

Pourquoi les enfants africains quittent-ils l'école? Un modèle hiérarchique multinomial des abandons dans l'éducation primaire au Sénégal

Abdoulaye Diagne

Volume 86, Number 3, September 2010

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/1003526ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/1003526ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Diagne, A. (2010). Pourquoi les enfants africains quittent-ils l'école? Un modèle hiérarchique multinomial des abandons dans l'éducation primaire au Sénégal. *L'Actualité économique*, 86(3), 319–354. <https://doi.org/10.7202/1003526ar>

Article abstract

In this paper, we develop and estimate generalized hierarchical models of dropping out in Senegalese primary education using individual level data for an entire cohort of children 1996 to 2001 and a 2003 retrospective survey in the households of the same cohort of pupils. The model's estimates imply that children of households belonging to some socio professional groups are more exposed to dropping out. The results confirm also that probability for girls to leave school is higher than that of boys. The presence in the household of youths attending secondary school has a positive impact on the retention of children in primary school. Others results are the positive influence of book availability and the negative impact of rare education supply in the community. Girls have a higher probability to be an early leaver but a high proportion of girls in the first primary school year reduces this probability.

POURQUOI LES ENFANTS AFRICAINS QUITTENT-ILS L'ÉCOLE? UN MODÈLE HIÉRARCHIQUE MULTINOMIAL DES ABANDONS DANS L'ÉDUCATION PRIMAIRE AU SÉNÉGAL*

Abdoulaye DIAGNE

Consortium pour la recherche économique et sociale (CRES)

Université Cheikh Anta Diop de Dakar

RÉSUMÉ – Dans cet article nous analysons les abandons dans l'éducation primaire au Sénégal à l'aide de modèles hiérarchiques généralisés en utilisant des données issues d'une enquête longitudinale de 1996 à 2001 et d'une enquête rétrospective de 2003 sur les ménages des mêmes élèves. Les résultats font apparaître la plus forte exposition au risque de décrochage scolaire des élèves issus de groupes exerçant certaines activités professionnelles. Les résultats confirment aussi que les filles sont plus victimes de l'abandon scolaire que les garçons. L'existence dans la famille d'enfants fréquentant le collège ou le lycée exerce un effet favorable sur la rétention des élèves à l'école. Les autres résultats confirment l'influence positive de la disponibilité des livres sur la rétention des élèves et l'effet négatif qu'exerce un niveau d'échec scolaire élevé ou la rareté de l'offre éducative dans la communauté. Enfin, les abandons précoces frappent davantage les filles que les garçons, mais l'existence d'une proportion importante de filles dans la première année d'études réduit la probabilité d'abandonner. Les politiques éducatives disposent ainsi de nombreux leviers pour réduire fortement les décrochages scolaires.

ABSTRACT – In this paper, we develop and estimate generalized hierarchical models of dropping out in Senegalese primary education using individual level data for an entire cohort of children 1996 to 2001 and a 2003 retrospective survey in the households of the same cohort of pupils. The model's estimates imply that children of households belonging

* Cette recherche a bénéficié d'une subvention du Centre de recherche pour le développement international (CRDI) dans le cadre du projet SAGA. Sans que leur responsabilité soit engagée, nous remercions Elias Ayuk, Moussa Ounténi et Salimata Faye pour leur appui ainsi que les arbitres pour leurs commentaires.

to some socio professional groups are more exposed to dropping out. The results confirm also that probability for girls to leave school is higher than that of boys. The presence in the household of youths attending secondary school has a positive impact on the retention of children in primary school. Others results are the positive influence of book availability and the negative impact of rare education supply in the community. Girls have a higher probability to be an early leaver but a high proportion of girls in the first primary school year reduces this probability.

INTRODUCTION

Le système éducatif du Sénégal a réalisé d'importants progrès en matière d'accès à l'éducation primaire. Son taux brut de scolarisation primaire est passé de 68,3 % en 2000 à 82,5 % en 2005. Cependant, il est encore marqué par une faible capacité à faire progresser une proportion importante d'élèves, du début à la fin d'un cycle, en raison des abandons et redoublements qui sont encore élevés. On peut mettre en perspective l'efficacité interne du système éducatif sénégalais en la comparant à celle des autres pays africains. Pour l'ensemble des pays d'Afrique anglophone et francophone, l'indice d'efficacité associé aux abandons était, en moyenne, de 80 %, et celui relatif aux redoublements, seulement de 93 % (Mingat et Suchaut, 2000). Au Sénégal, lorsque l'on suit la même cohorte d'élèves dans le cycle primaire, le taux d'efficacité se situait à une moyenne de 58 % en 2003 (Diagne, 2004). En outre, les abandons contribuent plus à l'inefficacité que les redoublements. Ainsi, leurs contributions respectives à l'indice d'efficacité sont estimées à 66 % et 34 % (Diagne, 2004). Par ailleurs, un enfant risque de retomber dans l'analphabétisme s'il ne totalise pas au moins cinq années d'études primaires. Une forte amélioration de l'efficacité interne, à travers la réduction sensible des abandons et des redoublements, accroîtrait la capacité du système sénégalais à progresser rapidement vers les objectifs du millénaire pour le développement (OMD) dans le domaine de l'éducation. C'est ce qui a incité le gouvernement du Sénégal, dans le cadre de la deuxième phase de son Programme décennal de l'éducation et de la formation (PDEF), à supprimer le redoublement au cours de la première année de chaque étape dans le cycle primaire et à plafonner à 5 % le taux maximum de redoublement en fin d'étape (2^e, 4^e et 6^e années d'études).

Ces mesures vont contribuer à une baisse draconienne des taux de redoublement. Les abandons constituent, en conséquence, le domaine où beaucoup reste à faire. Cependant, contrairement aux redoublements, des décisions de type administratif ne parviendront pas toutes seules à résoudre le problème du maintien des enfants à l'école, celui-ci relevant, avant tout, de la demande d'éducation. Pour agir efficacement contre les abandons, il faut au préalable savoir pourquoi certains élèves quittent l'école plus tôt que prévu. Dans ce domaine, toute politique qui ne tiendrait pas compte des facteurs sous-jacents au phénomène serait d'une faible efficacité.

Ainsi, l'objet de cette étude est de comprendre les facteurs qui influencent les abandons dans l'éducation primaire au Sénégal. D'abord, elle exploite les informations fournies par deux bases de données qui ont été fusionnées afin de dispo-

ser d'une large gamme de variables susceptibles d'agir sur la décision d'abandonner les études, avant terme, dans le cycle primaire. Ensuite, elle tient compte de la structure emboîtée des données, à savoir les élèves dans leurs communautés. Dans l'analyse de ces informations, il est particulièrement important de considérer la variabilité associée à chaque niveau d'enclassement. Il y a, en effet, une variabilité à la fois entre les élèves et entre les communautés. On peut donc tirer des conclusions erronées si chacune de ces sources de variabilité est ignorée. Par ailleurs, la décision d'abandonner les études ou de les poursuivre est représentée habituellement par une variable dichotomique. Le recours à des modèles hiérarchiques généralisés permet de tenir compte à la fois des deux sources de variabilité et du caractère discret de la variable dépendante. Enfin, les facteurs susceptibles d'influencer la décision d'abandonner peuvent agir avec une intensité plus forte au cours de la première étape des études primaires (les deux premières années), qu'au cours de la troisième étape (les deux dernières années). Nous introduisons une telle distinction en estimant des modèles hiérarchiques multinomiaux afin d'identifier les facteurs d'abandons précoces. Les autres développements de l'article sont organisés comme suit. La première section du document propose une revue de certains travaux sur les abandons dans l'éducation primaire, notamment dans les pays en développement. La deuxième section décrit les données ainsi que les traits majeurs des abandons dans l'enseignement primaire au Sénégal. La troisième section expose les modèles qui seront utilisés dans l'analyse empirique, la quatrième section présente les résultats des estimations effectuées, et la dernière section tire des conclusions de ces résultats.

1. LES FACTEURS DE RISQUE DES ABANDONS SCOLAIRES : UN SURVOL DE LA LITTÉRATURE

Beaucoup de travaux ont porté sur les déterminants de l'échec scolaire dans les pays en développement, l'accent étant mis sur les abandons. Les facteurs explicatifs de l'abandon scolaire des filles ont particulièrement retenu l'attention, sans doute parce que beaucoup de travaux ont prouvé que l'éducation primaire des filles a d'importants bénéfices sociaux, par exemple, en termes de réduction de la mortalité infantile, de la fertilité des femmes et de la santé-nutrition des enfants (Subbarao, Raney, 1993; Ainsworth, Beegle, Nyamete, 1995).

Dans les pays développés, beaucoup d'études ont montré que les garçons semblent présenter plus de risque de décrocher que les filles, bien que des travaux récents tendent à prouver que le sexe de l'enfant perd sa valeur prédictive une fois que les variables de risque scolaires (échec, motivation, retard) et familiaux sont connues (Rumberger, 1995; Janosz *et al.*, 1997). Les études sur les États-Unis révèlent un plus fort taux de décrochage chez les élèves qui proviennent des communautés noires et hispanophones (Rumberger, 1983; Chavez *et al.*, 1989; Ensminger et Slusarcick, 1992). Certains auteurs constatent cependant que ces différences ethniques disparaissent, une fois que l'on considère les caractéristiques familiales et socioéconomiques (Howell et Frese, 1982; Rumberger, 1983; Cairns et Neckerman, 1989; Entwisle, 1990).

Parmi les facteurs de risque les plus importants, on note : des habiletés intellectuelles et verbales faibles, l'échec et le retard scolaires, une motivation et un sentiment de compétence affaiblies, des aspirations scolaires moins élevées, des problèmes d'agressivité et d'indiscipline, l'absentéisme ainsi qu'un faible investissement dans les activités scolaires et parascolaires (Bachman *et al.*, 1971; Howell et Frese, 1982; Cairns et Neckerman, 1989; Janosz *et al.*, 1997). Les travaux du PASEC, sur les pratiques et conséquences du redoublement au Sénégal, ont établi que le redoublement, quand il se répète, engendre davantage d'abandons à l'école primaire (PASEC, 2004). Ces résultats établissent également que plus un élève est âgé, relativement à l'âge moyen de la classe, plus sa probabilité d'abandonner augmente.

L'influence des caractéristiques familiales revêt également une grande importance. Les résultats de recherches indiquent que les enfants qui proviennent de familles désunies ou reconstituées, à faible revenu ou en dépendance économique, où il y a plusieurs enfants, et dont les parents sont peu scolarisés, sont plus prédisposés à abandonner l'école (Bachman *et al.*, 1971; Elliott et Voss, 1974; Howell et Frese, 1982; Ekstrom *et al.*, 1986; Cairns et Neckerman, 1989; Janosz *et al.*, 1997). Les études longitudinales sur le fonctionnement familial démontrent que les enfants courent plus de risque de décrocher si les parents valorisent peu l'école et s'impliquent peu dans l'encadrement scolaire de leurs enfants, si le style parental est permissif et le système d'encadrement est déficient (manque de supervision, de soutien et d'encouragement), si les parents réagissent mal ou pas du tout aux échecs scolaires de leurs enfants (Horwich, 1980; Ekstrom *et al.*, 1986; Rumberger *et al.*, 1990; Astone et McLanahan, 1991; Le Blanc *et al.*, 1993).

Au-delà des caractéristiques des élèves, les disparités observées dans les taux d'abandons entre les écoles (Hrimech *et al.*, 1993), ainsi que les résultats concernant l'influence de l'environnement scolaire sur la réussite scolaire (Purkey et Smith, 1983; Janosz *et al.*, 1998) permettent d'affirmer que l'école, comme milieu de vie, est un des déterminants de la persévérance scolaire. Sur le plan organisationnel, les écoles plus petites tendent à favoriser la participation des élèves dans les activités parascolaires et à permettre un encadrement plus flexible et plus étroit de la part des adultes (Wehlage et Rutter, 1986; Bryk et Thun, 1989; Entwisle, 1990; Rumberger, 1995; McNeal, 1997). Au plan de l'impact de l'environnement scolaire sur le comportement individuel à l'école, les résultats de Rumberger (1995) militent en faveur d'effets modérateurs plus importants, confirmant ainsi les hypothèses de Moos (1979) sur l'influence de l'environnement scolaire.

D'autres études relatives à l'Afrique, sur la rétention et les abandons, ont mis en relation les élèves et les caractéristiques d'écoles spécifiques qu'ils fréquentent afin d'identifier les déterminants les plus importants de la rétention et des abandons. Ces travaux ont mis en évidence que les différents aspects de la qualité de l'école importent selon le contexte (Lloyd *et al.*, 2001 pour l'Égypte; Glewwe et Jacoby, 1994, pour le Ghana; Lloyd *et al.*, 2000, pour le Kenya). Les travaux sur l'Égypte et le Kenya, qui ont étudié séparément la qualité de l'école pour les gar-

çons et les filles, ont montré que les effets varient avec le genre. En d'autres termes, la qualité de l'environnement scolaire aurait un rôle déterminant dans la réussite scolaire pour les élèves à risque qui proviennent de milieux peu stimulants ou dont l'investissement, eu égard à la scolarisation, est faible.

Par ailleurs, certains travaux ont cherché à tenir compte de la qualité de l'éducation dans la communauté où vit l'enfant et pas seulement dans l'école qu'il fréquente. La démarche habituelle, pour introduire cette dimension de la qualité dans la décision d'abandonner, consiste à intégrer un indicateur (le ratio nombre d'élèves par enseignant par exemple) déterminé à l'échelle d'une communauté ou d'un district dans l'analyse par la régression. C'est ainsi que Lloyd et Gage-Brandon (1994) ont procédé pour le Ghana, Handa et Simler (2000) pour le Mozambique. Alderman *et al.* (2001) ont, quant à eux, cherché à améliorer l'approche pour capturer la qualité de l'école en construisant des moyennes pondérées de divers indicateurs de la qualité de l'école par communauté, la proportion d'élèves fréquentant chaque école de la communauté étant l'unité de mesure.

En comparant la puissance des différents facteurs de risque, plusieurs chercheurs ont abouti à la conclusion que ce sont les variables familiales et scolaires qui sont les meilleurs indicateurs (Ekstrom *et al.*, 1986; Cairns et Neckerman, 1989; Fagan et Pabon, 1990; Ensminger et Slusarick, 1992; Janosz *et al.*, 1997). Ainsi, durant l'enfance ou l'adolescence, l'utilisation de ces facteurs de risque permet de discriminer correctement les futurs décrocheurs des futurs diplômés.

Au total, les facteurs susceptibles d'expliquer les abandons sont nombreux et de différentes sources. L'analyse empirique doit explorer un grand nombre de variables de différentes sources, afin d'identifier celles qui sont les plus appropriées dans un contexte déterminé.

2. DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE

2.1 *Les données*

Deux bases de données ont été appariées pour disposer d'une large gamme d'informations. La première est celle de l'Enquête sur le bien-être des ménages au Sénégal (EBMS) effectuée par le Centre de recherches économiques appliquées (CREA) de l'Université Cheikh Anta Diop de Dakar et l'Université Cornell. Cette enquête fournit des informations sur les élèves, leurs familles et leurs communautés. L'EBMS a permis de collecter des informations sur la taille et la structure du ménage, les caractéristiques sociodémographiques et économiques et de saisir les niveaux d'éducation des membres du ménage. L'information sur la présence, ou non, des parents biologiques de l'enfant dans le ménage a été obtenue, de même que des informations rétrospectives sur la trajectoire scolaire de l'enfant et des membres de sa famille, et celles sur les chocs (naturels, de santé, de revenu, *etc.*) ayant affecté le ménage.

Par ailleurs, des données sur les facteurs propres à la collectivité, susceptibles d'influencer les abandons des élèves, ont été recueillies : il s'agit du nombre d'écoles

existantes et leur localisation, des infrastructures et équipements comme les services de santé, les marchés locaux, les organisations sociales, ainsi que des conditions de prise de décision concernant particulièrement l'éducation. De même, les facteurs relatifs à la disponibilité du matériel scolaire, les méthodes de gestion et les habitudes pédagogiques de l'école sont obtenus.

La deuxième base de données est celle de la Direction de la planification et de la réforme de l'éducation (DPRE). Elle fournit d'autres informations concernant l'offre éducative et la qualité de l'enseignement administré dans les différentes communautés.

3. LES MODÈLES

Le cadre analytique adopté est celui d'un modèle de comportement rationnel (Glewwe, 2002). On suppose que les parents prennent des décisions relatives à leurs enfants pour maximiser une fonction d'utilité. Celle-ci a pour arguments la consommation de biens et services, et le capital humain des enfants acquis à travers l'éducation. La décision du ménage relative au nombre d'années d'études primaires qu'achèvera son enfant va dépendre d'un certain nombre de facteurs. Notre but est d'examiner ces facteurs relatifs à l'enfant, au ménage lui-même et à la communauté, en vue de saisir leur influence sur la probabilité que cet enfant abandonne l'école primaire avant la fin de ses études.

Les données utilisées pour modéliser les abandons scolaires dans le cycle primaire présentent la structure hiérarchique suivante : le niveau élève et sa famille, le niveau communauté. Une observation sur la communauté est attribuée à l'ensemble des élèves appartenant à ladite communauté. Dans ce cas, l'utilisation des régressions multiples classiques risque de fournir des résultats biaisés à cause de l'absence d'indépendances entre certaines observations. Par ailleurs, la variable dépendante Y_{ij} , indiquant qui a abandonné, est une variable binaire ($Y_{ij} = 1$ si l'élève i de la communauté j a abandonné, sinon, $Y_{ij} = 0$). Dans cette situation, l'usage des modèles hiérarchiques linéaires standards n'est plus approprié pour trois raisons.

1. Les valeurs prises par la variable dépendante sont restreintes (0 ou 1) alors que celles prédites par un modèle linéaire usuel peuvent être, *a priori*, tout élément de l'ensemble des réels (Snijders et Bosker, 1999);
2. Une fois la variable dépendante prédite, les résidus du niveau 1 peuvent prendre uniquement deux valeurs et, dans ce cas, ne sont plus normalement distribués (Bryk *et al.*(2002);
3. Pour les variables discrètes, il existe une relation entre la moyenne et la variance de la distribution. Par exemple, dans le cas d'une variable binaire Y qui prend la valeur 1 avec une probabilité p et 0 avec une probabilité $1 - p$, la moyenne est obtenue par : $E(Y) = p$ et la variance par : $V(Y) = p(1 - p)$. Dans

ce cas, la variance résiduelle n'est plus un paramètre libre (ou aléatoire), puisqu'elle est déjà déterminée par la moyenne (Snijders et Bosker, 1999).

Pour remédier à toutes ces insuffisances, nous proposons une modélisation hiérarchique linéaire généralisée qui tient compte de la structure non linéaire des données, de la non-normalité des résidus et de la nature discrète de la variable dépendante.

3.1 Structure du modèle du niveau 1

Les modèles logit ou probit sont utilisés pour spécifier le modèle du niveau 1. Ceux-ci s'appliquent non pas à une variable à codage quantitatif associé à la réalisation d'un événement (par exemple les notes des élèves), mais à la probabilité d'apparition de cet événement, conditionnellement aux variables exogènes. Si l'on considère la variable aléatoire Y_{ij} , le nombre de « succès » en m_{ij} réalisations, et P_{ij} la probabilité de succès pour chaque réalisation, on établit alors que Y_{ij} suit une loi binomiale de paramètres (m_{ij}, P_{ij}) :

$$Y_{ij}/P_{ij} \approx B(m_{ij}, P_{ij}). \tag{1}$$

L'espérance et la variance de Y_{ij} sont obtenues par :

$$E(Y_{ij}/P_{ij}) = m_{ij}P_{ij}, \quad V(Y_{ij}/P_{ij}) = m_{ij}P_{ij}(1 - P_{ij}). \tag{2}$$

Quand $m_{ij} = 1$, on obtient une distribution de Bernouilli, Y_{ij} devenant une variable binaire qui prend les valeurs 0 et 1. Les probabilités sont alors transformées en variable continue sur l'ensemble des réels, R . Deux méthodes de transformations sont généralement utilisées (probit, logit), mais la plus commode est la transformation logistique (Hosmer et Lemshow, 1989; McCullagh et Nelder, 1989) qui offre deux avantages essentiels : la loi logistique tend à attribuer aux événements « extrêmes » une probabilité plus forte que la distribution normale (Hurlin, 2003) et facilite l'interprétation des paramètres associées aux variables explicatives.

On obtient donc :

$$\eta_{ij} = \log \left(\frac{P_{ij}}{1 - P_{ij}} \right) \tag{3}$$

où η_{ij} est le logarithme du *odds ratio*, c'est-à-dire, le logarithme du rapport entre la probabilité d'abandonner avant la fin du cycle primaire et la probabilité d'achever le cycle. On note que P_{ij} , étant une probabilité, est contrainte de prendre des valeurs comprises entre 0 et 1 alors que η_{ij} , tel qu'exprimé ci-dessus, peut prendre n'importe quelle valeur réelle.

Dans le modèle logit, le *log-odds ratio*, η_{ij} , est une combinaison linéaire des variables explicatives du niveau 1 :

$$\eta_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{1ij} + \beta_{2j}X_{2ij} + \dots + \beta_{Qj}X_{Qij} \quad (4)$$

où les X_{qij} représentent les variables explicatives et les β_{qj} , les paramètres à estimer.

Ainsi, dans le modèle du niveau 1, on prédit le logarithme des « *odds ratio* ». Ce dernier peut être transformé en probabilité d'abandon scolaire prédite en calculant :

$$P_{ij} = \frac{1}{1 + \exp(-\eta_{ij})}. \quad (5)$$

3.2 Modèles du niveau 2

Dans cette deuxième étape, la spécification se fait comme dans les modèles hiérarchiques linéaires simples. Nous expliquons les coefficients, β_{0j} , β_{1j} , β_{2j} , ... et β_{Qj} par les caractéristiques de l'école et de la communauté.

$$\beta_{qj} = \gamma_{q0} + \gamma_{q1}W_{q1j} + \gamma_{q2}W_{q2j} + \dots + \gamma_{qS}W_{qSj} + u_{qj} \quad (6)$$

où les u_{qj} , $q = 0, 1, 2, \dots, Q$, sont des effets aléatoires normalement distribués.

4. RÉSULTATS

4.1 Analyse exploratoire des caractéristiques des élèves, des écoles et de la communauté

Nous nous intéressons à la probabilité qu'un élève abandonne l'école avant la fin du primaire. Cette probabilité est modélisée comme une fonction des caractéristiques des élèves et des ménages (niveau 1), des écoles et de la communauté (niveau 2). Ces caractéristiques sont résumées dans le tableau ci-après.

On note que 39 % des élèves ont abandonné l'école avant de terminer le cycle primaire. Le tableau 1 indique aussi que 46 % des élèves de l'échantillon sont des filles, 4 % sont des enfants confiés, 63 % sont des enfants biologiques, 18 % des orphelins et 5 % ont bénéficié d'un enseignement préscolaire. Les caractéristiques de l'environnement familial sont constituées d'un indicateur standardisé du niveau de vie, d'un indicateur du niveau d'instruction du chef de ménage et de quatre variables nominales indiquant le genre, l'ethnie, la religion et l'activité du chef de ménage. Ainsi, on constate que 94 % des chefs de ménage de l'échantillon sont musulmans, 36 % sont wolof, 25 % sont des femmes, 20 % sont salariés (dont 12 % des cadres moyens et supérieurs), 15 % sont des commerçants et 29 % des agriculteurs. Le nombre d'enfants allant toujours à l'école au moment de l'enquête est, en moyenne, de trois par ménage.

TABLEAU 1
STATISTIQUES SOMMAIRES SUR LES VARIABLES DU MODÈLE

Statistiques sommaires du niveau 1					
Variabiles	N	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
<i>Caractéristiques de l'élève</i>					
Fille	2251	0,46	0,5	0	1
Enfant confié	2251	0,04	0,19	0	1
Enfant biologique					
Réponse	2251	0,63	0,48	0	1
Non réponse	2251	0,15	–	0	1
Orphelin	2251	0,18	0,38	0	1
Fréquentation préscolaire	2251	0,05	0,21	0	1
Nombre de livres	2251	1,58	1,9	0	10
Nombre de redoublements	2251	1,16	0,97	0	3
<i>Caractéristiques du ménage</i>					
Niveau de vie du ménage					
Indice	2251	-0,24	8,76	-16,75	16,91
Très pauvre	2251	0,2	0,4	0	1
Très riche	2251	0,12	0,32	0	1
Niveau d'éducation du CM*	2251	2	1,38	1	6
Religion du CM					
Musulman	2251	0,94	0,23	0	1
Chrétien	2251	0,05	0,21	0	1
Non réponse	2251	0,01	–	0	1
Ethnie du CM					
Wolof	2251	0,36	0,48	0	1
Poular	2251	0,19	0,39	0	1
Sérère	2251	0,2	0,4	0	1
Dioula	2251	0,07	0,26	0	1
Autres sénégalais et étrangers	2251	0,18	–	0	1

TABLEAU 1 (suite)

Variables	N	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Sexe du CM					
Féminin	2251	0,25	0,43	0	1
Masculin	2251	0,75	0,43	0	1
Activité du CM					
Salarié	2251	0,2	0,4	0	1
Inactif	2251	0,24	0,43	0	1
Cadre	2251	0,12	0,32	0	1
Commerçant	2251	0,15	0,36	0	1
Agriculteur	2251	0,29	0,45	0	1
Éducation des enfants du ménage					
Nombre d'enfants allant à l'école	2251	3,01	1,76	1	10
% d'enfants ayant atteint le collège	2251	15,48	21,85	0	100
% d'enfants ayant atteint le lycée	2251	1,44	6,02	0	50
Variable dépendante					
Abandon	2251	0,39	0,49	0	1
Statistiques sommaires du niveau 2					
Variables	N	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
<i>Offre éducative dans la communauté</i>					
Nombre d'écoles primaires					
Publiques	51	16,96	10,22	2	52
Privées	51	3,96	6,6	0	33
Nombre d'écoles secondaires					
	51	5,24	7,58	0	30
Nombre de classes fonctionnelles					
	51	137,06	148,7	14	645
Nombre moyen d'élèves par classe					
	51	53,6	20,68	13,09	148,79
Ratio élèves maître					
	51	45,28	19,34	7,66	138,87

TABLEAU 1 (suite)

Variables	N	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Part du double flux	51	19,21	20,41	0	71,07
Part du multigrade	51	9,04	11,87	0	44,35
Part du flux simple	51	71,75	19,21	26,18	100
<i>Qualité de l'enseignement</i>					
Taux de redoublement					
Ensemble	51	15,79	3,89	3,49	24,6
Fille	51	15,91	4,19	1,53	24,69
Garçon	51	15,59	3,82	4,41	24,52
Taux de promotion	51	78,23	8,47	28,68	89,95
Taux d'abandon	51	5,98	9,58	0,11	67,83
<i>Organisation scolaire</i>					
Association des parents d'élèves active	51	0,41	0,5	0	1
Comité de gestion actif à l'école	51	0,61	0,49	0	1
<i>Autres caractéristiques de la communauté</i>					
Rurale	51	0,57	0,5	0	1
Indice de développement social	51	27,12	20,65	1	87,5
Indice de mobilisation du capital social	51	2,61	1,66	0	6
Infrastructure économique du milieu	51	-0,06	6,25	-8,98	10,04

NOTE : *CM = Chef de ménage

L'offre éducative est constituée, en moyenne, de 26 écoles par communauté (17 écoles primaires publiques, 4 privées et 5 écoles secondaires), mais ce chiffre varie fortement d'une communauté à l'autre. Pendant que dans certaines communautés on dénombre plus d'une soixantaine d'écoles, dans d'autres, on ne compte que deux écoles primaires. On évalue ainsi à 645 le nombre de classes fonctionnelles au primaire dans la communauté ayant le plus grand nombre d'écoles primaires contre seulement 14 pour celle n'ayant que deux écoles primaires. En rapportant à ces nombres de classes les effectifs d'élèves scolarisés dans la communauté, on obtient en moyenne 54 élèves par classe. On dénombre en moyenne 45 élèves pour un enseignant et on remarque également que l'organisation péda-

gogique varie d'une communauté à l'autre. En effet, il existe des communautés où il n'y a que le flux simple, des communautés où plus des deux tiers des groupes pédagogiques sont du double flux (71,07 %) et d'autres où la part du multigrade atteint 44,35 %. Le taux de redoublement varie de 3,5 % à 24,6 % selon les communautés, la moyenne de l'échantillon se situant à 15,8 %.

Les autres caractéristiques des communautés retenues concernent le milieu de résidence et quelques indicateurs composites renseignant sur le développement socio-économique des communautés. Environ 57 % des communautés sont rurales; l'indice de développement social varie entre 1 et 87,5; l'indicateur de mobilisation sociale qui informe sur le degré de mobilisation de la communauté dans les initiatives de développement varie entre 0 et 6; et enfin l'indice de développement des infrastructures économiques qui indique que certaines communautés sont très défavorisées en matière d'infrastructures (-8,98) par rapport à d'autres (10,04).

4.2 La variance des abandons entre les communautés

Pour mesurer l'ampleur de l'hétérogénéité des abandons scolaires entre les communautés, vérifions d'abord s'il est pertinent de tenir compte de la structure hiérarchique des données. Nous considérons, dans un premier temps, un modèle où seule la constante est estimée. Aucune variable explicative ne sera introduite, ni dans le niveau 1 ni dans le niveau 2 : c'est le modèle non contraint. Ce modèle se présente comme suit :

$$\text{Niveau 1 : } \eta_{ij} = \beta_{0j} \text{ où } \eta_{ij} = \log \left(\frac{P_{ij}}{1 - P_{ij}} \right) \text{ et } P_{ij} = \text{Prob}(\text{Abandon}_{ij} = 1 / \beta_{0j}), \quad (7)$$

$$\text{Niveau 2 : } \beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \text{ où } u_{0j} \approx N(0, \tau_{00}) \quad (8)$$

où γ_{00} est la *log-odds ratio* moyen et τ_{00} la variance intercommunautés des *log-odds ratio* des abandons scolaires dans le cycle primaire.

Le tableau 2 donne les résultats de l'estimation. Pour ce modèle, ainsi que ceux qui suivent, nous avons opté pour une estimation robuste des écarts-types, qui minimise la variance et donne des intervalles de confiance plus faibles. Ceci améliore la précision des coefficients estimés.

Deux façons d'estimer le modèle non contraint ci-dessus doivent être prises en compte, pour une analyse plus complète. La première est l'estimation du *log-odds ratio* des abandons scolaires pour la « communauté-type », c'est-à-dire, la communauté où l'effet aléatoire $u_{0j} = 0$. Les résidus du niveau 2 étant supposés suivre une distribution normale, la communauté « type » n'est autre que la communauté moyenne située au centre des distributions ($E(u_{0j}) = 0$). Ainsi pour cette communauté « type », le logarithme du *odds ratio* des abandons estimé est de $\hat{\gamma}_{00} = -0,441$ avec un écart-type de $\hat{\tau}_{00} = 0,102$ (tableau 2). Ce coefficient correspond à une probabilité de $1/[1 + \exp(0,441)] = 0,391$, soit un taux d'abandon de 39,1 % sensiblement égal à celui calculé sur l'échantillon global (39 %). Avec l'hypothèse de normalité des résidus du niveau 2, les logarithmes des *odds ratio* des abandons

TABLEAU 2
ANALYSE DE LA VARIANCE RÉSIDUELLE DES ABANDONS

	Modèle « communauté-type »		Modèle « élève moyen »	
	Coefficient	<i>P-value</i>	Coefficient	<i>P-value</i>
Effets fixes				
Constante	-0,441** (0,102)	0,0000 –	-0,405** (0,094)	0,0000 –
Effets aléatoires				
Composante de la variance (<i>U0</i>)	0,423 (0,650)	0,0000 –	– –	– –

NOTE : ** = significativité au seuil de 1 %.

des communautés, β_{0j} , suivent également une distribution normale de moyenne $-0,441$ et de variance $0,423$. Dans ce cas, 95 % des écoles de l'échantillon ont leurs ratios de chances compris entre $-1,091$ ($-0,441 - \sqrt{0,423}$) et $0,209$ ($-0,441 + \sqrt{0,423}$). Cela signifie que la probabilité d'abandon dans ces communautés varie entre 0,25 et 0,55. Ainsi, il apparaît que certaines communautés ont des taux d'abandon relativement faibles (25 %) tandis que dans d'autres, plus de la moitié des élèves (55 %) abandonnent avant d'avoir achevé le cycle. Cela montre l'importance qu'il y a à tenir compte de la structure hiérarchique des données. En effet une partie des disparités observées dans les abandons des élèves provient de la différence des caractéristiques des communautés elles-mêmes auxquelles ils appartiennent.

Cependant, la probabilité d'abandon dans la communauté moyenne n'est pas la même que celle de l'élève moyen de l'échantillon. Pour estimer cette dernière, le modèle approprié est celui de « l'élève-moyen » (Zeger, Liang et Albert, 1988) où l'effet aléatoire, u_{0j} , n'est plus contraint d'être nul. Dans ce cas, le logarithme *odds ratio* des abandons de l'échantillon estimé est de $\hat{\gamma}_{00} = -0,405$ soit une probabilité moyenne d'abandon de $1/[1 + \exp(0,405)] = 0,40$.

4.3 Les déterminants des abandons scolaires dans le cycle primaire

Il s'agit ici d'estimer l'impact des facteurs retenus sur la probabilité d'abandon des élèves. Ces facteurs sont relatifs aux élèves et à leur ménage (niveau 1), ainsi qu'aux communautés dans lesquelles ils vivent (niveau 2). Dans une première étape, nous allons modéliser les abandons scolaires en utilisant uniquement les caractéristiques interélèves. Ensuite, nous introduirons les caractéristiques liées à la communauté dans le modèle final pour une analyse plus globale de la situation des abandons. L'intérêt est d'étudier, d'une part, dans quelle mesure les caractéristiques de l'élève et de son ménage influencent sa probabilité d'abandonner l'école et, d'autre part, d'appréhender l'ampleur de la variabilité des abandons scolaires imputables à la communauté.

4.3.1 *Modèle avec variables du niveau 1*

L'effet des caractéristiques individuelles et familiales sur le logarithme des *odds ratio* des abandons scolaires est obtenu à partir des sous-modèles suivants.

Au niveau 1, on a :

$$\begin{aligned} \eta_{ij} = & \beta_{0j} + \beta_{1j}(CONFIE)_{ij} + \beta_{2j}(ORPHELIN)_{ij} + \beta_{3j}(PRESCOLA)_{ij} \\ & + \beta_{4j}(NB_LIVRE)_{ij} + \beta_{5j}(FILLE)_{ij} + \beta_{6j}(EDUC_CM)_{ij} \\ & + \beta_{7j}(CM_HOMME)_{ij} + \beta_{8j}(CHRETIEN)_{ij} + \beta_{9j}(PULAAR)_{ij} \\ & + \beta_{10j}(CM_INACT)_{ij} + \beta_{11j}(CM_SALAR)_{ij} + \beta_{12j}(T_RICHE)_{ij} \\ & + \beta_{13j}(PROP_COL)_{ij} + \beta_{14j}(ENFT_SCOL)_{ij}. \end{aligned} \quad (9)$$

Au niveau 2, la constante est considérée comme aléatoire et les autres coefficients fixes :

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}; \beta_{pj} = \gamma_{p0} \text{ pour } p = 1, 2, \dots, 14. \quad (10)$$

La première partie du tableau ci-après présente les résultats de l'estimation de ce modèle.

Le modèle basé sur la « communauté type » et celui ayant pour référence l'élève moyen fournissent des résultats assez similaires et s'interprètent de la même façon, hormis leur constante. Par exemple, la constante obtenue pour le modèle basé sur l'élève moyen ($\gamma_{00} = 1,850$) est le ratio *log-odds* des abandons scolaires pour l'élève ayant la modalité 0 pour toutes les variables explicatives significatives dans le modèle. Cet élève (individu de référence) correspond à un garçon ($FILLE_{ij} = 0$) n'ayant pas fréquenté la maternelle ($PRESCOLA_{ij} = 0$) et n'ayant jamais possédé un livre durant son cursus scolaire ($NB_LIVRE_{ij} = 0$), vivant dans une famille non aisée ($T_RICHE_{ij} = 0$) où les enfants ne partent plus à l'école ($ENFT_SCOL_{ij} = 0$) et où aucun enfant n'a jamais atteint le collège ($PROP_COL_{ij} = 0$). Pour cet élève, la probabilité d'abandon attendue est de $1/[1 + \exp(-1,85)] = 0,864$. En d'autres termes, cet enfant n'a que 13,6 % de chances d'achever son cycle primaire.

Quant à la constante obtenue par le modèle basé sur l'école type, elle représente le ratio *log-odds* d'abandonner pour le même type d'élève, mais qui, en plus, appartient à la communauté où l'effet aléatoire, u_{0j} , est nul (l'école moyenne). Ce ratio *log-odds* est de 2,018 et correspond à une probabilité d'abandon de $1/[1 + \exp(-2,018)] = 0,883$. La probabilité de ne pas abandonner est de 11,7 % pour cet élève.

Pour l'interprétation des autres effets, nous partirons de l'individu de référence pour apprécier la distribution des probabilités d'abandon en faisant varier à chaque fois une des caractéristiques de ce dernier. Ces probabilités sont données dans le tableau suivant pour des variables relatives au niveau 1.

TABLEAU 3
RÉSULTATS D'ESTIMATION DES ABANDONS SCOLAIRES

EFFETS FIXES	Modèle avec variables du niveau 1				Modèle final (ajouté des variables du niveau 2)			
	Modèle « école-type »		Modèle « élève-moyen »		Modèle « école-type »		Modèle « élève-moyen »	
	Coefficient	<i>P-value</i>	Coefficient	<i>P-value</i>	Coefficient	<i>P-value</i>	Coefficient	<i>P-value</i>
Constante	2,018 (0,321)	0,0000 –	1,850** (0,293)	0,0000 –	0,955 (0,981)	0,3370 –	0,835 (0,789)	0,2970 –
<i>Caractéristiques de l'élève</i>								
Fille (<i>FILLE</i>)	0,567** (0,174)	0,0020 –	0,491** (0,149)	0,0010 –	0,593** (0,178)	0,0010 –	0,545** (0,137)	0,0000 –
Orphelin (<i>ORPHELIN</i>)	0,212 (0,224)	0,3450	0,192 (0,187)	0,3070 –	0,218 (0,232)	0,3470 –	0,200 (0,183)	0,2760 –
Enfant confié (<i>CONFIE</i>)	-0,149 (0,359)	0,6780 –	-0,102 (0,287)	0,7210 –	-0,140 (0,363)	0,7000 –	-0,119 (0,272)	0,6610 –
Fréquentation préscolaire (<i>PRESCOLA</i>)	-1,217** (0,314)	0,0000 –	-1,131** (0,280)	0,000 –	-1,344** (0,347)	0,0000 –	-1,288** (0,304)	0,0000 –
Disponibilité des manuels scolaires (<i>NB_LIVRE</i>)	-3,127** (0,319)	0,0000 –	-2,849** (0,249)	0,0000 –	-3,163** (0,328)	0,0000 –	-2,957** (0,193)	0,0000 –

TABLEAU 3 (suite)

EFFETS FIXES	Modèle avec variables du niveau 1				Modèle final (ajouté des variables du niveau 2)			
	Modèle « école-type »		Modèle « élève-moyen »		Modèle « école-type »		Modèle « élève-moyen »	
	Coefficient	<i>P-value</i>	Coefficient	<i>P-value</i>	Coefficient	<i>P-value</i>	Coefficient	<i>P-value</i>
<i>Caratéristiques du ménage</i>								
Catégorie très riche (<i>T_RICHE</i>)	-0,551~ (0,329)	0,0940 –	-0,496~ (0,257)	0,0530 –	-0,097 (0,4220)	0,7830 –	-0,014 (0,298)	0,9630 –
Catégorie très riche × rural (<i>T_RICHE</i> × <i>RURAL</i>)	– –	– –	– –	– –	1,487 (1,002)	0,1440 –	1,244 (0,912)	0,1790 –
Nombre d'enfant allant à l'école (<i>ENFT_SCOL</i>)	-0,062~ (0,036)	0,0840 –	-0,058~ (0,033)	0,0770 –	-0,057 (0,038)	0,1320 –	-0,055~ (0,031)	0,0770 –
Proportion des enfants ayant atteint le collège (<i>PROP_COL</i>)	-0,028** (0,004)	0,0000 –	-0,026** (0,004)	0,0000 –	-0,031** (0,004)	0,0000 –	-0,029** (0,004)	0,0000 –
<i>Caratéristiques du chef de ménage (CM)</i>								
Niveau d'éducation du CM (<i>EDUC_CM</i>)	-0,026 (0,053)	0,6220 –	-0,018 (0,046)	0,6880 –	-0,165* (0,082)	0,0420 –	-0,147* (0,066)	0,0260 –
Niveau d'éducation du CM × rural (<i>EDUC_CM</i> × <i>RURAL</i>)	– –	– –	– –	– –	0,205~ (0,112)	0,0660 –	0,188* (0,089)	0,0330 –

TABLEAU 3 (suite)

EFFETS FIXES	Modèle avec variables du niveau 1				Modèle final (ajouté des variables du niveau 2)			
	Modèle « école-type »		Modèle « élève-moyen »		Modèle « école-type »		Modèle « élève-moyen »	
	Coefficient	<i>P-value</i>	Coefficient	<i>P-value</i>	Coefficient	<i>P-value</i>	Coefficient	<i>P-value</i>
Sexe masculin (<i>CM_HOMME</i>)	-0,168 (0,239)	0,4840 –	-0,181 (0,201)	0,3680 –	-0,074 (0,2420)	0,7590 –	-0,074 (0,193)	0,7020 –
Chrétien (<i>CHRETIEN</i>)	-0,037 (0,548)	0,9470 –	-0,037 (0,444)	0,9340 –	0,285 (0,554)	0,6070 –	0,251 (0,440)	0,5690 –
Ethnie Pulaar (<i>PULAAR</i>)	0,377* (0,184)	0,0400 –	0,379* (0,160)	0,0180 –	0,456* (0,197)	0,0210 –	0,416** (0,156)	0,0080 –
Inactif (<i>CM_INACT</i>)	0,317 (0,218)	0,1450 –	0,272 (0,187)	0,1470 –	0,239 (0,219)	0,2760 –	0,217 (0,181)	0,2310 –
Salarié (<i>CM_SALAR</i>)	-0,142 (0,219)	0,5160 –	-0,130 (0,184)	0,4790 –	0,090 (0,313)	0,7760 –	0,039 (0,240)	0,8730 –
Salarié × rural (<i>CM_SALAR</i> × <i>RURAL</i>)	– –	– –	– –	– –	-0,579 (0,422)	0,1760 –	-0,495 (0,323)	0,1310 –

TABLEAU 3 (suite)

EFFETS FIXES	Modèle avec variables du niveau 1				Modèle final (ajouté des variables du niveau 2)			
	Modèle « école-type »		Modèle « élève-moyen »		Modèle « école-type »		Modèle « élève-moyen »	
	Coefficient	<i>P-value</i>	Coefficient	<i>P-value</i>	Coefficient	<i>P-value</i>	Coefficient	<i>P-value</i>
<i>Offre éducative dans la communauté</i>								
Nombre d'école primaires privées (<i>EP_PRIVÉ</i>)	-	-	-	-	0,038~ (-0,021)	0,0800 -	0,039* (0,018)	0,0340 -
Nombre d'écoles secondaires (<i>NBRE_ES</i>)	-	-	-	-	-0,015 (0,017)	0,3870 -	-0,016 (0,014)	0,2580 -
Nombre d'élèves par classe (<i>REL_CLASS</i>)	-	-	-	-	0,022** (0,007)	0,0020 -	0,023** (0,005)	0,0000 -
Part du multigrade (<i>PART_MGD</i>)	-	-	-	-	0,104~ (0,052)	0,0510 -	0,030~ (0,015)	0,0500 -
<i>Qualité de l'enseignement dans la communauté</i>								
Taux de redoublement (<i>TXRED</i>)	-	-	-	-	0,021 (0,021)	0,3090 -	0,099* (0,040)	0,0190 -

TABLEAU 3 (suite)

EFFETS FIXES	Modèle avec variables du niveau 1				Modèle final (ajouté des variables du niveau 2)			
	Modèle « école-type »		Modèle « élève-moyen »		Modèle « école-type »		Modèle « élève-moyen »	
	Coefficient	<i>P-value</i>	Coefficient	<i>P-value</i>	Coefficient	<i>P-value</i>	Coefficient	<i>P-value</i>
Taux d'abandon (<i>TXABAN</i>)	–	–	–	–	0,030 (0,019)	0,1210 –	0,018 (0,016)	0,2910 –
<i>Autres caractéristiques de la communauté</i>								
Rural (<i>RURAL</i>)	–	–	–	–	-0,692 (0,640)	0,2870 –	-0,701 (0,502)	0,1710 –
Indice de mobilisation du capital social (<i>IMS</i>)	–	–	–	–	-0,206* (0,087)	0,0240 –	-0,205** (0,070)	0,0060 –
Développement infrastructures économiques (<i>IDIE</i>)	–	–	–	–	0,116** (0,042)	0,0080 –	0,105** (0,033)	0,0040 –
Association des parents d'élèves active (<i>PA_ACTIV</i>)	–	–	–	–	-0,354~ (0,196)	0,0790 –	-0,333* (0,156)	0,0390 –
Comité de gestion actif à l'école (<i>COMGES_ACTIVIF</i>)	–	–	–	–	-0,216 (0,220)	0,3330 –	-0,164 (0,179)	0,3670 –

TABLEAU 3 (suite)

EFFETS ALÉATOIRES	Modèle avec variables du niveau 1				Modèle final (ajouté des variables du niveau 2)			
	Modèle « école-type »		Modèle « élève-moyen »		Modèle « école-type »		Modèle « élève-moyen »	
	Coefficient	<i>P-value</i>	Coefficient	<i>P-value</i>	Coefficient	<i>P-value</i>	Coefficient	<i>P-value</i>
<i>Composantes de la variance résiduelle</i>								
<i>U0</i>	0,805 (0,897)	0,0000 –	– –	– –	0,421 (0,649)	0,0000 –	– –	– –
<i>U11</i>	– –	– –	– –	– –	0,071 (0,267)	0,1310 –	– –	– –
<i>U12</i>	– –	– –	– –	– –	0,650 (0,806)	0,0010 –	– –	– –
<i>T</i>	0,805				$\begin{bmatrix} 0,421 \\ 0,157 & 0,071 \\ -0,518 & -0,20 & 0,650 \end{bmatrix}$			

NOTE : ~ = Significativité au seuil de 10 %; * = Significativité au seuil de 5 %; ** = Significativité au seuil de 1 %.

TABLEAU 4

DISTRIBUTION DES PROBABILITÉS D'ABANDON SCOLAIRE PAR RAPPORT
À L'INDIVIDU DE RÉFÉRENCE (NIVEAU 1)

Élément de différenciation par rapport à l'individu de référence	Modèle « école-type »		Modèle « élève-moyen »	
	Ratio <i>log-odds</i>	Probabilité d'abandon	Ratio <i>log-odds</i>	Probabilité d'abandon
Élève de référence	2,018	0,883	1,850	0,864
Fille	2,585	0,930	2,341	0,912
Le chef de ménage est Pulaar	2,395	0,916	2,229	0,903
Proportion élevée d'enfants ayant atteint le collège dans le ménage	1,990	0,880	1,824	0,861
Appartient à un ménage très riche	1,467	0,812	1,354	0,795
A fréquenté l'école maternelle	0,801	0,690	0,719	0,672
Possède beaucoup de manuels scolaires	-1,109	0,248	-0,999	0,280

SOURCE : Construit à partir du tableau 3.

Ainsi, le fait d'être fille ou d'appartenir à une famille dont le chef est d'ethnie « Pulaar » augmente la probabilité d'abandonner l'école avant la fin du cycle. En effet, une fille dans les conditions de l'individu de référence, risque plus d'abandonner l'école que son camarade garçon, parce qu'elle est plus assignée aux activités domestiques et elle est victime des arbitrages que font les ménages en matière d'éducation des enfants. En ce qui concerne l'ethnie du chef de ménage, les « Pulaar » sont généralement des nomades et leur mobilité pourrait jouer en défaveur de la rétention scolaire de leurs enfants (changement répétitif d'écoles, migration vers des zones où l'offre éducative n'est pas assurée, ...).

En revanche, quand les frères et sœurs de l'élève ont fréquenté au moins le collège, et quand l'enfant appartient à un ménage très aisé, ou quand il a fréquenté la maternelle, sa probabilité d'abandonner l'école diminue significativement. Ces constats semblent plausibles pour plusieurs raisons : i) les enfants dont les frères

et sœurs sont très instruits bénéficient d'un bon encadrement à la maison et cela contribue à améliorer leur rétention; ii) les enfants qui vivent dans des familles non pauvres bénéficient de meilleures conditions d'apprentissage (disponibilité de livres à la maison, radio, télévision, cours de mise à niveau à domicile, une meilleure santé...) et iii) la fréquentation préscolaire constitue une phase d'éveil intellectuel pour les enfants qui, dès leur bas âge, apprennent à maîtriser les concepts de base indispensables à la réussite scolaire ultérieure. D'une manière générale, un environnement lettré réduit sensiblement les risques d'abandonner. En accélérant la scolarisation, et en étendant rapidement l'alphabétisation chez les adultes, l'État favorise le maintien des enfants à l'école. L'effet le plus important sur les abandons scolaires est observé au niveau de la disponibilité des manuels scolaires. En effet, si l'élève de référence pouvait disposer d'assez de manuels scolaires, il réduirait sa probabilité d'abandonner de 67,6 % $([0,864 - 0,28]/0,864 \times 100)$ de façon générale et de 72 % s'il appartient à l'école type. La réduction de deux tiers de la probabilité d'abandonner montre une fois de plus le rôle crucial que joue la disponibilité des manuels et autres documents didactiques dans les acquisitions cognitives des élèves. Sans livres, les chances de l'enfant de savoir lire et écrire couramment se réduisent fortement (Diagne, 2007). Or, de faibles performances scolaires sont une source majeure d'abandon. Par ailleurs, le manque de manuels est le signe évident que l'élève vit dans un ménage plutôt pauvre. Cet état de pauvreté réduit la capacité de sa famille à faire face à d'autres dépenses essentielles à une scolarisation normale (nourriture, transport, habillement, etc.).

4.3.2 *Prise en compte des facteurs liés à l'école et à la communauté (niveau 2)*

Nous cherchons maintenant à tenir compte des possibles effets du contexte de la communauté sur les abandons scolaires des élèves. Ainsi, au niveau 2, certains coefficients du modèle du niveau 1 sont exprimés comme fonction de l'offre éducative et de la qualité d'éducation dans la communauté, ainsi que de l'environnement économique et social de celle-ci.

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}(ED_PRIVE)_j + \gamma_{02}(NBRE_ES)_j + \gamma_{03}(Rel_Class)_j + \gamma_{04}(TXRED)_j + \gamma_{05}(TXABAN)_j + \gamma_{06}(PART_MGD)_j + \gamma_{07}(RURAL)_j + \gamma_{08}(IMS)_j + \gamma_{09}(IDIE)_j + \gamma_{010}(PA_ACTIV)_j + \gamma_{011}(COMGES_ACTIF)_j + u_{0j},$$

$$\beta_{pj} = \gamma_{p0} + \gamma_{p1}(RURAL)_j + u_{pj} \text{ pour } p = 6, 11, 12, \quad (11)$$

$$\beta_{pj} = \gamma_{p0} \text{ pour } p = 1, 2, 3, 4, 5, 7, 8, 9, 10, 13, 14.$$

Les résultats des estimations sont présentés dans la deuxième partie du tableau 3. On note une réduction très significative de la variance résiduelle des abandons scolaires qui est passée de 0,805 (dans le modèle avec les variables du niveau 1 uniquement) à 0,421 (dans le modèle augmenté des variables du niveau 2). Ainsi, presque la moitié $([0,805 - 0,421]/0,805 \times 100 = 47,7 \%)$ des disparités dans les

abandons scolaires ont été expliquées par les caractéristiques relatives à l'offre éducative, à la qualité de l'enseignement, à l'environnement économique et social de la communauté. L'autre moitié des disparités ressortissent alors des caractéristiques propres à l'élève et à son ménage,

Le tableau 5, construit à partir du tableau 3, présente l'écart entre la probabilité d'abandonner de l'élève de référence du modèle final, incluant les variables du niveau 2, et celle d'un élève qui diffère de ce dernier par une caractéristique. Au niveau de l'offre éducative, la fréquentation du collège par une partie des enfants dans la communauté diminue les abandons scolaires, même si son effet est plutôt faible. En revanche, le nombre moyen d'élèves par classe et la part du multigrade dans la communauté augmentent la probabilité d'abandonner.

Plus les classes sont peuplées, moins le maître a des chances d'assurer un encadrement efficace des élèves. On constate aussi que dans les communautés où la pratique du multigrade est très répandue (rurales pour la plupart), la probabilité d'abandon est plus élevée.

Dans les communautés où le taux de redoublement est très élevé, les élèves sont plus prédisposés à abandonner l'école avant la fin du cycle primaire. En effet, la répétition augmente les coûts de la scolarisation et décourage, en conséquence, les ménages – surtout les plus pauvres – à investir davantage dans l'éducation primaire de leurs enfants.

Par ailleurs, d'autres facteurs comme l'indicateur de mobilisation sociale qui renseigne sur le degré d'implication de la population dans le fonctionnement de l'école et dans les initiatives communautaires, et l'existence d'associations de parents d'élèves actives veillant sur la qualité de l'enseignement dispensé réduisent, de façon significative, les abandons scolaires. À l'opposé, le développement des infrastructures économiques dans la communauté favorise les abandons scolaires. Ceci pourrait s'expliquer par le fait que, plus il y a des opportunités économiques, plus les enfants (surtout ceux issus de ménages pauvres) sont exposés à l'abandon, les parents préférant souvent les placer dans des activités lucratives.

Au total, les principaux facteurs qui ont un impact significatif sur la probabilité d'abandonner l'école sont : le sexe, la fréquentation préscolaire, la disponibilité des manuels scolaires, le niveau de vie, le nombre d'enfants allant à l'école, la proportion d'enfants ayant atteint le collège et enfin l'ethnie du chef de ménage (tableau 5). À ces facteurs s'ajoutent d'autres liés à l'offre d'éducation dans la communauté. Les taux élevés des redoublements et des abandons et la grande taille des classes augmentent les chances d'abandon des élèves. La demande éducative dans la communauté influence aussi la probabilité d'achever ou non les études primaires. Ainsi, l'existence d'associations actives de parents d'élèves contribue à réduire les abandons, de même que, d'une manière générale, l'existence d'un réseau dense d'organisations traduisant une forte mobilisation des membres de la communauté autour d'activités d'intérêt général.

TABLEAU 5
DISTRIBUTION DES PROBABILITÉS D'ABANDON SCOLAIRE PAR RAPPORT À L'INDIVIDU DE RÉFÉRENCE

Élément de différenciation par rapport à l'individu de référence	Modèle final (incluant les variables du niveau 2)					
	Modèle « école-type »			Modèle « élève-moyen »		
	Ratio <i>log-odds</i>	Probabilité d'abandon	Variation par rapport à la référence	Ratio <i>log-odds</i>	Probabilité d'abandon	Variation par rapport à la référence
Élève de référence	0,955	0,722	–	0,835	0,697	–
<i>Caractéristiques de l'élève</i>						
Fille	0,593**	0,825	14,2 %	0,545**	0,799	14,6 %
Fréquentation préscolaire	-1,344**	0,404	-44,1 %	-1,288**	0,389	-44,3 %
Disponibilité des manuels scolaires	-3,163**	0,099	-86,3 %	-2,957**	0,107	-84,7 %
<i>Caractéristiques du ménage</i>						
Nombre d'enfants allant à l'école	-0,057	–	–	-0,055~	0,686	-1,7 %
Proportion des enfants ayant atteint le collège	-0,031**	0,716	-0,9 %	-0,029**	0,691	-0,9 %
Niveau d'éducation du CM	-0,165*	0,688	-4,7 %	-0,147*	0,665	-4,6 %

TABLEAU 5 (suite)

	Modèle final (incluant les variables du niveau 2)					
	Modèle « école-type »			Modèle « élève-moyen »		
Niveau d'éducation du CM × rural	0,205~	0,761	5,4 %	0,188*	0,735	5,5 %
Ethnie puular	0,456*	0,804	11,3 %	0,416**	0,777	11,5 %
<i>Offre éducative dans la communauté</i>						
Nombre d'écoles primaires privées	0,038~	0,730	1,0 %	0,039*	0,706	1,2 %
Nombre d'élèves par classe	0,022**	0,727	0,6 %	0,023**	0,702	0,7 %
Part du multigrade	0,104~	0,743	2,8 %	0,030~	0,704	0,9 %
<i>Qualité de l'enseignement dans la communauté</i>						
Taux de redoublement	0,021	–	–	0,099*	0,718	2,9 %
<i>Autres caractéristiques de la communauté</i>						
Indice de mobilisation du capital social	-0,206*	0,679	-6,0 %	-0,205**	0,652	-6,4 %
Développement Infrastructures économiques	0,116**	0,745	3,1 %	0,105**	0,719	3,1 %
Association des parents d'élèves active	-0,354~	0,646	-10,6 %	-0,333*	0,623	-10,7 %

NOTE : ~ = Significativité au seuil de 10 %; * = Significativité au seuil de 5 %; ** = Significativité au seuil de 1 %.

SOURCE : Construit à partir du tableau 3

Pour approfondir cette analyse, nous allons déterminer, dans la partie qui suit, à quelles étapes du cycle les abandons se font le plus sentir et aussi examiner les facteurs qui favorisent les abandons précoces.

4.4 Les abandons précoces

L'éducation primaire complète est un passage obligé pour que les futurs adultes soient durablement alphabétisés, cinq à six ans s'avérant nécessaires pour avoir toutes les chances de ne pas retomber dans l'illettrisme. Il existe donc une différence entre les élèves qui abandonnent au cours des deux premières années (étape 1) et ceux qui le font à la fin du cycle primaire (étape 3). Ces derniers ont beaucoup plus de chances d'échapper à l'analphabétisme. Par ailleurs, les facteurs d'abandon n'exercent pas la même influence selon que l'élève se situe à l'étape 1 ou à l'étape 2. Il est important d'identifier les facteurs qui agissent le plus sur les abandons précoces pour leur accorder une attention prioritaire dans le cadre d'une politique de maintien des élèves à l'école. Nous considérons donc les élèves qui ont abandonné l'école avant la fin de leur cycle primaire en observant leur dernière classe fréquentée. Pour ce faire, nous avons subdivisé le cycle primaire en trois étapes.

Étape 1, si l'abandon se produit en 1^{re} année ou en 2^e année,

Étape 2, si l'abandon se produit en 3^e année ou en 4^e année,

Étape 3, si l'abandon se produit en 5^e année ou en 6^e année.

Ainsi, chaque élève i de la communauté j est relié à une variable discrète Y_{ij} qui renseigne sur l'étape de son abandon :

$$Y_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si abandon à l'étape 1} \\ 2 & \text{si abandon à l'étape 2} \\ 3 & \text{si abandon à l'étape 3} \end{cases} . \quad (12)$$

Les probabilités associées à ces modalités sont notées comme suit :

$$\begin{aligned} P(Y_{ij} = 1) &= \varphi_{1ij}, \\ P(Y_{ij} = 2) &= \varphi_{2ij}, \\ P(Y_{ij} = 3) &= \varphi_{3ij} = 1 - \varphi_{1ij} - \varphi_{2ij}. \end{aligned} \quad (13)$$

Cette écriture prouve qu'il suffit d'avoir la valeur de deux probabilités pour en déduire la troisième. Compte tenu des disparités qui existent entre les étapes, les facteurs qui influencent les abandons ne sont pas forcément les mêmes d'une étape à l'autre. Ceci nous amène à l'utilisation des modèles hiérarchiques multinomiaux qui ont pour vertu de modéliser explicitement les facteurs spécifiques aux différentes étapes. On pourrait mettre en avant le fait qu'une décision d'abandonner à une étape ne peut intervenir que si la ou les étapes antérieures ont été franchies. Mais cet ordre de succession des décisions ne les lie pas forcément.

En effet, le choix d'abandonner à une étape peut être fait pour des raisons totalement absentes lors des étapes antérieures (discontinuité de l'offre éducative qui oblige l'enfant à changer d'école et donc à parcourir une trop longue distance – près de la moitié des écoles rurales sénégalaises sont incomplètes –, un choc négatif interrompant la scolarisation de l'enfant comme le décès ou la perte d'emploi d'un de ses parents, *etc.*). Par ailleurs, certains facteurs ont un effet plus important à une étape qu'à une autre. Si les facteurs qui influencent la décision d'abandonner peuvent être très différents d'une étape à une autre, on peut raisonnablement adopter l'hypothèse d'indépendance des décisions de quitter l'école aux différentes étapes du cycle. Une autre raison qu'on peut invoquer pour défendre cette hypothèse, est qu'à l'exception des cas rarissimes de retour à l'école, les abandons sont définitifs. En conséquence, on ne peut affirmer que l'abandon à la deuxième étape est prédéterminé par celui intervenu à la première étape, ni que l'on ne peut abandonner à la deuxième étape que si l'on a quitté l'école à la première étape.

Les probabilités associées aux différentes modalités de l'abandon à chaque étape étant contraintes de prendre des valeurs comprises entre 0 et 1, nous devons les transformer en utilisant la méthode logit multinomiale afin de les modéliser :

$$\begin{aligned} \eta_{1ij} &= \log\left(\frac{1_{ij}}{3_{ij}}\right) = \log\left(\frac{P(Y_{ij} = 1)}{P(Y_{ij} = 3)}\right), \\ \eta_{2ij} &= \log\left(\frac{2_{ij}}{3_{ij}}\right) = \log\left(\frac{P(Y_{ij} = 2)}{P(Y_{ij} = 3)}\right) \end{aligned} \tag{14}$$

où η_{1ij} et η_{2ij} sont respectivement les logarithmes des *odds ratio* des abandons à la première et à la deuxième étape relativement à la troisième étape.

La variance des abandons par étape doit être estimée. Elle correspond au modèle où seules les constantes sont estimées :

$$\text{Niveau 1 : } \begin{aligned} \eta_{1ij} &= \beta_{0j(1)} \\ \eta_{2ij} &= \beta_{0j(2)}, \end{aligned} \tag{15}$$

$$\text{Niveau 2 : } \begin{aligned} \beta_{0j(1)} &= \gamma_{00(1)} + u_{0j(1)} \\ \beta_{0j(2)} &= \gamma_{00(2)} + u_{0j(2)} \end{aligned} \quad \text{où } \begin{pmatrix} u_{0j(1)} \\ u_{0j(2)} \end{pmatrix} \approx N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \tau_{00(1)00(1)} & \tau_{00(1)00(2)} \\ \tau_{00(2)00(1)} & \tau_{00(2)00(2)} \end{pmatrix} \right] \tag{16}$$

où $\gamma_{00(1)}$ et $\gamma_{00(2)}$ sont respectivement les *log-odds ratio* moyens des abandons à l'étape 1 et à l'étape 2, relativement à l'étape 3; $u_{0j(1)}$ et $u_{0j(2)}$ leurs effets aléatoires.

Le tableau 6 présente les résultats de cette analyse. Pour les élèves de l'école type (l'école moyenne où l'effet aléatoire u_{0j} est nul), le ratio *log-odds* d'abandon est plus petit à l'étape 1 qu'à l'étape 3 : $\hat{\gamma}_{00(1)} = -1,462$. Il en est de même pour l'étape 2 par rapport à l'étape 3 ($\hat{\gamma}_{00(2)} = -0,440$).

TABLEAU 6
LA VARIANCE RÉSIDUELLE DES ABANDONS PAR ÉTAPE

	Modèle « étape 1 »		Modèle « étape 2 »	
	Coefficient	<i>P</i> -value	Coefficient	<i>P</i> -value
Effets fixes				
Constante	-1,462** (0,138)	0,0000 –	-0,440** (0,080)	0,0000 –
Effets aléatoires				
Composante de la variance (<i>U</i> 0)	0,344 (0,587)	0,0130 –	0,040 (0,199)	0,0215 –

Note : ** = significativité au seuil de 1 %.

Cela signifie que la probabilité d'abandon à l'étape 1 ou à l'étape 2 est plus faible que celle de l'étape 3. En effet, l'estimation des probabilités moyennes d'abandonner aux étapes 1 et 2 sont respectivement de 0,188 ($1/[1 + \exp(1,462)]$) et 0,392 ($1/[1 + \exp(0,440)]$). On en déduit donc une probabilité d'abandon de 0,42 à l'étape 3. Ainsi, le cumul des probabilités des étapes 1 et 2 (0,58) indique, qu'en moyenne, les abandons précoces concernent plus de la moitié des élèves ayant abandonné avant la fin du cycle.

On note aussi une variabilité significative des ratios *log-odds* des abandons des communautés au seuil de 5 % (relativement à l'étape 3). Les intervalles de confiance de ces ratios sont respectivement $-1,462 \pm \sqrt{0,344}$ pour l'étape 1 et $-0,440 \pm \sqrt{0,040}$ pour l'étape 2. Ce qui signifie que 95 % des communautés présentent des probabilités d'abandons précoces compris entre 0,114 et 0,294 à l'étape 1, entre 0,345 et 0,440 à l'étape 2.

4.4.1 Les déterminants des abandons précoces dans le cycle primaire

Le tableau 7 présente les estimations logit de la probabilité d'abandonner avant la fin de chaque étape. On note l'influence, sur les abandons scolaires, de plusieurs facteurs spécifiques aux élèves et à leur environnement familial, ainsi qu'à leur communauté.

Concernant les caractéristiques de l'élève, on constate que les filles sont plus exposées au risque d'abandonner à l'étape 1 qu'à l'étape 3, avec une hausse de 3,814 du ratio *log-odds*. Cela est dû au fait que les parents accordent moins d'importance à l'éducation des filles qu'à celle des garçons. Ce choix est beaucoup plus accentué dans le cas où, dans la communauté, les filles ont de mauvais résultats scolaires, comme l'indique le tableau 7 (le ratio *log-odds* du taux de redoublement des filles en première année est positif). Mais ces abandons peuvent être atténués

TABLEAU 7
RÉSULTATS D'ESTIMATION DES ABANDONS PRÉCOCES À L'ÉCOLE PRIMAIRE

EFFETS FIXES	Modèle « étape 1 »		Modèle « étape 2 »	
	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value
Constante	-0,935 (0,541)	0,0900 –	-0,671~ (0,367)	0,0740 –
<i>Caractéristiques de l'élève</i>				
Fille (<i>FILLE</i>)	3,814* (1,817)	0,0410 –	-1,945 (1,566)	0,2210 –
Fille × Proportion de filles au CI (<i>FILLE</i> × <i>PROPFILCI</i>)	-0,089* (0,041)	0,0330 –	– –	– –
Fille × Taux de redoublement des filles au CP (<i>FILLE</i> × <i>TXREDF_CP</i>)	0,058~ (0,034)	0,0960 –	– –	– –
Fille × Proportion de filles au CE1 (<i>FILLE</i> × <i>PROPFIL_CE1</i>)	– –	– –	0,040 (0,033)	0,2220 –
Orphelin (<i>ORPHELIN</i>)	0,415 (0,258)	0,1080 –	-0,158 (0,225)	0,4820 –
Enfant confié (<i>CONFIE</i>)	0,611 (0,521)	0,2420 –	-0,333 (0,521)	0,5230 –
Disponibilité des manuels scolaires (<i>NB_LIVRE</i>)	-3,131** (0,747)	0,0000 –	-1,046~ (0,578)	0,0760 –
Disponibilité des manuels scolaires × rural (<i>NB_LIVRE</i> × <i>RURAL</i>)	0,045** (0,015)	0,0050 –	0,024~ (0,013)	0,0770 –
<i>Caractéristiques du ménage</i>				
Catégorie très pauvre (<i>T_PAUVRE</i>)	0,125 (0,300)	0,6780 –	-0,412* (0,205)	0,0440 –
Proportion des enfants ayant atteint le collège (<i>PROP_COL</i>)	-0,013~ (0,007)	0,0840 –	-0,001 (0,004)	0,8380 –
<i>Caractéristiques du chef de ménage (CM)</i>				
Niveau d'éducation du CM (<i>EDUC_CM</i>)	-0,076 (0,104)	0,4640 –	-0,028 (0,063)	0,6570 –

TABLEAU 7 (suite)

EFFETS FIXES	Modèle « étape 1 »		Modèle « étape 2 »	
	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value
Sexe féminin (<i>CM_FEMME</i>)	-0,338 (0,308)	0,2720 –	0,237 (0,201)	0,2390 –
Inactif (<i>CM_INACT</i>)	0,282 (0,331)	0,3940 –	-0,092 (0,196)	0,6380 –
Commerçant (<i>CM_COMMER</i>)	0,501 (0,358)	0,1630 –	-0,087 (0,264)	0,7420 –
<i>Offre éducative dans la communauté</i>				
Nombre d'école primaires privées (<i>EP_PRIVÉ</i>)	-0,014 (0,021)	0,5100 –	-0,033* (0,014)	0,0190 –
Nombre d'élèves par classe (<i>REL_CLASS</i>)	0,008* (0,004)	0,0360 –	0,005 (0,004)	0,1680 –
Part du double flux (<i>PART_DFL</i>)	– –	– –	0,010 (0,008)	0,1950 –
<i>Qualité de l'enseignement dans la communauté</i>				
Taux de redoublement au CE1 (<i>TXRED_CEI</i>)	– –	– –	0,021 (0,013)	0,1020 –
<i>Autres caractéristiques de la communauté</i>				
Rural (<i>RURAL</i>)	– –	– –	-0,563 (0,422)	0,1710 –
Développement infrastructures économiques (<i>IDIE</i>)	-0,123 (0,317)	0,6990 –	-0,191 (0,144)	0,1930 –
Association des parents d'élèves active (<i>PA_ACTIV</i>)	– –	– –	0,338 (0,213)	0,1190 –

TABLEAU 7 (suite)

EFFETS FIXES	Modèle « étape 1 »		Modèle « étape 2 »	
	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value
<i>Composantes de la variance résiduelle</i>				
U0	0,315 (0,561)	0,0560 –	0,065 (0,256)	0,1680 –
U31	0,879 (0,937)	>0,5000 –	0,131 (0,362)	>0,5000 –
U32	– –	– –	0,131 (0,362)	>0,5000 –

NOTE : ~ = Significativité au seuil de 10 %; * = Significativité au seuil de 5 %; ** = Significativité au seuil de 1 %.

par une forte proportion des filles dans cette année d'étude (–0,089), car cela met en confiance non seulement les filles nouvellement entrées à l'école, mais aussi donne une image positive de la scolarisation de celles-ci dans la communauté. En revanche, cet effet disparaît une fois que les filles ont atteint l'étape 2. On constate plutôt, mais non significativement, que ce sont les filles qui abandonnent moins que les garçons à l'étape 2 relativement à l'étape 3.

La disponibilité de livres diminue aussi considérablement la probabilité d'abandon, que ce soit à l'étape 1 ou à l'étape 2. Cependant, cet effet est beaucoup plus important à l'étape 1 (–3,131 contre –1,046 pour l'étape 2), la possession de manuels scolaires créant plus de différences dans les apprentissages à l'étape 1 qu'à l'étape 2. Mais, si l'élève habite une zone rurale, l'effet positif de la disponibilité de livres est réduit significativement dans les deux étapes, mais plus dans la première que la deuxième (0,045 pour l'étape 1 et 0,024 pour l'étape 2).

Si l'on considère l'environnement familial de l'élève, on note que le niveau de vie est sans effet significatif sur le fait d'abandonner à l'étape 1 plutôt qu'à l'étape 3. Mais *paradoxalement*, l'appartenance de l'élève à une famille pauvre réduit significativement sa probabilité d'abandonner à l'étape 2 par rapport à l'étape 3 (le ratio étant de –0,412). En d'autres termes, les enfants issus de familles pauvres ont plus de chance d'achever l'étape 2 que l'étape 3. Par ailleurs, une proportion élevée des frères et sœurs ayant atteint, au moins, le collège, réduit davantage les risques d'abandon de l'élève à l'étape 1 et à l'étape 2, comparativement à l'étape 3.

L'impact du tutorat qu'exercent les frères et sœurs sur les acquisitions cognitives de l'élève est plus important à la première étape qu'à la deuxième, l'effet étant

plus significatif à la première. Quant aux caractéristiques du chef de ménage, aucune n'a d'effet significatif sur les abandons des élèves à l'étape 1 (ou à l'étape 2) par rapport à l'étape 3. Cela signifie que leurs effets sont les mêmes d'une étape à une autre. Il en est de même pour les autres caractéristiques de la communauté où réside le ménage auquel appartient l'élève.

Au niveau de l'offre éducative dans la communauté, un nombre élevé d'élèves par classe accentue les abandons à la première étape par rapport à la dernière. Cela met en exergue le rôle crucial que joue l'encadrement en début du cycle. Si, à cause du nombre élevé des élèves dans les classes, les enseignants ne parviennent plus à apporter à chaque élève une aide spécifique, l'effet est plus néfaste en début du cycle primaire que vers la fin de celui-ci.

Enfin, concernant les caractéristiques liées à la qualité de l'enseignement offert dans la communauté, on observe des effets non significatifs sur les abandons des élèves à l'étape 2 par rapport à l'étape 3. De la même manière, le redoublement influence les abandons d'une étape à l'autre. Il en est de même pour les autres caractéristiques de la communauté où réside le ménage auquel appartient l'élève.

CONCLUSION

L'éducation primaire du Sénégal est caractérisée par des taux d'abandon très élevés se traduisant par une faible proportion d'élèves qui achèvent les six années d'études primaires. Les efforts déployés depuis 2000 ont permis d'élever rapidement le taux brut de scolarisation et de réduire sensiblement les taux de redoublement. Le maintien des enfants à l'école est maintenant l'un des principaux défis que le système éducatif doit relever pour atteindre la scolarisation universelle à l'horizon 2015. En appariant trois bases de données, nous avons disposé d'une large gamme d'informations permettant de mieux cerner les facteurs déterminants du décrochage dans l'éducation primaire au Sénégal.

L'estimation de l'intervalle de la probabilité d'abandon de l'école type ainsi que de l'élève moyen confirme la moyenne élevée de l'échantillon et la forte variabilité intercommunauté justifie le recours à des modèles hiérarchiques. Certains résultats se dégagent des estimations qui ont été effectuées. Les élèves de certains groupes de populations sont plus exposés au décrochage scolaire en raison des activités professionnelles qu'elles exercent. Les résultats confirment aussi que les filles sont davantage victimes de l'abandon scolaire que les garçons. L'existence dans la famille d'enfants fréquentant le collège ou le lycée exerce un effet favorable sur la rétention des élèves à l'école. La politique d'implantation de collèges de proximité a donc pour vertu non seulement d'offrir l'opportunité à une proportion grandissante d'élèves parvenus en fin de cycle primaire de poursuivre leurs études secondaires, mais aussi de maintenir, dans la famille, des enfants qui peuvent servir de tuteurs à leurs petits frères et sœurs, et aux autres enfants fréquentant l'école primaire dans la maison. La fréquentation préscolaire réduit fortement aussi la probabilité d'abandonner l'école.

Les autres résultats que les estimations ont permis d'établir concernent l'influence positive de la disponibilité des livres sur la rétention des élèves et l'effet négatif qu'exerce l'échec scolaire dans la communauté sur la probabilité d'un élève d'abandonner. La probabilité d'abandonner est plus élevée pour les élèves vivant dans des communautés à taux d'abandon et de redoublement élevés. De même, dans les communautés où l'offre éducative est rare, la probabilité d'abandonner est plus forte, toutes choses étant égales d'ailleurs.

Les abandons précoces frappent davantage les filles que les garçons, mais l'existence d'une proportion importante de filles dans la classe d'initiation (première année d'études) réduit la probabilité d'abandon. De même, des salles de classe surpeuplées favorisent les abandons précoces. Les autres facteurs n'exercent pas plus d'influence aux étapes 1 et 2 qu'à l'étape 3.

Ces résultats indiquent que la politique éducative dispose de plusieurs leviers pour réduire fortement les abandons dans l'éducation primaire au Sénégal. Qu'il s'agisse de l'implantation de cantines scolaires dans les écoles primaires rurales ou de collèges de proximité notamment dans les zones rurales, de la généralisation des structures communautaires de développement intégré de la petite enfance, de l'accès gratuit aux manuels pédagogiques, l'amélioration de l'offre éducative contribuerait significativement à une plus forte rétention des élèves à l'école. Intervenir sur la demande éducative est nécessaire aussi. Ceci pourrait prendre la forme de transferts conditionnels dont les ménages pauvres pourraient bénéficier en contrepartie de la scolarisation et du maintien de leurs enfants à l'école. Décourager le travail des enfants inciterait aussi les ménages à maintenir à l'école des enfants issus de communautés. Certes des ressources additionnelles seraient nécessaires. Cependant, une réallocation des moyens financiers disponibles permettrait de parcourir une bonne partie du chemin menant à la mise en œuvre de ces stratégies de rétention des enfants à l'école.

BIBLIOGRAPHIE

- AINSWORTH, M., K. BEEGLE, et A. NYAMETE (1995), « Impact of Female Schooling on Fertility and Contraceptive Use: A Study of Fourteen Sub-Saharan Countries »,
- ALDERMAN, H., P.F. ORAZEM et E.M. PATERNO (2001), « School Quality, School Cost, and the Public/Private School Choices of Low-Income Households in Pakistan », *Journal of Human Resources*, 36(2) : 304-326.
- ASTONE, N.M. et S.S. McLANAHAN (1991), « Family Structure, Parental Practices and High School Completion », *American Sociological Review*, 56 : 309-320.
- BACHMAN, J.G., S. GREEN et I. D. WIRTANEN (1971), « Dropping out: Problem or Symptom? » Ann Arbor: Institute for social research, University of Michigan.
- BRYK, A.S. et Y. M. THUM (1989), « The Effects of High School Organization on Dropping out: An Exploratory Investigation », *American Educational Research Journal*, 26 : 353-383.

- BRYK, A.S., W.S. RAUDENBUSH et W. STEPHEN (2002), *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*, SAGE Publications, California.
- CAIRNS, R.B. et H.J. NECKERMAN (1989), « Early School Dropout: Configurations and Determinants », *Child Development*, 60 : 1437-1452.
- CHAVEZ, E.L., R. EDWARDS et E.R. OETTING (1989), « Mexican American and White American School Dropouts: Drug Use, Health Status, and Involvement in Violence », *Public Health Reports*, 104(6): 594-604.
- DIAGNE, A. (2004), Analyse du secteur de l'éducation, ministère de l'Éducation du Sénégal.
- DIAGNE, A. (2007), « Un modèle hiérarchique de croissance à trois niveaux des acquisitions scolaires dans l'éducation primaire au Sénégal », Document de recherche, 06/07, CRES, Dakar.
- EKSTROM, R.B., M.E. GOERTZ, J.M. POLLACK et D.A. ROCK (1986), « Who Drops Out of High School and Why? Findings of a National Study », in G. NATRIELLO (éd), *School Dropouts, Patterns and Policies*, New York : Teachers College Press.
- ELLIOT, D. S. et H. L. VOSS (1974), *Delinquency and Dropout*, Lexington : Heath-Lexington.
- ENSMINGER, M. E., et A.L. SLUSARCICK (1992), « Paths to High School Graduation or Dropout: A Longitudinal Study of a First-grade Cohort », *Sociology of Education*, 65 (avril) : 95-113.
- ENTWISLE, D.R. (1990), « Schools and the Adolescent », in FELDMAN, S. S. et ELLIOTT, G. R. (éds), *At the Threshold: The Developing Adolescent*, Cambridge : Harvard University Press, p. 197-224.
- FAGAN, J., et E. PABON (1990), « Contributions of Delinquency and Substance Use to School Dropout Among Inner-city Youth », *Youth & Society*, 21(3) : 306-354.
- GLEWWE, P. (2002), « Schools and Skills in Developing Countries: Education Policies and Socioeconomic Outcomes », *Journal of Economic Literature*, 50 : 436-482, University of Minnesota and the World Bank.
- GLEWWE P. et H. JACOBY (1994), « Student Achievement and Schooling Choice in Low-Income Countries », *The Journal of Human Resources*, 29(3) : 843-864.
- HANDA, S. et K. SIMLER (2000), « Quality or Quantity? », FCND discussion papers 83, International Food Policy Research Institute (IFPRI).
- HORWICH, H. (1980), « Drop-out or Stay-in? The Socio-cultural Factors Affecting the Option », Vol. XI, Québec : Faculté des sciences de l'éducation, Université Laval et département de sociologie, Université de Montréal.
- HOSMER, D. et S. LEMSHOW (1989), *Applied Logistic Regression*, New York : John Wiley.
- HOWELL, F.M. et W. FRESE (1982), « Early Transition into Adult Roles: Some Antecedents and Outcomes », *American Educational Research Journal*, 19(1) : 51-73.
- HRIMECH, M., M. THÉORÉT, J. Y. HARDY et W. GARIÉPY (1993), « Étude sur l'abandon scolaire des jeunes décrocheurs du secondaire sur l'Île de Montréal », La Fondation du Conseil Scolaire de l'Île de Montréal.

- HURLIN, C. (2003), Modèles Probit, Logit et Semi-Paramétriques », Polycopié de cours, Master Économétrie et Statistique Appliquée (ESA) Université d'Orléans, Faculté de Droit, d'Économie et de Gestion.
- JANOSZ, M., P. GEORGES et S. PARENT (1998), « L'environnement socioéducatif à l'école secondaire : un modèle théorique pour guider l'évaluation du milieu », *Revue canadienne de psychoéducation*, 27(2) : 285-306.
- JANOSZ, M., M. LE BLANC, B. BOULERICE et R.E. TREMBLAY (1997), « Disentangling the Weight of School Dropout Predictors: A Test on Two Longitudinal Samples », *Journal of Youth and Adolescence*, 26(6) : 733-759.
- LE Blanc, M., M. JANOSZ, et L. LANGELIER-BIRON (1993), « L'abandon scolaire : antécédents sociaux et personnels et prévention spécifique », *Apprentissage et Socialisation*, 16(1-2) : 43-64.
- LOYD, C. B., S. EL TAWILA, W. H. CLARK et B. S. MENSCH (2001), « Determinants of Educational Attainment Among Adolescents in Egypt : Does School Quality Make a Difference? », Paper Presented at the Annual Meeting of the Population Association of America, Washington, DC, 29 – 31 March.
- LOYD, C. B., B. S MENSCH et W. H. CLARK (2000), « The Effects of Primary School Quality on School Dropout Among Kenyan Girls and Boys », *Comparative Education Review*, 44(2) : 113-147.
- LOYD, C.B. et A.J. GAGE-BRANDON (1994), « High Fertility and Children's Schooling in Ghana: Sex Differences in Parental Contributions and Educational Outcomes », *Population Studies*, 48(2) : 293-306
- MCCULLAGH, P. et J. A. NELDER (1989), *Generalized Linear Models*, 2nd edition, Chapman & Hall/CRC, London, 511p.
- MCNEAL, R.B. (1997), « High School Dropouts : A Closer Examination of School Effects », *Social Science Quarterly*, 78(1) : 209-222.
- MINGAT, A. et B. SUCHAUT (2000), *Les systèmes éducatifs africains : une analyse économique comparative*, De Boeck Université.
- MOOS, R. H. (1979), *Evaluating Educational Environments*, San Francisco, Jossey Bass.
- PASEC, (2004), « Le redoublement : pratiques et conséquences dans l'enseignement primaire au Sénégal ».
- PURKEY, S.C. et M.S. SMITH (1983), « Effective Schools: A Review », *Elementary School Journal*, 83 : 427-452.
- RUMBERGER, R.W. (1983), « Dropping Out of High School: The Influence of Race, Sex, and Family Background », *American Educational Research Journal*, 20(2) : 199-220.
- RUMBERGER, R.W. (1995), « Dropping Out of Middle School: A Multilevel Analysis of Students and Schools », *American Educational Research Journal*, 32 : 583-625.
- RUMBERGER, R. W., R. GHATAK, G. POULOS et S. M. DORNBUSCH (1990), « Family Structure on Dropout Behavior in One California High School », *Sociology of Education*, 63 : 283-299.

- SNIJDERS, T. et R. BOSKER (1999), *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*, SAGE Publication Inc, London.
- SUBBARAO, K. et L. RANEY (1993), « Social Gains from Female Education: A Cross-National Study », *World Bank Discussion Papers*, n°194.
- WEHLAGE, G.G. et R.A. RUTTER (1986), « Dropping out: How Much do Schools Contribute to the Problem? », in NATRIELLO, G., (éd), *School Dropouts, Patterns and Policies*, New York : Teachers College Press, p. 70-88.
- ZEGER, S.L., K.Y. LIANG et P. S. ALBERT (1988), « Models for Longitudinal Data: A Generalized Estimating Equation Approach », *Biometrics*, 44 : 1049-1060.