

Environnements économique et éducatif des ménages et échec scolaire des enfants au Mali.

Issa BOUARE^{*}, Mathias KUEPIE[†] et Nicaise MISANGUMUKINI^{‡§}

ABSTRACT

Dans le cadre de cette étude, nous nous intéressons aux déterminants familiaux, économiques et culturels de l'échec scolaire primaire au Mali. Pour ce faire, nous mobilisons les données de l'enquête ELIM réalisée au Mali en 2006. Les analyses économétriques montrent que le capital culturel (mesuré par le niveau d'éducation moyens des adultes du ménage) a un effet bien plus important sur l'échec scolaire que le capital économique. Ceci implique, sur le plan politique, que l'Etat et les acteurs de développement ne doivent pas seulement agir sur les coûts financiers de l'éducation, mais également et davantage sur les « barrières culturelles », notamment les difficultés que les familles les moins dotées en capital éducatif ont à pouvoir aider et encadrer leurs enfants dans leurs études. Ceci est encore plus vrai pour les filles qui sont davantage exposées à l'échec scolaire que les garçons au Mali.

^{*} Statisticien, Chef de la Section Méthodes et Recherches, INSTAT Mali.

[†] Chercheur au CEPS/INSTEAD-Luxembourg et chercheur associé à DIAL-Paris

[‡] Chercheur au CEPS/INSTEAD-Luxembourg

INTRODUCTION

A la faveur de la conférence de Jomtien en Thaïlande (en 1990) la plupart des pays en développement et des bailleurs de fonds ont approuvé l'initiative de «l'éducation pour tous», initiative qui a été reprise dans les objectifs du millénaire pour le développement (OMD). L'objectif « Education pour tous » vise à ce que tous les jeunes soient scolarisés et atteignent au moins le niveau du primaire complet (6 années d'études) d'ici 2015. Au Mali, malgré des efforts importants aussi bien du gouvernement malien que des partenaires extérieurs, il n'est pas certain que cet objectif soit réalisé. En effet, en 2006, le taux net de scolarisation primaire n'était que de 57% (64% pour les garçons, 49% pour les filles). Ce niveau s'explique d'une part par le fait que tous les enfants en âge d'être scolarisés (7 ans au Mali) ne sont pas inscrits à l'école⁵ et d'autre part par un taux d'abandon loin d'être négligeable (environ 17%). Jusqu'ici, beaucoup d'études sur la scolarisation des enfants dans les pays en développement, en particulier sur le Mali, se sont focalisées essentiellement sur les niveaux et les facteurs de la fréquentation scolaire. Cet intérêt s'explique par le fait qu'*in fine*, le fait de ne pas fréquenter l'école synthétise à lui seul les différents échecs face au système scolaire : échec d'y rentrer pour ceux qui n'ont jamais été scolarisés, échec de s'y maintenir pour ceux qui l'ont été mais ont quitté précocement le système scolaire. Ce caractère synthétique de la fréquentation scolaire (ou de non fréquentation scolaire) constitue en même temps une faiblesse, surtout quand il s'agit d'en étudier les déterminants : l'observation de la non fréquentation scolaire étant un état résultant de multiples processus - non inscription à l'école, sortie du système scolaire - il n'est pas sûr que les déterminants de chacun de ces processus soient identiques. Quand bien même ce serait le cas, il se pourrait que les gradients des effets varient d'une composante à l'autre. Or d'un point de vue politique, il est nécessaire de connaître précisément les facteurs qui sous-tendent les mécanismes à l'œuvre afin de mettre en place les actions appropriées. Dans le cadre de cette étude, nous nous intéressons aux facteurs de l'échec scolaire, défini comme le fait, pour un enfant âgé de 7-15 ans, de connaître des difficultés scolaires se traduisant soit par le redoublement, soit par l'abandon scolaire sans achever le cycle primaire. Les deux phénomènes sont inextricablement liés: la sortie du système scolaire commence bien souvent par des signes avant-coureurs, dont l'absentéisme et le redoublement/retard scolaire. En effet, le redoublement entraîne, dans la scolarité de l'enfant, un retard susceptible de déboucher sur un abandon ou une exclusion (après deux échecs consécutifs, l'élève est exclu de l'école) si des mesures convenables ne sont pas envisagées en vue de le circonscrire. Qu'il se manifeste à travers le redoublement ou à travers l'abandon, l'échec scolaire constitue une perte de ressources financières pour l'Etat, les collectivités ayant en charge la gestion de l'école et les familles. Son taux est un remarquable indicateur de performance des systèmes éducatifs. Converti en coûts de production des diplômés, il constitue un instrument de mesure de la dilapidation des ressources par l'Etat et les familles. Etudier les facteurs de l'échec scolaire pourrait donc permettre de mettre au jour les leviers sur lesquels agir afin d'améliorer l'efficacité du système éducatif. Dans le cadre de cette étude et en nous basant sur les données de l'enquête malienne auprès des ménages de 2006, nous nous intéressons à l'influence de l'environnement familial de l'élève sur les risques d'échec scolaire; plus particulièrement, nous nous intéressons à l'influence des « capitaux » économique et éducatif des ménages sur le retard et/ou l'abandon des études au primaire.

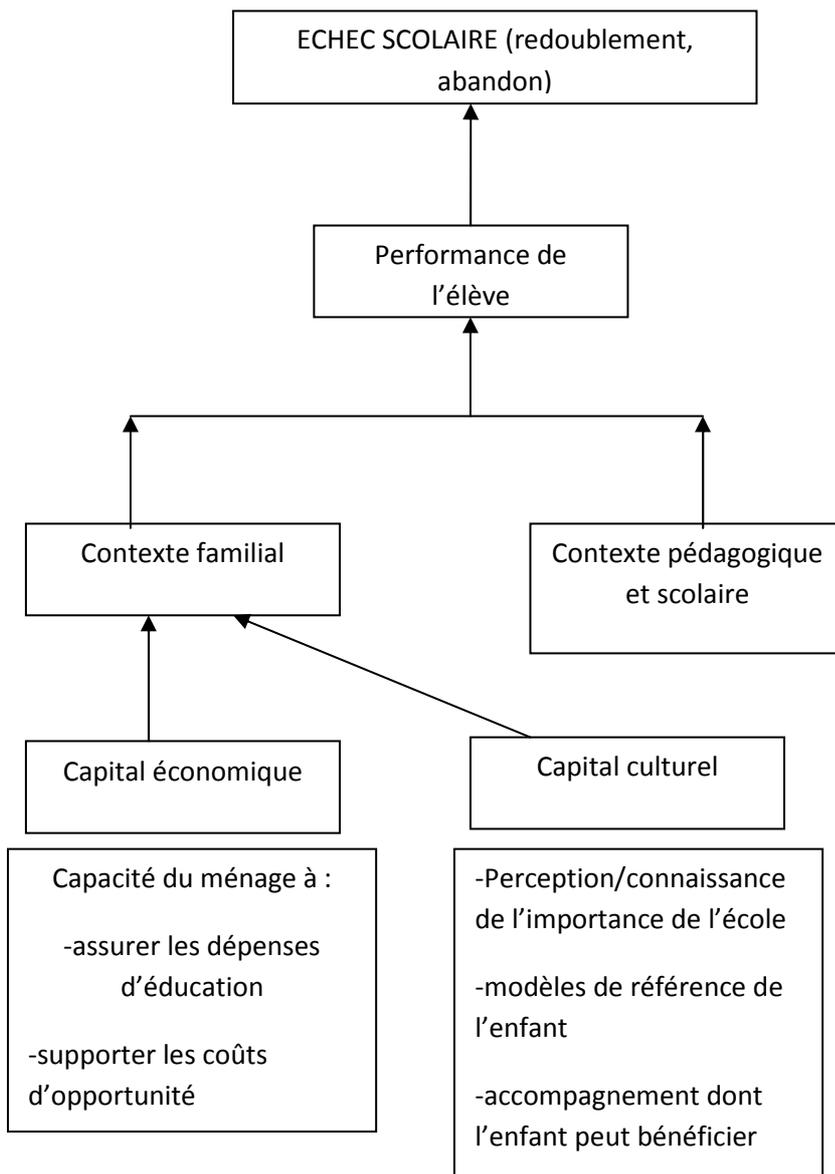
La suite de l'article se présente comme suit : dans une première partie, nous présentons les cadres conceptuel et théorique de l'influence des environnements économique et culturel des enfants sur la réussite scolaire. Dans la seconde partie, nous présentons les données, les variables et les méthodes économétriques utilisées. La troisième partie présente les résultats issus des analyses et la dernière conclut.

⁵ (le taux brut d'admission est 74% et le taux net de 26% en 2006)

I. CADRE THEORIQUE DE L'ÉCHEC SCOLAIRE

1. UNE VUE D'ENSEMBLE DES DIFFÉRENTS PROCESSUS QUI RÉGISSENT L'ÉCHEC SCOLAIRE

SCHEMA 1. Les mécanismes conduisant à l'échec scolaire.



L'échec scolaire qui se traduit soit par le redoublement, soit par l'abandon, peut s'expliquer par deux grands ensembles de facteurs : les facteurs liés au système éducatif (contexte pédagogique et scolaire, qualité de l'offre) et les facteurs liés à l'origine familiale des élèves. C'est cette dernière catégorie qui nous intéresse dans le cadre de cette étude. L'origine familiale, elle-même, est appréhendée à travers deux dimensions : le capital économique et le capital culturel du ménage. Certes, les deux dimensions sont corrélées mais ne sauraient se réduire

complètement l'une à l'autre. Il importe donc d'examiner les mécanismes par lesquels chacune d'elles peut influencer la réussite scolaire.

2. DE L'IMPACT DU CAPITAL SOCIO-ÉCONOMIQUE SUR LE RISQUE D'ÉCHEC SCOLAIRE.

Les facteurs économiques agissent sur les performances scolaires des enfants à travers deux principaux canaux : un canal direct qui se traduit par la capacité des ménages et des familles à investir dans la scolarisation de leur progéniture ; et un canal indirect qui passe par les coûts d'opportunités, c'est-à-dire le manque à gagner auquel certains ménages sont confrontés quand les enfants s'investissent dans les études au lieu de participer à des activités domestiques ou économiques.

2.1 DE L'IMPACT DIRECT DU CAPITAL SOCIO-ÉCONOMIQUE DE LA FAMILLE SUR LES PERFORMANCES SCOLAIRES DE L'ENFANT.

Même si au Mali l'éducation primaire est « gratuite », les parents doivent encore assurer un certain nombre de dépenses pour que leurs enfants puissent fréquenter l'école dans des conditions propices à la réussite. Il s'agit, tout d'abord, des dépenses vestimentaires, d'achats de livres ou de matériel pédagogique. Mais aussi, dans les écoles communautaires, des contributions des parents au fonctionnement de l'école. Enfin, à cause des conditions pédagogiques loin d'être optimales (surcharge des classes, démotivation des enseignants, etc.) ils doivent, à défaut de le faire eux-mêmes, payer pour les soutiens scolaires privés. Face à toutes ces dépenses nécessaires sinon indispensables pour améliorer la réussite scolaire, la faiblesse du niveau de vie de la famille constitue un handicap. En effet, si pour les ménages aisés ces dépenses additionnelles représentent peu en rapport avec leurs ressources, elles vont être difficiles à mobiliser pour les autres ménages voir rédhibitoires pour les ménages les plus pauvres, chez qui il ne reste plus grand-chose du budget une fois les dépenses de survie immédiate faites. Ainsi, selon les résultats de l'enquête Malienne de pauvreté de 2001, les ménages pauvres et très pauvres dépensent jusqu'à 83% de leur budget pour l'alimentation, et seulement 0,5% pour l'éducation, contre respectivement 66 et 1,4% chez les plus aisés (DNSI, 2004). Quand bien même les fournitures scolaires et le soutien seraient gratuits, les élèves des ménages pauvres pourraient-ils pour autant avoir les mêmes chances de réussite que ceux des ménages aisés ? L'existence des coûts d'opportunité n'invite pas à répondre par l'affirmative.

2.2 DE L'IMPACT DES COÛTS D'OPPORTUNITÉ.

La réussite scolaire repose aussi sur la possibilité pour l'élève à se concentrer sur ses études, sans être distrait par d'autres activités (domestiques, économiques). Or pour que l'élève ne se consacre qu'à ses études, il faut que le ménage auquel il appartient puisse fonctionner sans sa contribution aux différentes activités domestiques et économiques. Cette condition va être difficile à tenir dans les ménages les plus pauvres, où les enfants constituent une main- d'œuvre soit pour les tâches domestiques, soit pour les activités économiques (R. Marcoux, 1998). Pour ce qui est des activités économiques, beaucoup d'études ont montré que dans les ménages, les enfants, de par leur activité, apportent un complément de revenus non négligeable pour le ménage (Kuepie, 2005 ; Jacoby et Skoufias, 1997). Quant aux activités domestiques, Goze et BIH (1996) ont relevé que, dans le Nord de la Côte d'Ivoire, les travaux ménagers et domestiques occupent substantiellement les enfants. Ces travaux sont, pour la fille, la cuisine, la vaisselle, la lessive, les corvées d'eau. Pour le garçon, il s'agit de l'aide apportée au père dans les diverses activités dévolues aux hommes (entretien de la maison familiale, désherbage de la cour etc.), entretenant de ce fait la division sexuelle du travail. La participation à ces différentes activités entre en concurrence avec l'école et peut déboucher soit sur l'abandon scolaire, soit sur le redoublement d'une ou plusieurs classes. Psacharopoulos (1997) a ainsi mesuré que le travail des enfants en Bolivie et au Venezuela entraînait une baisse moyenne de deux années d'étude. Mais d'autres études ont abouti à des conclusions plus mitigées, c'est-à-dire ne mettant pas en évidence un lien négatif fort entre travail des enfants et résultats scolaires (Dumas C , 2008), Afin d'améliorer la fréquentation scolaire et les performances scolaires des enfants des familles démunies, un certain nombre d'Etats

et d'institutions ont mis en place des programmes de transferts de subsides aux ménages pauvres, sous condition d'assiduité de leurs enfants à l'école. Très souvent, ces programmes ont entraîné une amélioration significative des résultats scolaires des enfants des familles ainsi « traitées » (cf. Ravallion et Wodon 2000 pour le Bangladesh, Rouse C. E 1998 pour le Wisconsin et Schultz, T.P, 2004 pour le Mexique). Mais plus que le niveau de vie du ménage et/ou les incitations financières, le capital culturel pourrait jouer un rôle encore plus important sur les performances scolaires des enfants.

3. LE CAPITAL CULTUREL ET PERFORMANCE ÉDUCATIVE.

Quand bien même les parents disposeraient de moyens économiques suffisants pour que l'enfant puisse se consacrer sereinement aux activités scolaires, encore faut-il qu'ils perçoivent tout l'intérêt et l'utilité des études, et qu'ils puissent mettre en place des stratégies éducatives efficaces. Selon Bourdieu (1984), chaque famille déploie, en fonction de sa place au sein de la société et des moyens dont elle dispose (capital financier, culturel, social, etc.), des stratégies afin soit de se maintenir, soit d'améliorer sa position dans la hiérarchie sociale. Dans cette perspective, les ménages disposant du capital social partent avec une longueur d'avance. Ce capital social peut être appréhendé à travers un espace bi-dimensionnel (Bourdieu, 1984 et 1998) : une dimension « volume/quantité » et une dimension « structure ». Selon cette dernière, on pourra décomposer le capital en plusieurs composantes, dont le capital économique et le capital culturel. La première composante (économique) a été traitée dans les paragraphes précédents et il s'agit ici de nous intéresser au second, c'est-à-dire au capital culturel des ménages. Bourdieu (1973) définit le capital culturel comme étant le fruit de la socialisation différenciée selon les milieux sociaux. Ces modes de socialisation différenciée vont se traduire par des rapports spécifiques vis-à-vis de l'école. Les enfants issus de milieux culturels favorisés vont ainsi se sentir plus à l'aise à l'école qui repose sur les mêmes valeurs culturelles, bien loin de celles des enfants des classes culturellement défavorisées ((Bourdieu, 1991 ; Perrenoud, 1996 ;). Cette théorie est corroborée par un certain nombre d'études empiriques (dont Crahay, 2000) qui mettent en évidence la liaison entre la réussite scolaire à l'origine sociale des élèves. Les enfants d'origine modeste accèdent moins souvent aux niveaux les plus élevés du cursus scolaire que ceux dont les parents exercent une profession libérale ou de type intellectuel. Tout indique que le fonctionnement de l'école est loin de produire les effets dont rêvent ceux qui lui accordent une mission de justice corrective. Au Mali, en particulier, il existe une réelle coupure entre les pratiques et habitudes de l'école et celles du milieu familial des élèves appartenant aux ménages à faible dotation en capital culturel, en particulier ceux dont les parents n'ont pas été eux-mêmes à l'école. Il peut même arriver que, du fait de la distance culturelle entre l'école et la sphère domestique, les familles ne perçoivent toujours pas l'école comme indispensable pour l'épanouissement culturel et matériel des enfants (Etienne Gérard, 1999, Bouare et alli, 2009). A l'inverse, quand les parents ont eu la chance d'être éduqués, ils perçoivent mieux l'école comme constituant une composante majeure de l'itinéraire de socialisation de leurs enfants. Beaucoup d'études aussi bien dans les pays développés que les pays en développement, ont ainsi montré que la réussite ou l'échec à l'école des enfants dépendaient en grande partie du capital éducatif des parents (Durand, 2006 ; Clignet, 1964, Thélot et Valet, 2000 ; etc.).

4. LES CAPITAUX CULTUREL, ÉCONOMIQUE ET LES DIFFÉRENCES DE GENRE.

Une des constantes de la plupart des paramètres éducatifs des pays en développement en général, et des pays africains en particulier est les différences de réussite scolaire entre filles et garçons, au détriment des premières. Au Mali, malgré d'importants efforts fournis par tous les acteurs de développement, il existe encore des différences significatives entre filles et garçons en matière de scolarisation. En effet, selon l'enquête ELIM-2006 que nous utilisons dans cette étude (cf. plus bas), les taux nets de scolarisation des garçons sont de 58% pour le primaire et de 19% pour le secondaire, contre respectivement 52 et 14% chez les filles. Il convient de souligner que les écarts étaient bien plus importants au début des années 2000 (DNSI, 2004). Certaines études ont montré qu'en plus de leur sous-représentativité à l'école, les filles avaient plus de risque de redoubler ou d'abandonner leurs études que les garçons (Kobiane, 2006). De façon générale, les raisons avancées pour expliquer les inégalités

scolaires en défaveur des filles sont essentiellement liées à la conjonction de contraintes culturelles et économiques (Lange, 1998)

A la lumière de ce qui précède, il s'agit, dans le cadre de cette étude, de réévaluer les impacts du capital économique et culturel de la famille d'origine sur l'échec scolaire au Mali. Beaucoup d'études ont établi que l'environnement familial des enfants jouait un rôle très important dans la fréquentation scolaire (voir par exemple Durand, 2006 et Bouaré et *alli* 2009 pour le Mali ; Kobiané, 2006 pour le Burkina). Il s'agit ici de savoir si, après cet effet de sélection sur la fréquentation, les mêmes caractéristiques économiques et culturelles des familles continuent d'influer sur les performances scolaires.

II. MÉTHODOLOGIE

1. SOURCE DES DONNÉES

Les données proviennent de l'Enquête Légère Intégrée auprès des ménages (ELIM) qui a été réalisée de juillet à novembre 2006 au Mali. Elle a été réalisée auprès d'un échantillon de 4100 ménages (et près de 41000 individus) représentatifs au niveau national et régional. L'opération avait comme objectif principal l'élaboration des différents indicateurs sociaux dont ceux de l'éducation. Un effort particulier a été fourni pour saisir de façon précise le niveau de vie des ménages, à travers l'adjonction au questionnaire principal d'un module revenus/dépenses assez détaillé (qui fait 27 pages). Nous y revenons plus bas. Par ailleurs, il convient de souligner que le plan de sondage de l'enquête ELIM-2006, est un plan de sondage stratifié à deux degrés. Le critère de stratification retenu était le milieu de résidence. Les résultats de l'enquête sont représentatifs au niveau national, régional (le Mali en compte 9 dont le district de Bamako la capitale), du milieu de résidence (Urbain, Rural).

2. INDICATEURS ET VARIABLES.

2.1 CONSTRUCTION DE L'INDICATEUR D'ÉCHEC SCOLAIRE

L'échec scolaire se définit comme le fait d'avoir une scolarité perturbée, soit par le redoublement d'une classe pour insuffisance de travail, soit par l'abandon de l'école en cours de cycle. Dans le cadre de cette étude, nous nous limitons à l'échec scolaire au primaire. Les enfants ayant connu l'échec scolaire au primaire sont de deux catégories : ceux qui sont encore cours de scolarisation mais qui sont en retard d'une ou de plusieurs classes et ceux qui ont dû abandonner l'école sans achever le cycle primaire. Il ressort d'ELIM-2006 l'abandon scolaire au primaire est assez faible car il ne concerne environ que 3 jeunes de 7-15 ans sur 100. L'essentiel de l'échec scolaire au Mali passe donc principalement par les redoublements, source de retard scolaire.

2.1.1 Identification des enfants en situation de retard scolaire.

Un enfant est dit en retard scolaire si son âge «réel» est supérieur à l'âge «théorique» de la classe. Cette façon de cerner le retard scolaire ne permet pas de différencier les enfants ayant redoublé des classes des enfants ayant débuté leur scolarisation tardivement. Mais cet amalgame ne constitue pas, à notre avis, une limite sérieuse car le fait de ne pas inscrire son enfant à l'école à l'âge réglementaire (7 ans au Mali, ce qui est déjà beaucoup) pourrait relever des mêmes difficultés que celles qui amènent un enfant à redoubler. De même, inscrire son enfant en avance pourrait être un indicateur d'une forte motivation pour l'éducation et donc de plus grandes chances de succès.

Le tableau ci-dessous synthétise la situation des jeunes de 7-15 ans par rapport à l'éducation primaire.

TABLEAU 1. Répartition des jeunes de 7-15 ans au Mali suivant leur destinée scolaire.

	Sexe				Ensemble	
	Masculin		Féminin			
	Effectif (*)	%	Effectif (*)	%	Effectif (*)	%
Total	5939	100%	5025	100%	10964	100%
jamais fréquenté	2449	41,28%	2379	47,37%	4828	44,17%
Abandonné	181	3,05%	138	2,94%	319	3,00%
en retard au primaire	1252	20,64%	1010	20,24%	2262	20,45%
scolarité normal au primaire	1683	28,75%	1269	25,21%	2952	27,07%
en post primaire	374	6,28%	229	4,24%	603	5,31%

(*) NB: il s'agit des effectifs non pondérés. Les % sont pondérés

Le message qui ressort de ce tableau est qu'avoir une scolarité primaire « normale » n'est possible que pour une minorité de jeunes maliens en 2006. En effet, sur 100 enfants, âgés de 7 à 12 ans, 44% n'ont jamais ou pas encore été à l'école, 3% ont abandonné le primaire en cours de cycle, 20% ont redoublé au moins une année et seulement 32% suivent une scolarité sans heurts (27% au primaire et 5% en post primaire). Seront considérés comme en difficulté ou en échec scolaire, ceux fréquentant l'école mais en retard dans leur cursus, ainsi que les enfants ayant abandonné l'école. Les enfants de 7-15 ans en post primaire seront considérés comme ayant eu une scolarité normale, au même titre que ceux qui ne sont pas en retard ainsi que ceux qui sont en avance. Enfin, nous présenterons au niveau du modèle économétrique la manière dont est pris en compte le fait de n'avoir jamais fréquenté l'école.

Une fois la variable dépendante construite, il convient de nous atteler à la sélection des indicateurs les plus pertinents des contextes familiaux économique et culturel des enfants.

2.2 LES INDICATEURS DE MESURE DU CAPITAL SOCIOCULTUREL ET DE MESURE DU CAPITAL SOCIO-ÉCONOMIQUE DES MÉNAGES.

Comme souligné dans le cadre théorique, l'objectif de cette étude est de mesurer l'impact du capital socio-économique et du capital socioculturel sur les risques de redoublement ou de retard scolaire. Il s'agit ici d'opérer le choix des indicateurs socio-économique et socioculturel les plus pertinents.

2.2.1 Indicateurs de mesure du capital socioculturel de la famille : le niveau d'instruction du chef de ménage seul ne suffit pas.

Dans la plupart des études sur la scolarisation, le niveau d'éducation des parents (en particulier, celui du chef de ménage) est utilisé comme indicateur socioculturel du ménage dans lequel vit l'enfant. Or, au moins sur un plan théorique, on peut penser que l'environnement socioculturel d'un enfant ne se limite pas seulement aux caractéristiques de son père ou de sa mère, en particulier dans le contexte africain où les solidarités familiales sont relativement présentes. En effet, les parents eux-mêmes peuvent ne pas avoir été à l'école, mais avoir dans leur ménage un membre (y compris les enfants aînés) ayant fait des études et pouvant assister les jeunes enfants. Il existe donc différentes possibilités de saisir l'environnement éducatif du ménage. Dans le cas de l'enquête ELIM2006, on a construit, à l'aide du niveau d'instruction de l'ensemble des personnes de plus de 18 ans⁶ des

6 Il convient de souligner que l'étude porte seulement sur le redoublement au primaire, et concerne les enfants de 7 à 15 ans.

ménages, trois indicateurs: l'indicateur classique du niveau d'éducation du chef de ménage, le niveau d'éducation moyen des membres adultes du ménage, et le niveau d'éducation du membre le plus éduqué.

TABLEAU 2. Description des trois mesures du capital culturel des ménages dans lesquels vit au moins un jeune de 7-15 ans

Statistiques	Années d'études		
	du chef de ménage	moyen des adultes (>18 ans)	de l'adulte (>18 ans) le plus instruit
Min	0,0	0,0	0,0
Max	14,0	14,0	14,0
Mean	1,8	1,6	3,3
Sd	3,8	2,7	4,6
Cv(sd/mean)	2,1	1,7	1,4
p50	0,0	0,0	0,0
p75	0,0	2,3	7,0
p90	8,0	5,6	11,0
p95	11,0	7,6	14,0
%éduc>0	23%	40%	40%
N(ménages avec 5-15ans)	3577	3576	3577

N.B. il convient de souligner que dans le questionnaire ELIM-2006, les années d'études de l'enseignement supérieur ont été regroupées dans une seule modalité. On a donc considéré que tous ceux ayant fait le supérieur avaient quatorze années d'études.

Les statistiques descriptives montrent que de façon générale, le niveau d'éducation des adultes est relativement faible au Mali : 60% des jeunes vivent dans des ménages où aucun adulte de plus de 18 ans n'a été à l'école et cette proportion atteint presque 77% quand on se limite au seul chef de ménage. Le nombre moyen d'années d'éducation tourne autour de 1,8 années pour le chef de ménage, 1,6 pour l'ensemble des adultes (de plus de 18 ans) du ménage et atteint 3,3 années d'études quand on considère uniquement l'adulte le plus instruit du ménage.

L'enseignement le plus important qui ressort du tableau précédent est donc que le niveau d'éducation du chef de ménage ne suffit pas à rendre compte de l'environnement éducatif des enfants car même si le chef de ménage lui-même n'a pas été à l'école, il peut y avoir un autre adulte instruit dans le ménage. Cet argument milite en faveur de la prise en compte du niveau d'instruction d'autres membres adultes au lieu de se restreindre à celui du chef de ménage comme c'est très souvent le cas dans les études.

TABLEAU 3. Corrélation linéaire entre les différentes mesures du capital socioculturel

Années d'études → ↓	du CM	moyen des adultes	de l'adulte le plus instruit
du CM	1		
moyen des adultes	0,81	1	
de l'adulte le plus instruit	0,72	0,88	1

2.2.2 Indicateurs de mesure du capital économique

Comme pour la mesure du capital culturel, plusieurs indicateurs peuvent être mobilisés afin de cerner le capital économique d'un ménage. Il convient de rappeler que le capital économique fait référence aux ressources économiques dont dispose le ménage. Ces ressources peuvent provenir du travail et des revenus assimilés, des rentes et placement, d'épargne, etc. Dans des pays où les montants de ces revenus sont facilement mesurables, le niveau de vie des ménages peut être directement obtenu par la sommation des différents types de revenu. Mais dans les pays en développement et en particulier au Mali, il est difficile de mesurer, avec un niveau de fiabilité acceptable, le niveau de vie des ménages à partir des revenus à cause de deux principales raisons : d'une part, une bonne partie des ménages (en l'occurrence en milieu rural) autoproduisent ce qu'ils consomment ; d'autre part, une large part des actifs non agricoles travaillent comme indépendants dans le secteur informel sans comptabilité et sont incapables d'indiquer sans un dispositif spécifique (de type 1-2-3)⁷ le montant de leurs revenus. Pour ces raisons, les ressources économiques des ménages africains sont très souvent appréhendées indirectement soit à travers la valorisation de leur consommation, soit à travers un indice intégrant les caractéristiques du logement et les biens durables possédés par les ménages. Comme souligné plus haut (lors de la présentation de la source des données) un module dépenses assez important a été ajouté à l'enquête ELIM 2006, afin d'enregistrer, en un seul passage, l'ensemble de la consommation des ménages maliens au cours de l'année 2006 (Backiny et alli, 2007). A partir de ces données, la DNSI a construit un ensemble d'indicateurs de niveau de vie (cf. tableau suivant). Sans rentrer dans les détails, il convient de souligner que certains de ces indicateurs intègrent des biens qui ont été acquis longtemps avant l'enquête (maisons pour les loyers imputés, biens durables) et qui en plus, ne sont pas assez « liquides » (au sens financier du terme). De ce fait, leur valeur peut ne pas refléter le niveau de vie actuel ou récent du ménage (par exemple, un ménage ayant acquis un logement ou une voiture pendant une période de prospérité peut depuis lors avoir connu des difficultés économiques).

Il se pose donc la question du choix de l'indicateur du niveau le plus à même d'expliquer le phénomène de redoublement au premier cycle. Cette question sera tranchée en comparant l'impact des effets des différentes variables sur le phénomène. Pour l'instant, on se contentera de présenter uniquement quelques paramètres des différentes mesures du niveau de vie des ménages, comme nous l'avons fait précédemment pour le capital culturel.

⁷ Il s'agit d'un dispositif d'enquêtes en 3 phases imbriquées qui permet de mesurer de façon appropriée les caractéristiques du secteur informel (cf. Amegashie et alli 2005))

TABEAU 4. Description des différentes mesures du capital économique des ménages dans lesquels vit au moins un jeune de 5-15 ans

Statistiques	Dépenses totales par tête (en 1000 FCFA an)				Dépenses alimentaires/tête	Dépenses non alimentaires par tête (en 1000 FCFA an)			
	Avec loyers imputés et bien durables	Sans loyer imputé ni biens durables	Avec loyers imputés sans biens durables	Sans loyer imputé avec biens durables		Avec loyers imputés et bien durables	Sans loyer imputé ni biens durables	Avec loyers imputés sans biens durables	Sans loyer imputé avec biens durables
Min	1,1	0,7	1,0	0,8	0,3	0,2	0,0	0,2	0,0
Max	348,9	299,9	305,6	343,3	38,4	313,5	264,5	270,2	307,9
Mean	15,1	13,8	14,6	14,3	7,8	7,3	6,0	6,7	6,5
Sd	13,4	11,5	12,2	12,6	4,7	9,9	8,0	8,7	9,2
Cv	0,9	0,8	0,8	0,9	0,6	1,4	1,3	1,3	1,4
p50	11,4	10,6	11,1	10,8	6,8	4,3	3,6	4,1	3,7
p75	18,0	16,8	17,5	17,2	10,0	8,1	6,8	7,6	7,3
p90	28,2	25,5	27,0	26,6	13,8	15,7	12,7	14,2	14,1
p95	37,3	33,2	35,0	35,2	16,7	22,7	18,3	20,2	20,5
N	3577	3577	3577	3577	3577	3577	3577	3577	3577

N.B. les variables sont fortement corrélées, avec des r^2 supérieur à 0,9, sauf entre les dépenses alimentaires et les différentes dépenses non alimentaire pour lesquels les coefficients de corrélation sont légèrement plus faibles (entre 0,5 et 0,6).

modo, les dépenses non alimentaires présentent des coefficients de variations très importants (de plus de 100%), signe qu'il s'agit de dépenses très hétérogènes d'un ménage à l'autre. Les dépenses alimentaires, avec des coefficients de variation de 61%, sont moitié moins dispersées que la catégorie précédente.

Les variables sont fortement corrélées entre elles (tableau non présenté), avec des r^2 supérieurs à 0,9, sauf entre les dépenses alimentaires et les différentes dépenses non alimentaires pour lesquelles les coefficients de corrélation sont compris entre 0,5 et 0,6.

2.3 STRATÉGIE DE SÉLECTION D'UN INDICATEUR DU CAPITAL ÉCONOMIQUE ET D'UN INDICATEUR DE L'ENVIRONNEMENT CULTUREL PARMIS LES DIFFÉRENTES VARIABLES CANDIDATES.

Dans la section précédente, on a montré que pour la mesure des environnements culturel et économique du ménage, plusieurs variables pouvaient être utilisées, et que ces variables avaient une forte corrélation. Il s'agit, ici, avant de passer à l'interprétation des résultats, de sélectionner l'indicateur le plus pertinent pour chacune des deux dimensions explicatives. Nous avons opéré cette sélection en estimant une série de modèles alternatifs avec chacun des indicateurs candidats. Ensuite nous avons répertorié les différents changements dans les paramètres liés au fait de remplacer un indicateur culturel (respectivement économique) par un autre. Les paramètres dont les effets nous intéressent ici sont :

- La statistique de Wald, qui indique la significativité globale du modèle ;

- Le Chi2 qui indique la significativité du coefficient de l'indicateur considéré ;
- Le coefficient de régression (β) qui indique l'effet de l'indicateur sur l'échec scolaire ;
- L'impact marginal de l'indicateur sur le retard scolaire, qui mesure la variation de la probabilité d'être en échec scolaire, suite à une variation unitaire du facteur considéré ;

Dans le cadre de cette étude, on utilise le critère de l'effet marginal, autrement dit, l'indicateur le plus pertinent est celui ayant l'effet marginal le plus fort. Et en cas d'effets marginaux identiques entre deux indicateurs, nous tranchons en nous basant sur la valeur du khi2.

TABLEAU 5. Effets des différentes spécifications du capital culturel sur le risque de redoublement au primaire au Mali, modèle probit avec effet de sélection⁸.

années d'éducation	Coef	chi2	Sig	Marginal effect	std_margin	Stat de Wald global
du Chef de ménage	-0,031	12,483	0,000	-0,012	0,003	856,52
moyenne des adultes du ménage	-0,072	14,519	0,000	-0,026	0,005	913,43
Moyenne des femmes du ménage	-0,037	9,864	0,002	-0,014	0,004	865,16
de l'individu le plus instruit du ménage	-0,047	3,072	0,080	-0,015	0,005	-(*)

(*) le modèle n'a pas pu converger

N.B : un certain nombre de variables de contrôles ont été introduites dans les modèles de régression : génération du chef de ménage, son sexe, son statut matrimonial, le sexe (là où pertinent) et l'âge de l'enfant, le nombre de jeunes dans le ménage, le type d'école et la distance au marché la plus proche

Parmi l'ensemble des indicateurs de l'environnement éducatif du ménage, le nombre moyen d'année des membres adultes du ménage est celui qui présente, de loin, l'effet marginal le plus important. Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait que parmi l'ensemble des indicateurs, il s'agit de celui qui prend en compte tout le potentiel du capital éducatif au sein des ménages. Cette variable présente aussi l'avantage d'améliorer la statistique de Wald globale⁹ plus que toute autre. C'est donc elle qui sera retenue dans cette étude.

⁸ Cf. plus bas pour la spécification du modèle probit

⁹ La statistique de Wald est un indicateur de la significativité du modèle à degrés de liberté donnés (20 dans notre cas), plus il est important, plus le modèle est globalement significatif.

TABEAU 6. Effets des différentes spécifications du capital économique sur le risque de redoublement au primaire au Mali

		Coef	chi2	sig	Marg	std_marg	Stat de Wald global
Dépenses totales	Avec loyers imputés et bien durables	-0,006	5,836	0,016	-0,0021	0,001	900,7
	Sans loyer imputé ni biens durables	-0,006	4,632	0,031	-0,0020	0,001	904,0
	Avec loyers imputés sans biens durables	-0,006	5,178	0,023	-0,0021	0,001	903,3
	Sans loyer imputé avec biens durables	-0,006	5,335	0,021	-0,0020	0,001	901,3
dépenses alimentaires/tête		-0,018	8,027	0,005	-0,0066	0,002	913,4
Dépenses non alimentaires	Avec loyers imputés et bien durables	-0,005	3,152	0,076	-0,0018	0,001	906,0
	Sans loyer imputé ni biens durables	-0,004	1,745	0,186	-0,0015	0,001	913,0
	Avec loyers imputés sans biens durables	-0,005	2,312	0,128	-0,0017	0,001	910,4
	Sans loyer imputé avec biens durables	-0,005	2,614	0,106	-0,0017	0,001	907,7

N.B un certain nombre de variables de contrôles ont été introduites dans les modèles de régression : génération du chef de ménage, son sexe, son statut matrimonial, le sexe (là où pertinent) et l'âge de l'enfant, le nombre de jeune du ménage, le type d'école et la distance au marché le plus proche

Quant à l'environnement économique des ménages, l'indicateur des dépenses alimentaires produit l'impact marginal et le khi2 les plus élevés. Cette variable sera donc retenue comme proxy du niveau de vie économique du ménage. Il convient de souligner ici que les dépenses alimentaires des ménages reflètent d'une part la capacité courante du ménage à mobiliser des ressources à très court terme, contrairement aux dépenses avec biens durables et/ ou loyers imputés qui sont dotées d'une certaine inertie. En effet, ces dernières contiennent des éléments reflétant la capacité passée des ménages¹⁰. De même, quand le pouvoir d'achat d'un ménage s'accroît, il faut un certain délai de réaction pour que cet accroissement se traduise par l'achat d'un bien durable ou le changement de logement, contrairement aux biens alimentaires qui vont être sensibles aux variations de revenus.

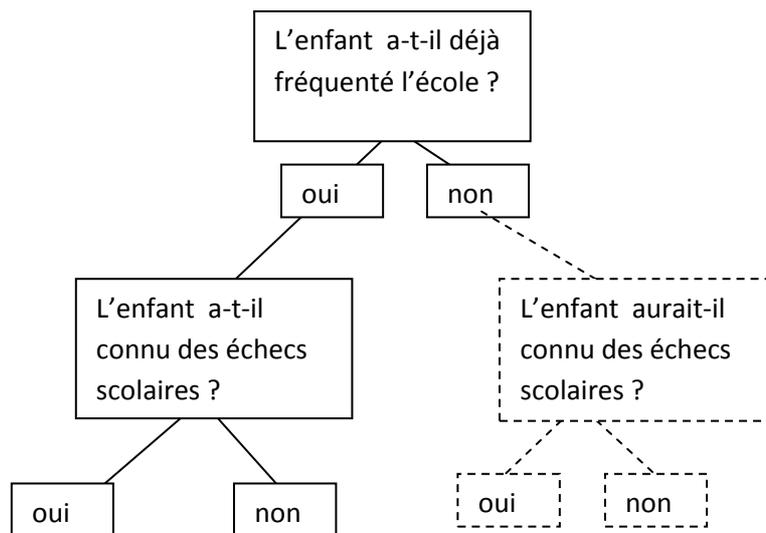
¹⁰ En effet, les biens durables et/ou le logement peuvent avoir été acquis/construit dans le passé à un moment où le niveau des ressources du ménage était plus élevé que les ressources actuelles.

3. MODÉLISATION ÉCONOMÉTRIQUE

3.1 DE LA NÉCESSITÉ DE PRENDRE EN COMPTE L'EFFET DE SÉLECTION DÛ AU NON ACCÈS À L'ÉCOLE

Pour qu'on puisse constater qu'un enfant est en retard scolaire, il faut qu'il ait déjà fréquenté l'école. Pour les enfants qui n'y sont jamais allés, on ne sait pas, à priori, l'ampleur des difficultés scolaires qu'ils auraient connues. Le schéma suivant illustre les différents états observés et potentiels.

FIGURE 2. Diagramme décrivant les différents états vis-à-vis des difficultés scolaires.



N.B. ----- Information inconnue

Le diagramme ci-dessus met clairement en exergue l'absence d'information pour les enfants qui n'ont jamais été scolarisés. Estimer l'impact des variables d'intérêt sur l'échec scolaire sans tenir compte de cette information tronquée pourrait conduire à des résultats biaisés (Heckman, 1976, 1979) si des facteurs inobservables jouent simultanément sur les risques d'avoir déjà fréquenté l'école et sur celui de connaître des difficultés. Rolles & Stolzenberg (1997), à travers des simulations montrent dans quels cas les biais de sélections opèrent et dans quels cas ils sont sans effet sur les estimations. Mais à l'instar de la formulation de Heckman, leurs simulations s'appliquent aux situations dans lesquelles les variables dépendantes d'intérêt (ici le retard scolaire) sont de nature continue. Dans ce cas, la correction consiste en l'adjonction, à l'équation (linéaire) principale, d'un facteur de correction appelé inverse du ratio de Mills. Mais dans cette étude, la variable de retard scolaire est de nature dichotomique, ce qui exclut le recours à la régression linéaire. Il est néanmoins possible, en suivant un raisonnement similaire au cas linéaire, de prendre en compte de façon appropriée l'effet de sélection. Pour cela :

Soit f une variable indicatrice de la fréquentation scolaire primaire actuelle : $f_i=1$ si l'enfant a déjà fréquenté l'école primaire, zéro sinon

Soit y une variable indicatrice qui capte le fait d'avoir connu des difficultés scolaires: $y_i=1$ si l'individu i a connu des difficultés, zéro sinon

Soient f^* et y^* deux variables latentes continues associées respectivement à f et y

Soient z et x respectivement les vecteurs des variables explicatives de f^* et y^* :

$$f^* = z'\gamma + \eta$$

$$y^* = x'\beta + \mu$$

où γ et β sont les vecteurs des paramètres à estimer et η et μ les termes d'erreurs. Il est indispensable que z contienne au moins une variable d'identification, c'est-à-dire qui agit sur f^* mais pas sur y^* . On suppose que le

couple (η, μ) suit une loi normale à deux dimensions $N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}; \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}\right)$, ρ désigne le coefficient de corrélation

linéaire entre les deux termes d'erreurs. Les paramètres γ , β et ρ sont estimés conjointement par la méthode de maximum de vraisemblance (cf. Annexe pour la spécification complète de la fonction de vraisemblance).

3.2. RECHERCHE DES VARIABLES D'IDENTIFICATION.

Pour estimer correctement les paramètres de la fréquentation scolaire et du redoublement, il est nécessaire de disposer, dans la première équation (celle de la fréquentation scolaire), des variables d'identification qui influencent la fréquentation scolaire mais pas l'échec scolaire¹¹. Parmi les variables disponibles dans notre base de données, celles pressenties comme pouvant influencer sur la fréquentation mais pas sur le retard scolaire sont de deux ordres :

- Les variables liées à la proximité ou à l'isolement des ménages (et des localités) : distance à la source d'eau potable, distance à l'arrêt bus/à la gare routière, distance de l'école fondamentale 1(primaire), distance de l'école fondamentale 2(collège), distance de la route praticable, distance au marché le plus proche, distance au centre de santé.
- Les variables caractéristiques des chefs de ménages. Pour être de bonnes variables d'identification, elles doivent pouvoir influencer, toutes choses égales par ailleurs, sur la fréquentation scolaire mais pas sur l'échec. Dans le cadre de cette étude, nous en avons sélectionné deux : le fait d'être agriculteur/éleveur et l'opinion du chef du ménage quant à l'importance de l'école. L'hypothèse implicite qui justifie le choix de ces variables est qu'après avoir fixé tous les autres cofacteurs, leur influence sur la scolarisation passe essentiellement à travers l'accès à l'école et faiblement à travers la réussite scolaire. Que donnent les tests empiriques ?

¹¹ En fait, il est théoriquement possible d'estimer le modèle sans variable d'identification, étant donné que les équations sont non linéaires. Mais une telle estimation est dans la pratique peu recommandée (Sartori, 2003)

TABEAU 7. Test de l'impact des variables d'identification sur l'équation de sélection (a déjà été scolarisé) et sur l'équation d'intérêt (échec scolaire- retard ou abandon-), jeunes de 7-15 ans.

	Filles		Garçon		Ensemble	
	A déjà été scolarisé	A connu au moins un échec	A déjà été scolarisé	A connu au moins un échec	A déjà été scolarisé	A connu au moins un échec
distance de la source d'eau potable (km)	-0.018 (0.011)	-0.006 (0.011)	-0.018* (0.010)	-0.014* (0.009)	-0.017** (0.007)	-0.009 (0.006)
distance du marché de produits alimentaires (km)	-0.002 (0.002)	0.003 (0.004)	0.001 (0.002)	0.009*** (0.003)	-0.000 (0.001)	0.005** (0.003)
distance de l'arrêt de bus, taxi, etc. (km)	-0.003 (0.003)	0.003 (0.005)	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.004)	-0.003* (0.002)	0.000 (0.003)
distance de l'école primaire fondamentale1 (km)	-0.018*** (0.006)	0.009 (0.007)	-0.033*** (0.011)	-0.015** (0.007)	-0.024*** (0.006)	-0.002 (0.006)
distance de l'école fondamentale2 (km)	-0.004* (0.002)	0.000 (0.005)	-0.005** (0.002)	0.002 (0.003)	-0.004** (0.002)	0.002 (0.003)
distance de l'établissement sanitaire/service de santé (km)	0.003 (0.003)	-0.006 (0.005)	0.001 (0.003)	-0.002 (0.004)	0.002 (0.002)	-0.004 (0.003)
distance de la route praticable (km)	-0.003 (0.002)	0.001 (0.004)	-0.001 (0.002)	-0.007** (0.003)	-0.002 (0.002)	-0.003 (0.002)
Chef de ménage pense que l'école est importante	0.543*** (0.125)	0.011 (0.249)	0.322*** (0.113)	-0.239 (0.176)	0.423*** (0.083)	-0.155 (0.150)
Chef de ménage agriculteur	-0.180*** (0.056)	0.128 (0.086)	-0.120** (0.054)	0.160** (0.068)	-0.146*** (0.038)	0.135** (0.054)
Chef de ménage éleveur	-0.004 (0.147)	0.212 (0.280)	-0.661*** (0.144)	-0.148 (0.266)	-0.354*** (0.109)	0.003 (0.207)
Constant	-0.235 (0.489)	-2.321*** (0.535)	-0.301 (0.343)	-2.915*** (0.426)	-0.131 (0.324)	-2.679*** (0.333)
Observations	5025	2640	5938	3489	10963	6134
Pseudo R2	0.17	0.23	0.18	0.21	0.17	0.21
Robust standard errors in parentheses						
* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%						

N.B. En plus de ces variables d'identification, on a introduit dans les modèles de régressions les deux facteurs principaux le niveau d'éducation moyen des adultes du ménage, les dépenses alimentaires par tête (cf. plus bas pour la justification du choix de ces deux indicateurs des facteurs socioéconomiques et culturels) et un certain nombre de variables de contrôles (milieu de résidence, génération du chef de ménage, son sexe, son statut matrimonial, le sexe et l'âge de l'enfant, le nombre de jeunes du ménage).

En bleu : les variables qui peuvent être utilisées comme instrument chez les filles/garçons.

Comme le montrent les résultats ci-dessus, seule l'opinion du chef de ménage quant à l'importance de l'école est une bonne variable d'identification aussi bien chez les garçons que chez les filles. Car aussi bien chez les unes que chez les autres, elle ne joue, toutes choses égales par ailleurs, que sur l'accès à l'école et non sur l'échec scolaire.

D'autres variables sont de bonnes identificatrices, mais uniquement pour l'un des deux sexes. Ainsi, la distance par rapport à l'école fondamentale 1 et le fait que le chef de ménage soit agriculteur constituent de bonnes variables d'identification seulement chez les filles, mais pas chez les garçons. Chez ces derniers, c'est plutôt le fait que le chef de ménage soit éleveur et la distance par rapport à l'école fondamentale 2 (l'équivalent du collège) qui ont le profil idéal de variables d'identification.

In fine, aussi bien chez les garçons que chez les filles, nous avons pu déterminer des variables d'identification qui permettront d'estimer le modèle probit de l'échec scolaire chez les jeunes de 7-15 ans tout en tenant compte du caractère sélectif du fait même d'avoir déjà fréquenté l'école.

III. RÉSULTATS ET INTERPRÉTATIONS

Comme il a été indiqué dans le cadre théorique, on s'intéresse dans cette étude à l'analyse de l'impact de deux dimensions de l'environnement familial des élèves sur le retard scolaire : la première dimension est l'environnement économique qui reflète la capacité du ménage à faire face aux coûts directs et/ou d'opportunité qu'engendre la scolarité d'un enfant.

La seconde concerne l'environnement éducatif du ménage qui mesure l'existence au sein du ménage du capital éducatif que le ménage peut mobiliser pour mieux assister l'enfant dans son parcours scolaire. La partie méthodologie précédente a permis de discuter et d'arrêter, de façon objective, le choix des indicateurs les plus pertinents.

Afin que l'étude puisse faire ressortir les différences de genre, les résultats seront systématiquement produits par sexe. On présentera de prime abord les résultats descriptifs, c'est-à-dire fournissant l'impact isolé de chacun des indicateurs (dépenses alimentaires, niveau d'étude moyen des adultes) sur les performances scolaires des enfants. Ensuite, on mobilisera les techniques économétriques décrites précédemment pour affiner la mesure du lien entre le retard scolaire et les capitaux économique et culturel du ménage.

1. RÉSULTATS DESCRIPTIFS

Du point de vue de la logique purement économétrique, analyser les résultats descriptifs peut sembler une perte de temps, car les effets des variables d'intérêts pourraient changer une fois pris en compte les variables de contrôle et les potentiels biais de sélection. Mais dans le cadre de cette étude, ces résultats descriptifs fournissent le niveau de différences de performances scolaires qui existent entre les différentes classes socio-économiques et culturelles, que ces différences soient dues aux positions de classes elles-mêmes, ou qu'elles proviennent des processus qui interagissent simultanément avec ces positions et avec la réussite/l'échec scolaire.

1.1 RETARD SCOLAIRE ET CAPITAL ÉCONOMIQUE

A travers les dépenses de consommation alimentaire, on cherche à capter le niveau de vie du ménage, dont on suppose qu'il a un impact sur le risque pour un enfant de redoubler. On a identifié, dans le cadre théorique, deux canaux par lesquels le niveau de vie peut influencer la réussite scolaire des enfants : un canal direct reflétant la capacité du ménage à faire face aux dépenses générées par la scolarisation (fournitures, livres, etc.) et un canal indirect lié à la possibilité du ménage à se passer du travail domestique ou économique des enfants. On estime que ces deux effets sont inséparables et nous postulons qu'ils se renforcent dans les ménages pauvres.

Les enfants des ménages des classes les plus aisées semblent moins touchés par le retard scolaire, mais pas ceux des classes intermédiaires.

TABLEAU 8. Pourcentage d'élèves en retard scolaire au primaire selon les déciles de consommation alimentaire et le sexe de l'enfant

Décile de dépenses alimentaires	Masculin	Féminin	Total
<i>décile 1(200 FCFA)</i>	45,9%	48,2%	46,8%
décile 2 (3640FCFA)	45,8%	49,2%	47,3%
décile 3 (4615 FCFA)	47,7%	58,2%	52,4%
décile 4 (5590 FCFA)	49,6%	39,4%	45,2%
décile 5 (6540 FCFA)	45,3%	47,1%	46,0%
décile 6 (7590 FCFA)	41,5%	48,5%	44,8%
décile 7 (8750 FCFA)	38,8%	41,5%	40,1%
décile 8 (10420 FCFA)	33,7%	39,9%	36,5%
décile 9 (12740 FCFA)	29,5%	34,1%	31,8%
décile 10 (18700 FCFA)	24,3%	36,2%	30,0%
Total	40,4%	44,1%	42,0%
Effectif	3489	2645	6134

Du premier décile (le plus pauvre) au dernier (le plus aisé), la proportion des enfants en échec scolaire passe de 47% à 30%, soit quasiment une baisse d'un tiers. Mais cette variation est loin d'être monotone car entre le premier et septième décile, la proportion des enfants en retard scolaire évolue en dents de scie, avec notamment un pic de 52% au troisième décile.

Quand on s'intéresse aux différences par sexe, il ressort que le pic observé au troisième décile est essentiellement dû à un surcroît d'échec chez les filles. De façon générale, les garçons sont moins frappés par le retard scolaire que les filles, surtout dans la catégorie sociale la plus aisée (24 contre 36%).

1.2 RETARD SCOLAIRE ET CAPITAL CULTUREL

Comme souligné dans le cadre théorique, il existe de fortes raisons que les taux de retards scolaires varient en fonction de l'entourage éducatif des enfants. En effet, très souvent, les enfants se socialisent en copiant les adultes ou les aînés. Aussi, le fait que l'environnement familial d'un jeune comporte une ou plusieurs personnes éduquées peut générer un effet d'entraînement. En même temps, ces personnes peuvent l'aider, le motiver et l'orienter dans ses études. Le capital culturel est saisi ici à travers le niveau d'éducation moyen du ménage, dont nous avons montré dans la partie méthodologique qu'il était l'indicateur le plus approprié.

Ce niveau a été transformé en décile. Mais à cause d'une forte proportion (60%) de ménages sans aucun adulte instruit, seulement 5 classes ont pu être constituées, le premier faisant office des 6 premiers déciles.

TABLEAU 9. Pourcentage d'élèves en retard scolaire au primaire selon les déciles du nombre d'années d'études des membres adultes du ménage

Décile du nombre d'année d'éducation moyen	Masculin	Féminin	Total
Décile 1-6 (aucune année d'étude)	44,1%	49,2%	46,3%
décile 7 (1 année d'étude)	50,6%	48,6%	49,7%
décile 8 (2 années d'étude)	40,1%	45,5%	42,7%
décile 9 (4 années d'études)	34,1%	42,7%	38,2%
décile 10 (8 années d'études)	25,5%	25,0%	25,3%
Total	40,4%	44,1%	42,0%
Effectif	3489	2645	6134

Comme pour le niveau de vie, les analyses descriptives montrent d'importantes différences de performances scolaires entre les élèves vivant dans l'environnement familial le plus favorable et ceux vivant dans l'environnement le plus défavorisé. Les taux d'échec passent ainsi de 46% dans le premier à 25% dans le second. Mais ici aussi, la relation éducation des adultes et performance scolaire des enfants est loin d'être monotone. En particulier, c'est dans les ménages où le nombre d'années d'études des adultes est très faible mais non nul que les difficultés scolaires sont les plus patentes: 50% des élèves y ont déjà été en difficulté au moins une fois.

2. RÉSULTATS ÉCONOMÉTRIQUES

2.1. IMPORTANCE DE L'EFFET DE SÉLECTION.

Même si c'est l'échec scolaire qui constitue la variable d'intérêt, on a montré précédemment qu'il était nécessaire de tenir compte du fait qu'il n'est observable que si l'enfant est déjà passé par le système scolaire. Ignorer cette sélection pourrait introduire un biais dans les estimations si, conditionnellement aux variables explicatives et de contrôle, il existe des inobservables qui agissent simultanément sur la non-fréquentation scolaire et sur l'échec scolaire. Cette corrélation est identifiée dans notre modèle à travers un pseudo-coefficient de corrélation des résidus de l'équation d'intérêt et de l'équation de sélection. Afin de mettre en exergue la sensibilité de ce biais aux différentes variables de contrôle, ces dernières ont été introduites pas à pas. En outre, les investissements éducatifs des filles et des garçons pourraient répondre à des modèles différents, ce qui nous amène à produire, en plus du modèle d'ensemble, des modèles par sexe.

Quand on considère les modèles d'ensemble (filles et garçons réunis), il en ressort que les pseudo-corrélations entre les résidus (rho) sont extrêmement faibles (ils n'atteignent, dans le meilleur des cas, que 0,19) et ne sont jamais significatifs, aussi bien dans le modèle partiel de base contenant uniquement les deux variables explicatives principales que dans le modèle final intégrant l'ensemble des variables de contrôle. Mais les modèles par sexe suggèrent que si les rho d'ensemble sont si faibles, c'est uniquement dû au fait que la sélection opère de façon différenciée chez les filles et chez les garçons.

TABLEAU 10. Pseudo-coefficient de corrélation entre les résidus de l'équation de sélection (fréquenter le primaire) et de l'équation d'intérêt (avoir déjà redoublé)

Modèles	Ensemble			Filles			Garçon		
	Rho	chi2	Pvalue	Rho	chi2	Pvalue	Rho	chi2	Pvalue
déciles des dépenses et des années d'éducation par adulte du ménage	0,19	1,60	0,21	0,33	2,23	0,13	-0,07	0,09	0,77
modèle précédent+type d'école fréquentée	0,17	1,17	0,28	0,27	1,56	0,21	-0,10	0,16	0,69
modèle précédent+ génération du CM	0,18	1,28	0,26	0,30	1,82	0,18	-0,09	0,11	0,74
modèle précédent + milieu de résidence	-0,09	0,16	0,69	0,30	1,05	0,31	-0,61	2,03	0,15
modèle précédent + sexe de l'enfant	-0,11	0,24	0,63	-	-	-	-	-	-
modèle précédent+âge de l'enfant	0,02	0,01	0,92	0,18	0,87	0,35	-0,99	76,29	0,00
modèle précédent+nombre de jeunes dans le ménage	0,02	0,01	0,93	0,19	0,98	0,32	-0,99	71,66	0,00
modèle précédent+statut matrimonial du CM	0,03	0,02	0,88	0,17	0,66	0,42	-0,99	55,41	0,00
modèle précédent+sexe du CM	0,02	0,01	0,94	0,17	0,65	0,42	-0,99	62,01	0,00
modèle précédent+ lien de parenté avec le CM	0,04	0,03	0,85	0,24	2,01	0,16	-0,99	43,64	0,00
modèle précédent+distance au marché le plus proche	-0,02	0,01	0,93	0,23	1,80	0,18	-0,99	32,88	0,00

L'estimation des modèles par sexe permet, en effet, de mettre en évidence des processus opposés de sélection entre filles et garçons. Chez les premières, rho est positif et varie de 0,33 dans le 1er modèle partiel à 0,23 (p value de 18%) dans le modèle final. Chez les garçons, rho est négatif et varie de façon considérable avec l'introduction des variables de contrôle. Il passe ainsi de -0,07 (P-Value de 77%) dans le modèle partiel à -0,99 (P-Value de 0%) dans le modèle final, signifiant que les résidus des deux équations sont fortement corrélés de façon négative. Toutes choses égales par ailleurs, les inobservables qui augmentent les chances d'avoir été à l'école réduisent celles de connaître un échec, et vice-versa. Estimer les déterminants du retard scolaire en négligeant cette corrélation pourrait conduire à des résultats biaisés¹². C'est ce risque potentiel qui justifie le recours au modèle probit bivarié. D'ailleurs, dans le tableau des résultats (Tableau 11), on voit bien que la prise en compte de la sélection, corrige de façon substantielle l'impact des variables explicatives chez les garçons. Chez les filles, la prise en compte de la sélection altère moins les résultats du probit simple, ce qui est en conformité avec le fait que la sélectivité est moins nettement forte chez elles.

¹² Cf. Stolzenberg et alli (1997) pour une analyse des différents mécanismes par lesquels le biais de sélection pouvait ou non influencer sur les résultats.

2.2. INTERPRÉTATION DES ESTIMATIONS.

Aussi bien les modèles du probit simple que ceux du probit avec correction de l'effet de sélection (hecpob) sont estimés. Afin d'en faciliter l'interprétation, les résultats sont présentés sous forme « d'effets marginaux », qui correspondent à la variation de la probabilité d'être en retard scolaire quand on passe du premier décile (modalité de référence) au décile considéré. Dans les interprétations, on se réfère, sauf indication contraire, aux résultats après prise en compte de la sélection. Ceux du probit simple sont produits à titre indicatif, ou comparatif quand cela s'avère nécessaire.

2.2.1 Impact du capital économique

Le résultat le plus saillant est que l'impact du capital économique sur le risque de retard scolaire est quasiment inexistant dans le modèle d'ensemble des deux sexes. Pourtant, suivant le niveau de vie, les ménages ne font pas du tout face aux mêmes contraintes économiques puisque le niveau de consommation moyen par tête passe de 2200 FCFA par tête et par mois à 18700 FCFA entre le premier et le dixième décile.

Dans les modèles par sexe, le niveau de vie continue à n'avoir quasiment aucune influence sur les performances scolaires des filles¹³. Chez les garçons par contre, les risques d'échec scolaire se réduisent de façon significative (de 4%) dès que l'enfant appartient au sixième décile. Et appartenir à la plus haute catégorie économique fait baisser les chances d'échec de 14% en valeur absolue par rapport aux garçons de la classe la plus pauvre du premier décile.

¹³ Sauf le troisième qui se caractérise par un taux d'échec très élevé, comme observé au niveau des analyses descriptives.

TABLEAU 11. Impact des capitaux économique et culturel sur le risque de retard au primaire au Mali (effet marginaux).

	Ensemble		Filles		Garçon	
	Hecprob	Probit	hecprob	Probit	Hecprob	Probit
<i>dépenses alimentaires par tête/mois (réf=décile 1=200FCFA)</i>						
décile 2 (3640FCFA)	0,023 (0,038)	0,027 (0,036)	0,060 (0,055)	0,046 (0,060)	-0,041 (0,026)	0,020 (0,044)
décile 3 (4615 FCFA)	0,073* (0,038)	0,083** (0,039)	0,151*** (0,051)	0,153*** (0,059)	-0,002 (0,025)	0,037 (0,049)
décile 4 (5590 FCFA)	0,018 (0,037)	0,021 (0,037)	-0,065 (0,060)	-0,080 (0,058)	0,013 (0,024)	0,093** (0,047)
décile 5 (6540 FCFA)	0,043 (0,043)	0,049 (0,038)	0,067 (0,055)	0,045 (0,059)	-0,034 (0,028)	0,062 (0,049)
décile 6 (7590 FCFA)	0,036 (0,043)	0,041 (0,040)	0,082 (0,059)	0,063 (0,065)	-0,047* (0,028)	0,024 (0,048)
décile 7 (8750 FCFA)	-0,013 (0,043)	-0,010 (0,038)	0,006 (0,060)	-0,020 (0,062)	-0,062** (0,029)	-0,013 (0,047)
décile 8 (10420 FCFA)	-0,031 (0,042)	-0,030 (0,040)	-0,017 (0,064)	-0,036 (0,064)	-0,067** (0,033)	-0,027 (0,051)
décile 9 (12740 FCFA)	-0,056 (0,045)	-0,054 (0,041)	0,009 (0,064)	-0,020 (0,064)	-0,077** (0,037)	-0,082 (0,051)
décile 10 (18700 FCFA)	-0,062 (0,050)	-0,058 (0,042)	-0,005 (0,066)	-0,041 (0,065)	-0,136*** (0,043)	-0,075 (0,054)
<i>Nombre d'années d'étude/adulte du ménage (réf=décile 1 à 6 =aucune)</i>						
décile 7 (1 année d'étude)	0,017 (0,045)	0,022 (0,031)	0,033 (0,051)	0,003 (0,050)	-0,064*** (0,023)	0,041 (0,037)
décile 8 (2 années d'étude)	-0,067 (0,055)	-0,061** (0,026)	-0,039 (0,050)	-0,081** (0,039)	-0,209*** (0,028)	-0,055 (0,034)
décile 9 (4 années d'études)	-0,062 (0,059)	-0,056** (0,028)	-0,005 (0,052)	-0,052 (0,042)	-0,231*** (0,033)	-0,066* (0,037)
décile 10 (8 années d'études)	-0,209*** (0,067)	-0,186*** (0,026)	-0,198*** (0,057)	-0,231*** (0,038)	-0,365*** (0,036)	-0,146*** (0,035)
<i>Rho</i>	-0,035		0,24		-0,99***	

N.B : En plus de ces deux facteurs principaux (décile du niveau d'éducation moyen des adultes du ménage, décile des dépenses alimentaires par tête) un certain nombre de variables de contrôle ont été introduites dans les modèles de régression : génération du chef de ménage, son sexe, son statut matrimonial, le sexe (là où pertinent) et l'âge de l'enfant, le nombre de jeune du ménage, le type d'école et la distance au marché le plus proche.

2.2.2 Impact du capital éducatif.

Les analyses par sexe montrent que si le niveau de vie était sans effet propre sur la réussite scolaire des filles, le fait d'appartenir à des ménages avec adultes instruits leur est bénéfique, mais seulement dans les ménages les mieux dotés en capital éducatif. En effet, au niveau du dernier décile, les filles voient leurs probabilités d'être en retard scolaire baisser significativement (de 19 points de pourcentage en moins). Il est tout à fait intéressant de noter que dans le modèle estimé avec probit sans correction de la sélection, l'impact du niveau d'étude est un peu plus important sur la réussite scolaire des filles.

Chez les garçons par contre, l'impact de l'éducation des adultes du ménage se fait sentir très tôt, dès que les adultes du ménage ont en moyenne une année d'étude ; les jeunes garçons ont alors une probabilité de 6% plus faible que ceux des ménages où les adultes n'ont pas été à l'école. Ce dividende de l'éducation des adultes croît rapidement à 21% dans les ménages du huitième décile et s'élève à 37% dans ceux du dernier décile le plus favorisé. Contrairement aux filles, un modèle probit « naïf » (i.e. sans prise en compte de l'effet de sélection) aurait eu pour conséquence d'atténuer l'effet du capital éducatif des ménages sur la réussite scolaire des garçons.

Il ressort ainsi de ces analyses que les conditions économiques n'ont quasiment pas d'impact sur la réussite scolaire des filles et l'environnement culturel (mesuré par le capital éducatif) n'a d'impact qu'à un niveau très élevé. Il s'agit, à première vue, d'un résultat contre-intuitif car on se serait attendu à ce que les filles réussissent nettement plus à l'école quand elles appartiennent aussi bien aux classes intermédiaires que supérieures. Que les effets de classe soient aussi faibles au niveau des performances scolaires des filles pourrait s'expliquer par le fait que l'école jouerait, au moins entre les classes les plus défavorisées et les classes intermédiaires, un certain rôle égalisateur. Mais l'accès à l'école elle-même demeure inégalitaire au Mali car selon les résultats des modèles de la fréquentation scolaire actuelle et passée (autrement dit l'équation de sélection de notre modèle probit), les déciles de niveau de vie et de niveau d'éducation des adultes du ménage jouent un rôle discriminant dans la fréquentation scolaire des filles. Une fois que les filles ont accès à l'école, les effets des caractéristiques socioéconomiques et culturelles du ménage s'amenuisent alors que chez les garçons, ils continuent à être non négligeables.

2.2.3 Analyse de l'interaction entre capital économique et capital éducatif des ménages sur la réussite scolaire des enfants.

Dans les analyses précédentes, on n'a recherché que les « effets principaux » de chacune des deux variables d'intérêt (capital économique et éducatif du ménage). Il s'agit ici de compléter l'analyse en tentant d'identifier l'existence d'éventuels effets d'interaction. Cette interaction peut être mesurée de plusieurs façons, la première et la plus directe, consiste à introduire dans le modèle principal le croisement des déciles de niveau de vie et ceux du niveau d'éducation moyen des adultes du ménage. Mais cette méthode présente l'inconvénient d'accroître de façon considérable le nombre de variables indicatrices (de $9 \times 4 = 36$), ce qui rend problématique la convergence du modèle et/ou la significativité des coefficients¹⁴. Afin de contourner ce problème tout en estimant un modèle facilement intelligible, on a créé une variable indicatrice « riche », prenant la valeur 1 si l'enfant appartient au 10^{ème} décile de consommation alimentaire par tête le plus élevé, et zéro sinon. Le choix de créer seulement deux classes de niveau de consommation est guidé par les résultats précédents qui ont montré que c'était surtout les enfants (en particulier les garçons) appartenant à la catégorie la plus aisée qui se démarquaient significativement des autres. Quant au niveau d'éducation, par souci d'harmonisation et de comparabilité des résultats, nous avons maintenu le même regroupement que pour le niveau de vie. Le croisement des deux indicatrices permet d'obtenir quatre variables d'interactions qui ont ensuite été introduites dans les modèles en lieu et place des variables de niveau de vie et de capital éducatif. Les résultats sont intéressants en ce qu'ils permettent de démêler davantage les mécanismes socio-économiques qui conduisent aux difficultés scolaires ou à la réussite scolaire.

¹⁴ Quand bien même il n'y aurait aucun problème d'estimation, il serait difficile d'interpréter les 36 effets d'interactions plus les 12 (9+4) effets principaux.

TABEAU 12. Impacts de l'interaction entre le niveau des dépenses alimentaires par tête et le niveau d'instruction moyen des adultes du ménage sur les risques de redoublement scolaire au Mali (variation des probabilités marginales).

Filles		
Niveau d'éducation des adultes du ménage	Niveau de vie du ménage	
	Décile 1-9	Décile 10
Décile 1-9	MR	-0,4%(*)
Décile 10	- 15,4 %(***)	- 29,1 %(***)
Garçons		
Niveau d'éducation des adultes du ménage	Décile 1-9	Décile 10
Décile 1-9	MR	- 10,6%(***)
Décile 10	- 20,0 %(***)	- 27, 5 %(***)

NB. (***) Significatif à 1% ; (**) significatif à 5% ; (*) significatif à 10%. MR= cellule de référence. Le chiffre dans chaque cellule présente l'augmentation (en valeur absolue) des risques de redoubler, par rapport à la cellule de référence (fixé à zéro).

Aussi bien chez les filles que chez les garçons, les enfants résidant dans des ménages qui cumulent capital éducatif et niveau de vie élevé courent nettement moins de risque d'être en retard scolaire que ceux issus des milieux dont les familles cumulent au moins un désavantage sur l'une des deux dimensions. Mais, le vrai enjeu de cette analyse est de savoir s'il vaut mieux pour un enfant de vivre dans un ménage aisé matériellement mais « pauvre » en terme de capital éducatif ou plutôt l'inverse. Les résultats montrent que la première alternative est vraie au Mali, mais l'ampleur des différences varie selon le sexe de l'enfant. Quand les filles résident dans les ménages dont les membres adultes sont plutôt éduqués mais dont le niveau de vie est faible, elles voient leurs taux de retard diminuer de 15% en valeur absolue par rapport à leurs congénères vivant dans des ménages où le capital économique l'emporte sur le capital éducatif¹⁵ qui ne se distinguent même pas des filles des ménages cumulant les deux handicaps. Chez les garçons, la même configuration est de mise, mais avec des différences un peu moins importantes (10%) et de surcroît non statistiquement significatives.

Ces résultats viennent confirmer l'idée que la réussite scolaire des filles dépendrait encore, dans une certaine mesure, du poids des traditions. En effet, que leur chance d'avoir une progression normale s'amenuise dès que le ménage, fût-il aisé, ne comporte aucun adulte ayant poussé loin ses études pourrait être le reflet d'une certaine conception traditionnelle du statut de la femme. Cette conception considère l'accumulation du capital éducatif par les filles comme un enjeu de second ordre, comparé à leur formation à leur rôle traditionnel (de mère, d'épouse). Chez les garçons, même si le capital éducatif domine le capital économique, les deux capitaux semblent au moins partiellement substituables, contrairement aux femmes.

¹⁵ Les différences sont significatives à un 1%

CONCLUSION

L'objectif de cette étude était de mesurer l'importance de l'environnement familial des élèves (sous sa double dimension économique et culturel) sur le risque d'échec scolaire au Mali. En effet, pour atteindre les objectifs du millénaire pour le développement dans le secteur éducatif, il est non seulement important que les enfants fréquentent l'école mais aussi qu'ils réussissent leurs études, d'où l'intérêt de chercher à identifier les facteurs pouvant expliquer l'échec scolaire au Mali. Pour atteindre cet objectif, nous avons mobilisé les données de l'enquête ELIM-2006 qui présentent l'avantage de disposer de plusieurs indicateurs du niveau de vie des ménages. Avant l'estimation et l'interprétation des résultats, deux problèmes méthodologiques ont été cernés :

- Le premier a consisté à montrer qu'on ne pouvait modéliser les facteurs de l'échec scolaire en passant sous silence le fait qu'il n'est mesuré que chez les enfants qui sont encore en cours de fréquentation scolaire. Le diagnostic de cette sélection a montré qu'elle était « non négligeable » et qu'elle opérait dans des sens opposés entre filles et garçons.
- Le second était celui du choix des indicateurs économique et culturel les plus appropriés, en regard de l'objet de l'étude. Afin de procéder de façon objective à la sélection des meilleurs indicateurs, nous avons estimé plusieurs modèles économétriques en variant chaque fois les indicateurs économiques et culturels. Il en est ressorti que les dépenses alimentaires par tête et le niveau d'éducation moyen des membres adultes du ménage étaient les indicateurs économique et culturel les plus pertinents.

Une fois les différents défis méthodologiques réglés, nous avons pu estimer les modèles finaux. Les résultats ont montré que le niveau de vie du ménage n'avait quasiment aucune incidence propre sur la réussite scolaire des filles. A l'inverse, les garçons vivant dans les ménages les plus aisés voient leur risque de retard scolaire réduit de 14% environ par rapport à ceux d'autres classes socio-économiques. Si le pouvoir économique du ménage n'améliore en rien les performances scolaires des filles, le capital culturel, mesuré ici par le stock de capital éducatif des adultes du ménage, ne joue un rôle discriminant significatif qu'à un niveau très élevé. En effet, seules les filles vivant dans les ménages dont les adultes ont fait en moyenne 8 années d'éducation (soit 10% des ménages les plus éduqués) sont moins souvent en retard scolaire que les autres. Chez les garçons, dès que le capital éducatif du ménage est non nul, leur risque d'échec scolaire s'en trouve significativement réduit. Cette réduction croît avec le capital éducatif du ménage.

Le fait que la progression scolaire chez les filles dépende peu des caractéristiques de la famille d'origine pourrait signifier que l'école réduit les inégalités sociales chez les filles une fois qu'elles y ont accès. Mais cet accès en lui-même reste nettement défavorable aux filles des classes socio-économiques et culturelles défavorisées (cf résultats en annexe). Par ailleurs l'analyse des effets d'interaction entre capitaux économique et éducatif des ménages a montré que pour un ménage donné, posséder un bon stock de capital économique suffisait pour améliorer sensiblement les performances scolaires des garçons alors que chez les filles, il valait mieux vivre dans un ménage doté d'un important capital éducatif mais pauvre économiquement. Autrement dit, les deux formes de capitaux seraient au moins partiellement substituables chez les garçons, alors que chez les filles, le capital culturel semble irremplaçable.

Finalement, le fait que le capital culturel ait un effet bien plus important que le capital économique, signifie, sur le plan politique, que l'Etat et les acteurs de développement ne doivent pas seulement agir sur les coûts financiers de l'éducation, mais également sur les barrières « culturelles », notamment les difficultés que les familles les moins dotées en capital éducatif ont à pouvoir aider et encadrer leurs enfants dans leurs études. Ceci est encore plus vrai pour les filles. Une mesure efficace pourrait être d'une part, la sensibilisation et l'information des parents peu ou pas éduqués sur l'importance de l'école, et d'autre part, un soutien scolaire gratuit pour les enfants des milieux culturellement défavorisés.

BIBLIOGRAPHIE

ADAMS Richard N., DELMOS J. Jones. Responsibilities of the Foreign Scholar to the Local Scholarly Community. *Current Anthropology*, 1971, vol. 12, n°3, pp. 335-356.

Amegashie F. Brilleau A., Coulibaly S., Koriko O., Ouedraogo E., Roubaud F., Torelli C. La conception et la mise en œuvre des enquêtes 1-2-3 en UEMOA : les enseignements méthodologiques (2005). *Statéco* No.99, pp. 21-41.

ANDRE Pierre. *The effect of grade repetition on school dropout. An identification based on the differences between teachers*. 2008.

Disponible sur : <<http://gdrdeveloppementtransition.org/papiers/jchd/ANDRE.pdf>>

BAKINY P., BOUARE I., DOUMBIA-GAKOU A. (et al.) *Pauvreté des conditions de vie ou d'existence. Rapport de l'Enquête Légère Intégrée auprès des Ménages intitulé Tendances et déterminants de la pauvreté au Mali (2001-2006)*. DNSI - Banque Mondiale, 2007.

BLOT Daniel. Les redoublements dans l'enseignement primaire en France de 1960 à 1966. *Population (French Edition)*, 1969, n°4, pp. 685-709.

BOUCHARD Isabelle. *Les milieux à risque d'abandon scolaire - Quand pauvreté, conditions de vie et décrochage scolaire vont de pair*. Canada : CREPAS, 2001.

BOURDIEU Pierre, PASSERON Jean-Claude. *La Reproduction. Eléments pour une théorie du système d'enseignement*. Paris : Ed. de Minuit, 1970.

BOURDIEU Pierre. Les trois états du capital culturel. *Actes de la recherche en sciences Sociales*, 1979, n° 30, 30 p.

BOURDIEU Pierre. *Distinction : A social critique of the judgement of taste*. London: Routledge and Kegan Paul, 1984.

BOURDIEU Pierre. *Practical Reason: on the theory of action*. Cambridge: Polity press, 1998.

BOURDIEU Pierre, WACQUANT Loïc J.D. *An invitation to reflexive sociology*. University of Chicago press, 1992.

BROPHY Jere. *Grade repetition*, IAE/UNESCO, 2006.

Disponible sur : <<http://unesdoc.unesco.org/images/0015/001520/152038e.pdf>>

BURNIAUX J. La réussite scolaire (études et loisirs de 13 à 17 ans). *Population (French Edition)*, 1969, 24e année, n°2, p. 364.

BUTLER L. *A Semi-Structural Approach to Estimate Potential Output: Combining Economic Theory with a Time-Series Filter*. Bank of Canada Technical report, 1996, n°76.

CISSE Morifing, DIARRA Abel, MARCHAND Jacques (et al.) *Les écoles communautaires au Mali*. Institut international de planification de l'éducation/UNESCO, Paris, 2000.

Disponible sur : <<http://unesdoc.unesco.org/images/0012/001224/122462f.pdf>>

CLERC Paul. La famille et l'orientation scolaire au niveau de la sixième: Enquête de juin 1963 dans l'agglomération parisienne. *Population (French Edition)*, 1964, 19e année, n°4, pp. 627-672.

CLIGNET R. Éducation et aspirations professionnelles. *Revue Tiers-Monde*, 1964, vol.5, n°17, pp. 61-82.

COURGEAU Daniel. Enquête nationale sur le niveau intellectuel des enfants d'âge scolaire. *Population (French Edition)*, 1973, 28e année, n°3, pp. 539-542.

CRAHAY Marcel. *L'école peut-elle être juste et efficace ? De l'égalité des chances et l'égalité des acquis*. Paris-Bruzelles : De Boeck Université, 2000, coll. pédagogies en mouvement, 456 p.

DNSI. Rapport de l'Enquête *Maliennne d'Evaluation de la pauvreté (EMEP 2001)*. Mali, 2004.

DNSI. *Rapport de l'Enquête Légère Intégrée auprès des Ménages (ELIM 2003)*. Mali, 2004.

DNSI. *Rapport de l'Enquête Légère Intégrée auprès des Ménages (ELIM 2006)*. Mali, 2007.

DOPCHIE Nicole, LANDSVREUGD-GRYNPAS Christiane, LEMOINE Marc (et al.) Recherche sur les facteurs d'inadaptation scolaire. *Population (French Edition)*, 1973, 28e année, vol. 28, n° 4/5, pp. 996-997.

DUMAS Christelle. *Does work impede child's learning? The case of Senegal*. THEMA Working Papers 2008-01, 24 p. Disponible sur: <<http://www.u-cergy.fr/thema/repec/2008-01.pdf>>

DURAND Marie-Hélène. *Les enfants non scolarisés en milieu urbain : une comparaison des déterminants intra familiaux, inter familiaux et des effets de voisinage dans sept capitales ouest africaines*. DIAL, 2006, Document de travail n°DT/2006-02, 41 p.

FAIRWEATHER James S, SHAVER Debra M. A Troubled Future? Participation in Postsecondary Education by Youths with Disabilities. *Journal of Higher Education*, 1990, vol. 61, n°3, pp.332-348.

FOKENG Epah George. *Strategie to reduce repetition in Cameroon primary schools*. Cornell University, 2005. Disponible sur: <<http://www.saga.cornell.edu/saga/educconf/fonkeng.pdf>>

GERARD Etienne. Logiques sociales et enjeux de scolarisation en Afrique. *Politique africaine*, 1999, n°76. Disponible sur : <<http://www.politique-africaine.com/numeros/pdf/076153.pdf>>

GIBBONS Robert D., WILCOX-GOK Virginia. A Multivariate Probit Analysis. *Journal of the American Statistical Association*, 1998, vol.93, n°441, pp. 63-72.

GREENACRE Michael J. Correspondence Analysis of Multivariate Categorical Data by Weighted Least-Squares. *Biometrika Trust*, 1988, vol. 75, n°3, pp. 457-467.

HANDA Sudhanshu SIMLER Kenneth R. Quality or Quantity? The Supply-side Determinants of Primary Schooling in a Poor Rural Economy. *Journal of African Economies*, 2006, vol.15, n°1, pp. 59-90.

HECKMAN J., ICHIMURA H., SMITH J. (et al.) Characterizing Selection Bias Using Experimental Data. *Econometric*, 1998, vol. 66, n°5, pp. 1017-1098.

HUGHES R.E. The Education of Emma Woodhouse. University of California Press: *Nineteenth-Century Fiction*, 1961, vol.16, n°1, pp. 69-74.

JACOBY H.G., SKOUFIAS E. Risk, Financial Markets, and Human Capital in a Developing Country. *Review of Economic Studies*, 1997, vol.64, n°3, pp.311-335.

KOBIANÉ Jean-François. *Ménages et scolarisation des enfants au BurkinaFaso : à la recherche des déterminants de la demande scolaire*. Academia-Bruylant, 2006, coll. Monographies de l'Institut de Démographie de l'UCL, 306 p.

KOBIANÉ Jean-François. École et travail des enfants dans les pays du Sud : situation actuelle et perspectives. In : PILON Marc (éd.). *Les défis du développement en Afrique subsaharienne - L'éducation en jeu*. CEPED, 2006, coll. Rencontres, pp. 185-204.

KUEPIE M. Revenu du chef de ménage et stratégies de survie des ménages pauvres : une comparaison Dakar/Bamako. *Etude de la population africaine*, 2005, vol. 19 supplément A, pp. 85-113.

LOGAN John A. A Multivariate Model for Mobility Tables. *The American Journal of Sociology*, 1983, vol. 89, n°2, pp. 324-349.

MAE/Unesco-Breda. *Eléments de Diagnostic du Système Educatif Malien. Le besoin d'une Politique Educative Nouvelle pour l'atteinte des objectifs du millénaire et la réduction de la pauvreté*. Pôle de Dakar, 2006. Disponible sur : <http://www.poledakar.org/IMG/Mali_resen_complet.pdf>

MAISON Dominique, MILLET Elisabeth. Niveau d'instruction et enseignement. *Population (French Edition)*, 1974, 29e année, pp. 161-174.

MARCOUX, Richard. Entre l'école et la calebasse. Sous-scolarisation des filles et mise au travail à Bamako. In: LANGE M.-F. (éd.). *L'école et les filles en Afrique. Scolarisation sous condition*. Paris, Karthala, 1998, pp. 73-96.

MERCKLE Pierre, MCF, GRS. *La reproduction des inégalités scolaires à la lumière des trajectoires scolaires atypiques*. Colloque "L'exemple et le corpus : quel statut ?" 4 au 6/06/2009 (CerLiCO), 2003. Disponible sur : <<http://www.mshs.univpoitiers.fr/saco/content/Colloque%20Poitiers%20Pierre%20Merckle.pdf>>

Ministère de l'Economie et des Finances (Secrétariat General). *Fiche technique sur la mise en oeuvre de la déclaration de Paris au Mali*. 2007. Disponible sur : <http://finances.gov.ml/upload_publication/doc203.pdf>

NDARUHUTSE Susy. *Grade repetition in primary schools in Sub-Saharan Africa: an evidence base for change*. 2008. Disponible sur : <http://www.cfbt.com/evidenceforeducation/pdf/Grade%20Repetition_FINAL_8FEB08.pdf>

PERRENOUD Philippe. *Sens du travail et travail du sens à l'école*. In : PERRENOUD Philippe. *Métier d'élève et sens du travail scolaire*, Paris, ESF, 1996, chapitre 10, pp. 161-170.

PERRENOUD Philippe. *Lorsque le sage montre la lune ... l'imbécile regarde le doigt. De la critique du redoublement à la lutte contre l'échec scolaire*. Bruxelles : *Eduquer et Former, Théories et Pratiques*, 1996, n°5-6, pp.3-30.

PNUD (R.C). *Profil de pauvreté en milieu rural*. 2003. Disponible sur : <http://www.cf.undp.org/Profil/PNUD_Profil_rural_RCA_08_juin_2006.pdf>

POLE DE DAKAR. *Analyses, outils et initiatives au service de l'éducation pour tous en Afrique*. 2005. Disponible sur : <http://www.poledakar.org/spip.php?article175>

PRADHAN Menno, RAWLINGS Laura, RIDDER Geert. The Bolivian social investment fund: An analysis of baseline data for impact evaluation. Oxford University Press: *World Bank Economic Review*, 1998, vol. 12, n°3, pp. 457-482.

PSACHAROPOULOS George. Child labor versus educational attainment Some evidence from Latin America. *Journal of Population Economics*, 1997, vol. 10, pp. 377-386.

RAFFINOT Marc, SAMUEL Boris. Les cadres de dépense à moyen terme (CDMT). *STATECO*, 2006, n°100. Disponible sur : <<http://www.insee.fr/fr/insee-statistique-publique/connaitre/stateco/stateco100/stec100l.pdf>>

RAVALLION M, WODON Q. Does child labor displace schooner? Evidence on behavioral responses to an enrolment subsidy. *The Economic Journal*, 2000, C158-C175.

ROUSE Cecilia Elena. Private School Vouchers and Student Achievement: An Evaluation of the Milwaukee Parental Choice Program. *Quarterly Journal of Economics*, 1998, vol. 113, n°2, pp. 553-602.

SARTORI Anne E. An Estimator for Some Binary-Outcome Selection Models Without Exclusion Restrictions. *Political Analysis*, 2003, vol. 11, n°2, pp. 111-138.

SAUVY Alfred, GIRARD Alain. Les diverses classes sociales devant l'enseignement. Mise au point générale des résultats. *Population (French Edition)*, 1965, 20e année, n°2, pp. 205-232.

STOLZENBERG R. M., RELLES D. A. Tools for Intuition about Sample Selection Bias and Its Correction. *American sociological review*, 1997, vol. 62, n°3, pp. 494-507.

SCHULTZ, T.P. School subsidies for the Poor : Evaluating the Mexican Progresa Poverty Program. *Journal of Development Economics*, June 2004, Elsevier, vol. 74(1), p1999-250

TAPE G., BIH E. *Etude sur les opportunités et les freins à la bonne performance des filles à l'école primaire*. UNICEF/ROCARE, 1996, 122p.

THELOT C., VALLET L.-A. La réduction des inégalités sociales devant l'école depuis le début du siècle. *Économie et statistique*, 2000, n° 334, pp. 3-32.

THOMAS Johnson. Research on Economic Education: How Well is It Answering the Questions Asked? *The American Economic Review*, 1979, vol. 69, n°2, pp. 22-27.

UNESCO/UNICEF. *Primary School Repetition: a global perspective*. UNESCO, 1996.
Disponible sur: <<http://unesdoc.unesco.org/images/0014/001493/149393eo.pdf>>

UNESCO/CDI. *Perspectives de l'éducation*, 1971

VAN VLIET Willem. Les années scolaires perdues. *Population (French Edition)*, 1963, 18e année, n°3, pp. 531-544.

ANNEXE

Construction de la fonction de vraisemblance du modèle probit avec effet de sélection utilisé dans cette étude.

Soit f une variable indicatrice de la fréquentation scolaire primaire actuelle : $f_i=1$ si l'enfant a déjà fréquenté l'école primaire, zéro sinon

Soit y une variable indicatrice qui capte le fait d'avoir connu des difficultés scolaires: $y_i=1$ si l'individu i a connu des difficultés, zéro sinon

Soient f^* et y^* deux variables latentes continues associées respectivement à f et y

Soient z et x respectivement les vecteurs des variables explicatives de f^* et y^* :

$$f^* = z'\gamma + \eta$$

$$y^* = x'\beta + \mu$$

où γ et β sont les vecteurs des paramètres à estimer et η et μ les termes d'erreurs. Il est indispensable que z contienne au moins une variable d'identification, c'est-à-dire qui agit sur f^* mais pas sur y^* . On suppose que le

couple (η, μ) suit une loi normale à deux dimensions $N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}; \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}\right)$, ρ désigne le coefficient de corrélation

linéaire entre les deux termes d'erreurs. Les paramètres γ , β et ρ sont estimés conjointement par la méthode de maximum de vraisemblance.

La vraisemblance est construite à partir des différents événements suivants :

A : L'individu fréquente l'école ($f^*>0$) et l'individu redouble ($y^*>0$)

$$P(i \in A) = P(f_i^*>0 \text{ et } y_i^*>0) = P(z_i'\gamma + \eta_i > 0 \text{ et } x_i'\beta + \mu_i > 0) = P(\eta_i < z_i'\gamma \text{ et } \mu_i < x_i'\beta)$$

$$= \Phi(x_i'\beta; z_i'\gamma, \rho),$$

où $\Phi(\cdot)$ est la fonction de répartition de la loi normale bivariée de moyenne nulle et de matrice de variance

$$\text{covariance } \Omega = \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}$$

B: L'individu fréquente l'école ($f^*>0$) et l'individu ne redouble pas ($y^*<0$)

$$P(i \in B) = P(f_i^*>0 \text{ et } y_i^*<0) = P(z_i'\gamma + \eta_i > 0 \text{ et } x_i'\beta + \mu_i < 0) = P(\eta_i < z_i'\gamma \text{ et } \mu_i < -x_i'\beta)$$

$$= \Phi(-x_i'\beta, z_i'\gamma, -\rho),$$

C: L'individu ne fréquente pas l'école ($f^*<0$). Dans ce cas on ne connaît pas son statut vis-à-vis du redoublement.

$$P(i \in C) = P(f_i^*>0) = P(z_i'\gamma + \eta_i > 0) = P(\eta_i < z_i'\gamma) = \Phi(z_i'\gamma)$$

La fonction de pseudo-vraisemblance à maximiser est le produit des différentes probabilités :

$$L(\gamma, \beta \text{ et } \rho) = \prod_{i=1}^n P(i \in A)^{I(i \in A)} \times P(i \in B)^{I(i \in B)} \times P(i \in C)^{I(i \in C)}$$

Où $I(.)$ est la fonction indicatrice¹⁶ et n la taille totale de l'échantillon (comprenant aussi bien les individus dont l'échec scolaire est observable que ceux dont il ne l'est pas). On a eu recours à la commande `heckprob` de STATA pour estimer la fonction de vraisemblance.

Facteurs explicatif du fait d'avoir déjà fréquenté -modèle probit- et du fait d'être en échec scolaire - modèle heckprob- chez les enfants de 7-15 ans au Mali, coefficients de régressions.

	Filles		Garçons	
	A déjà fréquenté	en échec scolaire	A déjà fréquenté	en échec scolaire
dépenses alimentaires par tête/mois (réf=décile 1=200FCFA)				
décile 2 (3640FCFA)	0.253*** (0.088)	0.169 (0.150)	0.215*** (0.079)	-0.138 (0.084)
décile 3 (4615 FCFA)	0.246*** (0.090)	0.432*** (0.149)	0.090 (0.081)	-0.005 (0.087)
décile 4 (5590 FCFA)	0.225** (0.092)	-0.155 (0.153)	0.130 (0.083)	0.047 (0.087)
décile 5 (6540 FCFA)	0.377*** (0.090)	0.189 (0.150)	0.288*** (0.086)	-0.113 (0.092)
décile 6 (7590 FCFA)	0.378*** (0.098)	0.229 (0.162)	0.288*** (0.089)	-0.156* (0.091)
décile 7 (8750 FCFA)	0.369*** (0.100)	0.026 (0.158)	0.270*** (0.091)	-0.203** (0.091)
décile 8 (10420 FCFA)	0.222** (0.110)	-0.035 (0.166)	0.202** (0.099)	-0.219** (0.100)
décile 9 (12740 FCFA)	0.464*** (0.110)	0.035 (0.168)	0.116 (0.110)	-0.249** (0.111)
décile 10 (18700 FCFA)	0.668*** (0.125)	-0.004 (0.173)	0.473*** (0.169)	-0.420*** (0.120)
Déciles du Nombre moyen d'années d'étude (réf=décile1=0)				

¹⁶ Il est évident que les trois sous-ensembles A B et C sont disjoints. Aussi, on aurait pu construire la vraisemblance totale comme le produit des vraisemblances des trois sous-ensembles :

$$L(\gamma, \beta, \rho) = \prod_{i \in A} P(i \in A) \prod_{j \in B} P(j \in B) \prod_{k \in C} P(k \in C)$$

décile 7 (1 année d'étude)	0.537*** (0.071)	0.090 (0.136)	0.433*** (0.064)	-0.213*** (0.071)
décile 8 (2 années d'étude)	0.767*** (0.076)	-0.099 (0.129)	0.847*** (0.080)	-0.626*** (0.075)
décile 9 (4 années d'études)	0.896*** (0.107)	-0.010 (0.136)	0.907*** (0.115)	-0.682*** (0.088)
décile 10 (8 années d'études)	1.011*** (0.102)	-0.501*** (0.148)	1.619*** (0.172)	-1.029*** (0.094)
Groupe d'âge du Chef de ménage (réf.=moins de 35 ans)				
35-45 ans	0.035 (0.118)	0.051 (0.161)	0.198* (0.110)	-0.186 (0.123)
45-55 ans	0.125 (0.115)	-0.058 (0.157)	0.114 (0.108)	-0.060 (0.122)
55 ans et plus	0.126 (0.114)	-0.103 (0.155)	0.144 (0.107)	-0.053 (0.121)
milresid==1	0.232** (0.111)	0.199* (0.120)	-0.153 (0.141)	0.308*** (0.105)
milresid==2	-0.112 (0.113)	0.390*** (0.136)	-0.428*** (0.142)	0.695*** (0.111)
Ageenf	-0.024*** (0.009)	0.271*** (0.017)	-0.017** (0.008)	0.183*** (0.010)
Nombre d'enfant d'âge scolarisable	-0.007 (0.010)	-0.032** (0.016)	-0.027*** (0.009)	0.015 (0.010)
Statut Matrimonial du CM (réf.=célibataire/union libre)				
Monogame	-0.700 (0.428)	-0.917** (0.396)	0.267 (0.235)	-0.345* (0.207)
Polygame	-0.723* (0.430)	-0.783** (0.398)	0.367 (0.237)	-0.440** (0.209)
Veuf/divorcé	-0.460 (0.438)	-0.782* (0.452)	0.280 (0.269)	-0.279 (0.252)
Chef de ménage femme	0.076 (0.149)	-0.125 (0.250)	0.010 (0.150)	-0.350** (0.163)
Fils ou fille du CM	0.383*** (0.056)	-0.239** (0.095)	0.143*** (0.052)	-0.044 (0.049)
Type d'école fréquenté (réf=public)				
Privé		-0.232* (0.134)		-0.015 (0.061)
Communautaire		0.002 (0.106)		0.034 (0.046)
Autre		1.203*** (0.176)		0.965*** (0.116)
distance du marché de produits alimentaires (km)	-0.002 (0.002)	0.001 (0.004)	0.001 (0.002)	0.005** (0.002)

distance de la source d'eau potable (km)	-0.018 (0.011)		-0.019* (0.010)	
distance de l'arrêt de bus, taxi, etc. (km)	-0.003 (0.003)		-0.003 (0.002)	
distance de l'école primaire fondamentale1 (km)	-0.019*** (0.006)		-0.033*** (0.011)	
distance de l'école fondamentale2 (km)	-0.004* (0.002)		-0.005** (0.002)	
distance de l'établissement sanitaire/service de santé (km)	0.003 (0.003)		0.001 (0.003)	
distance de la route praticable (km)	-0.003 (0.002)		-0.001 (0.002)	
Pense que l'école est importante	0.541*** (0.125)		0.323*** (0.113)	
Chef de ménage agriculteur	-0.181*** (0.056)		-0.120** (0.054)	
Chef de ménage éleveur	-0.012 (0.147)		-0.657*** (0.143)	
Constant	-0.236 (0.480)	-2.374*** (0.468)	-0.277 (0.336)	-1.362*** (0.269)
Observations	5025	2645(a)	5938	3489(a)
Pseudo R2	0.17		0.18	
Robust standard errors in parentheses * significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1% (a) non censored, i.e. enfants ayant déjà été à l'école				