modélisation en termes de choix interdépendants	7
B.	Modélisation économétrique spatiale	8
3.	Travail des enfants, scolarisation et pauvreté : profil descriptif	10
1.	<i>Participation au marché du travail et scolarisation</i>	10
2.	<i>Pauvreté et incidence du travail des enfants</i>	12
4.	Travail des enfants et pauvreté : approche en termes de choix interdépendants	13
1.	<i>Analyse en termes de bien-être ex post</i>	13
2.	<i>Analyse en termes de bien-être ex ante</i>	16
5.	Travail des enfants, et pauvreté durable et transitoire : analyse économétrique spatio-temporelle	19
1.	<i>Approche en termes de régimes spatio-temporels</i>	19
2.	<i>Approche en l'absence de changements structurels</i>	21
6.	Conclusion	23
	<i>Références bibliographiques</i>	25
	<i>Annexes</i>	28

1. Introduction¹

Un récent rapport du Bureau international du travail (2002) plaide pour « Un avenir sans travail des enfants », et soutenait que l'abolition effective de la participation des enfants au marché du travail est l'« un des impératifs les plus urgents de notre époque »². A priori, un tel point de vue peut sembler inopportun, dans la mesure où le travail des enfants est susceptible de caractériser un phénomène culturel inéluctable. Par ailleurs, la participation des enfants au marché du travail était bien intégrée à la vie économique lors de la révolution industrielle en Europe et au cours du 19^{ème} siècle aux Etats Unis, et peut permettre aujourd'hui, dans les pays en développement, la survie de maints ménages (Kanhur, Grootaert, 1995). En vérité, les questionnements actuels relatifs au travail des enfants, qui mobilisent la communauté internationale, les gouvernements et les organisations non gouvernementales, apparaissent légitimes et indissociables d'un objectif de développement humain socialement durable, compte tenu de la persistance du phénomène à grande échelle, des processus d'éviction en termes d'investissement en capital humain qu'il engendre, et des pires formes qu'il prend dans de très nombreux cas. En effet, selon le Programme international pour l'élimination du travail des enfants (2004), en 2000, 352 millions d'enfants de 5-17 ans exerçaient une « activité économique » – « child work »³ –, parmi lesquels 246 millions sont considérés comme des « enfants travailleurs » – « child labour »⁴. De plus, 171 et 8,4 millions de ces derniers, effectuent, respectivement, des « travaux dangereux » susceptibles de nuire à leur santé physique ou mentale, ou à leur moralité, et des « activités intrinsèquement condamnables », c'est-à-dire « les pires formes de travail » – travail forcé, prostitution et autres activités illicites⁵. A cet égard, la situation de l'Afrique au Sud du Sahara appelle une attention particulière. En effet, en termes absolus, cette région est classée au deuxième rang avec 48 millions d'enfants de 5-14 ans économiquement actifs en 2000, contre 127,3 millions en Asie, et au premier rang en termes relatifs, le ratio de participation au travail étant, en moyenne, de 29 pour cent (IPEC, 2002b)⁶. En outre, l'Afrique au Sud du Sahara engloberait environ 6,4 pour cent de l'ensemble des enfants assujettis aux pires formes de travail – hors activités illicites⁷.

En vérité, la question du travail des enfants est complexe pour des raisons conceptuelles, statistiques et théoriques, et la littérature, relativement récente, est déjà immense⁸. Premièrement, la frontière entre le « child work » et le « child labour » est évidemment assez difficile à tracer, dans la mesure où les enfants sont souvent astreints au travail dans leur famille d'origine, à la ferme ou au magasin, et ne sont pas rémunérés. En outre, le travail des enfants, prédominant dans l'agriculture, est très irrégulier au cours de l'année⁹. De ce fait, l'absence de travail au cours de la « semaine précédente » ne signifie pas l'inactivité au cours de l'année. Enfin, les statistiques internationales, excluant le travail des enfants en relation avec des activités non économiques, c'est-à-dire les tâches domestiques dans le ménage, sous-estiment probablement une partie des activités des enfants, notamment des jeunes filles. Deuxièmement, malgré les contributions de quelques auteurs à la fin du 19^{ème} et au début du 20^{ème} siècles¹⁰, les modèles et théories du travail des enfants demeurent encore embryonnaires, et font l'objet d'une littérature croissante (Basu, 1998 ; Diallo, 2001). Par exemple, la modélisation du fonctionnement des ménages en termes de négociation intra-familiale – entre les parents et les enfants –, dans

¹ Ce papier a bénéficié des commentaires de Diallo Yacouba de l'IPEC à Genève.

² Bureau international du travail (2002), p.1.

³ Selon la *Convention des Nations unies sur les droits des enfants* de 1989 et la *Convention du Bureau international sur les pires formes des travail des enfants* de 1999 – numéro 182 –, l'enfant est défini comme tout individu de moins de 18 ans. De ce fait, compte tenu de la référence à un âge minimal de 5 ans, par rapport au travail ou la scolarisation, la population des enfants est celle de la classe d'âge 5-17 ans. Par ailleurs, l'« activité économique » se réfère à la définition internationale de l'emploi, adoptée à la 13^{ème} Conférence internationale des statisticiens du travail de 1982 (Hussmanns, Mehran, Verma, 1990). De ce fait, tout enfant ayant consacré une heure ou plus de son temps pendant la semaine précédente à toute activité de production marchande (travail rémunéré) et certaines activités non marchandes (travail non rémunéré), notamment la production, l'auto-consommation, ou l'auto-formation de capital fixe, à l'exclusion des activités non rémunérées comme le travail domestique, est considéré comme « employé ». Le taux de participation au marché du travail des enfants de 5-17 ans était de 23,0 pour cent en 2000. S'agissant de la population active occupée des enfants de 5-14 ans, elle était de 211 millions pour la même année, tandis que le ratio d'emploi était de 18 pour cent.

⁴ La notion de « child labour » est plus restreinte que celle de « child work ». L'évaluation des « enfants travailleurs » est composée de trois éléments : (i) tous les enfants économiquement actifs de 5-11 ans ; (ii) tous les enfants économiquement actifs de 12-14 ans, sauf ceux qui travaillent moins de 14 heures par semaine – travail irrégulier ; (iii) tous les enfants de 15-17 ans qui exercent des « travaux dangereux » ou des « activités intrinsèquement condamnables » – travail forcé, prostitution, etc. (IPEC, 2002b).

⁵ Voir Human Rights Watch (2003) pour une description des trafics d'enfants au Togo.

⁶ Le ratio d'emploi des enfants travailleurs est de 23,6, 34,7 et 44,8 pour cent, respectivement, pour les classes d'âge de 5-9 ans, 10-14 ans et 15-17 ans (IPEC, 2002b).

⁷ IPEC (2002b). Estimation à partir du tableau 10. Cette estimation représente environ 0,9 pour cent des enfants au travail de 5-17 ans – évaluation fondée sur le tableau 3.

⁸ Voir, par exemple, IPEC (2004), et Basu, Tzannatos (2003) pour une revue de la littérature.

⁹ Le tableau A1, en annexes, montre que, dans le cas du Burkina Faso, 40,0 et 46,4 pour cent des enfants de 5-14 ans ont travaillé, respectivement, 7-9 mois et 10-12 mois au cours de l'année précédant l'enquête auprès des ménages de 2003.

¹⁰ Basu (1999) cite Marx, Marshall et Pigou.

le cadre de modèles unitaires (Strauss, Thomas, 1995) ou collectifs (Bourguignon, Chiappori, 1994 ; Moehling, 1995), ou extra-familiale (Gupta, 2000) – entre les parents de l'enfant et l'employeur –, semble avoir négligé le fait que la participation des enfants au marché du travail soit susceptible de générer des équilibres multiples (Basu, Van, 1998). De même, la dynamique des processus en termes d'interaction du travail des enfants et de l'investissement en capital humain est encore peu explorée¹¹.

Dans ces conditions, l'analyse empirique explore un ensemble de déterminants du travail des enfants, en mettant l'accent sur les facteurs de l'offre – normes sociales, politiques publiques, marché des capitaux, pauvreté des ménages, faiblesse du système éducatif, taille et structure des ménages –, et de la demande – coûts et compétitivité, « informalisation » croissante de l'économie, niveau de développement technologique, statut économique du chef de ménage. Sans aucun doute, ces divers aspects jouent un rôle dans les économies subsahariennes, compte tenu des droits et obligations dans les communautés – le travail des enfants demeure un moyen important de socialisation et d'éducation dans la société traditionnelle –, de l'ampleur de la pauvreté, de la faiblesse du système scolaire et de l'étendue des activités rurales.

La présente étude s'inscrit dans ce contexte, et propose d'examiner l'impact de la pauvreté sur le travail des enfants au Burkina Faso au cours de la période 1998-2003. Dans ce pays, appartenant au groupe des « économies à faible revenu », le legs de l'histoire et l'interférence des facteurs physiques et humains expliquent, dans une certaine mesure, les attermoissements du processus de transition économique¹². En effet, une étude récente montre qu'en 2003, la prise en compte d'une ligne de pauvreté de 82 672 F. Cfa par tête et par an, induit une pauvreté nationale de 37,5 et 46,4 pour cent, respectivement, des ménages et des individus (Lachaud, 2003b). Néanmoins, la pauvreté rurale explique plus de 90 pour cent de la pauvreté nationale, et de grandes disparités prévalent selon les milieux. Par ailleurs, entre 1998 et 2003, malgré un taux de croissance économique annuel proche de 5 pour cent¹³, on observe une augmentation de la pauvreté monétaire – statistiquement significative – de trois points de pourcentage, alors que l'indice de Gini a décliné de 0,530 à 0,506. Ainsi, la pauvreté a augmenté à la fois dans les campagnes et dans les villes – 41,6 à 43,5 pour cent, et 10,3 à 14,7 pour cent des ménages, respectivement –, l'évolution des inégalités ayant accentué le mouvement dans les premières, contrairement aux secondes. En réalité, cette dynamique de pauvreté est surtout imputable à une composante *transitoire*, une situation qui incite à examiner la portée des approches des déterminants du travail des enfants fondés sur une conception monétaire conventionnelle de la pauvreté, c'est-à-dire par rapport à un examen *ex post* de la configuration du bien-être des individus ou des ménages, alors que le cheminement de ce dernier s'inscrit dans la durée, d'où un risque de variation du niveau de vie au cours d'une période donnée. De ce fait, l'étude propose d'appréhender l'impact de la pauvreté quant à la participation des enfants au marché du travail, non seulement par rapport à une approche cardinale habituelle, mais aussi à partir d'une dissociation *ex ante* des types de pauvreté en relation avec la vulnérabilité.

Après avoir spécifié le cadre conceptuel, théorique et méthodologique – deuxième partie –, un profil descriptif du travail et de la scolarisation des enfants est présenté – troisième partie. Par la suite, la relation entre, d'une part, la pauvreté *ex post* et/ou la pauvreté durable et transitoire, et, d'autre part, la participation des enfants au marché du travail est examinée dans le cadre d'une modélisation en termes de choix interdépendants entre l'exercice d'une activité économique et la scolarisation – quatrième partie. Enfin, une approche spatio-temporelle contribue à spécifier davantage les relations qui prévalent entre la pauvreté durable et transitoire, et le travail des enfants – cinquième partie.

2. Théories, concepts et méthode

1. Fondements théoriques

Malgré son caractère embryonnaire, la littérature propose divers modèles et théories du travail des enfants. Quelques éléments d'analyse permettent de fixer les idées et de situer la présente étude¹⁴.

Les premières analyses contemporaines du travail des enfants ont été effectuées dans le cadre d'une modélisation des comportements des ménages, afin d'expliquer les décisions familiales simultanées de

¹¹ Basu, Tzannatos (2003) présentent quelques développements récents de la littérature sur le travail des enfants.

¹² En 2002, le Produit national brut par tête était de 220 dollars. Banque mondiale (2004).

¹³ Le produit intérieur brut a augmenté de 4,5 pour cent en moyenne entre 1992 et 2002, contre 3,4 pour cent au cours de la période 1982-92. En outre, le taux de création des richesses *par tête* aurait été de 3,1 pour cent en 2001 et 2002. Banque mondiale (2004).

¹⁴ Les contributions des auteurs de la fin du 19^{ème} et du début du 20^{ème} siècles sont ignorées.

consommation et de travail des enfants, ou de scolarité et de fécondité¹⁵. Ainsi, le modèle néo-classique unitaire de Rosenzweig et Evenson (1977) tente d'expliquer les relations qui prévalent entre la participation des adultes au marché du travail, la scolarisation et le travail des enfants. En outre, le fait que le ménage ne soit pas nécessairement géré par un dictateur bienveillant a suscité l'élaboration de modèles impliquant un processus de négociation intra-ménages – entre les parents et les enfants – ou extra-ménages – entre les parents et l'employeur. Dans le premier cas, où les parents font preuve d'altruisme, on montre, par exemple, que l'offre de travail des enfants dépend des salaires des adultes et des enfants qui prévalent sur le marché du travail (Basu, 1999). Par contre, dans le second cas, si le salaire des adultes est également en relation avec celui des enfants (Gupta, 1998), les parents ne se préoccupent pas du bien-être des enfants.

En réalité, lorsque les enfants sont des travailleurs potentiels, l'existence d'équilibres multiples sur le marché du travail est une éventualité sous-estimée par les approches précédentes. Dans ce contexte, Basu et Van (1998) proposent un modèle fondé sur deux hypothèses¹⁶. D'une part, l'« axiome de luxe » indique que la participation des enfants au marché du travail ne prévaut que si le ménage a un niveau de vie inférieur à un seuil critique. En d'autres termes, non seulement le loisir et la scolarisation des enfants sont des biens de luxe, mais les parents sont altruistes. D'autre part, l'« axiome de substitution » stipule l'équivalence, à un facteur de correction près, du travail des adultes et des enfants. Par conséquent, la pauvreté des ménages est un déterminant fondamental de la participation des enfants au marché du travail. A cet égard, Basu et Van spécifient une courbe d'offre de travail décroissante, comportant éventuellement deux équilibres stables : l'un où les salaires sont élevés et les enfants ne travaillent pas – « bon équilibre » –, l'autre, au contraire, traduisant l'existence de gains faibles et une forte incidence des enfants travailleurs – « mauvais équilibre ». En outre, lorsque ce dernier prévaut, l'interdiction du travail des enfants peut conduire, toutes choses égales par ailleurs, à la restauration du « bon équilibre »¹⁷. Enfin, cette approche est compatible avec l'idée que la décision de faire travailler les enfants est, en partie, une question de normes sociales.

Mais, d'autres modèles, plus récents, ont tenté de mieux capturer la relation entre le travail des enfants et la scolarisation. Premièrement, des modèles d'économie politique tentent de montrer qu'en présence d'une distribution des revenus très inégalitaire, la scolarisation publique n'est pas l'adhésion de la majorité des électeurs, et le travail des enfants est important (Tanaka, 2003). En effet, la stratégie de l'Etat est de collecter des impôts pour construire des écoles, plutôt que d'interdire le travail des enfants. La progression de la fiscalité induit une détérioration du bien-être des familles, mais, en même temps, contribue à accroître la scolarisation, dans la mesure où les fonds additionnels obtenus ont permis la construction d'écoles en plus grand nombre et de meilleure qualité. Par ailleurs, l'hypothèse de l'électeur médian assure que si l'inégalité est forte, le taux d'imposition sera faible, tandis que la participation des enfants au marché du travail sera élevée. Deuxièmement, d'autres constructions théoriques mettent l'accent sur la dynamique du travail des enfants et de l'accumulation du capital humain (Basu, 1999 ; Emerson, Souza, 2003). En présence de marchés du travail et du capital concurrentiels, l'accroissement du capital humain implique des gains plus élevés. De ce fait, un enfant qui participe davantage au marché du travail, donc qui est moins scolarisé, sera plus pauvre à l'âge adulte. Le même raisonnement suggère que l'enfant de cet adulte soit moins scolarisé, ce qui peut contribuer à perpétuer le travail des enfants entre générations – « trappe de travail des enfants ». Selon Basu et Tzannatos (2003), cette approche autorise l'existence d'équilibres multiples sur le marché du travail¹⁸.

La présente recherche s'inscrit dans ce contexte, et propose de tester l'idée que la pauvreté est un déterminant important du travail des enfants. Trois raisons expliquent cette option analytique.

Premièrement, dans les pays en développement, en général, et en Afrique, en particulier, les « normes culturelles » jouent un rôle important (Rodgers, Standing, 1981). En effet, l'éducation de l'enfant constitue une entreprise de socialisation réalisée par l'ensemble de la communauté dans laquelle il doit s'insérer. Par exemple, les grands-parents transmettent, par le biais des contes, les croyances ancestrales, tandis que les parents transmettent les aptitudes attachées au sexe de l'enfant, qui apprend surtout sur le tas. En même temps, la majeure partie de l'activité économique est réalisée sur la base de l'emploi indépendant, notamment dans le

¹⁵ Il est à noter que l'analyse de Becker (1960) appréhende les décisions en matière de fécondité en termes d'utilités relatives des enfants et d'autres biens ou services, les enfants étant à l'origine d'investissements en temps et en revenu. De ce fait, les parents maximisent leur utilité jointe, cette dernière étant fonction du nombre d'enfants, de la qualité de chaque enfant – approximée par le niveau d'instruction – et la quantité de biens et services consommés.

¹⁶ Cette analyse est reprise par Basu, Tzannatos (2003).

¹⁷ Cette approche suppose que les travailleurs sont identiques, ex ante, et le demeurent, ex post, à l'issue du nouvel équilibre. Basu (1999) cite quelques recherches relatives à la relation entre le travail des enfants, l'inégalité des revenus et le chômage des adultes.

¹⁸ Dans cette optique, la dynamique du travail des enfants en relation avec la fécondité, le marché du capital, le salaire d'efficience ou la distribution des revenus, est également explorée. Basu et Tzannatos (2003) présentent des références bibliographiques.

secteur rural. L'aide familiale est généralement la règle, sauf dans certaines sociétés pour des raisons de prestige. Ainsi, l'organisation familiale des unités de production agricoles rurales ou des micro-entreprises urbaines du secteur informel, générant, la plupart du temps, de faibles revenus, facilite l'entrée précoce des enfants sur le marché du travail. En même temps, l'accroissement de l'offre de travail des enfants est un moyen de mettre en oeuvre des stratégies de survie.

Deuxièmement, bien que beaucoup d'études empiriques semblent confirmer l'impact significatif de la pauvreté sur le travail des enfants, d'autres recherches tendent à questionner la validité de l'hypothèse de l'axiome de luxe. En effet, Basu et Tzannatos (2003) citent maintes études micro ou macro-économiques, réalisées récemment en Asie, montrant une relation étroite entre l'accroissement du niveau de vie des ménages et la réduction du travail des enfants. De même, en Afrique, Blunch et Verner (2000), d'une part, et Grootaert (1998) et Diallo (2001), d'autre part, mettent en évidence une relation positive entre la pauvreté et le travail des enfants, respectivement, au Ghana et en Côte d'Ivoire. Inversement, Canagarajah et Coulombe (1997) au Ghana, Nielsen (1998) en Zambie, et Maitra et Ray (2000) au Pérou, constatent l'absence de relation significative entre la pauvreté des ménages et la participation des enfants au marché du travail¹⁹.

Troisièmement, il importe d'observer que cette controverse porte uniquement sur l'impact du niveau de vie, déterminé *ex post*, sur l'ampleur du travail des enfants. En d'autres termes, les modèles économétriques des études précédemment citées, prennent en considération une variable liée, soit à la pauvreté monétaire, soit aux dépenses par tête. Or, Grootaert et Kanbur (1995) ont fort justement souligné que la participation des enfants au marché du travail pouvait être considérée comme un élément d'une stratégie visant à minimiser le risque d'interruption du flux des ressources, afin de réduire, par exemple, l'impact potentiel de la perte d'emploi ou de mauvaises récoltes, une situation qui prévaut surtout pour les ménages pauvres. De ce fait, l'argument de la « gestion du risque » est susceptible d'expliquer également la participation des enfants au marché du travail. En d'autres termes, pour les ménages pauvres, faire travailler les enfants relève d'un comportement rationnel de diversification du risque du portefeuille des sources de revenu. A cet égard, l'intégration du risque à l'analyse des déterminants de la participation des enfants au marché du travail, conduit à dissocier, *ex ante*, les types de pauvreté par rapport à la vulnérabilité, en considérant que le cheminement du bien-être des individus s'inscrit dans la durée, d'où un risque de variation du niveau de vie au cours d'une période donnée. Dans ces conditions, la stratification des groupes par rapport au concept de *vulnérabilité*, c'est-à-dire la capacité pour les individus, les ménages ou les communautés de réaliser les ajustements nécessaires pour protéger leur bien-être lorsqu'ils sont exposés à des événements externes défavorables, présente deux avantages. D'une part, elle est susceptible de renforcer les fondements des politiques publiques, en intégrant d'emblée la dimension temporelle du bien-être des ménages. Par exemple, la distinction entre la pauvreté durable – inhérente à la faiblesse de la consommation moyenne – et la pauvreté transitoire – due à une variation de la consommation – peut conduire à promouvoir des actions différenciées – plus axées sur la distribution des actifs pour la première, alors que la seconde appelle peut-être la mise en place de filets de sécurité adéquats. D'autre part, la considération de la vulnérabilité conduit à examiner également la situation des groupes non pauvres par rapport à leur probabilité de pauvreté. Il est à remarquer que, même en l'absence de données de panel, il est possible de prendre en compte le risque dans les investigations sur la pauvreté et l'inégalité.

Dans l'étude, malgré l'absence de données de panel, les deux enquêtes prioritaires de 1998 et 2003 du Burkina Faso permettent de caractériser la pauvreté par rapport au concept de vulnérabilité (Lachaud, 2003a). Le fondement de l'analyse est une variante de l'hypothèse du revenu permanent : un ménage peut être confronté à des privations chroniques lorsque la moyenne inter-temporelle de son bien-être est inférieure à un seuil donné – ligne de pauvreté –, ou à des privations transitoires mesurées par l'écart entre la pauvreté totale et la pauvreté chronique. A cet égard, la prise en compte du risque de variation du niveau de vie des ménages sous-tend cette analyse, et peut être reliée au concept de vulnérabilité précédemment défini – en termes de risque par rapport à des chocs adverses défavorables. Ainsi, la vulnérabilité d'un ménage peut être appréhendée comme la probabilité de pauvreté au temps t_1 , indépendamment de son niveau de vie au temps t_0 , c'est-à-dire le risque *ex ante* qu'il soit pauvre *ex post*, s'il ne l'est pas, ou qu'il demeure pauvre, s'il est déjà dans cette situation. A cet égard, des procédures économétriques appropriées suggèrent une stratification des ménages en six groupes :

(a) *ménages pauvres durables* : ménages dont les consommations par tête *actuelle* et *estimée*²⁰ sont inférieures au seuil de pauvreté ;

¹⁹ La relation est faiblement significative pour le Ghana, mais prévaut pour le Pakistan. Basu et Tzannatos (2003) citent quelques autres recherches critiquant l'hypothèse de pauvreté.

²⁰ Il s'agit de la consommation prédite en fonction des caractéristiques des ménages, ces dernières expliquant également la variance de la consommation par tête.

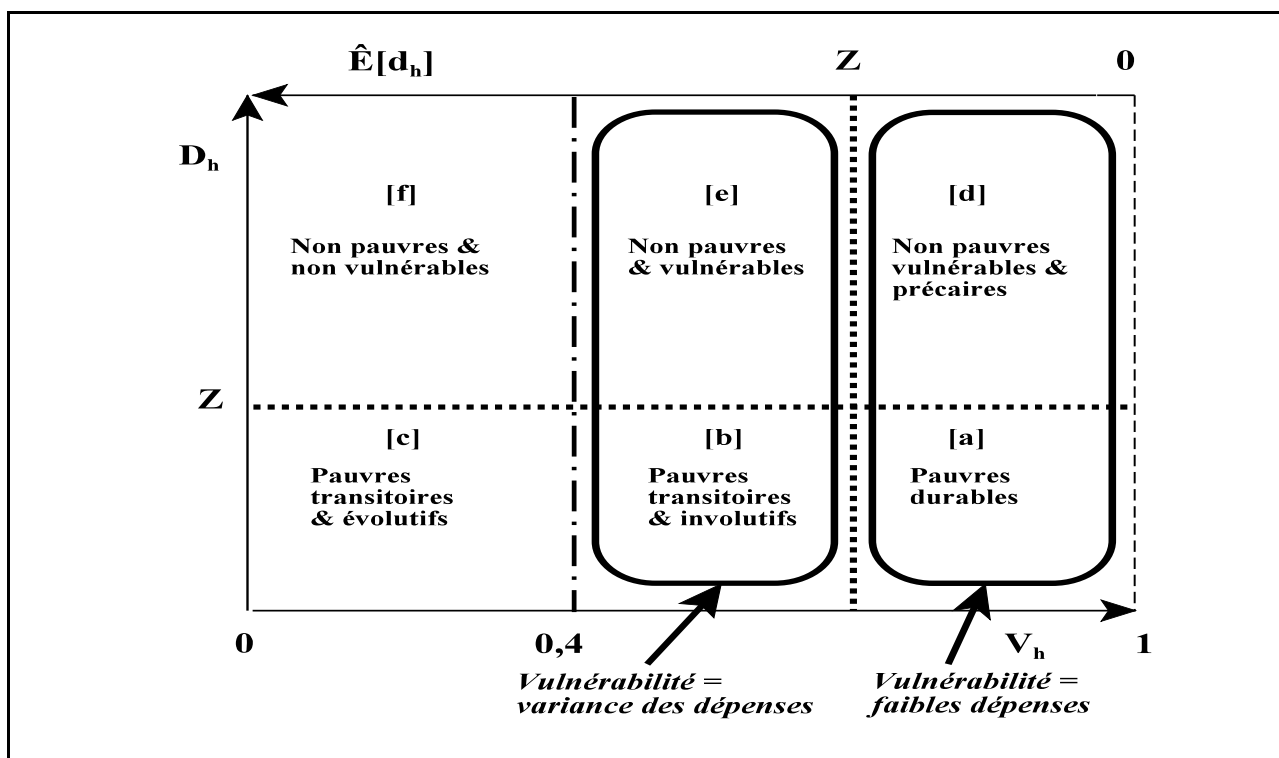


Figure 1 : Stratification des ménages selon la pauvreté et la vulnérabilité

(b) *ménages pauvres transitoires et involutifs* : ménages pauvres et fortement vulnérables - ménages dont : (i) la consommation par tête actuelle est inférieure au seuil de pauvreté ; (ii) la consommation par tête estimée est supérieure ou égale au seuil de pauvreté ; (iii) la vulnérabilité (probabilité de pauvreté) est supérieure ou égale à $0,4^{21}$;

(c) *ménages pauvres transitoires et évolutifs* : ménages pauvres mais faiblement vulnérables - ménages dont : (i) la consommation par tête actuelle est inférieure au seuil de pauvreté ; (ii) la consommation par tête estimée est supérieure ou égale au seuil de pauvreté ; (iii) la vulnérabilité (probabilité de pauvreté) est inférieure à $0,4$;

(d) *ménages non pauvres vulnérables et précaires* : ménages non pauvres et très vulnérables - ménages dont : (i) la consommation par tête actuelle est supérieure au seuil de pauvreté ; (ii) la consommation par tête estimée est inférieure au seuil de pauvreté ; (iii) la vulnérabilité (probabilité de pauvreté) est supérieure ou égale à $0,4$;

(e) *ménages non pauvres mais vulnérables* : ménages dont : (i) les consommations par tête actuelle et estimée sont supérieures au seuil de pauvreté ; (ii) la vulnérabilité est supérieure ou égale à $0,4$;

(f) *ménages non pauvres et non vulnérables* : ménages dont : (i) les consommations par tête actuelle et estimée sont supérieures au seuil de pauvreté ; (ii) la vulnérabilité est inférieure à $0,4$.

Les groupes (a), (b), (d) et (e) sont *très vulnérables* – probabilité supérieure ou égale à $0,4$ – parmi lesquels (a) et (b) sont pauvres, et (d) et (e) sont non pauvres. De ce fait, les groupes (c) et (f) sont *faiblement vulnérables* – probabilité inférieure à $0,4$. En outre, les groupes (a) et (d) sont vulnérables à cause de *faibles dépenses par tête*, tandis que la vulnérabilité de (b) et (e) provient d'une *fluctuation des dépenses* par personne des ménages. La figure 1 résume la stratification des ménages lorsque d_h , $\hat{E}[d_h]$ et \hat{v}_h représentent, respectivement, les dépenses par tête actuelles, les dépenses par tête escomptées et la vulnérabilité des ménages. Par conséquent, l'étude examine l'effet de la pauvreté durable et transitoire sur la participation des enfants au marché du travail, ainsi que par rapport à la scolarisation.

2. Définitions et sources statistiques

Dans la présente étude, le travail des enfants fait référence aux activités économiques exercées par les individus de 10-14 ans en 1998, et de 5-14 ans en 2003, pour au moins une heure au cours des 7 derniers jours.

²¹ On considère qu'un ménage qui a une probabilité de moins de 40 pour cent d'être pauvre à court terme peut être qualifié de « faiblement vulnérable ».

Par conséquent, la participation des enfants au marché du travail est appréhendée par rapport au concept de « population économiquement active » du moment. Ainsi, la population des « enfants au travail », prise en considération dans la recherche, concerne les personnes ayant répondu affirmativement à la question suivante : « *Est-ce que [Nom] a travaillé au cours des 7 derniers jours ?* », le manuel des enquêteurs spécifiant : « *ne serait-ce qu'une heure* ». En fait, cette formulation est celle qui est relative à l'enquête de 2003²². En 1998, les réponses à la question : « *[Nom] a-t-il/elle exercé une activité au cours des 7 derniers jours, ne serait-ce qu'une heure* » n'ont pas pu être exploitées. De ce fait, en 1998, le statut des individus par rapport au marché du travail a été déterminé en combinant les réponses aux deux questions suivantes : (i) « *Quel est votre statut d'occupation actuel ?* » ; (ii) « *Quelle est votre situation dans la profession ? [par rapport à l'emploi le plus occupé les 7 derniers jours]* ». Ainsi, les individus employés sont ceux ayant répondu simultanément être « occupés » à la première question²³, et engagés dans une profession particulière à la deuxième question. Ces divergences conceptuelles, dictées par les données des enquêtes, impliquent une certaine hétérogénéité quant à la spécification du travail des enfants au cours de la période, comme cela sera ultérieurement montré. De plus, les tranches d'âge diffèrent selon l'année de l'investigation statistique.

Plusieurs raisons expliquent ces choix méthodologiques. Premièrement, malgré les recommandations internationales (IPEC, 2002b), le concept plus étroit de « child labour » n'est pas pris en compte, faute d'informations permettant d'identifier les enfants de 12-14 ans travaillant moins de 14 heures par semaine²⁴. De plus, dans le contexte burkinabè, fortement liée à la société traditionnelle, la tranche d'âge 15-17 ans semble assez élevée, et il est impossible d'estimer le nombre d'enfants qui exercent des « travaux dangereux » ou des « pires formes de travail »²⁵. Deuxièmement, la disparité des tranches d'âge des enfants selon les années s'explique par l'hétérogénéité des bases de données utilisées, les deux dernières enquêtes prioritaires, exécutées par l'Institut national de la statistique et de la démographie. D'une part, il s'agit de la deuxième enquête prioritaire nationale, effectuée entre mai et août 1998, auprès de 8478 ménages. Les informations utilisées proviennent du questionnaire relatif aux familles, ce dernier comprenant les éléments suivants : renseignements sur le chef de ménage, composition démographique du ménage, santé, éducation – 6 ans et plus –, emploi – principal, secondaire et précédent pour les personnes âgées de 10 ans et plus –, logement et confort, bétail et exploitation agricole, entreprises et activités non agricoles, accès aux services de base – école primaire et secondaire, centre de santé et marché –, dépenses, revenus, avoirs du ménage, et anthropométrie des enfants de moins de 60 mois (INSD, 2000). D'autre part, la recherche mobilise les bases de données de l'enquête prioritaire réalisée entre avril et juillet 2003 auprès de 8500 ménages. Cette dernière présente des caractéristiques assez proches de la précédente, bien que quelques amendements aient été apportés au questionnaire, en particulier l'ajout d'un module relatif à l'impact de la crise ivoirienne sur les ménages, des changements quant aux concepts d'emploi et de chômage – période de référence, limite d'âge fixée à 5 ans –, ainsi que quelques modifications concernant les actifs des ménages²⁶. Il est à remarquer que ces sources statistiques sont utilisées fautes de données spécifiques pour l'étude du travail des enfants. Par exemple, les enquêtes prioritaires ne sont pas en mesure d'appréhender les diverses formes du travail des enfants, l'ampleur des activités des « enfants de la rue », et la contribution aux ressources de la famille lorsqu'ils sont sous tutelle.

Par ailleurs, dans la mesure où la modélisation des déterminants du travail des enfants fait également référence à leur scolarisation, l'étude appréhende cette dernière pour les individus des mêmes tranches d'âge, par rapport à la question : « *Est-ce que [Nom] fréquente actuellement l'école ?* ». Le fondement de cette approche, qui sera ultérieurement précisé, est la possibilité de choix interdépendants entre la participation au marché du travail et la scolarisation.

²² En fait, pour 2003, l'ensemble des actifs de 5 ans et plus ont été déterminés en considérant qu'une réponse positive à la question « *Pour qui [Nom] travaillait-il/elle pour son travail principal ?* » – au cours des 7 derniers jours – traduisait un accès effectif à l'emploi. Néanmoins, l'écart des effectifs avec la question directe sur l'emploi n'est que de l'ordre de 1 pour cent.

²³ Les autres possibilités offertes étaient : (i) Inoccupé mais ayant déjà travaillé ; (ii) Inoccupé mais n'a jamais travaillé ; (iii) Elève/étudiant ; (iv) Femme au foyer ; (v) Autres actifs ; (vi) Non déterminé.

²⁴ Les informations relatives au temps de travail ne concernent que les 12 derniers mois, et toute extrapolation à partir de cette base serait risquée.

²⁵ Mais il serait possible de mesurer le nombre d'enfants économiquement actifs âgés de 5 à 17 ans.

²⁶ Il est à remarquer que, dans une optique de prise en compte de la pauvreté, les biais de comparaison de ces deux enquêtes semblent réduits pour deux raisons au moins. D'une part, elles ont été réalisées au cours des mêmes périodes de l'année – mai-août 1998, et avril-juillet 2003 –, ce qui limite l'interférence des variations de la consommation et des prix. D'autre part, la même désagrégation des biens de consommation rend possible la comparaison des dépenses agrégées entre les deux années. Néanmoins, le fait que les enquêtes aient été exécutées lors de la période de soudure questionne la validité de la mesure de certaines variables, notamment le revenu et la consommation, sur une base annuelle.

Ainsi, les sources statistiques utilisées, et les options méthodologiques précédemment indiquées, ont permis la constitution des deux échantillons suivants. D'une part, l'enquête prioritaire de 1998 englobe 8350 enfants de 10-14 ans, issus de 4640 ménages – 4389 garçons et 3961 filles –, parmi lesquels 5515 sont « économiquement actifs » – 66,0 pour cent. D'autre part, l'enquête auprès des ménages de 2003 génère un échantillon de 16202 enfants de 5-14 ans – répartis dans 6039 ménages –, parmi lesquels 7140 participent au marché du travail – 44,1 pour cent. Les commentaires ultérieurs, inhérents au tableau 1, préciseront le profil du travail des enfants issu de ces échantillons.

3. Options analytiques

Dans un premier temps, un profil descriptif de la relation entre la participation des enfants au marché du travail, la scolarisation et la pauvreté est présenté. Néanmoins, afin de mieux appréhender l'impact de la pauvreté durable et transitoire sur le travail des enfants, deux approches économétriques sont proposées.

A. Modélisation en termes de choix interdépendants

Parmi la diversité des modèles disponibles, l'étude opte pour une approche où la scolarisation et le travail des enfants sont traités comme des *choix interdépendants*²⁷. De ce fait, on suppose que l'école a pour effet de soustraire les enfants de nombreuses activités, ce qui permet de tenter de savoir pourquoi les enfants travaillent plutôt que d'aller à l'école. Ainsi, en utilisant un modèle probit bivarié, il est possible de tester la probabilité pour les enfants de travailler et/ou d'aller à l'école. Ce type de modèle tient compte de l'existence de possibles distributions corrélées entre les deux équations de choix. Ainsi, dans ce modèle, il y a deux variables dépendantes binaires, l'une indiquant si l'enfant participe ou non à la population active, l'autre spécifiant la fréquentation scolaire ou non. Formellement, les équations réduites du modèle probit bivarié peuvent être exprimées par [1] et [2]²⁸ :

$$T_i^* = X_{i1}\beta_1 + \eta_i + \epsilon_{i1}, \text{ avec } T_i = 1 \text{ si } T_i^* > 0, 0 \text{ autrement} \quad [1]$$

$$E_i^* = X_{i2}\beta_2 + \eta_i + \epsilon_{i2}, \text{ avec } E_i = 1 \text{ si } E_i^* > 0, 0 \text{ autrement} \quad [2]$$

où ϵ_{i1} et ϵ_{i2} sont les termes aléatoires de moyenne nulle et de variance unitaire, et ρ est le coefficient de corrélation qui mesure la corrélation entre les termes aléatoires des équations, les facteurs omis, soient :

$$\begin{aligned} E[\epsilon_{i1} | X_{i1}, X_{i2}] &= E[\epsilon_{i2} | X_{i1}, X_{i2}] = 0 ; \\ \text{Var}[\epsilon_{i1} | X_{i1}, X_{i2}] &= \text{Var}[\epsilon_{i2} | X_{i1}, X_{i2}] = 1 \\ \text{Cov}[\epsilon_{i1}, \epsilon_{i2} | X_{i1}, X_{i2}] &= \rho \end{aligned}$$

A cet égard, on peut considérer que T_i^* et E_i^* représentent le gain net escompté pour le ménage, respectivement, de faire travailler les enfants et de les scolariser. Néanmoins, seuls les choix $T_i = 1$, si l'enfant travaille, sinon 0 – et $E_i = 1$, si l'enfant fréquente l'école, sinon 0 – sont observés. Les vecteurs relatifs aux enfants, à la famille et à la communauté, susceptibles d'expliquer la participation au marché du travail et la scolarisation, sont indiqués, respectivement, par X_{i1} et X_{i2} . Par ailleurs, les formes fonctionnelles [1] et [2] incluent des variables binaires η_i , spécifiant la localisation géographique des ménages ou des individus. Ces variables binaires se réfèrent aux 45 provinces du Burkina Faso lorsque l'échantillon englobe la totalité des ménages – ou les ménages ruraux –, et aux 19 provinces pour le sous-échantillon relatif aux familles urbaines. Deux raisons expliquent la prise en compte explicite du rôle de la localisation spatiale dans l'analyse des déterminants du travail et de la scolarisation des enfants. D'une part, l'absence de contrôle par la localisation spatiale peut induire un biais quant à l'effet des caractéristiques non géographiques sur le travail des enfants et la scolarisation. Ceci est particulièrement vrai dans un pays essentiellement agricole comme le Burkina Faso,

²⁷ La littérature empirique sur ce sujet met en évidence une variété de modèles économétriques utilisés, selon que l'on admet des décisions simultanées ou séquentielles dans le ménage concernant le choix du travail des enfants. Par exemple, Grootaert (1998) met en oeuvre un probit séquentiel. Canagarajah et Coulombe (1997), Nielsen (1998), Diallo (2001), et Duryea et Arends-Kuenning (2003) utilisent un probit bivarié, tandis que Maitra et Ray (2000) fondent leur étude à la fois sur un logit multinomial et un probit ordonné. Enfin, Blunch et Verner (2000) modélisent le travail des enfants uniquement à l'aide d'un modèle probit.

²⁸ Ce modèle ne comporte pas d'équations séparées permettant la détermination du niveau de vie en fonction des divers actifs du ménage.

où l'une des caractéristiques importantes, déterminant le niveau de vie, est la localisation géographique, notamment la spécificité des zones agro-écologiques. Ainsi, à trois grands types de climats – sahélien, nord-soudanien et sud-soudanien – influençant fortement l'ampleur et la répartition de la pluviométrie dans l'espace et dans le temps, correspondent trois grandes régions agricoles aux caractéristiques suivantes. La région sahélienne, au nord du pays, a une production agricole faible et très aléatoire, consécutivement à une pluviométrie faible, compensée en partie par l'élevage. La région nord-soudanienne, au centre, plus favorisée sur le plan climatique, a des déficits agricoles moins fréquents, mais connaît quelques crises alimentaires en raison des faibles rendements et de l'insuffisance de la production. La région sud-soudanienne, au sud-ouest du pays, est favorisée par des sols assez riches et par une pluviométrie abondante et mieux répartie. Dans cette zone, la production agricole est bonne et régulière, bien que les techniques culturales ne permettent pas d'importants excédents. Les déficits vivriers y sont faibles et rares, et les activités économiques y sont plus diversifiées. En réalité, on observe une hétérogénéité intra-régionale pouvant être captée au niveau des provinces²⁹. De ce fait, la localisation géographique est exogène, et a un impact direct sur le niveau de vie. De plus, l'hétérogénéité spatiale concerne d'autres aspects, par exemple, l'éducation des adultes, les infrastructures, etc. qui interviennent en tant que variables explicatives dans [1] et [2]. D'autre part, dans la mesure où les enquêtes auprès des ménages disponibles ne fournissent pas d'éléments permettant d'appréhender les facteurs de la demande du travail des enfants, par exemple, les opportunités d'emploi des jeunes, la recherche considère que le contrôle par la localisation spatiale peut constituer une approximation des déterminants de la demande³⁰.

Néanmoins, dans la présente étude, les facteurs de l'offre sont privilégiés, non seulement pour des raisons statistiques, mais également parce que les caractéristiques de l'enfant et du ménage semblent jouer un rôle décisif dans la répartition du temps des enfants entre le travail et la scolarisation. Ainsi, s'agissant des déterminants de l'offre, l'âge et le sexe des enfants sont des facteurs importants qui influencent la probabilité de travailler, comme l'indique le tableau 1. De même, le fait d'être un enfant du chef de ménage peut conduire à une allocation du temps différencié, par rapport aux autres enfants du groupe. Enfin, le niveau d'instruction des enfants est un élément qui peut conditionner l'entrée sur le marché du travail. En ce qui concerne le ménage et/ou les parents, plusieurs facteurs sont pris en compte. Premièrement, l'évidence empirique montre que le niveau d'instruction et le statut sur le marché du travail des parents et/ou du chef de ménage affectent la participation des enfants au marché du travail³¹. Il en est de même du sexe du chef de ménage – tableau A1, en annexes –, car, lorsque ce dernier est géré par une femme, le taux de dépendance tend à être plus élevé. Par ailleurs, les modèles incluent l'âge du chef de ménage, une variable susceptible d'être une approximation du cycle de vie de la famille. Deuxièmement, la composition démographique du ménage est aussi en rapport avec le travail des enfants. En principe, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de participer au marché du travail croît avec le nombre d'enfants dans le ménage, tandis que l'inverse prévaut pour l'investissement en capital humain. Troisièmement, une ou plusieurs variables binaires permettent de spécifier le niveau de vie du ménage. Lorsque ce dernier est considéré *ex post*, une variable binaire indique la situation de pauvreté du ménage. Par contre, lorsque le bien-être est appréhendé par rapport au risque de pauvreté, trois variables binaires permettent d'apprécier si le ménage est « pauvre durable », « pauvre transitoire involutif » ou « pauvre transitoire évolutif ». Il est à remarquer que, malgré la corrélation observée entre la pauvreté et le travail des enfants, la variable inhérente aux dépenses par tête n'est pas incluse dans le modèle à cause de son caractère endogène³². Quatrièmement, l'étude tente de prendre en compte des variables communautaires qui peuvent influencer l'accès des jeunes au marché du travail ou à l'école. A cet égard, le temps d'accès à l'école primaire et au collège est intégré dans le modèle, et peut représenter – partiellement – le coût d'opportunité de la fréquentation scolaire.

B. Modélisation économétrique spatiale

Afin d'approfondir l'analyse précédente, une approche économétrique spatiale est également proposée, les informations relatives au travail des enfants, à la pauvreté, et à d'autres paramètres, étant évaluées pour

²⁹ Par exemple, dans la zone nord-soudanienne, prévaut un secteur à forte capacité de production, représenté par l'aire cotonnière de l'ouest du pays – provinces des Banwa, de la Kossi, du Mouhoun et des Balé –, et une zone de production céréalière dynamique, cette dernière bénéficiant de conditions climatiques relativement bonnes, de la culture attelée, de l'arrière effet des engrais chimiques utilisés pour la production du coton et de l'extension des superficies emblavées.

³⁰ Des facteurs de l'offre du travail des enfants pourraient être considérés comme des facteurs de la demande, et vice-versa.

³¹ En 1998, 75,3 pour cent des enfants pris en compte sont les enfants du chef. En 2003, ils sont 82,9 pour cent.

³² Plusieurs variables du modèle, notamment le capital humain et le statut du travail, déterminent le niveau de vie du ménage.

chacune des 45 provinces du Burkina Faso, correspondant au découpage administratif sous-jacent aux enquêtes de 1998 et 2003. A cet égard, deux éléments d'analyse doivent être pris en compte.

Premièrement, la configuration des données ne peut exclure la *dépendance spatiale* des observations au sein des deux échantillons, c'est-à-dire le fait qu'une observation localisée dans une province p dépende d'autres observations inhérentes aux provinces $k \neq p$. En effet, d'une part, les informations collectées associées aux unités spatiales – les provinces – peuvent refléter des erreurs de mesure, les limites administratives ne reflétant pas réellement les processus susceptibles d'être appréhendés. Par exemple, la pauvreté d'une région p peut être liée à celle d'une autre région k si les membres actifs des ménages résidant en p – lieu de collecte des informations – ont accès à des emplois faiblement rémunérés en k . D'autre part, la dimension spatiale des activités économiques peut être un aspect important de la modélisation, lorsque prévalent des effets d'interaction spatiale, des hiérarchies de localisation et des externalités spatiales. Ainsi, le dynamisme économique d'une agglomération d'une province peut s'expliquer par la proximité d'une autre province englobant un centre urbain important. Lorsque ces situations prévalent, les coefficients des estimations par les moindres carrés sont biaisés et non efficaces. Mais, la prise en compte de l'auto-corrélation spatiale dans les modèles de régression dépend de la forme des hypothèses formulées (Anselin, 1988 ; Anselin, Bera, 1997 ; LeSage, 1998).

Deuxièmement, outre la dépendance spatiale, la configuration des données ne peut exclure la présence d'*hétérogénéité spatiale* ou d'instabilité structurelle. En d'autres termes, l'hypothèse d'une relation fixe entre les variables explicatives et la variable dépendante n'est pas nécessairement vraie, ce qui implique la spécification de régimes spatiaux, c'est-à-dire l'introduction de restrictions quant à la nature de la variation de la relation dans l'espace.

Ces deux éléments expliquent l'approche économétrique spatiale de la présente étude. Dans un premier temps, l'étude met en oeuvre une forme limitée de changement structurel spatio-temporel, considérée par rapport à l'année des enquêtes, à l'aide d'un modèle spatial auto-régressif mixte, en présence ou non d'hétéroscédasticité³³. Formellement, il peut être exprimé par [3] et [4] :

$$\text{Log } T_{r0} = \alpha_0 + X_{r0}\beta_0 + \epsilon_{r0}, \text{ pour } d = 0 \quad [3]$$

$$\text{Log } T_{r1} = \alpha_1 + X_{r0}\beta_1 + \epsilon_{r1}, \text{ pour } d = 1 \quad [4]$$

avec : (i) $\epsilon_r \sim N(0, \sigma^2)$; (ii) $\rho W \log T_r$, une variable dépendante spatialement retardée ; (iii) W , une matrice de pondérations spatiales ; (iv) ρ , le coefficient spatial auto-régressif, et ; (v) d , le régime spatio-temporel, c'est-à-dire l'année de l'enquête – 1998 = 0, et 2003 = 1. Dans la recherche, W est une matrice standardisée – par rapport aux lignes – de contiguïté d'ordre un, élaborée en termes de frontières communes des provinces. Ignorer cette forme d'auto-corrélation spatiale est comparable aux conséquences qui résultent de l'omission d'une variable indépendante dans un modèle de régression. Dans les modèles, X_r est un vecteur de variables explicatives exprimant, au niveau des provinces r et sous forme logarithmiques, les indices de pauvreté – globale, durable ou transitoire –, le taux d'urbanisation et le taux de scolarisation. Quant à T_r , il représente le log du taux provincial de participation des enfants au marché du travail. Cette modélisation les échantillons des enfants de 10-14 ans.

La mise en oeuvre de cette approche conduit à plusieurs observations additionnelles. Tout d'abord, les modèles des régimes spatiaux sont exécutés en estimant simultanément les coefficients des deux régimes, et l'hypothèse nulle d'absence d'auto-corrélation spatiale – $H_0 : \rho = 0$ – peut être appréhendée par des tests du multiplicateur de Lagrange, développés par Anselin (1988) et d'autres auteurs (Anselin, Bera, Florax, Yoon, 1996)³⁴. Ensuite, certains modèles – tableau 6 – sont estimés en tenant compte de l'hétéroscédasticité par rapport aux années de l'enquête. Enfin, il importe de vérifier la stabilité des coefficients selon les régimes – l'année – à l'aide du test de Chow spatial – $H_0 : \alpha_0 = \alpha_1 ; \beta_0 = \beta_1$ –, distribué selon la statistique de Wald. Ce test est exécuté conjointement pour tous les coefficients, et séparément pour chacun d'entre eux.

Par ailleurs, pour 2003, l'étude propose une estimation des déterminants du taux régional de participation des enfants de 5-14 ans au marché du travail selon [5] – avec les notations habituelles.

$$\text{Log } T_r = \alpha + \rho W \log T_r + X_r \beta + \epsilon_r \quad [5]$$

³³ Les estimations avec ce modèle sont jugées meilleures qu'avec le modèle avec erreurs spatiales, où la dépendance spatiale est appréhendée en tant que perturbation, soit dans le cadre d'un processus auto-régressif, soit par rapport à une moyenne mobile.

³⁴ Le test usuel est de nature asymptotique, valable sous l'hypothèse de normalité, et distribué selon une statistique du Chi² à un degré de liberté.

3. Travail des enfants, scolarisation et pauvreté : profil descriptif

Cette section présente un profil descriptif du travail des enfants et de la scolarisation, en relation avec les approches *ex post* et *ex ante* de la pauvreté.

1. Participation au marché du travail et scolarisation

Le tableau 1 montre que 44,1 pour cent des enfants de 5 à 14 ans travaillent en 2003, la proportion étant assez équilibrée entre les filles et les garçons – respectivement, 44,8 et 43,3 pour cent. Cette incidence de la participation des enfants au marché du travail est proche de la moyenne pour l’Afrique en 1995 – 41,4 pour cent, (BIT, 1998) –, mais demeure sensiblement plus élevée que les estimations plus récentes pour le continent – 29,0 pour cent, (IPEC, 2004) –, d’autres régions du monde³⁵ ou de certains pays d’Afrique. Ainsi, en Zambie en 1993, Nielsen (1998) indique que 8,0 pour cent des enfants de 7-14 ans ont eu une activité économique les 7 derniers jours, tandis que Canagarajah et Coulombe (1997) estiment qu’en 1992 la proportion était de 28,0 pour cent au Ghana. S’agissant de la Côte d’Ivoire, le taux de participation des enfants de 7-14 ans était estimé à 19,3 pour cent en 1988 (Grootaert, 1998), et à 21,6 pour cent en 1995 pour les 6-14 ans (Diallo, 2001). Plus récemment, Blunch et Verner (2000) suggèrent que l’incidence du travail des enfants de 5-14 ans ne serait que de 1,8 pour cent en 1997 au Ghana – estimation bien inférieure à celle de l’IPEC qui est de l’ordre de 30 pour cent.

Naturellement, en 2003, l’incidence du travail des enfants est beaucoup plus forte pour la classe d’âge 10-14 ans – 52,7 pour cent –, comparativement à la classe d’âge de 5-9 ans – 37,3 pour cent. Ce constat prévaut quel que soit le sexe, bien que l’écart semble légèrement plus élevé pour les filles. En d’autres termes, l’incidence du travail des filles de 10-14 ans est supérieure de 3,3 points de pourcentage à celle des garçons. Les données relatives à 1998 confirment cette situation, mais les taux de participation ne sont pas réellement comparables à ceux de 2003, compte tenu des incertitudes conceptuelles liées à l’enquête de 1998. Quoiqu’il en soit, l’existence d’un écart des taux de participation au marché du travail selon le sexe, en défaveur des filles, semble être mise en évidence par plusieurs études relatives à différentes parties du monde (Maitra, Ray, 2000 ; Diallo, 2001 ; Blunch, Verner, 2000).

En outre, le tableau A1, en annexes, montre que, quels que soient le sexe et l’âge des enfants, la quasi-totalité sont des « apprentis ou aide familiaux ». L’incidence de ce statut prévaut indépendamment de l’année de l’enquête. Ainsi, en 1998 et 2003, respectivement, 99,2 et 97,5 pour cent des enfants de 10-14 ans sont des apprentis ou des aides familiaux. A cet égard, ce résultat s’explique largement par le fait que 96,4 pour cent des enfants qui travaillent résident en milieu rural – 97,0 et 95,8 pour cent, respectivement, pour les groupes d’âge de 5-9 ans et de 10-14 ans. Cela signifie que le travail des enfants prévaut surtout dans les exploitations agricoles et, dans une moindre mesure, le secteur informel urbain. D’ailleurs, le caractère saisonnier de l’activité agricole explique, en partie, l’intermittence de la participation des enfants au marché du travail – tableau A1, en annexes. En effet, les deux enquêtes montrent que les enfants travaillent environ les trois quarts de l’année – 9,9 et 9,2 mois, respectivement, en 1998 et 2003 pour les 10-14 ans –, et que plus de 85 pour cent travaillent plus de 6 mois. Par exemple, l’investigation statistique de 2003 indique que 43,3 et 40,9 pour cent des enfants de 10-14 ans ont travaillé, respectivement, 7-9 mois et 10-12 mois au cours des 12 derniers mois. En outre, le désavantage des filles semble également prévaloir en termes de temps de travail, quel que soit l’âge – 47,4 et 45,5 pour cent, respectivement, des filles et des garçons de 5-14 ans ont travaillé entre 10 et 12 mois en 2003. Dans ce contexte, le rôle des normes sociales est fondamental. Néanmoins, les enquêtes habituelles auprès des ménages ne sont pas toujours adaptées pour appréhender la spécificité des statuts du travail des enfants. Le concept d’« apprenti » ou d’« aide familial » peut traduire différentes situations en termes de tutelle ou de rupture avec la famille élargie, c’est-à-dire de conditions de travail. De plus, pour des raisons techniques, les enquêtes auprès des ménages appréhendent mal le travail des « enfants de la rue » en milieu urbain³⁶.

Les caractéristiques du chef de ménage semblent influencer l’ampleur du travail des enfants. Tout d’abord, l’incidence du travail des enfants est un peu plus forte dans les ménages gérés par un homme, comparativement aux ménages féminins – 44,4 et 38,4 pour cent, respectivement, en 2003. A cet égard, fort logiquement, l’écart augmente sensiblement avec l’âge des enfants. Il est seulement de 3 points de pourcentage pour la classe d’âge de 5-9 ans, contre 12 points de pourcentage pour celle de 10-14 ans. D’ailleurs, cette

³⁵ Le ratio des enfants économiquement actifs est de 19,0 et 16,0 pour cent, respectivement, en Asie et en Amérique latine (IPEC, 2004).

³⁶ Voir sur ce point, Diallo (2001) en ce qui concerne la Côte d’Ivoire.

Tableau 1 : Incidence du travail des enfants – 5-14 ans et plus – selon l'année, le niveau de vie du ménage, le milieu, l'âge et le sexe – pourcentage – Burkina Faso 1998-2003

Année/sexe/âge	1998			2003								
	Garçons		Total	Garçons			Filles			Total		Total
	10-14 ans	10-14 ans		5-9 ans	10-14 ans	Total	5-9 ans	10-14 ans	Total	5-9 ans	10-14 ans	
Ménage												
Niveau de vie ex post¹												
Pauvres	75,4	79,7	77,4	43,6	58,9	50,3	45,1	65,3	53,5	44,3	61,9	51,9
Riches	34,1	34,0	34,1	19,2	31,7	24,9	22,0	30,7	26,0	20,6	31,2	25,5
Niveau de vie ex ante												
Pauvres durables	76,6	82,1	79,2	37,9	54,8	45,3	40,7	61,8	49,4	39,3	58,2	47,3
Pauvres transitoires involutifs	72,8	78,8	75,5	57,3	69,2	62,6	51,4	68,0	58,0	54,4	68,7	60,5
Pauvres transitoires évolutifs	71,4	71,1	71,3	50,2	63,4	56,0	51,9	71,2	60,1	50,9	67,1	57,9
Non pauvres vul. précaires	65,5	67,4	66,4	25,9	43,2	33,6	26,8	50,3	36,4	26,4	46,5	35,0
Non pauvres vulnérables	63,3	59,8	61,9	40,9	44,3	42,3	39,5	53,5	45,2	40,2	48,8	43,7
Non pauvres	36,8	38,6	37,7	30,4	42,5	36,1	30,1	35,7	32,7	30,2	39,2	34,4
Milieu												
Rural	73,7	78,1	75,8	41,7	58,6	49,1	42,6	63,7	51,3	42,1	61,0	50,2
Urbain Centre	7,9	8,2	8,0	1,4	7,6	4,6	5,3	10,6	7,9	3,5	9,2	6,4
Autres villes	23,5	15,6	19,7	10,7	16,9	13,6	12,2	14,8	13,4	11,4	15,9	13,5
Ensemble	64,9	67,3	66,0	37,7	51,2	43,3	37,7	54,5	44,8	37,3	52,7	44,1
N	2849	2666	5515	1714	1896	3610	1713	1817	3530	3427	3713	7140

(1) Les « riches » correspondent aux 30 pour cent du haut de la distribution, et le groupe des « intermédiaires » n'est pas pris en compte.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

Tableau 2 : Incidence du travail et de la scolarisation des enfants – 5-14 ans et plus – selon l'année, le niveau de vie du ménage, le milieu et l'âge – pourcentage – Burkina Faso 1998-2003

Année	1998 – 10-14 ans ¹				2003 – 10-14 ans ¹				2003 – 5-14 ans ¹			
	Travail seul	Ecole seule	Travail & école	Abs. travail & école	Travail seul	Ecole seule	Travail & école	Abs. travail & école	Travail seul	Ecole seule	Travail & école	Abs. travail & école
Ménage												
Niveau de vie ex post²												
Pauvres	74,9	17,3	2,5	5,3	60,7	24,8	1,3	13,2	51,0	19,7	0,9	28,4
Riches	31,7	55,4	2,4	10,6	30,9	52,4	0,3	16,4	25,2	45,6	0,2	28,9
Niveau de vie ex ante												
Pauvres durables	76,6	16,3	2,6	4,6	57,1	25,6	1,0	16,3	46,6	20,0	0,7	32,6
Pauvres transitoires involutifs	72,8	18,7	2,6	5,8	68,1	20,4	0,7	10,9	59,7	17,0	0,8	22,5
Pauvres transitoires évolutifs	69,4	20,5	1,9	8,2	65,2	24,5	1,8	8,5	56,7	19,7	1,2	22,3
Non pauvres vul. précaires	62,6	27,4	3,5	6,2	46,1	34,1	0,4	19,4	34,7	27,6	0,3	37,4
Npn pauvres vulnérables	58,4	30,7	3,5	7,4	48,4	36,9	0,3	14,4	43,6	28,3	0,1	28,0
Non pauvres	35,4	51,1	2,2	11,3	38,2	48,1	1,0	12,6	33,8	40,7	0,6	25,0
Milieu												
Rural	72,6	21,9	3,2	5,5	59,9	24,3	1,1	14,7	49,4	19,6	0,7	30,3
Urbain Centre	7,9	77,9	0,1	14,1	8,9	78,3	0,4	12,4	6,1	70,6	0,3	23,0
Autres villes	18,8	67,6	1,0	13,6	15,2	71,2	0,6	13,0	13,1	60,2	0,4	26,3
Ensemble	63,3	27,1	2,8	6,8	51,8	32,9	1,0	14,4	43,4	26,5	0,7	29,4
N	5283	2266	232	569	3642	2312	71	1010	7032	4294	108	4767

(1) La somme des enfants : (i) travail seul ; (ii) école seule ; (iii) travail et école ; (iv) sans travail et sans école, est égale à 100 pour cent ; (2) Les « riches » correspondent aux 30 pour cent du haut de la distribution, et le groupe des « intermédiaires » n'est pas pris en compte.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

situation prévaut indépendamment du sexe des enfants. Observons que, pour 1998, les écarts de participation au marché du travail des enfants de 10-14 ans sont plus importants que pour 2003. Ensuite, indépendamment du sexe, le travail des enfants, est inversement corrélé au niveau d'instruction du chef de ménage. En 2003, l'incidence du travail des enfants de 5-14 ans est de 48,0 pour cent dans les ménages dont le chef est sans instruction, mais seulement de 8,7 pour cent lorsque ce dernier a eu accès au niveau du secondaire. Enfin, le travail des enfants est le plus répandu dans les ménages dont le chef est agriculteur, un constat qui résulte des observations précédentes. Par exemple, en 2003, les taux de participation des enfants de 5-14 ans au marché du travail étaient de 50,4 et 3,4 pour cent, respectivement, pour les ménages gérés par un agriculteur de subsistance et un salarié du secteur public. L'écart des taux d'emploi selon le milieu confirme cette situation – tableau 1.

Tableau 3 : Incidence du travail et de la scolarisation des enfants – 5-14 ans et plus – selon l'âge et le sexe – pourcentage – Burkina Faso 1998-2003

Année	1998				2003			
	Travail seul	Ecole seule	Travail & école	Abs. travail & école	Travail seul	Ecole seule	Travail & école	Abs. travail & école
Enfants								
Age (année)								
5	-	-	-	-	34,6	3,3	0,0	62,1
6	-	-	-	-	35,7	9,7	0,1	54,5
7	-	-	-	-	38,6	25,5	0,4	35,6
8	-	-	-	-	37,0	37,6	0,7	24,6
9	-	-	-	-	39,5	38,5	0,9	21,0
10	61,3	27,5	2,9	8,3	45,9	34,2	1,3	18,6
11	58,9	30,6	3,3	7,2	45,5	36,6	0,9	17,0
12	63,9	27,1	3,1	5,9	55,6	31,6	0,8	11,9
13	65,7	24,7	2,7	6,9	54,0	31,4	1,0	13,6
14	67,2	25,6	1,8	5,4	58,7	30,7	0,8	9,7
Sexe								
Garçons	61,4	30,8	3,5	4,3	42,5	29,7	0,8	27,0
Filles	65,4	23,1	1,9	9,6	44,3	23,2	0,5	32,0
Ensemble	63,3	27,1	2,8	6,8	43,4	26,5	0,7	29,4

(1) La somme des enfants : (i) travail seul ; (ii) école seule ; (iii) travail et école ; (iv) sans travail et sans école est égale à 100 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

Dans la mesure où le travail et la scolarisation des enfants sont deux activités interdépendantes, il peut être intéressant d'examiner la distribution des différents choix³⁷. Le tableau 2 montre que la majeure partie des enfants ont pour unique activité le travail, une occupation qui, fort logiquement, croît avec l'âge : 43,4 et 51,8 pour cent, respectivement, pour les classes d'âge de 5-14 ans et de 10-14 ans en 2003³⁸. De ce fait, environ un quart et un tiers des enfants, respectivement, de 5-14 ans et 10-14 ans vont uniquement à l'école. Un tel résultat s'explique par la faiblesse du taux net de scolarisation primaire dans le pays, ce dernier étant estimé à 36 pour cent en 2000-01 (UNDP, 2003). En outre, en 2003, l'enquête révèle qu'une proportion importante d'enfants de 10-14 ans – 14,4 pour cent – n'ont ni travail, ni accès à l'école. Le tableau 3 présente la répartition des activités des enfants selon l'âge et le sexe. On observe que l'exercice unique d'un travail croît avec l'âge, et qu'au-delà de 9-10 ans, la scolarisation seule diminue. Par ailleurs, l'avantage des garçons, comparativement aux filles, apparaît nettement. D'une part, les filles travaillent davantage que les garçons – 44,3 et 42,5 pour cent, respectivement, en 2003 pour le groupe d'âge de 5-14 ans. D'autre part, elles sont moins scolarisées que les garçons. L'écart est d'environ de 7 points de pourcentage en 1998 et 2003, et correspond approximativement au différentiel du taux brut de scolarisation combiné des niveaux primaire, secondaire et supérieur, observé en 2000-01 (UNDP, 2003)³⁹.

2. Pauvreté et incidence du travail des enfants

Le niveau de vie semble un facteur important du travail des enfants. A cet égard, les tableaux 2 et 3 appellent deux séries d'observations.

Premièrement, en 2003, l'incidence du travail des enfants, par rapport au niveau de vie *ex post*, est deux fois plus forte dans les ménages pauvres que dans les ménages riches – 25,5 et 51,9 pour cent, respectivement –, indépendamment du sexe et de l'âge des enfants. L'investigation statistique de 1998 produit des taux de participation plus élevés, mais le rapport de ces derniers selon les ressources des ménages est comparable. Néanmoins, le tableau 1 tend à montrer que, dans les ménages pauvres, les filles de 10-14 ans ont tendance à travailler relativement plus que les garçons. Par exemple, en 2003, alors qu'un peu moins d'un tiers des enfants des deux sexes travaillent dans les ménages du haut de la distribution, dans les familles pauvres, 65,3 pour cent des filles participent au marché du travail, contre 58,9 pour cent des garçons. Ce différentiel de taux de participation au marché du travail selon le niveau de vie des ménages est également affiché au tableau 2. Par exemple, en 2003, les enfants travailleurs de 10-14 ans des ménages pauvres et riches sont, respectivement, de 60,7 et 30,9 pour cent, des ratios quasiment inversées s'agissant de la scolarisation seule – 24,8 et 52,4 pour

³⁷ Les commentaires portent uniquement sur l'année 2003.

³⁸ Mais, ces enfants pourraient être impliqués dans des activités illicites.

³⁹ Le taux brut de scolarisation combiné des niveaux primaire, secondaire et supérieur est de 27 et 18 pour cent, respectivement, pour les garçons et les filles en 2000-01 (UNDP, 2003).

cent⁴⁰. Par contre, la proportion des enfants qui ne travaillent pas et qui ne fréquentent pas l'école est sensiblement la même selon le niveau de vie des ménages, sauf pour les 10-14 ans où elle est légèrement plus faible dans les ménages pauvres. Corrélativement, le travail des enfants est beaucoup plus développé dans le milieu rural. En effet, en 2003, la participation des enfants de 5-14 ans au marché du travail est de 50,2 pour cent dans les zones rurales, mais seulement de 6,4 pour cent dans la capitale. Naturellement, ces taux varient selon l'âge : (i) dans le milieu rural, 61,0 et 42,1 pour cent, respectivement, pour les groupes d'âges de 10-14 ans et de 5-14 ans ; (ii) dans la capitale, 9,2 et 3,5 pour cent, respectivement, pour les classes d'âge de 10-14 ans et de 5-14 ans. A cet égard, on observe quelques différences entre les filles et les garçons. D'une part, les filles de 10-14 ans ont tendance à travailler davantage que leurs homologues masculins dans le milieu rural – 63,7 et 58,6 pour cent, respectivement, en 2003. D'autre part, dans les villes, le travail des filles semble plus développé que pour les garçons, quelle que soit la tranche d'âge. Par exemple, à Ouagadougou, 7,9 et 4,6 pour cent, respectivement, des filles et des garçons de 5-14 ans sont au travail, contre 10,6 et 7,6 pour cent pour les jeunes de 10-14 ans.

Deuxièmement, l'intégration du risque à l'analyse des privations – niveau de vie *ex ante* – amende sensiblement la relation entre la pauvreté et le travail des enfants, notamment en 2003. Le tableau 1 met en évidence une forte hétérogénéité des taux de participation selon les formes de pauvreté. En ce qui concerne le groupe d'âge de 5-14 ans, le différentiel des taux de participation au marché du travail entre les enfants des ménages frappés par la pauvreté durable et ceux des familles pauvres transitoirement est considérable : 13,2 et 10,6 pour cent, respectivement, pour les pauvres transitoires involutifs et les pauvres transitoires évolutifs. En d'autres termes, la proportion des enfants travailleurs de 5-14 ans apparaît beaucoup moins élevée lorsque les ménages sont pauvres durables – 47,3 pour cent –, comparativement à ceux qui sont pauvres de manière transitoire – 58,5 pour cent. La prise en considération de l'âge des enfants n'altère pas ce nouveau schéma. Quel que soit l'âge des enfants, l'incidence des activités économiques de ces derniers est inférieure de l'ordre de 10 pour cent dans les ménages pauvres durables, par rapport aux ménages pauvres transitoires. En fait, indépendamment du sexe, les taux de participation des enfants de 5-9 ans, appartenant aux ménages pauvres durables, sont à présent comparables à ceux de certains ménages situés en dessus de la ligne de pauvreté, notamment les non pauvres vulnérables. Ainsi, pour l'ensemble des enfants, ils s'élèvent, respectivement, à 39,3 et 40,2 pour cent – tableau 1. Par ailleurs, la prise en considération du sexe des enfants suggère que les écarts des taux de participation au sein des ménages pauvres sont plus élevés pour les filles que pour les garçons. Par exemple, entre les ménages pauvres transitoires involutifs et les ménages pauvres durables, les écarts de participation au marché du travail sont de 8,6 et 17,3 pour cent, respectivement, pour les filles et les garçons de 5-14 ans. Ces disparités *relatives* sont encore accrues pour ceux qui ont moins de 10-14 ans. Le tableau 2 produit des commentaires comparables en ce qui concerne les enfants travailleurs, mais montre une plus grande stabilité des taux de fréquentation scolaire pour les ménages pauvres.

Ainsi, il se pourrait que des chocs, accentuant subitement la précarité des ménages, aient une influence sur la participation des enfants au marché du travail. Cependant, les filles apparaissent un peu moins touchées dans la mesure où leur engagement dans la vie économique est déjà un peu plus élevé que celui des garçons. La validité de ces résultats descriptifs appelle une analyse économétrique, assurant un contrôle par des facteurs d'offre – caractéristiques des enfants et des ménages – et de demande – localisation spatiale et aspects communautaires.

4. Travail des enfants et pauvreté : approche en termes de choix interdépendants

L'analyse est menée successivement par rapport à la pauvreté monétaire et en prenant en compte le risque de cette dernière.

1. Analyse en termes de bien-être ex post

Les coefficients de régression, relatifs à la *pauvreté*, du modèle probit bivarié des déterminants du travail et de la scolarisation des enfants, pour 1998 et 2003, et diverses classes d'âge et milieux, sont affichés au tableau 4, tandis que le tableau A2, en annexes, présente l'ensemble des coefficients inhérents au modèle

⁴⁰ L'écart de scolarisation seule est plus élevé pour les 5-14 ans : 19,7 et 45,6 pour cent, respectivement, dans les ménages pauvres et riches.

Tableau 4 : Coefficients de régression relatifs à la pauvreté de l'estimation probit bivariée des déterminants du travail et de la scolarisation des enfants de 5-14 ans – Burkina Faso 1988-2003¹

Variable dépendante	1998 – 10-14 ans						2003 – 10-14 ans						2003 – 5-14 ans					
	Travail des enfants - 1 = oui ⁷			Scolarisation des enfants - 1 = oui ⁸			Travail des enfants - 1 = oui ⁷			Scolarisation des enfants - 1 = oui ⁸			Travail des enfants - 1 = oui ⁷			Scolarisation des enfants - 1 = oui ⁸		
	β	t ²	Ef. mg. ⁴	β	t ²	Ef. mg. ⁴	β	t ²	Ef. mg. ⁴	β	t ²	Ef. mg. ⁴	β	t ²	Ef. mg. ⁴	β	t ²	Ef. mg. ⁴
Ensemble du pays¹⁰ – effets fixes : 45 provinces³																		
Pauvres ⁵	0,12	2,316*	0,051	-0,300	-8,210*	-0,038	0,245	6,322*	0,033	-0,207	-5,289*	-0,023	0,234	9,074*	0,012	-0,208	-7,657*	-0,008
ρ (1,2) ⁹ (Wald ; sig.)	-0,397 (-3,640 ; 0,000)						-0,931 (-100,977 ; 0,000)						-0,842 (-81,607 ; 0,000)					
Log vraisemblance – (N)	-6028,32 – (8350)						-5761,98 – (7103)						-12964,32 – (16202)					
Pauvres durables ⁵	0,116	1,955**	0,050	-0,273	-6,540*	-0,036	0,008	0,185	0,001	-0,075	-1,624	-0,008	-0,046	-1,476	-0,002	-0,088	-2,713*	-0,003
Pauvres transitoires involutifs ⁵	0,144	1,234	0,062	-0,238	-2,558*	-0,031	0,370	4,142*	0,049	-0,387	-4,138*	-0,043	0,406	7,091*	0,021	-0,330	-5,360*	-0,013
Pauvres transitoires évolutifs ⁵	0,129	1,570	0,055	-0,404	-6,397*	-0,053	0,564	10,520*	0,074	-0,357	-6,720*	-0,040	0,602	16,932*	0,032	-0,351	-9,423*	-0,014
ρ (1,2) ⁹ (Wald ; sig.)	-0,407 (-3,745 ; 0,000)						-0,933 (-102,474 ; 0,000)						-0,842 (-81,570 ; 0,000)					
Log vraisemblance – (N)	-6026,00 – (8350)						-5709,93 – (7103)						-12817,63 – (16202)					
Rural – effets fixes : 45 provinces³																		
Pauvres ⁵	0,058	0,977	0,019	-0,278	-6,666*	-0,020	0,208	4,765*	0,034	-0,163	-3,590*	-0,023	0,213	7,429*	0,015	-0,168	-5,381*	-0,009
ρ (1,2) ⁹ (Wald ; sig.)	-0,278 (-2,380 ; 0,017)						-0,939 (-84,980 ; 0,001)						-0,845 (-70,147 ; 0,000)					
Log vraisemblance – (N)	-4513,06 – (6506)						-4774,16 – (5290)						-10173,97 – (12486)					
Pauvres durables ⁵	0,083	1,214	0,028	-0,255	-5,406*	-0,019	-0,052	-1,008	-0,008	-0,010	-0,206	-0,001	-0,088	-2,574*	-0,006	-0,033	-0,913	-0,002
Pauvres transitoires involutifs ⁵	0,058	0,419	0,019	-0,207	-2,043*	-0,016	0,359	3,612*	0,056	-0,384	-3,540*	-0,052	0,415	6,569*	0,029	-0,342	-4,818*	-0,018
Pauvres transitoires évolutifs ⁵	-0,009	-0,091	-0,003	-0,390	-5,039*	-0,029	0,605	9,747*	0,095	-0,367	-5,711*	-0,050	0,645	16,119*	0,044	-0,347	-7,819*	-0,018
ρ (1,2) ⁹ (Wald ; sig.)	-0,285 (-2,447 ; 0,014)						-0,941 (-86,529 ; 0,000)						-0,845 (-69,929 ; 0,000)					
Log vraisemblance – (N)	-4510,66 – (6506)						-4317,87 – (5290)						-10022,08 – (12486)					
Urbain – effets fixes : 19 provinces³																		
Pauvres ⁵	0,338	2,224*	0,001	-0,250	-2,554*	0,000	0,444	3,882*	0,001	-0,418	-4,526*	0,000	0,298	3,617*	0,000	-0,338	-5,349*	0,000
ρ (1,2) ⁹ (Wald ; sig.)	-0,728 (-1,823 ; 0,068)						-0,961 (-51,634 ; 0,000)						-0,901 (-41,744 ; 0,000)					
Log vraisemblance – (N)	-1233,40 – (1844)						-1138,44 – (1813)						-2315,22 – (3716)					
Test LR Rural/urbain ⁶	563,72 (0,000)						498,77 (0,000)						950,47 (0,000)					
Pauvres durables ⁵	0,251	1,480	0,000	-0,248	-1,976*	-0,000	0,367	2,110*	0,001	-0,384	-2,551*	-0,001	0,210	1,764**	0,000	-0,269	-2,665*	-0,000
Pauvres transitoires involutifs ⁵	0,727	1,680**	0,001	-0,231	-0,832	-0,000	0,640	2,234*	0,002	-0,543	-2,440*	-0,001	0,456	2,109*	0,000	-0,286	-1,877**	-0,000
Pauvres transitoires évolutifs ⁵	0,382	1,903**	0,000	-0,255	-1,777**	-0,000	0,459	3,134*	0,001	-0,407	-3,506*	-0,001	0,323	2,990*	0,000	-0,384	-4,824*	-0,000
ρ (1,2) ⁹ (Wald ; sig.)	-0,875 (-4,476 ; 0,000)						-0,960 (-50,402 ; 0,000)						-0,901 (-40,857 ; 0,000)					
Log vraisemblance – (N)	-1232,44 – (1844)						-1137,81 – (1813)						-2313,63 – (3716)					
Test LR Rural/urbain ⁶	565,79 (0,000)						508,48 (0,000)						963,82 (0,000)					

(1) Maximum de vraisemblance à information complète ; (2) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Variables binaires spécifiant la localisation des enfants par Province ; (4) Effets marginaux pour Y1|Y2=1 ; (5) Base = non pauvres ; (6) Test du rapport de vraisemblance ; (7) La variable dépendante prend la valeur 1 si l'enfant travaille, et 0 dans le cas contraire ; (8) La variable dépendante prend la valeur 1 si l'enfant fréquente l'école, et 0 dans le cas contraire ; (9) Covariance entre les termes aléatoires des deux équations ; (10) Voir les tableaux A2 et A3 pour l'ensemble des coefficients de régression.

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

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

estimé sur la base des données nationales. Ils appellent plusieurs commentaires.

Premièrement, on observe que le coefficient de corrélation ρ est négatif et significatif, quelles que soient l'année, la classe d'âge et la localisation spatiale, ce qui signifie qu'il existe une relation inverse entre la fréquentation scolaire et le travail des enfants. Toutes choses égales par ailleurs, notamment en tenant compte des effets fixes des différentes provinces, des facteurs non observés qui augmentent la probabilité d'aller à l'école diminuent celle de travailler. Observons également que l'appréhension des déterminants du travail et de la scolarisation des enfants selon le milieu est justifiée, les tests du rapport de vraisemblance étant tous significatifs.

Deuxièmement, sans aucun doute, toutes choses égales par ailleurs, la pauvreté, appréhendée par rapport au bien-être *ex post*, influence positivement la probabilité de travail des enfants, et négativement les chances de scolarisation. Tous les modèles estimés, sauf pour le milieu rural en 1998, affichent des coefficients de régression de la pauvreté positifs et significatifs. Par contre, s'agissant de la scolarisation des enfants, l'ensemble des coefficients, également significatifs, sont négatifs. Par ailleurs, le tableau A2, en annexes, montre que, pour 2003 au niveau de l'ensemble du pays, la somme des effets marginaux relatifs au travail et à la scolarisation est significative, indépendamment de la classe d'âge des enfants. De plus, pour la même année, les effets marginaux de la participation au marché du travail sont beaucoup plus élevés pour la classe d'âge de 10-14 ans que pour celle de 5-9 ans, ainsi que dans le milieu rural, comparativement aux zones urbaines. Un tel résultat semble corroborer les conclusions de plusieurs études sur ce sujet, bien que, comme cela a été précédemment souligné, plusieurs d'entre elles aient questionné la validité de la relation entre les privations monétaires et la probabilité de travail des enfants. Compte tenu de l'approche de la présente étude, en particulier la prise en compte des effets fixes selon les provinces, l'hypothèse de l'« axiome de luxe » semble très probable au Burkina Faso. Dans cette optique. Il se pourrait que les ménages utilisent l'éducation des enfants comme un substitut des marchés

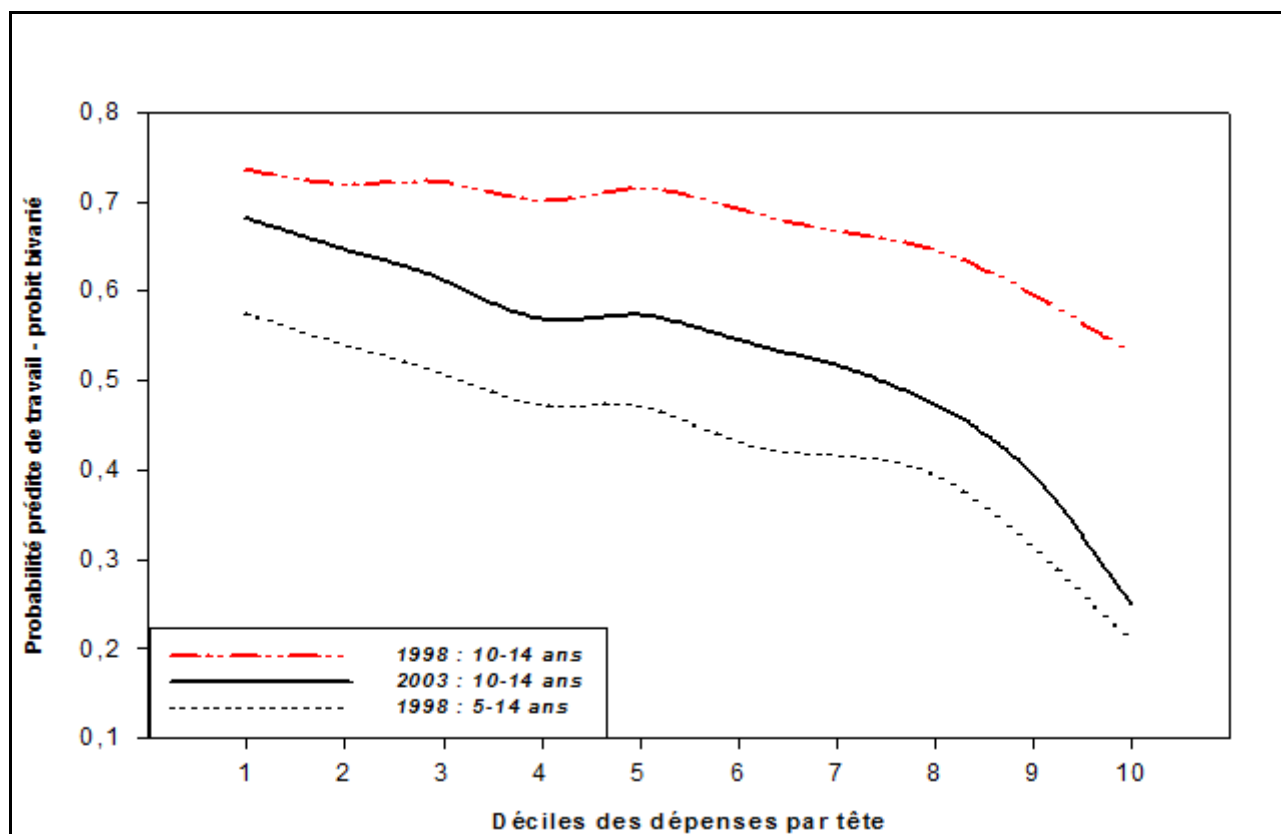


Figure 1 : Evolution des probabilités prédites du travail des enfants selon les dépenses par tête des ménages – Burkina Faso 1998-2003

Tableau 5 : Probabilités prédites du travail des enfants – 5-14 ans et plus – selon l'année, le niveau de vie du ménage, le milieu, l'âge et le sexe – pourcentage – Burkina Faso 1998-2003

Année/sexes/âge	1998			2003								
	Garçons		Total	Garçons			Filles			Total		Total
	10-14 ans	10-14 ans		5-9 ans	10-14 ans	Total	5-9 ans	10-14 ans	Total	5-9 ans	10-14 ans	
Ménage												
Niveau de vie ex post¹												
Pauvres	77,4	80,1	78,7	43,1	59,4	50,2	45,4	64,5	52,6	44,3	61,8	51,4
Riches	34,1	35,2	34,7	21,6	33,0	26,4	23,4	32,0	26,4	22,5	32,5	26,4
Niveau de vie ex ante²												
Pauvres durables	79,7	83,2	80,8	37,6	54,9	45,0	40,6	61,1	48,2	39,1	57,9	46,6
Pauvres transitoires involutifs	77,1	78,2	76,9	51,4	67,1	60,0	54,4	70,6	60,6	52,9	68,7	60,2
Pauvres transitoires évolutifs	72,3	71,2	71,6	50,6	65,3	56,9	52,2	69,3	58,8	51,4	67,2	57,8
Non pauvres vul. précaires	66,9	67,6	67,4	34,1	52,1	41,6	35,9	57,1	43,3	35,0	54,4	42,4
Npn pauvres vulnérables	61,6	63,5	61,8	34,6	45,4	38,1	35,7	51,3	41,6	35,1	48,3	39,8
Non pauvres	37,8	38,3	33,3	23,0	33,2	27,6	23,6	31,9	26,3	23,3	32,6	27,0
Milieu²												
Rural	74,6	77,2	75,9	40,5	57,3	47,8	42,9	60,1	50,0	41,7	58,6	48,9
Urbain Centre	10,9	10,9	10,9	3,8	8,4	6,2	4,5	9,0	6,8	4,2	8,7	6,5
Autres villes	27,4	25,2	29,1	14,8	22,2	18,4	15,1	23,1	18,8	15,0	22,6	18,6
Ensemble²	66,2	67,7	66,9	36,5	50,7	42,8	38,2	52,1	44,1	37,3	51,4	43,4

Source : (1) Tableau A2, en annexes ; (2) Tableau A3, en annexes.

des capitaux inefficaces. Etant donné qu'ils n'ont pas l'opportunité de faire face aux variations des ressources en empruntant sur le marché financier, ils effectuent des transferts intergénérationnels, à savoir la mise au travail des enfants. Cette attitude peut constituer une dimension des stratégies de survie.

Le tableau 5 affiche les probabilités prédites par l'estimation du modèle probit bivarié fondé sur les données nationales. On remarque, immédiatement, que les probabilités prédites sont très proches des statistiques descriptives présentées au tableau 1. Par exemple, en 2003, l'incidence du travail des enfants de 5-14 ans est deux fois plus élevée dans les ménages pauvres, comparativement aux familles riches – 30 pour cent du haut de la distribution. De même, les filles de 10-14 ans participent un peu plus au marché du travail que les garçons

de la même classe d'âge. La figure 1 met en évidence la relation inverse entre les probabilités prédites du travail des enfants et les dépenses par tête, notamment pour 2003.

Troisièmement, le tableau A2, en annexes, suggère d'autres déterminants du travail et de la scolarisation des enfants. A cet égard, compte tenu des incertitudes conceptuelles relatives à l'appréhension du travail des enfants pour 1998, les commentaires privilégieront les résultats fondés sur l'enquête de 2003. En premier lieu, s'agissant du travail des enfants de 5-14 ans, toutes choses égales par ailleurs, la propension des enfants à faire partie de la population active diminue avec leur niveau scolaire, alors que le coefficient de l'âge, bien que positif pour le groupe d'âge de 10-14 ans, n'est pas significatif. De plus, la participation des garçons à la force de travail est significativement moins importante que celle des filles, et les enfants du chef de 10-14 ans semblent moins enclins à travailler que les autres enfants de la famille. On note aussi que plus le chef de ménage est âgé et instruit, moins forte est la propension au travail des enfants. A cet égard, pour le groupe d'âge de 5-14 ans, les effets marginaux croissent franchement avec le niveau d'instruction du chef de ménage. La composition démographique du ménage joue un rôle dans la participation des enfants au marché du travail, cette dernière étant inversement reliée au nombre d'enfants de moins de 5 ans et d'adultes. Cependant, les effets marginaux sont très faibles, et l'impact des adultes n'est pas significatif pour la classe d'âge de 10-14 ans. Néanmoins, on peut penser que lorsque la taille du ménage est importante, certains enfants sont retirés du marché du travail pour assurer la garde des plus jeunes. Le sexe du chef de ménage a un impact sur l'activité des jeunes de 10-14 ans, les ménages gérés par un homme ayant une plus grande propension à avoir des enfants travailleurs. Le statut d'agriculteur – rente ou subsistance – du chef de ménage, comparativement à celui de salarié du secteur public, influence positivement le travail des enfants. D'ailleurs, c'est pour ce paramètre que les effets marginaux sont les plus élevés, un impact attendu compte tenu de l'ampleur des aides familiaux dans l'agriculture. Soulignons que ce résultat prévaut en présence d'effets fixes selon les 45 provinces. De même, la possession d'une micro-entreprise non agricole élève substantiellement la probabilité de travail des enfants de 5-14 ans. Sans aucun doute, le secteur informel, urbain et rural, et l'agriculture, sont les deux activités qui occupent le plus les enfants, en Afrique, en général, et, au Burkina Faso, en particulier. Néanmoins, on observe que, toutes choses égales par ailleurs, les enfants de 10-14 ans, localisés dans les ménages dont le chef est chômeur, comparativement à ceux des familles gérées par fonctionnaire, ont une probabilité plus faible de travailler. Enfin, les caractéristiques communautaires ont un impact sur l'activité économique des enfants. Le tableau A2, en annexes, montre que, toutes choses égales par ailleurs, la durée du trajet scolaire est positivement liée à la probabilité de travail des enfants. Soulignons que les conclusions relatives à l'année 1998 confirment, en grande partie, les commentaires précédents, sauf en ce qui concerne le sexe des enfants et celui du chef de ménage.

En deuxième lieu, les résultats obtenus en matière de scolarisation sont intéressants, et tous les coefficients inhérents à la classe de 5-14 ans sont significatifs. La probabilité de fréquentation scolaire des enfants de 5-14 ans croît avec l'âge, mais l'effet quadratique est négatif. En outre, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de scolarisation des filles est plus faible que celle des garçons, et l'effet marginal est assez élevé pour les enfants de 10-14 ans. De même, les enfants ont une probabilité plus élevée d'aller à l'école lorsque : (i) les ménages sont dirigés par des femmes ; (ii) le chef est instruit ; (iii) le chef a un certain âge. Par contre, la démographie du ménage a des effets contrastés : la probabilité de scolarisation diminue en présence de nombreux enfants de 5-14 ans, et inversement avec le nombre d'adultes. On constate également que pour les ménages qui ne sont pas dirigés par un salarié du secteur public, la probabilité de scolarisation des enfants de 5-14 ans est plus faible, tandis que pour la classe d'âge de 10-14 ans, l'effet ne prévaut que pour les agriculteurs. Enfin, plus le temps nécessaire pour aller à l'école est élevé, plus la probabilité de scolarisation est faible. Ajoutons que l'estimation économétrique relative à 1998 confirme les observations précédentes.

2. Analyse en termes de bien-être ex ante

La prise en considération du risque de pauvreté ne modifie pas l'opportunité du modèle probit bivarié. Le tableau 4 montre que le coefficient de corrélation ρ est négatif et significatif, quelles que soient les désagrégations opérées – année, classe d'âge et milieu. De ce fait, il existe une relation inverse entre la fréquentation scolaire et la participation des enfants au marché du travail, et, des facteurs non observés qui augmentent la probabilité d'aller à l'école, diminuent celle de travailler⁴¹.

En réalité, cette approche amende sensiblement la relation précédente entre la probabilité de travail des enfants et la scolarisation, et le bien-être des ménages. Premièrement, les estimations du modèle probit bivarié,

⁴¹ Notons aussi que l'appréhension des déterminants du travail et de la scolarisation des enfants selon le milieu est justifiée, les tests du rapport de vraisemblance étant tous significatifs.

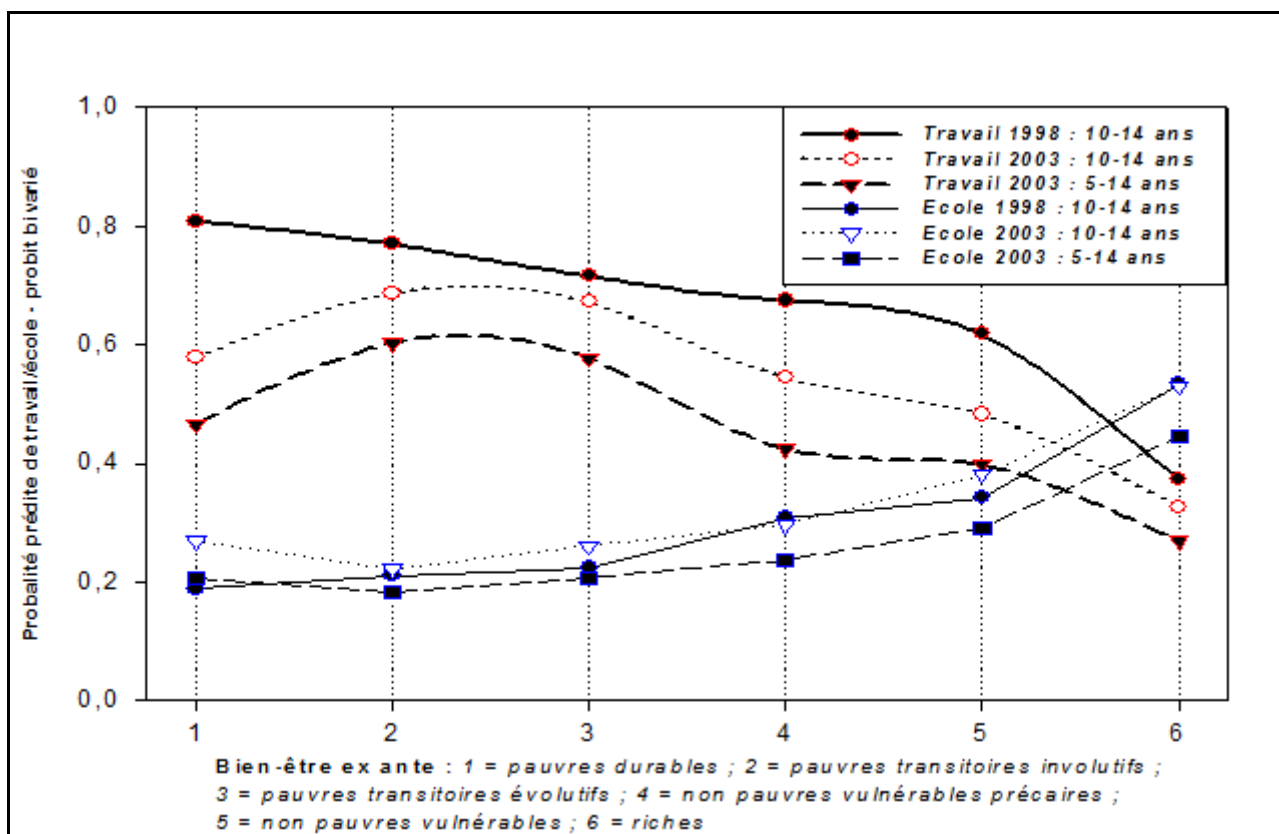


Figure 2 : Evolution de la probabilité de travail/école selon la pauvreté durable et transitoire et la vulnérabilité – Burlina Faso 1998-2003

fondées sur les données nationales de 2003, et les classes d'âge de 5-14 ans et de 10-14 ans, montrent que, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de travail des enfants dans les ménages *pauvres durables* – ménages dont les consommations par tête *actuelle* et *estimée* sont inférieures au seuil de pauvreté – n'est pas significativement plus élevée que dans les ménages « non pauvres », c'est-à-dire l'ensemble des trois composantes : (i) non pauvres vulnérables précaires ; (ii) non pauvres vulnérables ; (iii) non pauvres non vulnérables. Les coefficients de régression ne sont pas significatifs, et les effets marginaux sont extrêmement faibles. On notera également que, pour la classe d'âge de 10-14 ans de 2003, l'effet de la pauvreté durable sur la probabilité d'accès à l'école n'est pas significatif, bien que le coefficient soit négatif. Un résultat comparable est obtenu pour le milieu rural qui occupe près de 80 pour cent de la population, alors que pour les zones urbaines, toutes les formes de pauvreté affectent significativement les probabilités de travail – positivement – et de fréquentation scolaire – négativement⁴². Néanmoins, dans les agglomérations, les effets marginaux sont faibles et non significatifs. Par contre, dans tous les cas, les formes de *pauvreté transitoire* – involutives ou évolutives – *rehaussent* significativement la probabilité de travail des enfants, et réduisent aussi la propension à la scolarisation, comparativement au ménages « non pauvres ».

En d'autres termes, dans le cas du Burkina Faso, il semble que l'hypothèse de l'« axiome de luxe » doive être davantage spécifiée. En effet, il se pourrait que ce soit seulement à l'issue d'un choc exogène – par exemple, la réduction des envois de fonds de Côte d'Ivoire (Lachaud, 2004a, 2004b) –, aggravant la pauvreté transitoire, que la mise en oeuvre de stratégie de survie conduite à accentuer le travail des enfants. Le tableau 5, corroborant les informations du tableau 1, met en évidence des probabilités prédites de participation au marché du travail des enfants, indépendamment de l'âge et du sexe, bien supérieures pour les ménages pauvres transitoires, comparativement aux ménages pauvres durables. Evidemment, cette situation n'exclut pas que des catégories de ménages non pauvres, situés dans le haut de la distribution – familles « riches », par exemple –, aient une moindre incidence moyenne du travail des enfants que ceux qui sont pauvres durables ou transitoires. Ainsi, s'agissant des ménages « non pauvres et non vulnérables », c'est-à-dire ceux dont les consommations par tête actuelle et estimée sont supérieures au seuil de pauvreté, et la vulnérabilité est inférieure à 0,4, la probabilité prédite de travail des enfants de 10-14 ans n'est que de 32,6 pour cent, contre 57,9 pour cent pour les ménages

⁴² Pour la classe d'âge de 5-14 ans, le coefficient de la pauvreté durable en milieu urbain n'est significatif qu'à plus de 5 pour cent.

pauvres durables – tableau 5. Mais, l'incidence du travail des enfants dans ces derniers apparaît assez comparable à celle des groupes situés en dessus de la ligne de pauvreté. Par exemple, la figure 2 montre que, pour 2003, l'incidence du travail des enfants de 5-14 ans est quasi-similaire dans les ménages « pauvres durables » et « non pauvres vulnérables précaires » : 46,6 contre 42,4 pour cent. D'ailleurs, le tableau 5, suggère un différentiel de probabilités prédites de participation au marché du travail assez faible, quels que soient l'âge et le sexe des enfants. En même temps, les courbes d'incidence des probabilités de scolarisation prédites par le modèle ont une forme en U.

Deuxièmement, les estimations économétriques relatives à 1998 produisent des résultats a priori assez différents, bien que tous les coefficients de corrélation ρ soient également négatifs et significatifs – tableau 4. En fait, la plupart des coefficients relatifs aux différentes formes de pauvreté sont, soit faiblement significatifs, soit non significatifs. Tout d'abord, au niveau national, seul l'effet de la pauvreté durable sur le travail des enfants est positif, mais significatif à 5 pour cent. Ensuite, la désagrégation selon le milieu montre que c'est seulement dans les agglomérations que les deux coefficients de la pauvreté transitoire sont – faiblement – significatifs. En d'autres termes, en 1998, alors que la *pauvreté monétaire* affecte positivement et significativement la probabilité de participation des enfants au marché du travail, comparativement aux ménages non pauvres, l'impact des formes de pauvreté liées au risque et à la vulnérabilité est beaucoup plus aléatoire. Par contre, les effets des formes de pauvreté sur la probabilité de fréquentation scolaire sont assez comparables à ceux de 2003. Naturellement, les incertitudes conceptuelles relatives à la mesure du travail des enfants en 1998, précédemment soulignées, conduisent à préférer les résultats inhérents à l'enquête prioritaire de 2003.

Troisièmement, le tableau A3, en annexes, affichant l'ensemble des coefficients pour les données nationales, suggère que l'impact des autres paramètres, liés aux enfants, aux parents, aux ménages et aux caractéristiques communautaires, est quasi-identique à ce qui a été observé avec la modélisation intégrant la pauvreté monétaire. Une observation similaire peut être faite en présence d'estimations selon les milieux⁴³.

En définitive, la présente analyse économétrique conduit à deux principales conclusions. D'une part, l'hypothèse de l'axiome de luxe – (Basu, Van, 1998) – semble relativement robuste. Toutes choses égales par ailleurs, la proportion des enfants de 5-14 ans économiquement actifs est nettement supérieure dans les ménages « pauvres », comparativement aux ménages « non pauvres ». En même temps, les privations monétaires accentuent la probabilité d'absence de scolarisation, et une relation inverse entre la fréquentation scolaire et la participation des enfants au marché du travail prévaut. D'autre part, la prise en considération de la vulnérabilité des ménages, c'est-à-dire le risque de pauvreté, renforce l'argument de la gestion du risque des ménages, avancé par Grootaert et Kanbur (1995) : l'incidence du travail des enfants peut être le reflet d'une stratégie visant à minimiser le risque d'interruption du flux des ressources, une situation qui prévaut surtout pour les ménages pauvres. La présente étude montre que la variabilité du niveau de vie, mesurée par la *variance des dépenses* en termes de pauvreté transitoire, rehausse la probabilité de travail des enfants, tout réduisant les chances de scolarisation, comparativement aux ménages situés en dessus de la ligne de pauvreté, alors que la vulnérabilité des familles pauvres, imputable à une *faiblesse chronique* des dépenses – pauvres durables –, n'affecte pas la propension au travail des jeunes enfants, et, dans certains cas, leur scolarisation, par rapport aux groupes les plus aisés. Un tel résultat doit être rapproché de l'augmentation récente de la pauvreté transitoire, en grande partie à cause de la réduction des transferts de fonds en provenance de Côte d'Ivoire. En même temps, il questionne l'opportunité d'une législation trop sévère à l'encontre du travail des enfants, en l'absence de mécanismes susceptibles de réduire les fluctuations des gains des ménages.

Naturellement, ces résultats sont fonction de l'approche économétrique adoptée. La modélisation par rapport à un modèle probit bivarié peut être discutée, et des effets de multicollinéarité entre certaines variables explicatives peuvent prévaloir (Bhalotra, Tzannatos, 2002). Cependant, plusieurs options analytiques, notamment le contrôle par les effets fixes pour les 45 provinces, sont en mesure de rehausser la robustesse des résultats obtenus. Dans ce contexte, une analyse spatio-temporelle visant à renforcer les conclusions précédentes est également proposée.

⁴³ Les résultats ne sont pas présentés.

5. Travail des enfants, et pauvreté durable et transitoire : analyse économétrique spatio-temporelle

L'analyse économétrique spatio-temporelle vise à mieux appréhender la sensibilité de la participation des enfants au marché du travail en fonction des formes de pauvreté. L'analyse est menée successivement en présence et en l'absence de changements structurels.

1. Approche en termes de régimes spatio-temporels

La prise en compte simultanée des données de 1998 et de 2003 conduit à proposer une analyse en termes de régimes spatio-temporels pour les échantillons des enfants de 10-14 ans. De ce fait, les changements structurels sont appréhendés par rapport à l'année l'enquête. Toutes les variables sont exprimées sous forme logarithmique afin de déterminer directement les élasticités. Les coefficients de régression des modèles auto-régressifs sont présentés au tableau 6, et appellent plusieurs commentaires⁴⁴.

En premier lieu, sur un plan économétrique, le coefficient spatial auto-régressif, ρ , est significatif au seul habituel dans tous les modèles, ce qui suggère l'existence d'une dépendance spatiale. A cet égard, on rappelle que les modèles auto-régressifs ont été préférés aux modèles d'erreurs spatiales, compte tenu de la meilleure qualité de l'estimation⁴⁵. Les tests du multiplicateur de Lagrange (LM) quant à la présence d'auto-corrélation des erreurs spatiales dans le modèle auto-régressif – en l'absence d'hétéroscédasticité –, semblent confirmer ce choix⁴⁶. Par ailleurs, les tests de Chow spatial montrent que l'hypothèse nulle d'égalité conjointe des coefficients doit être rejetée pour tous les modèles. La valeur de cette statistique du Chi² est d'ailleurs assez élevée. Mais, l'égalité de certains coefficients ne peut être rejetée. Enfin, malgré la prise en compte de la dépendance spatiale, on constate la présence d'hétéroscédasticité dans toutes les estimations.

En deuxième lieu, la pauvreté régionale, appréhendée par les indices FGT – P0, incidence ; P1, profondeur ; P2, inégalité – affecte positivement et significativement le taux régional de participation au marché du travail des enfants de 10-14 ans – colonnes (2) à (4). En 2003, les élasticités du travail des enfants par rapport à P0, P1 et P2, sont, respectivement, de 0,328, 0,246 et 0,201, des valeurs qui mettent en évidence une baisse de sensibilité avec l'accroissement du coefficient d'aversion pour la pauvreté. Par contre, en 1998, seul le ratio de pauvreté régional, P0, affecte positivement le taux d'emploi des enfants de 10-14 ans, et l'élasticité est plus faible qu'en 2003. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, c'est-à-dire en contrôlant par le taux d'urbanisation et le taux de scolarisation, une élévation de 10 pour cent du ratio de pauvreté régional engendre une augmentation de 2,4 et 3,3 pour cent du taux régional de la participation des enfants au marché du travail, respectivement, en 1998 et 2003. Néanmoins, le test de Chow spatial ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients des ratios de pauvreté. En même temps, on notera que le taux de travail des enfants est inversement et significativement corrélé aux dépenses par tête, et que l'élasticité est beaucoup plus élevée en 2003 qu'en 1998 – colonne (1)⁴⁷. Cependant, cette dernière variable est probablement endogène. Ainsi, l'analyse économétrique spatiale tendrait à valider l'hypothèse de l'axiome de luxe, c'est-à-dire la sensibilité de la participation des enfants au marché du travail par rapport à la pauvreté.

En troisième lieu, la prise en considération du risque de pauvreté permet de mieux spécifier le rôle de cette dernière à l'égard du travail des enfants, et, dans une certaine mesure, de corroborer les conclusions inhérentes au modèle probit bivarié. Tout d'abord, le tableau 6 montre que, pour 2003, la pauvreté durable régionale n'affecte pas l'incidence du travail des enfants, contrairement à la pauvreté transitoire dans son ensemble – colonne (5). A cet égard, on constate que, toutes choses égales par ailleurs, une élévation de 10 pour cent de la pauvreté transitoire régionale induit un accroissement de 2,3 pour cent du taux régional de participation des enfants de 10-14 ans au marché du travail – colonne (6). Par ailleurs, le test de Chow spatial suggère que les coefficients de la pauvreté transitoire sont statistiquement différents selon les années, celui de 1998 n'étant pas significatif. Il faut souligner que le coefficient de la pauvreté durable de 1998 est statistiquement significatif, mais que l'élasticité est très faible. Ce résultat corrobore le fait que, pour 1998, le modèle probit bivarié a montré que l'effet des formes de pauvreté liées au risque et à la vulnérabilité était très aléatoire, la plupart des coefficients étant, soit faiblement significatifs, soit non significatifs. Ensuite, la

⁴⁴ Un modèle englobant les dépenses par tête est présenté pour information, cette variable explicative étant probablement endogène.

⁴⁵ Les pseudo-R² sont, la plupart du temps, compris entre 0,40 et 0,50.

⁴⁶ Néanmoins, dans deux modèles, les tests de Lagrange sont significatifs à 3 et 4 pour cent.

⁴⁷ De plus, le test de Chow spatial assure que les coefficients des dépenses par tête sont statistiquement différents.

Tableau 6 : Coefficients de régression des estimations en termes de régimes spatio-temporels des déterminants du taux régional du travail des enfants – 10-14 ans – Burkina Faso 1998-2003

Modèle	Variable dépendante : log du taux régional du travail des enfants ¹															
	Modèle spatial auto-régressif mixte – changement structurel : date ²								Modèle spatial auto-régressif mixte et hétéroscédasticité/groupes – changement structurel : date ³							
	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(7)		(8)	
Paramètre	β	t ⁴	β	t ⁴	β	t ⁴	β	t ⁴	β	t ⁴	β	t ⁴	β	t ⁴	β	t ⁴
Constante_0	3,566	2,455*	-0,176	-0,889	-0,211	-0,879	-0,284	-1,176	-0,368	-2,903*	-0,526	-3,618*	-0,339	-2,520*	-0,575	-3,946*
Log dépenses/tête_0	-0,337	-2,834*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Log pauvreté P0_0 ⁵	-	-	0,243	2,389*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Log pauvreté P1_0 ⁶	-	-	-	-	0,212	1,589	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Log pauvreté P2_0 ⁷	-	-	-	-	-	-	0,068	1,229	-	-	-	-	-	-	-	-
Log pauvreté durable_0 ⁸	-	-	-	-	-	-	-	-	0,072	3,028*	-	-	-	-	-	-
Log pauvreté transitoire_0 ⁹	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,008	0,151	-	-	-	-
Log pauvreté trans. inv._0 ¹⁰	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,052	2,497*	-	-
Log pauvreté trans. évol._0 ¹¹	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,022	-0,498
Log taux urbanisation_0 ¹²	-0,008	-0,202	0,022	0,519	0,009	0,224	0,004	0,088	0,019	0,677	-0,006	-0,216	0,003	0,105	-0,001	-0,044
Log taux scolarisation_0 ¹³	-0,154	-2,085*	-0,168	-2,139*	-0,207	-2,692*	-0,220	-2,878*	-0,179	-3,379*	-0,241	-4,571*	-0,213	-4,207*	-0,241	-4,581*
Constante_1	7,671	5,353*	-0,717	-4,279*	-0,460	-2,280*	-0,356	-1,598	-1,033	-5,031*	-0,657	-2,952*	-0,855	-4,160*	-0,707	-2,990*
Log dépenses/tête_1	-0,717	-6,087*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Log pauvreté P0_1 ⁵	-	-	0,328	4,496*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Log pauvreté P1_1 ⁶	-	-	-	-	0,246	4,164*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Log pauvreté P2_1 ⁷	-	-	-	-	-	-	0,201	3,977*	-	-	-	-	-	-	-	-
Log pauvreté durable_1 ⁸	-	-	-	-	-	-	-	-	0,058	1,371	-	-	-	-	-	-
Log pauvreté transitoire_1 ⁹	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,227	2,768*	-	-	-	-
Log pauvreté trans. inv._1 ¹⁰	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,078	2,253*	-	-
Log pauvreté trans. évol._1 ¹¹	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,153	1,978*
Log taux urbanisation_1 ¹²	0,001	0,023	-0,020	-0,497	-0,022	-0,523	-0,024	-0,558	-0,049	-0,856	-0,066	-1,253	-0,047	-0,850	-0,062	-1,134
Log taux scolarisation_1 ¹³	-0,280	-3,700*	-0,424	-5,406*	-0,408	-5,082*	-0,391	-4,825*	-0,450	-3,901*	-0,426	-4,122*	-0,483	-4,297*	-0,411	-3,857*
ρ ¹⁴	0,321	2,299*	0,379	2,614*	0,408	2,783*	0,418	2,832*	0,284	1,894**	0,421	2,949*	0,371	2,607*	0,451	3,197*
Log vraisemblance	0,69	-6,07	-8,44	-9,48	-3,53	-4,64	-2,89	-6,17								
R ² /Schwartz ¹⁵	0,584/39,12	0,514/52,64	0,486/57,37	0,473/59,45	0,388/47,56	0,435/49,77	0,420/46,26	0,401/52,83								
Instabilité structurelle - Chow - Wald	34,43 (0,000)	24,98 (0,000)	23,59 (0,000)	23,36 (0,000)	17,27 (0,001)	22,76 (0,000)	16,98 (0,002)	19,18 (0,000)								
Stabilité coef. individuels :																
Constante	4,11 (0,043)	4,68 (0,030)	0,65 (0,417)	0,05 (0,822)	9,21 (0,002)	0,28 (0,598)	5,18 (0,023)	0,26 (0,608)								
Log dépenses/tête	5,34 (0,021)	-	-	-	-	-	-	-								
Log pauvreté P0	-	0,46 (0,497)	-	-	-	-	-	-								
Log pauvreté P1	-	-	1,84 (0,174)	-	-	-	-	-								
Log pauvreté P2	-	-	-	3,18 (0,074)	-	-	-	-								
Log pauvreté durable	-	-	-	-	0,08 (0,774)	-	-	-								
Log pauvreté transitoire	-	-	-	-	-	-	5,11 (0,023)	-								
Log pauvreté trans. inv.	-	-	-	-	-	-	-	0,42 (0,512)								
Log pauvreté trans. évol.	-	-	-	-	-	-	-	-							3,85 (0,049)	
Log taux urbanisation	0,02 (0,875)	0,51 (0,473)	0,28 (0,597)	0,21 (0,646)	1,14 (0,286)	0,97 (0,324)	0,65 (0,419)	0,95 (0,330)								
Log taux scolarisation	1,39 (0,238)	5,28 (0,021)	3,23 (0,072)	2,33 (0,126)	4,54 (0,033)	2,52 (0,112)	4,76 (0,030)	2,05 (0,152)								
Hétéroscédasticité :																
Breusch-Pagan spatial	14,54 (0,000)	16,11 (0,000)	13,54 (0,000)	12,89 (0,000)	-	-	-	-								
LR - groupes (date)	-	-	-	-	21,94 (0,000)	14,56 (0,000)	19,03 (0,000)	16,34 (0,000)								
Dépendance spatiale :																
LM (erreur) ¹⁶	1,19 (0,274)	3,16 (0,076)	4,25 (0,039)	4,82 (0,028)	-	-	-	-								
LR (retard) ¹⁷	3,69 (0,055)	4,70 (0,030)	5,25 (0,022)	5,43 (0,020)	-	-	-	-								
N	90	90	90	90	90	90	90	90								

(1) La variable dépendante est le log du taux d'emploi régional des enfants de 10-14 ans. Les variables ayant l'indice _0 se réfèrent à 1998, tandis que celles avec l'indice _1 sont relatives à 2003 ; (2) Modèle avec erreur spatial auto-régressif – incorporation d'une variable dépendante spatialement retardée ; (3) Modèle avec erreur spatial auto-régressif – incorporation d'une variable dépendante spatialement retardée – avec hétéroscédasticité et selon le régime spatio-temporel inhérent à l'année de l'enquête ; (4) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (5) Log du ratio de pauvreté régionale P0 ; (6) Log du ratio de pauvreté régionale P1 ; (7) Log du ratio de pauvreté régionale P2 ; (8) Log du ratio de pauvreté durable régionale ; (9) Log du ratio de pauvreté transitoire régionale ; (10) Log du ratio de pauvreté transitoire involutive régionale ; (11) Log du ratio de pauvreté transitoire évolutive régionale ; (12) Log du ratio de la population urbaine sur la population totale d'une province ; (13) Log du taux de scolarisation des enfants de 5-14 ans, indépendamment du niveau de cette dernière ; (14) ρ est le coefficient de W*P_i ; (15) Critère de Schwartz pour correction du maximum de vraisemblance – le meilleur modèle est celui pour lequel la valeur est la plus faible. Par ailleurs, dans le cas des modèles avec dépendance spatiale, le R² est un pseudo R² ; (16) Test de dépendance spatiale avec erreur – multiplicateur de Lagrange ; (17) Test de dépendance spatiale avec variable dépendante retardée – test du rapport de vraisemblance.

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

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

distinction entre les formes de pauvreté transitoire suggère que la sensibilité du travail des enfants est plus forte à l'égard de la pauvreté transitoire évolutive, que par rapport à la pauvreté transitoire involutive – colonnes (7) et (8). En 2003, les élasticités sont, respectivement, de 0,078 et 0,153. S'agissant de 1998, la première est assez comparable, tandis que la seconde n'est pas statistiquement significative, le test de Chow rejetant l'hypothèse nulle d'égalité des deux coefficients.

En quatrième lieu, dans tous les modèles, le taux de scolarisation régional affecte, significativement et négativement, l'incidence provinciale du travail des enfants, quelle que soit l'année considérée, un résultat cohérent avec la valeur négative du coefficient de corrélation ρ du modèle probit bivarié – tableau 4. Néanmoins, le tableau 6 met en évidence une évolution nette entre les deux investigations empiriques. En effet, lorsque l'on contrôle par une mesure de la pauvreté, la sensibilité du travail des enfants à la scolarisation, relativement stable au cours d'une année donnée, est deux fois plus élevée en 2003 qu'en 1998. Ainsi, en 2003,

Tableau 7 : Coefficients de régression des estimations des déterminants du taux régional du travail des enfants – 5-14 ans – Burkina Faso 2003

Modèle	Variable dépendante : log du taux régional du travail des enfants ¹															
	Modèle spatial auto-régressif mixte ²															
	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(7)		(8)	
Paramètre	β	t ³	β	t ³	β	t ³	β	t ³	β	t ³	β	t ³	β	t ³	β	t ³
Constante	9,512	3,070*	-0,706	-1,922*	-0,418	-1,013	-0,266	-0,607	-0,989	-2,694*	-0,633	-1,633	-0,813	-2,277*	-0,700	-1,697**
Log dépenses/tête	-0,868	-3,437*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Log pauvreté P0 ⁴	-	-	0,365	2,427*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Log pauvreté P1 ⁵	-	-	-	-	0,318	2,683*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Log pauvreté P2 ⁶	-	-	-	-	-	-	0,283	2,834*	-	-	-	-	-	-	-	-
Log pauvreté durable ⁷	-	-	-	-	-	-	-	-	0,027	0,428	-	-	-	-	-	-
Log pauvreté transitoire ⁸	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,302	2,316*	-	-	-	-
Log pauvreté trans. inv. ⁹	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,107	1,989*	-	-
Log pauvreté trans. évol. ¹⁰	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,195	1,602**
Log taux urbanisation ¹¹	0,016	0,200	-0,007	-0,080	-0,011	-0,129	-0,015	-0,181	-0,040	-0,452	-0,065	-0,786	-0,029	-0,350	-0,058	-0,685
Log taux scolarisation ¹²	-0,137	-0,818	-0,328	-1,952**	-0,350	-2,103*	-0,351	-2,124*	-0,317	-1,758**	-0,352	-2,072*	-0,427	-2,355*	-0,325	-1,872**
ρ ¹³	0,347	2,059*	0,412	2,472*	0,395	2,362*	-0,378	2,245*	4,451	2,726*	0,396	2,350*	0,446	2,746*	0,420	2,494*
Log vraisemblance	-33,935		-36,34		-35,79		-34,45		-39,00		-36,59		-37,19		-37,86	
R ² /Schwartz ¹⁴	0,313/91,72		0,225/91,72		0,247/90,61		0,261/89,93		0,119/97,04		0,219/92,21		0,188/93,41		0,169/94,75	
Hétéroscédasticité:																
Breusch-Pagan spatial	6,85 (0,078)		4,81 (0,186)		13,76 (0,003)		21,17 (0,000)		2,91 (0,405)		8,71 (0,033)		3,28 (0,351)		11,23 (0,011)	
Dépendance spatiale :																
LM (erreur) ¹⁵	0,94 (0,332)		0,27 (0,601)		0,63 (0,429)		0,92 (0,337)		0,36 (0,545)		0,05 (0,816)		0,01 (0,948)		0,02 (0,881)	
LR (retard) ¹⁶	3,00 (0,082)		4,18 (0,041)		3,85 (0,049)		3,50 (0,061)		4,83 (0,028)		3,79 (0,051)		4,90 (0,027)		4,21 (0,040)	
N	45		45		45		45		45		45		45		45	

(1) La variable dépendante est le log du taux d'emploi régional des enfants de 5-14 ans pour 2003 ; (2) Modèle avec erreur spatial auto-régressif – incorporation d'une variable dépendante spatialement retardée ; (3) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (4) Log du ratio de pauvreté régionale P0 ; (5) Log du ratio de pauvreté régionale P1 ; (6) Log du ratio de pauvreté régionale P2 ; (7) Log du ratio de pauvreté durable régionale ; (8) Log du ratio de pauvreté transitoire régionale ; (9) Log du ratio de pauvreté transitoire involutive régionale ; (10) Log du ratio de pauvreté transitoire évolutive régionale ; (11) Log du ratio de la population urbaine sur la population totale d'une province ; (12) Log du taux de scolarisation des enfants de 5-14 ans, indépendamment du niveau de cette dernière ; (13) ρ est le coefficient de $W \cdot P_t$; (14) Critère de Schwartz pour correction du maximum de vraisemblance – le meilleur modèle est celui pour lequel la valeur est la plus faible. Par ailleurs, dans le cas des modèles avec dépendance spatiale, le R² est un pseudo R² ; (15) Test de dépendance spatiale avec erreur – multiplicateur de Lagrange ; (16) Test de dépendance spatiale avec variable dépendante retardée – test du rapport de vraisemblance.

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

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

l'élasticité du taux régional de participation des enfants au marché du travail par rapport à la scolarisation est comprise entre -0,40 et -0,48, contre -0,17 et 0,25 pour 1998. D'ailleurs, dans la moitié des estimations affichées au tableau 6 – colonnes (2), (3), (5) et (7) –, le test de Chow spatial conduit à rejeter l'hypothèse d'égalité des coefficients relatifs à la fréquentation scolaire.

2. Approche en l'absence de changements structurels

Les incertitudes conceptuelles liées à la mesure du travail des enfants en 1998, et le souhait d'examiner la relation avec la pauvreté pour ceux qui appartiennent au groupe d'âge de 5-14 ans, conduisent à proposer une modélisation économétrique uniquement pour l'année 2003. A cet égard, le modèle spatial auto-régressif mixte est mis en oeuvre pour les mêmes raisons que précédemment, les tests du multiplicateur de Lagrange (LM) validant ce choix. Par ailleurs, tous les coefficients de la variable spatialement retardée, ρ , sont positifs et significatifs. Les résultats des estimations, présentés au tableau 7, suggèrent plusieurs observations.

Premièrement, on constate que tous les indices de pauvreté FGT sont positifs et significatifs au seuil habituel de un pour cent – colonnes (2) à (4). En d'autres termes, l'incidence régionale du travail des enfants de 5-14 ans est positivement corrélée à la pauvreté régionale. Les élasticité sont un peu plus élevées que pour la classe d'âge de 10-14 ans – tableau 6 –, et sont égales à 0,365, 0,318 et 0,283, respectivement, pour P0, P1 et P2. En d'autres termes, par exemple, une élévation de 10 pour cent du ratio de pauvreté régional induit, toutes choses étant égales par ailleurs, un accroissement de 3,6 pour cent de la proportion régionale des enfants de 5-14 ans économiquement actifs. Observons, comme précédemment, que les élasticité diminuent légèrement avec le coefficient d'aversion pour la pauvreté⁴⁸. De plus, le tableau 7 met aussi en évidence, pour cette classe d'âge, une relation inverse entre les dépenses par tête et la proportion des enfants travailleurs – colonne (1). Sans aucun doute, au Burkina Faso, la relation entre les privations monétaires et le travail des enfants est robuste. La figure 3 illustre cette assertion.

Deuxièmement, l'intégration du risque de pauvreté à l'analyse conforte les conclusions précédentes – y compris les enseignements du modèle probit bivarié –, notamment la spécificité de l'impact de la pauvreté transitoire sur le travail des enfants. En effet, alors que le coefficient de régression de la pauvreté durable n'est

⁴⁸ L'observation du log de vraisemblance montre que les estimations avec les mesures FGT sont un peu meilleures.

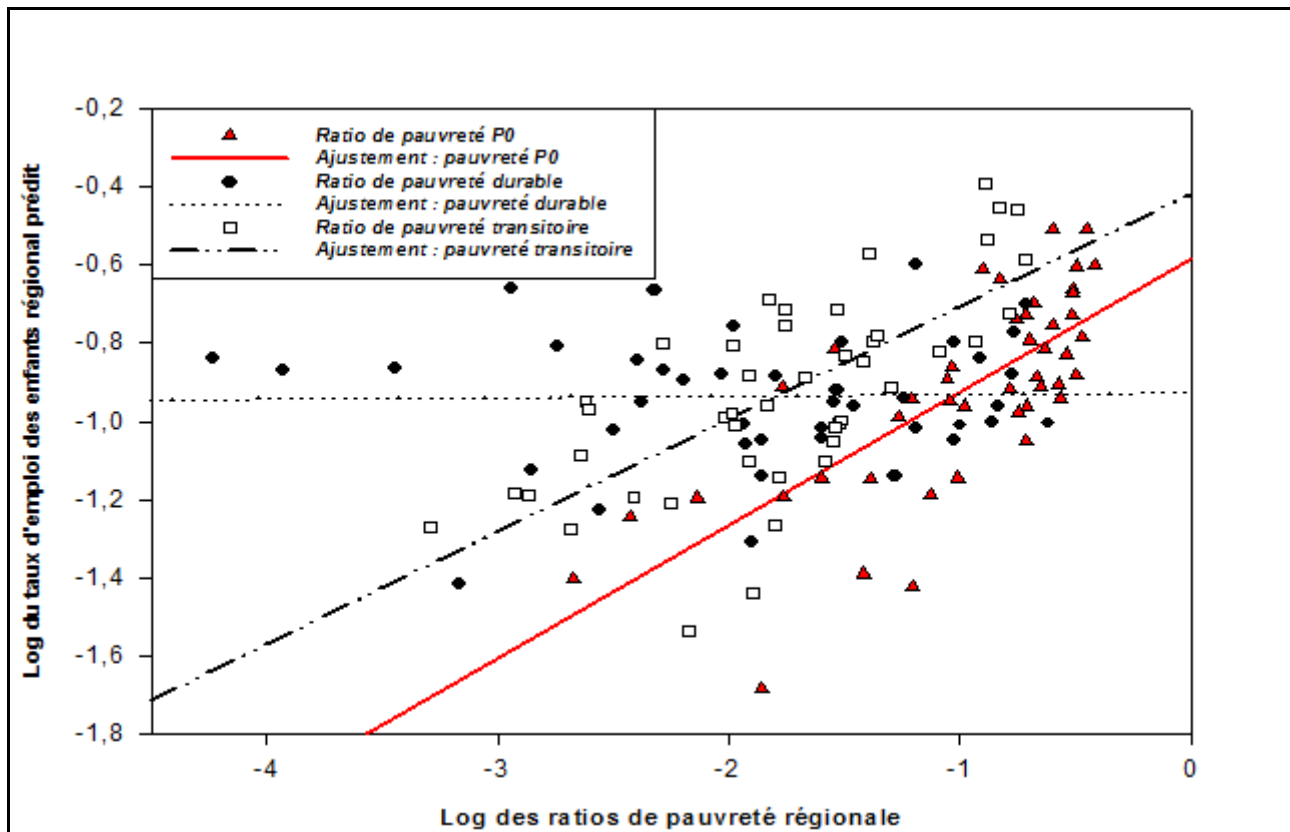


Figure 3 : Relation entre le log des ratios de pauvreté régionale et le log du taux d'emploi des enfants de 5-14 ans – Burkina Faso 2003

pas significatif – colonne (5) –, celui inhérent à la pauvreté transitoire a un seuil de validité de un pour cent – colonne (6). Il en résulte une élasticité de 0,302. En d'autres termes, la variation régionale de la pauvreté durable est sans effet sur l'incidence du travail des enfants, contrairement à la pauvreté transitoire. Ainsi, une augmentation de 10 pour cent de la pauvreté transitoire régionale induit, toutes choses égales par ailleurs, une élévation de 3,0 pour cent du taux de participation régionale au marché du travail des enfants de 5-14 ans. Néanmoins, comme précédemment, la sensibilité du travail des enfants apparaît nettement plus forte par rapport à la pauvreté transitoire évolutive, comparativement à la pauvreté transitoire involutive – colonnes (7) et (8). Les élasticités, légèrement plus élevées que pour la classe d'âge 10-14 ans, sont, respectivement, de 0,107 et de 0,195. La figure 3 illustre assez bien ce différentiel de sensibilité. Le droite d'ajustement post-régression est quasiment horizontale en ce qui concerne la pauvreté durable. Or, s'agissant de la pauvreté transitoire, la droite d'ajustement a une pente *positive* assez marquée.

Troisièmement, on constate que tous les coefficients des taux de scolarisation sont significatifs et négatifs – colonnes (2) à (8) –, ce qui signifie que le travail des enfants et la fréquentation scolaire sont réellement deux choix interdépendants. Les élasticités sont assez stables – -0,35 à -0,40 –, indépendamment des mesures de la pauvreté prises en compte.

Finalement, l'impact différencié des formes de pauvreté par rapport à la vulnérabilité des ménages sur la participation des enfants au marché du travail, robuste sur un plan économétrique, peut-elle s'expliquer ? Des éléments de réponse semblent émaner, en grande partie, de la structure et de l'évolution récente de la pauvreté, en relation avec les chocs subis par les ménages à la suite de la crise ivoirienne (Lachaud, 2003b, 2004a). Tout d'abord, la pauvreté durable – ou chronique –, caractérisant les ménages dont les dépenses par tête actuelles et estimées sont inférieures au seuil de pauvreté, est une composante importante de la pauvreté. En 2003, elle touche 48,8 pour cent des ménages pauvres – soit 18,3 pour cent de l'ensemble des familles. Par conséquent, la pauvreté transitoire, inhérente aux ménages ayant à la fois un niveau de vie actuel inférieur au seuil de pauvreté et des ressources escomptées égales ou supérieures à ce dernier, concerne 51,2 pour cent des ménages pauvres – 19,2 pour cent de l'ensemble des familles. Ensuite, l'augmentation globale de la pauvreté entre 1998 et 2003, précédemment indiquée, s'est accompagnée d'une légère baisse de la pauvreté durable, une situation qui contraste avec celle qui a prévalu entre 1994-95 et 1998. Ainsi, parmi les pauvres, la proportion des pauvres durables est passée de 57,6 à 48,8 pour cent entre 1998 et 2003 – 52,2 à 57,6 pour cent entre 1994-95 et 1998. Parallèlement, cours de la période 1998-2003, la croissance de la pauvreté transitoire a été sensible, le ratio étant passé de 14,6 à 19,2 pour cent de l'ensemble des ménages. Mais, cette évolution de la pauvreté appelle deux

observations. D'une part, cette hausse concerne surtout les ménages faiblement vulnérables – ceux qui sont situés en dessous de la ligne de pauvreté, mais qui ont moins de 40 pour cent de chance de demeurer dans cette situation –, puisque leur part est passée de 10,5 à 15,5 de l'ensemble des familles, alors que pour les ménages pauvres transitoires et fortement vulnérables elle a décliné de 4,1 à 3,7 pour cent. D'autre part, on observe une diminution de la part de certains ménages non pauvres fortement exposés au risque de pauvreté à court terme. En effet, en 2003, 17,2 pour cent de l'ensemble des familles, bien que non pauvres, ont une consommation estimée inférieure au seuil de pauvreté, et ont au moins 40 pour cent de chance de devenir pauvres à court terme. Or, en 1998, ce segment des ménages représentait 20,6 pour cent de l'ensemble des familles. Dans ces conditions, il est vraisemblable qu'une part très importante de la pauvreté transitoire émane d'une mobilité des ménages situés en dessus de la ligne de la pauvreté en 1998, mais qui avaient de fortes chances de devenir pauvres à court terme – ménages très vulnérables. Il est à remarquer, également, que les changements structurels des privations au cours de la période – baisse de la pauvreté durable et hausse de la pauvreté transitoire – ont été beaucoup plus marqués dans le milieu urbain que dans les zones rurales. Enfin, des estimations économétriques récentes (Lachaud, 2004b) tendent à montrer que la variation effective de certaines formes de privations entre 1998 et 2003, en particulier la pauvreté transitoire, est, en très grande partie, imputable au ralentissement du rythme du processus de redistribution, via les envois de fonds de Côte d'Ivoire. La réduction des transferts en direction des ménages représente un déficit ponctuel de ressources qui singularise la pauvreté transitoire, et qui incite ces derniers à mettre en oeuvre des stratégies de survie qui minimisent le risque d'interruption du flux de ressources. De ce fait, l'argument de la gestion du risque, en relation avec la crise ivoirienne, pourrait expliquer l'ampleur de la participation des enfants au marché du travail dans les familles touchées par la pauvreté transitoire.

Nécessairement, la portée de ce raisonnement doit être relativisée. Le différentiel observé de participation des enfants au marché du travail, en fonction des formes de pauvreté par rapport à la vulnérabilité, a été appréhendé à un moment donné, l'année 2003. Ainsi, l'impossibilité de comparer l'incidence du travail des enfants entre 1998 et 2003, compte tenu des incertitudes conceptuelles, et l'absence de données de panel, fragilisent, dans une certaine mesure, la validité de l'hypothèse de la gestion du risque en tant qu'explication de la *croissance* de l'offre de travail des enfants. De ce fait, il serait également souhaitable de pouvoir vérifier la validité de ces résultats dans d'autres pays, notamment d'Afrique au Sud du Sahara.

6. Conclusion

Fondée sur les enquêtes prioritaires de 1998 et de 2003, la présente étude examine l'impact de la pauvreté sur la participation des enfants au marché du travail. Plusieurs conclusions peuvent être formulées.

Premièrement, l'élaboration d'un profil descriptif du travail et de la scolarisation des enfants montre que 44,1 pour cent de ces derniers âgés de 5 à 14 ans travaillent en 2003, la proportion étant assez équilibrée entre les filles et les garçons – respectivement, 44,8 et 43,3 pour cent. Naturellement, en 2003, l'incidence du travail des enfants est beaucoup plus forte pour la classe d'âge de 10-14 ans – 52,7 pour cent –, comparativement à la classe de 5-9 ans – 37,3 pour cent. Ce constat prévaut quel que soit le sexe, bien que l'écart semble légèrement plus élevé pour les filles. A cet égard, la majeure partie des enfants ont pour unique activité le travail, une occupation qui, fort logiquement, croît avec l'âge : 43,4 et 51,8 pour cent, respectivement, pour les enfants de 5-14 ans et de 10-14 ans en 2003. De ce fait, environ un quart et un tiers des enfants, respectivement, de 5-14 ans et 10-14 ans vont uniquement à l'école. Un tel résultat s'explique, en partie, par la faiblesse du taux net de scolarisation primaire dans le pays. Les données relatives à 1998 confirment cette situation, mais les taux de participation ne sont pas réellement comparables à ceux de 2003, compte tenu des incertitudes conceptuelles liées à l'enquête de 1998. Dans ce contexte, quel que soient le sexe et l'âge des enfants, la quasi-totalité sont des « apprentis ou aide familiaux », et le caractère saisonnier de l'activité agricole explique, en partie, l'intermittence de la participation des enfants au marché du travail – 9,9 et 9,2 mois, respectivement, en 1998 et 2003 pour les enfants de 10-14 ans. Par ailleurs, les caractéristiques du chef de ménage semblent influencer l'ampleur du travail des enfants. En particulier, l'incidence du travail des enfants est un peu plus forte dans les familles gérées par un homme, comparativement aux ménages féminins, et dans les ménages d'agriculteurs, et est inversement corrélée au niveau d'instruction du chef de ménage. Enfin, le niveau de vie semble un facteur important du travail des enfants. D'une part, en 2003, le ratio du travail des enfants, par rapport au niveau de vie ex post, est deux fois plus élevé dans les ménages pauvres que dans les ménages riches – 25,5 et 51,9 pour cent, respectivement –, indépendamment du sexe et de l'âge des enfants. D'autre part, l'intégration du risque à l'analyse des privations met en évidence une forte hétérogénéité des taux de participation selon les formes de pauvreté. Ainsi, en 2003, le différentiel des taux de participation des enfants de 5-14 ans au marché du travail,

entre ceux des ménages frappés par la pauvreté durable et ceux des familles pauvres transitoirement est considérable : 13,2 et 10,6 pour cent, respectivement, pour les pauvres transitoires involutifs et les pauvres transitoires évolutifs.

Deuxièmement, l'analyse économétrique permet de mieux identifier les déterminants de l'offre et de la demande du travail et de la scolarisation des enfants. L'analyse de cette question par rapport à la pauvreté suggère deux principales conclusions.

D'une part, l'hypothèse de l'« axiome de luxe » semble relativement robuste. La mise en oeuvre d'un modèle probit bivarié montre que, toutes choses égales par ailleurs – en particulier, en contrôlant par les effets fixes des 45 provinces –, la proportion des enfants de 5-14 ans économiquement actifs est nettement supérieure dans les ménages « pauvres », comparativement aux ménages « non pauvres ». En même temps, les privations monétaires réduisent la probabilité de scolarisation, et une relation inverse entre la fréquentation scolaire et la participation des enfants au marché du travail prévaut. De la même manière, une analyse économétrique spatiale en termes de régimes spatio-temporels, fondée sur un modèle auto-régressif mixte inhérent aux 45 provinces, montre que la pauvreté régionale, appréhendée par les indices FGT, affecte positivement et significativement le taux régional de participation au marché du travail des enfants de 10-14 ans. En 2003, en contrôlant par le taux d'urbanisation et le taux de scolarisation, les élasticités du travail des enfants par rapport à P0, P1 et P2, sont, respectivement, de 0,328, 0,246 et 0,201. Par contre, en 1998, seul le ratio de pauvreté régionale, P0, affecte positivement le taux d'emploi des enfants de 10-14 ans, et l'élasticité est plus faible qu'en 2003. Un résultat analogue prévaut en 2003 pour les enfants âgés de 5-14 ans, bien que les élasticités soient un peu plus élevées.

D'autre part, la prise en considération de la vulnérabilité des ménages, c'est-à-dire le risque de pauvreté, renforce l'argument de la gestion du risque des ménages : l'incidence du travail des enfants peut être le reflet d'une stratégie visant à minimiser le risque d'interruption du flux des ressources, une situation qui prévaut surtout pour les ménages pauvres. La présente étude montre que la variabilité du niveau de vie, mesurée par la *variance des dépenses* en termes de pauvreté transitoire, rehausse la probabilité de travail des enfants, tout réduisant les chances de scolarisation, comparativement aux ménages situés en dessus de la ligne de pauvreté, alors que la vulnérabilité des familles pauvres, imputable à une *faiblesse chronique* des dépenses – pauvres durables –, n'affecte pas la propension au travail des jeunes enfants, et, dans certains cas, leur scolarisation, par rapport aux groupes les plus aisés. Comme précédemment, l'analyse économétrique spatiale vérifie que, quels que soient les groupes d'âge retenus, la variation régionale de la pauvreté durable est sans effet sur l'incidence du travail des enfants, contrairement à la pauvreté transitoire.

De tels résultats doivent être rapprochés de deux éléments additionnels d'analyse. Tout d'abord, l'augmentation de la pauvreté globale entre 1998 et 2003 s'est accompagnée d'une légère baisse de la pauvreté durable, et d'une croissance sensible de la pauvreté transitoire, qui concerne surtout les ménages faiblement vulnérables – ceux qui sont situés en dessous de la ligne de pauvreté, mais qui ont moins de 40 pour cent de chance de demeurer dans cette situation. Ensuite, des estimations économétriques récentes suggèrent que la variation effective de certaines formes de privations entre 1998 et 2003, en particulier la pauvreté transitoire, est, en très grande partie, imputable au ralentissement du rythme du processus de redistribution, via les envois de fonds de Côte d'Ivoire. La baisse des transferts représente une perte ponctuelle de gains qui singularise la pauvreté transitoire, et qui incite les ménages à élaborer des stratégies de survie qui réduisent le risque d'interruption du flux de ressources. De ce fait, l'argument de la gestion du risque, en relation avec la crise ivoirienne, pourrait expliquer l'ampleur de la participation des enfants au marché du travail dans les familles touchées par la pauvreté transitoire. En même temps, il questionne l'opportunité d'une législation trop sévère à l'encontre du travail des enfants, en l'absence de mécanismes susceptibles de réduire les fluctuations des gains 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.
- Anselin, L. 1988. *Spatial Econometrics: Methodes and Models*, Dordrecht, Kluwer Academic.
- Anselin, L., Bera, A., Florax, R., Yoon, M.J. 1996. « Simple Diagnostic Test for Spatial Dependence », *Regional Science and Urban Economics*, 26 : 77-104.
- Anselin, L., Bera, A. 1997. « Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction of Spatial Econometrics », in Ullah, A., Giles, D. Eds, *Handbook of Applied Economics Statistics*, New York, Marcel Dekker.
- Bhalotra, S., Tzannatos, Z. 2002. *Child Labor: What Have We Learnt?*, Washington, Social Protection Discussion Paper 0234, World Bank.
- Banque mondiale 2004. *Country at a Glance*, <http://www.worldbank.org>.
- Basu, K. 1999. « Child Labor: Cause, Consequences, and Cure, with Remarks on International Labor Standards », *Journal of Economic Literature*, 37 : 1083-1119.
- Basu, K. 2002. « A Note on Multiple General Equilibria with Child Labor », *Economics Letters*, 74 : 301-308.
- Basu, K., Van, P.H.. 1998. « The Economics of Child Labor », *American Economic Review*, 88 : 412-427.
- Basu, K., Tzannatos, Z. 2003. « The Global Child Labor Problem: What Do We Know and What Can We Do? », *World Bank Economic Review*, 17 : 147-173.
- Bourguignon, F., Chiappori, P.-A. 1994. « The Collective Approach to Household Behavior », in Blundell, R., Preston, I., Walker, I. (eds): *The Measurement of Household Welfare*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Blunch, N-H., Verner, D. 2000. *Revisiting the Link Between Poverty and Child Labor: The Ghanaian Experience*, Washington, Policy Research Working Paper 2488, World Bank.
- BIT 1998. *Le travail des enfants en Afrique : l'intolérable en point de mire*, Kampala, Réunion tripartite régionale africaine, 5-7 février, Bureau international du travail.
- BIT 2002. *Un avenir sans travail des enfants*, Genève, Conférence international du travail, Rapport I(B), Bureau international du travail.
- Canagarajah, S., Coulombe, H. 1997. *Child Labor and Schooling in Ghana*, Washington, Policy Research Working Paper 1844, World Bank.
- Diallo, Y. 2001. *Les enfants et leur participation au marché du travail en Côte d'Ivoire*, Bordeaux, thèse de doctorat ès sciences économiques, Centre d'économie du développement.
- Duryea, S., Arends-Kuenning, M. 2003. « School Attendance, Child Labour and Local Labor Market Fluctuation in Urban Brazil », *World Development*, 31 : 1165-1178.
- Edmonds, E.V. 2004. *Household Composition and the Response of Child Labor Supply to Product Market Integration: Evidence from Vietnam*, Washington, Working Paper 3235, World Bank.
- Edmonds, E.V., Turk, C. 2004. « Child Labor in Transition », in Glewwe, P., Agrawal, N., Dollar, D. (eds): *Economic Growth, Poverty and Household Welfare: Policy Lessons from Vietnam*, Washington, World Bank.
- Emerson, P., Souza, A. 2003. « Is There a Child Labor Traps? Intergenerational Persistence of Child Labor in Brazil », *Economic Development and Cultural Change*, 51 : 755-398.
- Grootaert, Ch., Kanbur, R. 1995. *Child Labor: A Review*, Washington, Policy Research Working Paper 1454, World Bank.
- Grootaert, Ch. 1998. *Child Labor in Côte d'Ivoire: Incidence and Determinants*, Washington, mimeo, World Bank.

- Gupta, M.R. 2000. « Wage Determination of a Child Worker: A Theoretical Analysis », *Review of Development Economics*, 4 : 219-228.
- Heady, H. 2000. *What is the Effect of Child Labour on Learning Achievement? Evidence from Ghana*, Florence, Working Paper 79, UNICEF Innocenti Research Centre.
- Human Rights Watch 2003. *Aux frontières de l'esclavage. Traite des enfants au Togo*, <http://hrw.org/reports/2003/togo0403>.
- Husmanns, R., Mehran, F., Verma, V. 1990. *Surveys of Economically Active Population, Employment, Unemployment and Underemployment: An ILO Manual on Concepts and Methods*, Geneva, International Labour Office.
- IPEC 2002a. *Annotated Bibliography on Child Labour*, Geneva, International Programme on the Elimination of Child Labour, International Labour Office.
- IPEC 2002b. *Every Child Counts. New Global Estimates on Child Labour*, Geneva, International Programme on the Elimination of Child Labour, International Labour Office.
- IPEC 2004. *IPEC Action Against Child Labour 2002.2003. Progress and Future Priorities*, Geneva, International Programme on the Elimination of Child Labour, International Labour Office.
- INSD 2000. *Profil et évolution de la pauvreté au Burkina Faso*, Ouagadougou, Institut national de la statistique et de la démographie.
- Jensen, P., Nielsen, H.S. 1997. « Child Labor and School Attendance? Evidence from Zambia », *Journal of Population Economics*, 10 : 125-140.
- Lachaud, J.-P.. 2003a. *Dynamique de pauvreté, inégalité et urbanisation au Burkina Faso*, Bordeaux, Presses Universitaires de Bordeaux.
- . 2003b. *Pauvreté et inégalité au Burkina Faso. Profil et dynamique*, Ouagadougou, Programme des nations unies pour le développement.
- . 2004a. *Crise ivoirienne, envois de fonds et pauvreté au Burkina Faso*, Bordeaux, document de travail n°90, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- . 2004b. *Transferts privés de Côte d'Ivoire, et pauvreté durable et transitoire au Burkina Faso : Une analyse spatio-temporelle*, Bordeaux, document de travail n°93, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- LeSage, J.-P. 1998. *Spatial Econometrics*, Toledo, University of Toledo.
- Maitra, P., Ray, R. 2000. « The Joint Estimation of Child Participation in Schooling and Employment: Comparative Evidence from Three Continents », *Oxford Development Studies*, 30 : 252-276.
- Moehling, C. 1995. *The Intrahousehold Allocation of Resources and the Participation of Children in Household Decision-Making: Evidence from Early Twentieth Century America*, mimeo, Northwestern University.
- Nielsen, H.S. 1998. *Child Labor and School Attendance: The Joint Decisions*, Aarhus, Working Paper 98-15, Centre for Labour Market and Social Research, Denmark.
- Psacharopoulos, G. 1997. « Child Labor versus Educational Attainment: Some Evidence from Latin America », *Journal of Population Economics*, 10 : 377-386.
- Rammohan, A. 2000. « Interaction of Child Labour and Schooling in Developing Countries: A Theoretical Perspective », *Journal of Economic Development*, 25 : 85-99.
- Ranjan, P. 1999. « An Economic Analysis of Child Labor », *Economics Letters*, 64 : 99-105.
- Ravallion, M., Wodon, Q. 2000. « Does Child Labour Displace Schooling? Evidence on Behavioural Responses to an Enrollment Subsidy », *Economic Journal*, 110 : 158-175.
- Ray 2000. « Analysis of Child Labor in Peru and Pakistan: A Comparative Study », *Journal of Population Economics*, 64: 81-102.

- Rodgers, G., Standing, G. (eds) 1981. *Child Work, Poverty and Underdevelopment*, Geneva, International Labour Office.
- Rosenzweig, M.R., Evenson, R. 1977. « Fertility, Schooling and the Economic Contribution of Children in Rural India: An Econometric Analysis », *Econometrica*, 45 : 1065-1079.
- Strauss, J., Thomas, D. 1995. « Human Resources: Empirical Modeling of Household and Family Decisions », in Behrman, J., Srinivasan, T.N. (eds): *Handbook of Development Economics*, Amsterdam, Volume IIIA, Elsevier.
- Tanaka, R. 2003. « Inequality as a Determinant of Child Labor », *Economics Letters*, 80 : 93-97.
- Tzannatos, Z. 2003. « Child Labor and School Enrollment in Thailand in the 1990s », *Economics of Education Review*, 22:523-536
- UNDP 2003. *Human Development Report 2003. Millenium Development Goals: A Compact amont Nations to End Human Poverty*, New York, Oxford University Press.
- UNICEF 1991. *The State of the World's Children 1991*, Oxford, Oxford University Press.

Annexes

Tableau A1 : Incidence du travail des enfants – 5-14 ans et plus – selon l'année, le milieu et les caractéristiques du chef de ménage – pourcentage – Burkina Faso 1998-2003

Année/sexe/âge	1998			2003								
	Garçons		Total	Garçons			Filles			Total		Total
	10-14 ans	10-14 ans		5-9 ans	10-14 ans	Total	5-9 ans	10-14 ans	Total	5-9 ans	10-14 ans	
Chef de ménage												
Sexe												
Femme	44,9	53,8	49,4	34,5	40,0	37,2	35,2	43,6	39,5	34,8	41,8	38,4
Homme	65,9	68,1	67,0	37,1	51,9	43,7	37,9	55,3	45,1	37,5	53,6	44,4
Niveau d'instruction												
Sans instruction	70,3	74,3	72,2	40,0	55,8	47,1	41,0	60,0	49,1	40,7	57,9	48,0
Primaire	32,6	31,7	32,2	20,4	29,8	24,7	18,5	31,9	24,1	19,5	30,7	34,4
Secondaire	10,4	5,1	7,5	8,4	9,1	8,8	9,6	7,4	8,5	9,0	8,2	8,7
Supérieur	0,0	3,1	1,6	0,0	0,0	0,0	1,9	4,7	3,7	0,8	2,7	1,9
Groupe socio-économique												
Salarié public	54,0	53,4	53,7	1,6	0,9	1,3	3,6	7,4	5,6	2,6	4,3	3,4
Salarié privé formel	50,8	44,2	47,7	1,0	11,0	6,2	0,9	9,0	4,9	0,9	9,9	5,4
Salarié privé informel	44,0	49,2	46,4	0,0	2,7	0,8	3,1	18,7	10,7	1,2	11,9	5,5
Indépendant non agricole	47,4	47,3	47,3	10,9	18,5	14,3	12,8	18,2	15,3	11,8	18,4	14,7
Agriculteur de rente	71,2	71,3	71,2	39,0	62,9	49,3	40,6	68,6	52,0	39,7	65,6	50,5
Agriculteur de subsistance	70,7	73,8	72,2	43,2	57,8	49,7	43,4	62,7	51,3	43,3	60,1	50,4
Apprenti & aide familial	54,3	57,8	56,1	0,0	35,4	14,0	0,0	27,2	14,0	0,0	29,9	14,0
Chômeur	37,8	50,8	44,1	11,7	9,5	10,5	13,1	10,0	11,7	12,4	9,7	11,1
Inactif	61,4	66,6	64,0	20,9	28,9	25,0	21,3	33,7	28,0	21,1	31,3	26,4
Enfants												
Occupation												
Salarié du privé formel	0,3 ¹	0,0 ¹	0,2 ¹	0,1	0,2	0,1	0,1	0,2	0,1	0,1	0,2	0,1
Salarié du privé informel	-	-	-	0,1	0,4	0,3	0,2	0,4	0,3	0,2	0,4	0,3
Indépendant non agricole	0,1	0,1	0,1	0,0	0,1	0,1	0,0	0,4	0,2	0,0	0,2	0,1
Indépendant agricole	0,6	0,6	0,6	1,3	1,4	1,3	1,3	1,0	1,2	1,3	1,2	1,2
Apprenti & aide familial	99,1	99,3	99,2	98,0	97,2	97,6	98,1	97,6	97,9	98,0	97,5	97,7
Indéterminé	-	-	-	0,6	0,7	0,7	0,3	0,4	0,3	0,5	0,5	0,5
Durée 12 derniers mois (%)												
1-3 mois	0,9	0,7	0,8	1,5	2,6	2,1	1,4	2,1	1,7	1,4	2,3	1,9
4-6 mois	3,9	3,3	3,6	9,7	12,1	11,0	9,7	14,8	12,4	9,7	13,4	11,6
7-9 mois	41,6	39,6	40,6	37,4	45,2	41,5	35,4	41,3	38,5	36,4	43,3	40,0
10-12 mois	53,6	56,4	54,9	51,4	40,1	45,5	53,5	41,8	47,4	52,5	40,9	46,4
Durée moyenne (mois)	9,8	9,9	9,9	9,5	8,9	9,2	9,6	8,9	9,2	9,5	8,9	9,2
Ensemble	64,9	67,3	66,0	37,7	51,2	43,3	37,7	54,5	44,8	37,3	52,7	44,1

(1) Ensemble du privé formel et informel.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

Tableau A2 : Coefficients de régression relatifs à l'estimation probit bivariée des déterminants du travail et de la scolarisation des enfants de 5-14 ans – Burkina Faso 1988-2003¹

Variable dépendante	1998 – 10-14 ans						2003 – 10-14 ans						2003 – 5-14 ans								
	Travail enfants – 1 = oui ¹⁰			Scolarisation enfants – 1 = oui ¹¹			Travail enfants – 1 = oui ¹⁰			Scolarisation enfants – 1 = oui ¹⁰			Travail enfants – 1 = oui ¹⁰			Scolarisation enfants – 1 = oui ¹⁰					
	β	t ²	Ef. mg. ⁴	β	t ²	Ef. mg. ⁴	Som. Ef. mg.	β	t ²	Ef. mg. ⁴	Som. Ef. mg.	β	t ²	Ef. mg. ⁴	Som. Ef. mg.	β	t ²	Ef. mg. ⁴	Som. Ef. mg.		
Ensemble du pays – effets fixes : 45 provinces³ ; bien-être ex post																					
Constante	-2,085	-1,058	-	-2,342	-1,642	-	-	-2,613	-1,774**	-	-0,221	-0,151	-	-	-1,991	-7,801*	-	-6,104	-22,356*	-	-
Age des enfants																					
Age	0,229	0,693	0,097	0,435	1,841**	0,055	0,153	0,269	1,106	0,036	0,002	0,008	0,000	0,036	-0,006	-0,216	-0,000	1,149	29,557*	0,046	0,046*
(Age ²)/100	-0,586	-0,421	-0,249	-2,096	-2,113*	-0,266	-0,516	-0,615	-0,601	-0,082	-0,344	-0,337	-0,039	-0,121	0,736	4,451*	0,039	-5,510	-28,107*	-0,223	-0,183*
Sexe - garçons	0,158	2,915*	0,067	0,377	11,175*	0,048	0,115*	-0,125	-3,561*	-0,016	0,291	8,209*	0,033	0,016*	-0,042	-1,825**	-0,002	0,268	11,017*	0,010	0,008*
Enfant du chef	0,095	1,667**	0,040	0,115	2,757*	0,015	0,055	-0,087	-1,819**	-0,011	0,287	6,100*	0,032	0,020*	-0,028	-0,861	-0,001	0,199	6,009*	0,008	0,006*
Education enfants⁵																					
Primaire	-1,917	-7,133*	-0,814	-	-	-	-0,814*	-0,156	-2,965**	-0,021	-	-	-	-0,021*	-0,554	-12,330*	-0,029	-	-	-	-0,029*
Secondaire	-2,023	-6,249*	-0,859	-	-	-	-0,859*	-0,142	-1,010	-0,019	-	-	-	-0,019	-0,581	-3,614*	-0,031	-	-	-	-0,031*
Education chef⁶																					
Primaire	-0,465	-4,801*	-0,198	0,624	9,522*	0,079	-0,118*	-0,313	-4,480*	-0,042	0,654	10,243*	0,074	0,031*	-0,203	-4,338*	-0,010	0,573	12,913*	0,023	0,012*
Secondaire	-0,750	-3,824*	-0,319	0,657	5,987*	0,084	-0,235*	-0,795	-5,663*	-0,107	0,896	8,081*	0,101	-0,005	-0,519	-5,757*	-0,027	0,873	12,161*	0,035	0,007
Supérieur	-0,856	-1,897*	-0,364	0,484	2,508*	0,062	-0,302	-0,809	-2,789*	-0,109	0,701	3,200*	0,079	-0,029	-0,810	-3,203*	-0,043	0,983	6,303*	0,039	-0,003
Démographie chef																					
Sexe - homme	0,020	0,171	0,008	-0,200	-2,722*	-0,025	-0,017	0,147	1,885**	0,019	-0,219	-3,084*	-0,024	-0,004	0,082	1,461	0,004	-0,170	-3,262*	-0,006	-0,002
Age	-0,021	-1,964*	-0,008	0,022	2,557*	0,003	-0,006	-0,038	-4,630*	-0,005	0,045	5,491*	0,005	0,000	-0,022	-4,120*	-0,001	0,037	6,551*	0,001	0,000
(Age ²)/100	0,017	1,761**	0,007	-0,024	-2,913*	-0,003	0,004	-0,038	4,943*	0,005	-0,047	-6,091*	-0,005	-0,000	0,024	4,744*	0,001	-0,039	-7,130*	-0,001	-0,000
Statut travail : chef																					
Salarié privé formel	-2,189	-0,035	-0,930	-0,327	-1,658**	-0,042	0,972	0,220	0,997	0,029	-0,190	-1,124	-0,021	0,008	0,208	1,108	0,011	-0,262	-2,236*	-0,010	0,000
Salarié privé informel	0,266	0,794	0,113	-0,563	-3,303*	-0,072	0,041	-0,088	-0,248	-0,011	-0,072	-0,256	-0,008	-0,020	-0,049	-0,186	-0,002	-0,328	-1,908**	-0,013	-0,015
Indép. non agricole	0,758	3,064*	0,322	-0,367	-2,958*	-0,046	0,275*	0,136	0,754	0,018	-0,112	-0,782	-0,012	0,005	0,444	3,032*	0,023	-0,322	-3,311*	-0,013	0,010
Agriculteur rente	2,074	8,659*	0,881	-0,946	-7,994*	-0,120	0,761*	0,933	5,172*	0,125	-0,507	-3,488*	-0,057	0,068*	1,173	8,169*	0,062	-0,646	-6,605*	-0,026	0,036*
Agriculteur subsis.	1,848	7,851*	0,785	-0,961	-8,506*	-0,122	0,663*	0,759	4,385*	0,102	-0,449	-3,276*	-0,050	0,051*	1,051	7,526*	0,056	-0,592	-6,402*	-0,024	0,032*
Chômeur	0,415	1,291	0,176	-0,464	-2,458*	-0,059	0,117	-0,343	-1,673**	-0,046	-0,137	-0,804	-0,015	-0,061*	-0,027	-0,174	-0,001	-0,360	-2,982*	-0,014	-0,016*
Inactif & apprenti	1,404	5,388*	0,597	-0,668	-4,759*	-0,085	0,511*	0,286	1,511	0,038	-0,156	-1,017	-0,017	0,020	0,543	3,496*	0,029	-0,238	-2,217*	-0,009	0,019*
Démog. ménage																					
Nombre < 5 ans	0,044	2,550*	0,019	-0,025	-1,950**	-0,003	0,015*	-0,028	-1,842**	-0,003	0,021	1,396	0,002	-0,001	-0,019	-1,919**	-0,001	0,012	1,174	0,000	-0,000
Nombre 5-14 ans	0,014	1,239	0,006	-0,011	-1,349	0,001	0,005	-0,006	-0,622	-0,000	-0,024	-2,591*	-0,002	-0,003*	0,000	0,042	0,000	-0,029	-4,293*	-0,001	-0,001*
Nombre 15-60 ans	-0,001	-0,067	-0,000	0,024	3,449*	0,003	0,003	-0,012	-1,310	-0,001	0,023	2,682*	0,002	0,001	-0,013	-2,083*	-0,000	0,017	2,715*	0,000	-0,000
Nombre > 60 ans	0,067	1,738**	0,028	0,092	3,237*	0,011	0,040*	-0,061	-1,887**	-0,008	0,123	3,750*	0,013	0,005	-0,050	-2,229*	-0,002	0,084	3,514*	0,003	0,000
Niveau de vie⁷																					
Pauvres	0,120	2,316*	0,051	-0,300	-8,210*	-0,038	0,130	0,245	6,322*	0,033	-0,207	-5,289*	-0,023	0,009*	0,234	9,074*	0,012	-0,207	-7,657*	-0,008	0,004*
Car. communaut.																					
Accès école primaire⁸																					
0,5/1 heure	0,105	1,775**	0,045	-0,268	-6,199	-0,034	0,011	0,232	5,112*	0,031	-0,343	-7,359*	-0,038	-0,007	0,152	5,032*	0,008	-0,306	-9,596*	-0,012	-0,004*
> 1 heure	0,340	4,238*	0,144	-0,745	-11,938*	-0,095	0,050	0,406	6,486*	0,054	-0,665	-9,414*	-0,075	-0,020*	0,293	7,236*	0,015	-0,637	-13,440*	-0,025	-0,010*
Accès école second.⁹																					
0,5/1 heure	-0,198	-2,745*	-0,084	0,210	4,342*	0,027	-0,057**	0,093	1,568	0,012	-0,081	-1,459	-0,009	0,003	0,038	0,960	0,002	-0,106	-2,773*	-0,004	-0,002
> 1 heure	0,090	1,609	0,038	-0,039	-0,914	-0,005	0,033	0,297	5,212*	0,040	-0,320	-5,755*	-0,036	0,003	0,189	4,973*	0,010	-0,272	-7,151*	-0,011	-0,000
Localisation spatiale	Effets fixes : 45 provinces																				
ρ (1,2) ⁵ (Wald ; sig.)	-0,397 (-3,640 ; 0,000)						-0,931 (-100,977 ; 0,000)						-0,842 (-81,607 ; 0,000)								
Log vraisemblance	-6028,32						-5761,98						-12964,72								
N	8350						7103						16202								

(1) Maximum de vraisemblance à information complète ; (2) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Variables binaires spécifiant la localisation des enfants par Province ; (4) Effets marginaux pour Y1|Y2=1 ; (5) Base = sans instruction ; (6) salarié du public ; (7) Base = non pauvres ; (8) Base = moins d'une demi-heure ; (9) Covariance entre les termes aléatoires des deux équations ; (10) La variable dépendante prend la valeur 1 si l'enfant travail, et 0 dans le cas contraire ; (8) La variable dépendante prend la valeur 1 si l'enfant fréquente l'école, et 0 dans le cas contraire.

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

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

Tableau A3 : Coefficients de régression relatifs à l'estimation probit bivariée des déterminants du travail et de la scolarisation des enfants de 5-14 ans – Burkina Faso 1988-2003¹

Variable dépendante	1998 – 10-14 ans						2003 – 10-14 ans						2003 – 5-14 ans								
	Travail enfants – 1 = oui ¹⁰			Scolarisation enfants – 1 = oui ¹¹			Travail enfants – 1 = oui ¹⁰			Scolarisation enfants – 1 = oui ¹⁰			Travail enfants – 1 = oui ¹⁰			Scolarisation enfants – 1 = oui ¹⁰					
	β	t ²	Ef. mg. ⁴	β	t ²	Ef. mg. ⁴	Som. Ef. mg.	β	t ²	Ef. mg. ⁴	β	t ²	Ef. mg. ⁴	Som. Ef. mg.	β	t ²	Ef. mg. ⁴	β	t ²	Ef. mg. ⁴	Som. Ef. mg.
Ensemble du pays – effets fixes : 45 provinces³ ; bien-être ex ante																					
Constante	-2,073	-1,053	-	-2,309	-1,618	-	-	-2,578	-1,735**	-	-0,135	-0,092	-	-	-1,707	-6,624*	-	-6,232	-22,806*	-	-
Age des enfants																					
Age	0,225	0,684*	0,096	0,431	1,820**	0,056	0,152	0,305	1,239	0,040	-0,028	-0,118	-0,003	0,036	-0,006	-0,213	-0,000	1,153	29,636*	0,045	0,045*
(Age ²)/100	-0,570	-0,410	-0,243	-2,076	-2,092*	-0,272	-0,515	-0,759	-0,736	-0,099	-0,211	-0,206	-0,023	-0,123	0,746	4,472*	0,039	-5,527	-28,174*	-0,220	-0,181*
Sexe - garçons	0,154	2,845*	0,066	0,376	11,139*	0,049	0,115*	-0,130	-3,690*	-0,017	0,293	8,263*	0,032	0,015*	-0,048	-2,032*	-0,002	0,270	11,060*	0,010	0,008*
Enfant du chef	0,092	1,623**	0,039	0,115	2,756*	0,015	0,054*	-0,091	-1,894**	-0,012	0,295	6,257*	0,032	0,020*	-0,039	-1,205	-0,002	0,206	6,199*	0,008	0,006*
Education enfants ⁵																					
Primaire	-1,891	-6,994*	-0,807	-	-	-	-0,807*	-0,156	-2,970*	-0,020	-	-	-	-0,020*	-0,562	-12,419*	-0,029	-	-	-	-0,029*
Secondaire	-1,998	-6,142*	-0,852	-	-	-	-0,852*	-0,117	-0,866	-0,015	-	-	-	-0,015	-0,554	-3,582*	-0,029	-	-	-	-0,029*
Education chef ⁶																					
Primaire	-0,469	-4,835*	-0,200	0,631	9,621*	0,082	-0,1*17	-0,426	-6,017*	-0,056	0,705	10,870*	0,078	0,022*	-0,332	-7,041*	-0,017	0,619	13,758*	0,024	0,007*
Secondaire	-0,754	-3,854*	-0,321	0,661	6,032*	0,086	-0,235	-0,903	-6,352*	-0,119	0,929	8,384*	0,103	-0,015	-0,662	-7,189*	-0,034	0,910	12,635*	0,036	0,001
Supérieur	-0,860	-1,913**	-0,366	0,487	2,530*	0,063	-0,303	-0,822	-2,872*	-0,108	0,703	3,210*	0,078	-0,030	-0,830	-3,334*	-0,043	0,988	6,353*	0,039	-0,004
Démographie chef																					
Sexe - homme	0,020	0,182	0,008	-0,200	-2,726*	-0,026	-0,017	0,219	2,810*	0,028	-0,253	-3,541*	-0,028	0,000	0,165	2,939*	0,008	-0,203	-3,882*	-0,008	0,000
Age	-0,020	-1,962**	-0,008	0,021	2,492*	0,002	-0,005	-0,047	-5,746*	-0,006	0,049	5,979*	0,003	0,000	-0,033	-6,108*	-0,001	0,042	7,307*	0,001	-0,000
(Age ²)/100	0,016	1,753**	0,007	-0,022	-2,807*	-0,003	0,004	0,048	6,282*	0,006	-0,052	-6,696*	-0,005	0,000	0,037	7,122*	0,001	-0,044	-8,028*	-0,001	0,000
Statut travail : chef																					
Salarié privé formel	-2,176	-0,035	-0,928	-0,332	-1,685**	-0,043	-0,972	0,164	0,768	0,021	-0,166	-0,990	-0,018	0,003	0,146	0,799	0,007	-0,241	-2,063*	-0,009	-0,001
Salarié privé informel	0,269	0,804	0,114	-0,559	-3,287*	-0,073	0,041	-0,115	-0,318	-0,015	-0,056	-0,199	-0,006	-0,021	-0,063	-0,236	-0,003	-0,321	-1,867**	-0,012	-0,016
Indép. non agricole	0,756	3,067*	0,322	-0,361	-2,919*	-0,047	0,275*	0,074	0,414	0,009	-0,091	-0,638	-0,010	-0,000	0,380	2,635*	0,020	-0,304	-3,133*	-0,012	0,007
Agriculteur rente	2,073	8,659*	0,884	-0,934	-7,881*	-0,122	0,761*	0,788	4,410*	0,103	-0,453	-3,116*	-0,050	0,053*	1,010	7,108*	0,053	-0,597	-6,092*	-0,023	0,029*
Agriculteur subsis.	1,851	7,884*	0,789	-0,962	-8,535*	-0,126	0,663*	0,703	4,124*	0,092	-0,440	-3,221*	-0,048	0,043*	0,990	7,196*	0,052	-0,581	-6,303*	-0,023	0,028*
Chômeur	0,415	1,290	0,177	-0,449	-2,380*	-0,058	0,118	-0,493	-2,440*	-0,064	-0,075	-0,445	-0,008	-0,073*	-0,257	-1,626	-0,013	-0,302	-2,503*	-0,012	-0,025*
Inactif & apprenti	1,403	5,387*	0,598	-0,648	-4,591*	-0,085	0,513*	0,191	1,027	0,025	-0,123	-0,804	-0,013	0,011	0,417	2,721*	0,021	-0,203	-1,893**	-0,008	0,013*
Démog. ménage																					
Nombre < 5 ans	0,044	2,565*	0,018	-0,026	-2,047*	-0,003	0,015*	-0,022	-1,467	-0,002	0,017	1,125	0,001	-0,000	-0,009	-0,896	-0,000	0,007	0,682	0,000	-0,000
Nombre 5-14 ans	0,014	1,246	0,006	-0,012	-1,510	-0,001	0,004	0,001	0,158	0,000	-0,028	-2,943*	-0,003	-0,002*	0,007	1,112	0,000	-0,031	-4,641*	-0,001	-0,001*
Nombre 15-60 ans	-0,001	-0,091	-0,000	0,024	3,500*	0,003	0,002	-0,009	-1,021	-0,001	0,023	2,602*	0,002	0,001	-0,009	-1,399	-0,000	0,016	2,581*	0,000	0,000
Nombre > 60 ans	0,067	1,723**	0,028	0,087	3,051*	0,011	0,040*	-0,104	-3,230*	-0,013	0,145	4,390*	0,016	0,002	-0,110	-4,831*	-0,005	0,108	4,472*	0,004	-0,001
Niveau de vie ⁷																					
Pauvres durables	0,116	1,955**	0,049	-0,273	-6,540*	-0,035	0,013	0,008	0,185	0,001	-0,075	-1,624**	-0,008	-0,007	-0,045	-1,476	-0,002	-0,087	-2,713*	-0,003	-0,005*
Pauvres trans. inv.	0,144	1,234	0,061	-0,237	-2,558*	-0,031	0,030	0,369	4,142*	0,048	-0,387	-4,138*	-0,043	0,005	0,406	7,091*	0,021	-0,329	-5,360*	-0,013	0,008*
Pauvres trans. évol.	0,128	1,570	0,054	-0,403	-6,397*	-0,052	0,001	0,564	10,520*	0,074	-0,356	-6,720*	-0,039	0,034*	0,602	16,932*	0,031	-0,351	-9,423*	-0,013	0,017*
Car. communaut.																					
Accès école primaire ⁸																					
0,5/1 heure	0,107	1,810**	0,045	-0,270	-6,242*	-0,035	0,010	0,226	4,953*	0,029	-0,339	-7,270*	-0,037	-0,007	0,145	4,737*	0,007	-0,302	-9,430*	-0,012	-0,004*
> 1 heure	0,345	4,282*	0,147	-0,750	12,003*	-0,098	0,048	0,408	6,481*	0,053	-0,664	-9,361*	-0,073	-0,020*	0,291	7,159*	0,015	-0,637	-13,408*	-0,025	-0,010*
Accès école second. ⁹																					
0,5/1 heure	-0,199	-2,770*	-0,084	0,208	4,310*	0,027	-0,057**	0,090	1,511	0,011	-0,082	-1,467	-0,009	0,002	0,043	1,080	0,002	-0,112	-2,907*	-0,004	-0,002
> 1 heure	0,089	1,588	0,038	-0,040	-9,952	-0,005	0,032	0,303	5,302*	0,039	-0,323	-5,790*	-0,035	0,004	0,197	5,142*	0,010	-0,275	-7,225*	-0,010	-0,000
Localisation spatiale	Effets fixes : 45 provinces																				
ρ (1,2) ³ (Wald ; sig.)	-0,407 (-3,745 ; 0,000)						-0,933 (-102,474 ; 0,000)						-0,842 (-81,570 ; 0,000)								
Log vraisemblance	-6026,00						-5709,93						-12817,63								
N	8350						7103						16202								

(1) Maximum de vraisemblance à information complète ; (2) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Variables binaires spécifiant la localisation des enfants par Province ; (4) Effets marginaux pour Y1|Y2=1 ; (5) Base = sans instruction ; (6) salarié du public ; (7) Base = non pauvres ; (8) Base = moins d'une demi-heure ; (9) Covariance entre les termes aléatoires des deux équations ; (10) La variable dépendante prend la valeur 1 si l'enfant travail, et 0 dans le cas contraire ; (8) La variable dépendante prend la valeur 1 si l'enfant fréquente l'école, et 0 dans le cas contraire.

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

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.