

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

Marie-Hélène DURAND

LES ENFANTS NON SCOLARISES EN MILIEU URBAIN : UNE COMPARAISON DES DETERMINANTS INTRA FAMILIAUX, INTER FAMILIAUX ET DES EFFETS DE VOISINAGE DANS SEPT CAPITALES OUEST AFRICAINES¹

Marie-Hélène Durand
IRD, DIAL, Paris
durand@dial.prd.fr

Document de travail DIAL
Janvier 2006

RESUME

Cette étude analyse les déterminants de la non-scolarisation des enfants à partir d'enquêtes ménage réalisées la même année dans sept pays francophones ouest africains. La comparaison, restreinte à la population relativement homogène des ménages urbains de la capitale, a pour objectif d'évaluer l'existence de dissimilarités nationales. Nous utilisons un modèle hiérarchique à composantes inobservables permettant de décomposer l'hétérogénéité inobservée entre un effet de discrimination individuelle à l'égard de certains enfants au sein des familles, un effet de demande d'éducation de la part des familles et un effet de voisinage relevant soit de phénomènes d'interactions sociales ou de déficience des infrastructures dans le quartier de résidence des familles. Pour l'ensemble des pays, les résultats montrent que c'est surtout la discrimination à l'encontre de certains enfants au sein de la famille, essentiellement les filles, qui explique l'exclusion de l'école. Bien que cette étude ait été réalisée sur des populations comparables avec des taux de scolarisation moyens assez similaires, il existe entre les différentes capitales une certaine disparité des déterminismes familiaux de la scolarisation des enfants montrant l'importance du contexte économique ou culturel plus général. Les impacts de la pauvreté et de la taille des familles sont alternatifs et semblent relever de deux modes de gestion des contraintes de ressources de la part des familles. Les enfants qui vivent au sein de familles dakaroises sont traités de façon plus égalitaire qu'ailleurs mais leur bien-être est aussi plus qu'ailleurs sensible au revenu de ces familles. Par contre à Cotonou, c'est essentiellement en raison de discriminations qu'une partie des enfants n'est pas scolarisée.

Mots clés : Scolarisation, enquêtes ménage, Afrique de l'Ouest, Modèle à coefficients aléatoires.

ABSTRACT

This cross-country study examines the determinants of school attendance through household surveys conducted the same year in seven West African countries. The aim of this comparison, based on the relatively homogeneous population of urban households living in the capitals, is to look at national differences. We used a tree-level logit model allowing to decompose the unobserved heterogeneity between a within family effect, a between families effect and a neighbourhood effect. The results show that the generalized pattern that explains the out of schooling for all these countries is the discrimination within the family towards some children, namely girls. Although this study has been based on comparable populations with similar rates of schooling the disparities in the impact of household characteristics on child schooling among the countries highlight the importance of the economical and cultural context. Children living in the poorest households are less likely to go to school except for great size families, which seems to indicate different types of family behaviour to cope with limited resources. Large households in Dakar tend to treat their children in a more egalitarian way regarding school attendance but their well being depends on the family income. On the contrary in Cotonou where families are of small size, children of very poor families have the same probability to go to school as wealthier ones and it is above all due to discrimination between children within the family that some of them do not attend school.

Key Words : School attendance, household survey, West Africa, random coefficient models

JEL Code : C25, O12, O55, I21

¹ Je remercie Denis Cogneau et Philippe de Vreyer pour leur lecture attentive de ce texte et plus particulièrement François Roubaud pour m'avoir incitée à effectuer ce travail et mis les enquêtes utilisées à ma disposition.

Table des matières

INTRODUCTION.....	5
1. CARACTERISTIQUES DES PAYS ETUDIES.....	8
2. ENQUETES UTILISEES ET ANALYSE DESCRIPTIVE	10
2.1. Comparaison des statistiques scolaires avec les taux de fréquentation déclarés dans les enquêtes 123 du projet Parstat.....	10
2.2. Evolution des taux de scolarisation.....	11
2.3. Religion et scolarisation.....	12
3. DONNEES ET MODELE UTILISE	15
3.1. Modèle	15
3.2. Sélection de la population.....	17
3.3. Variables retenues.....	20
3.3.1. Caractéristiques individuelles	20
3.3.2. Caractéristiques familiales	20
3.3.3. Caractéristiques du lieu de résidence	22
3.3.4. Sélection du modèle.....	22
4. RESULTATS	24
4.1. Influence des effets de contexte sur la non scolarisation des enfants.....	25
4.2. Discrimination entre catégories d'enfants	27
4.3. La disparité des déterminants familiaux.....	28
CONCLUSION.....	29
REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES	38

Liste des tableaux

Tableau 1 : Indicateurs démographiques et économiques.....	8
Tableau 2 : Indicateurs de scolarisation à l'école primaire	9
Tableau 3 : Taux net de scolarisation en primaire, enquêtes 123 (PARSTAT) et statistiques EPT (UNESCO), année 2000.....	10
Tableau 4 : Taux de scolarisation et d'alphabétisation de la population adulte de 25 à 50 ans.....	12
Tableau 5 : Répartition de la population de 7 ans et plus, pourcentage des individus ayant été à l'école primaire et Indice de Parité Sexuelle pour l'accès à l'école primaire selon les différentes religions recensées ¹ , en %.....	14
Tableau 6 : Effectif par capitale aux différents niveaux d'observation	17
Tableau 7 : Scolarité des jeunes de 6 à 18 ans dans les différentes capitales : Jeune en cours de scolarité, Jeune ayant arrêté sa scolarité, Jeune n'ayant jamais été scolarisé. Données d'enquête extrapolées, année 2001, en % par âge	19
Tableau 8 : Pourcentage de jeunes de 6 et 18 ans ou 7 et 18 ans qui sont allés à l'école primaire dans les différentes capitales. (Hors domestiques et jeunes vivant en dehors de leur famille parentale, données non extrapolées).....	20
Tableau 9 : Moyenne des variables individuelles et familiales par pays.....	23
Tableau 10 : Revenu total et revenu par tête, moyenne par quartile en parité de pouvoir d'achat.....	23

<i>Tableau 11 : Décomposition de la variance de la probabilité d'être scolarisé : parts relatives à la famille et au quartier de résidence, coefficients de corrélation intra classe.</i>	<i>25</i>
<i>Tableau 12 : Modèles logit standard et modèles logit multi-niveaux</i>	<i>31</i>
<i>Tableau 13 : Modèles logit standards et modèles logit multi-niveaux.....</i>	<i>32</i>
<i>Tableau 14 : Modèles logit standards et modèles logit multi-niveaux.....</i>	<i>33</i>
<i>Tableau 15 : Modèles logit standards et modèles logit multi-niveaux.....</i>	<i>34</i>
<i>Tableau 16 : Modèles logit standards et modèles logit multi-niveaux.....</i>	<i>35</i>
<i>Tableau 17 : Modèles logit standards et modèles logit multi-niveaux.....</i>	<i>36</i>
<i>Tableau 18 : Modèles logit standards et modèles logit multi-niveaux.....</i>	<i>37</i>

Liste des figures

<i>Figure 1 : Pourcentage par âge des individus de 10 à 60 ans qui sont allés à l'école primaire.....</i>	<i>13</i>
---	-----------

INTRODUCTION

Le programme Education Pour Tous (EPT), inauguré à la Conférence Mondiale sur l'éducation de Jomtien (Thaïlande) en 1990 sous l'égide de l'UNESCO, se donnait pour objectif d'offrir à tous les enfants, garçons et filles, la possibilité d'accéder à un cycle complet d'enseignement primaire en l'an 2000. A cette date, les résultats étaient encore loin d'être atteints. Les chefs d'Etats réunis à New York pour la Déclaration du Millénaire ont ensemble réitéré leur engagement à réussir cet objectif à l'orée 2015. Certains soulignent ce fait comme un grave échec mais d'autres célèbrent les progrès déjà accomplis comme une réussite sans précédent (Clémens, 2004). En effet, l'augmentation des taux de fréquentation scolaire dans les pays en développement se produit à une vitesse très supérieure à celle qui aura été nécessaire aux pays industrialisés, pourtant dans des conditions économiques plus favorables, pour obtenir les mêmes résultats. D'après les évaluations du Programme EPT, il y avait dans le monde en l'an 2000 environ 104 millions d'enfants en âge de fréquenter l'école et non scolarisés (Unesco, 2003). Les trois quarts d'entre eux vivent en Afrique subsaharienne et en Asie du Sud et de l'Ouest. C'est dans les pays où le taux de scolarisation est le plus faible que la discrimination à l'égard des filles pour l'accès à l'éducation est la plus forte. Parmi les onze pays pour lesquels le taux d'admission des filles à l'école primaire représente moins de 80 % de celui atteint par les garçons, sept se trouvent en Afrique subsaharienne. C'est donc essentiellement en Afrique subsaharienne que se trouvent les pays les plus éloignés de l'objectif d'éducation primaire universelle mais cette région est aussi celle qui présente la plus grande disparité. Sur les trente neuf pays africains suivis par le programme Education Pour Tous, quatorze se trouvent dans le groupe de pays ayant les taux bruts de scolarisation les plus faibles au monde (<80 %) et seize dans le groupe des pays où ces taux sont les plus élevés (>100 %).

Une grande partie des pays africains présentant les meilleurs taux de scolarisation en primaire est anglophone, alors que la plupart de ceux qui ont les taux de scolarisation en primaire les plus faibles sont francophones. Les systèmes éducatifs actuels des pays d'Afrique subsaharienne, majoritairement de tradition orale, fragmentés ethniquement et linguistiquement, résultent de l'importation, à partir de la colonisation, d'un modèle exogène. Les différences de résultats que l'on observe entre les pays d'Afrique de l'Ouest francophones et ceux d'Afrique de l'Est et du Sud anglophones peuvent donc résulter, en partie, de différences dans les politiques éducatives mises en place par les pays colonisateurs (Cogneau, 2003). Mais cette différence entre les pays africains francophones et anglophones ne relève pas seulement d'une explication institutionnelle par l'histoire coloniale, économie et géographie y participent également. La partie francophone de l'Afrique subsaharienne contient les grands pays sahéliens, parmi les plus pauvres de la planète avec une population de faible densité, dispersée et en partie nomade. Egalement, la partie ouest africaine est celle où la prévalence de la polygamie et des mariages précoces est la plus forte en particulier en milieu rural. Ces deux pratiques sont considérées comme ayant un effet défavorable à la scolarisation des filles et impliquent de plus faibles taux de scolarisation moyens. Enfin, il existe aussi une très forte disparité de taux de scolarisation parmi les pays francophones et parmi les pays anglophones d'Afrique ainsi qu'à l'intérieur de ces pays.

Le débat sur les raisons qui empêchent des millions d'enfants de bénéficier du système scolaire, l'offre ou la demande d'éducation, n'est pas clos. Les deux causes existent et diffèrent selon les pays. L'enjeu de ces débats est de savoir sur quelles cibles axer en priorité les moyens mis en œuvre pour permettre la scolarisation de tous les enfants : aide aux familles à risque ou investissements plus massifs dans les infrastructures scolaires. La grande majorité des études soutiennent que c'est avant tout la pauvreté des familles et le coût direct et indirect que représente la scolarisation des enfants (Filmer, et Prichett, 1999, Lloyd et Hewett, 2003). Mais d'autres auteurs soutiennent que, pour les pays où le taux de scolarisation est le plus faible, et en particulier pour les pays ouest africains, le véritable obstacle au développement de la scolarisation est l'insuffisance de l'offre (Mingat, 2002). Les nombreuses études qui ont été menées sur les pays d'Amérique latine, au Pérou (Patrinos et al., 1997), en Bolivie et au Venezuela (Psacharopoulos et al., 1997) en Equateur (Lopez-Acevedo, 2002), au Mexique (Levinson et al., 2001) montrent toutes que la pauvreté des familles est la principale raison de la non scolarisation des enfants. Dans ces pays, les enfants sont plus enclins à effectuer un travail rémunéré, en particulier les garçons, et les familles dont le chef de ménage est une femme, plus fragiles, sont aussi celles où les enfants ont la plus grande probabilité de ne pas aller à l'école et de travailler. Des politiques de lutte

contre la pauvreté et des incitations financières en faveur des familles les plus pauvres, comme les programmes Progresá au Mexique et Bosla Escola au Brésil, ont permis de lutter efficacement contre le travail des enfants et de les scolariser en presque totalité. Le lien entre pauvreté des familles et non scolarisation des enfants est cependant débattu, principalement à la lumière de cas contraires en Afrique sub-saharienne (Blunch et al., 2000, Filmer et al., 1999).

En Afrique où les réseaux de solidarités familiales sont très forts, et où l'entretien et l'éducation des enfants est réparti sur une communauté plus large dépassant le strict cadre familial, le lien entre pauvreté et non scolarisation des enfants est plus complexe (Desai, 1995, Lloyd et Blanc, 1996, Canagarajah et Coulombe, 1997, Al-Samarrai et Peasgood, 1998, Nielsen, 1998, Buchmann, 2000, Glick et Sahn, 2000, Canagarajah et Neilsen, 2001, Ray, 2003, Wakam, 2002). Cette faiblesse du lien entre la pauvreté des familles et non scolarisation des enfants peut être masquée par la déficience de l'offre scolaire. La couverture géographique des infrastructures scolaires de certains pays africains est encore insuffisante (Mingat, 2002), et lorsque la qualité de l'enseignement est mauvaise, par manque et/ou mauvaise formation des enseignants, il devient coûteux pour les familles, en raison des redoublements ou abandon, et peut être perçu comme inutile. Pourtant les pays africains consacrent plus de dépenses pour l'éducation en pourcentage du PNB que les pays asiatiques ou d'Amérique latine (Colclough et Al-Samarrai, 2000). Les pays africains qui ont de faibles taux de scolarisation sont aussi ceux qui ont des coûts par élève à l'école primaire les plus élevés. La majeure partie de ces dépenses est destinée aux salaires des maîtres d'école. En Afrique francophone, le salaire des enseignants en pourcentage du PNB par tête est plus de deux fois supérieur à ce qu'il est dans les pays d'Afrique anglophone et plusieurs auteurs attribuent la différence des taux de scolarisation qui existe entre ces deux régions, aux salaires trop élevés des enseignants dans les pays francophones (Mehrotra et Delamonica, 1998, Colclough et Al-Samarrai, 2000, Mingat et Tan, 2003).

Cette controverse sur l'importance relative des facteurs d'offre et de demande éducative néglige cependant les effets d'interaction, en particulier la question de l'attractivité de l'offre scolaire. L'absence ou la difficulté d'accès aux données sur les caractéristiques des écoles et leurs performances éducatives expliquent que peu d'études aient été faites sur l'influence de la qualité de l'éducation offerte sur la décision des parents de scolariser ou non leur enfant. Les travaux sur les déterminants de la non-scolarisation des enfants prennent deux indicateurs d'offre scolaire : la distance à l'école ou le temps de transport et la présence/absence d'une école secondaire dans la région. Ces diverses études montrent que la distance à l'école est toujours un facteur statistiquement significatif de la scolarisation ou non scolarisation des enfants. Les quelques études qui ont été faites sur l'impact de la disponibilité et/ou qualité des écoles primaires sur les décisions de scolarisation des enfants ont nécessité la collecte de données spécifiques à ces travaux de recherche. C'est le cas des travaux de Alderman et al. (2001), et de Lloyd et al. (2005) au Pakistan sur les choix de scolarisation à l'école publique ou à l'école privée qui montrent que la décision de scolariser ou de ne pas scolariser ses enfants pour les familles les plus pauvres est très sensible à la qualité des écoles. Le travail de S. Handa (2002), réalisé en confrontant des données d'enquête ménage avec des données sur la qualité des infrastructures scolaires mises à la disposition de ces ménages, avait pour objet d'évaluer l'importance relative des facteurs d'offre et de demande sur la scolarisation des enfants en milieu rural au Mozambique. Ses résultats montrent que la principale raison de la non scolarisation des enfants provient d'un déficit de l'offre scolaire et que la construction de nouvelles écoles en milieu rural aurait un impact six fois plus important que celui obtenu en augmentant le revenu des ménages les plus pauvres au minimum atteint par celui du 25^{ème} pour cent de la population et une fois et demi plus important que celui obtenu par l'alphabétisation des parents. Les filles sont plus affectées que les garçons par la déficience de l'offre scolaire, la proximité des écoles et le sexe du maître d'école étant deux facteurs déterminants de leur accès à l'école.

Ce travail porte sur les déterminants de la non scolarisation des enfants vivant dans des ménages urbains de sept pays francophones ouest africains. La plupart des travaux empiriques sur la non scolarisation des enfants ont été réalisés sur un seul pays et les analyses comparatives ont souvent été faites sur des groupes de pays très éloignés culturellement et géographiquement, utilisant des enquêtes réalisées à des dates différentes, pour mettre en évidence des mécanismes généraux. L'objectif de cette étude comparative est l'inverse. Il s'agit ici, à travers l'estimation d'un modèle général identique pour un groupe comparable de populations urbaines ouest africaines, d'examiner l'existence de

particularités nationales susceptibles d'expliquer les différences de taux de scolarisation moyens et impliquant la mise en oeuvre d'actions éducatives différenciées selon les spécificités des différents pays. Nous avons utilisé des enquêtes identiques, réalisées la même année auprès de ménages résidant dans la capitale d'un groupe de sept pays ouest africains ayant la même histoire coloniale et partageant la même langue et la même monnaie. Parmi ceux-ci, se trouve d'un côté le Niger, pays qui a le plus fort taux d'enfants non scolarisés et la plus grande inégalité au monde entre garçons et filles pour l'accès à l'école, et de l'autre le Togo où le taux de scolarisation des enfants est supérieur à celui de la moyenne des pays africains. Restreindre cette étude aux ménages urbains dont les conditions de vie, les activités économiques, modes de consommation et attentes vis-à-vis de l'école sont *a priori* similaires, permet d'éviter en partie l'effet de la taille de ces différents pays et du poids de leurs populations rurales, plus défavorisées et avec un accès variable aux infrastructures scolaires, pour examiner, sur des populations similaires, les différences, entre pays, des facteurs de non scolarisation des enfants et leurs origines (intra-familiale, inter-familiale, contextuelle). En raison des différences fondamentales à la fois socio économiques et culturelles entre populations urbaines et rurales, il nous semble en général nécessaire de ne pas agréger ces deux groupes de populations dans l'analyse économétrique des déterminants de la demande d'éducation.

La contribution de ce travail par rapport aux précédentes études sur la non scolarisation des enfants est double. Elle repose d'une part sur la distinction entre les effets d'allocation des ressources entre les enfants à l'intérieur de la famille de ceux qui résultent des différences socio-économiques entre les familles, et d'autre part sur l'identification d'effets de voisinage. Les travaux sur les effets de voisinage ou sur l'influence des interactions sociales sur les choix individuels sont de plus en plus nombreux en économie en particulier dans le domaine de l'éducation et de la mobilité sociale alimentant le débat sur l'importance de la mixité sociale pour la réduction des inégalités (Manski, 1993, Gibbons, 2002). Si le lien entre les caractéristiques socio-économiques des parents et le destin des enfants est indiscuté (et toujours objet d'étude), il est aussi de plus en plus admis que cette relation puisse être modifiée selon l'environnement extérieur dans lequel ces enfants grandissent. Cette question est rarement abordée pour ce qui concerne les pays en développement. Pourtant, il est probable qu'un enfant de famille pauvre, dont les parents sont peu éduqués aura plus de chances d'être scolarisé si sa famille réside près d'infrastructures scolaires de qualité et entourée de familles plus éduquées. A l'inverse, l'enfant d'une famille plus aisée peut ne pas être scolarisé si sa famille vit dans un quartier éloigné, mal desservi et sans les infrastructures scolaires qui lui conviennent. Pour examiner cette question nous avons estimé un modèle logit binaire à trois niveaux qui permet d'évaluer : 1) l'inégalité d'accès à l'école entre les enfants vivant au sein d'une même famille ; 2) l'impact des caractéristiques familiales observées et inobservées sur la scolarisation des enfants ; 3) l'influence du quartier de résidence sur la non scolarisation des enfants.

Cette approche permet de séparer et mesurer explicitement les effets de discrimination, en particulier à l'égard des filles, qui se manifestent à l'intérieur de la famille, des effets strictement familiaux, pauvreté ou taille des familles. L'influence du lieu de résidence sur la scolarisation ou non des enfants peut provenir du fait que les familles les plus éduquées aient tendance à vivre dans les quartiers les plus éduqués et indiquer, dans ce cas, un effet de la demande familiale, ou alors refléter l'absence ou la mauvaise qualité locale des infrastructures scolaires en dépit de la demande familiale. Ce travail s'est attaché à séparer ces deux aspects et montre qu'un effet de quartier, indépendant des caractéristiques familiales, existe dans les pays où le taux de scolarisation est le plus faible. Bien qu'il soit difficile, avec cette seule approche statistique et sans information sur l'offre éducative disponible dans les différents quartiers, de distinguer, dans l'effet du quartier sur la scolarisation des enfants, la part des interactions sociales et celle des infrastructures locales, ce travail montre qu'il est légitime, pour les pays présentant les plus faibles taux de scolarisation en milieu urbain, de poser la question de l'inégale répartition de l'offre scolaire, et de la déficience ou inadéquation de l'offre éducative dans certaines zones de résidence.

Une première section présente rapidement les caractéristiques des pays étudiés. La seconde section porte sur les enquêtes utilisées et leur analyse descriptive. Le choix du modèle et des variables retenues est exposé dans la troisième partie et l'analyse des résultats est faite dans la dernière section.

1. CARACTERISTIQUES DES PAYS ETUDIES

Les sept pays étudiés sont le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, le Mali, le Niger, Le Sénégal et le Togo. Ils font partie de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine et ils ont tous été affectés par la crise des années 80 et la dévaluation du franc CFA en 1994. Ils ont hérité, à leurs indépendances, du système scolaire français uniforme et centralisé, calqué sur celui de la métropole et dispensé en français. Ces pays font partie des pays les plus pauvres. A part le Togo et la Côte d'Ivoire, ils sont classés dans la catégorie des PPTTE (Pays Pauvres Très Endettés) et les ressources dont ils disposent pour assurer un service d'éducation publique sont faibles pour couvrir parfois un immense territoire. Ils se situent dans la partie du continent africain où la polygamie est traditionnellement pratiquée et relativement importante notamment en zone rurale. Cette forme matrimoniale repose sur le mariage précoce des filles, un écart d'âge important entre les époux et des remariages successifs des femmes (Antoine, 2002). Les mariages de jeunes filles avant même leur puberté comme deuxième ou troisième épouse ne sont pas rares. Du fait du non enregistrement de ces pratiques, les statistiques officielles collectées par la division de la population des Nations Unies captent mal ce phénomène (Tableau 1). Malgré tout, il est établi qu'au Niger, au Mali et au Burkina Faso, la moitié des filles sont mariées avant l'âge de 15 ans et respectivement 77, 70 et 62 % le sont avant l'âge de 18 ans (Unicef, 2001). Le mariage précoce des filles est un facteur important de leur retrait du système éducatif.

La Côte d'Ivoire, le Sénégal et le Togo sont les pays les plus riches en terme de PNB par habitant en parité de pouvoir d'achat. C'est également pour ces trois pays que le pourcentage de population de moins de 15 ans est le plus faible. A l'opposé, Le Mali et le Niger concentrent les handicaps qui rendent difficiles l'amélioration de la scolarisation. Ils sont tout d'abord les plus pauvres de ces sept pays avec une faible densité de population répartie sur de vastes territoires et un bas taux d'urbanisation. Mais surtout, la population à scolariser en priorité, les enfants de moins de 15 ans, représente près de 50 % de la population totale. Le taux de croissance démographique est particulièrement élevé au Niger où par ailleurs la pratique des mariages précoces est la plus répandue. Le Bénin et le Burkina Faso constituent un groupe intermédiaire.

Tableau 1 : Indicateurs démographiques et économiques

	Côte d'Ivoire	Sénégal	Togo	Bénin	Burkina	Mali	Niger	Afrique De l'Ouest	Afrique
PNB/hab US dollars courants (2000) ²	600	490	290	370	210	240	180	-	-
PNB en PPA ²	1500	1480	1410	980	970	780	740		
Total population (million) ¹	15,8	9,4	4,5	6,2	11,9	11,9	10,7	226,1	653,5
% de la population avec moins de 1\$/jour	12,3	26,3	na	na	61,2	72,8	61,4	-	-
Population - de 15 ans % ¹	42,7	44,1	44,2	46,2	48,9	49,1	49,9	45,1	44,3
Taux de croissance de la population %	1,94	2,38	3,30	2,58	2,89	2,79	3,46	2,71	2,35
Espérance de vie à la naissance	43,2	50,9	51,8	51,4	45,9	47,9	44,2	50,1	50
Age moyen au mariage (femmes)	19,8	20,1	20,3	18,3	19	18,9	16,6	-	-
% population urbaine ¹	43,6	47,4	33,4	42,3	16,7	30,2	20,6	40	37,1
Densité pop/km ² ¹	49	48	80	55	43	10	8	37	26

Sources : 1 : Nations Unies, Division de la population, année 2000. 2 : Rapport de suivi sur l'EPT, 2003

Tableau 2 : Indicateurs de scolarisation à l'école primaire

	Age de Scol. obligatoire	TAB ¹		IPS ³ 2000	TSB ²		IPS ³ 2000	Coût unit ⁴	Salaire ⁵ des enseignants	Nb. élèves par maître	% Analphabètes plus de 15 ans	
		1990	2000		1990	2000					Homme	Femme
Côte d'Ivoire	6-16	54	69	0,82	64	79	0,76	16	5,7	48	40,5	62,8
Sénégal	7-12	64	82	0,99	59	75	0,89	14	4,9	44	52,7	72,3
Togo	6-15	99	111	0,87	110	124	0,80	13	4,5	34	27,7	57,5
Bénin	6-11	77	110	0,75	58	96	0,68	11	3,5	55	47,9	76,4
Burkina F.	6-16	32	47	0,73	32	44	0,71	24	8	51	66,1	85,9
Mali	7-15	29	62	0,76	28	61	0,72	14	5,1	63	64,2	84
Niger	7-12	26	46	0,71	28	36	0,68	36	9,6	42	76,2	91,5
Afrique sub.		82	96	0,89	74	82	0,88	13	4,6	42	31,1	48,0

Source : Rapport de suivi de l'éducation pour tous 2003/2004, Unesco

Notes : 1-TAB: Taux d'admission brute, nombre de nouveaux élèves inscrits à l'école primaire, quelque soit leur age exprimé en pourcentage des enfants ayant l'age officiel d'entrer à l'école primaire

2-TSB: Taux de scolarisation brute, nombre total des élèves de l'école primaire, quelque soit leur age, exprimé en pourcentage de la population ayant l'age scolaire du cycle d'école primaire.

Les taux nets sont moins disponibles et les taux bruts sont biaisés en raison de l'importance des entrées tardives à l'école, très fréquentes en Afrique subsaharienne et des redoublements.

3-IPS: Indice de Parité Sexuelle, rapport entre la valeur correspondant aux filles et celle correspondant aux garçons pour les deux indicateurs TSB et TAB.

4-Coût unitaire d'un élève en primaire en % du PIB/hab., source : Education pour Tous en Afrique, Pôle de Dakar, 2005, données années 2002/03 ou proche.

5- Salaire moyen des enseignants en unités de PIB/hab., source : Education pour Tous en Afrique, Pôle de Dakar, 2005, données années 2002/03 ou proche.

Le Togo et le Bénin se distinguent par des taux de scolarisation et d'admission en primaire très supérieurs aux autres pays étudiés, et supérieurs à ceux moyens de l'Afrique subsaharienne en général. Cette situation est plus récente pour le Bénin où le taux de scolarisation a presque doublé entre 1990 et 2000. Le Togo se différencie également des autres pays par un petit nombre d'élèves par classe et un coût par élève plus faible. Le taux d'analphabétisme des adultes y est également le plus faible reflétant une scolarisation plus ancienne de la population.

La Côte d'Ivoire et le Sénégal, les deux pays les plus riches, affichent de moindres performances. Pourtant, l'effort financier en faveur de l'éducation, exprimé en coût par élève en % du PIB/hab. est élevé dans ces deux pays, supérieur à ce qu'il est au Togo et au Bénin et c'est en Côte d'Ivoire que le pourcentage de la population de moins de 15 ans et le taux de croissance démographique sont les plus faibles. Pour ce qui concerne l'alphabétisation des adultes, la Côte d'Ivoire se situe en deuxième place juste après le Togo marquant également l'établissement plus ancien des structures scolaires dans ce pays. La particularité du Sénégal réside dans un taux élevé de parité entre garçons et filles. Le Sénégal est le seul pays de ce groupe à présenter un taux de parité supérieur à celui moyen de l'Afrique subsaharienne, par contre le Niger est le pays où la discrimination à l'égard des filles pour l'accès à l'école primaire est la plus forte au monde.

Le Burkina Faso et le Niger, pays où les taux de scolarisation sont les plus bas d'Afrique subsaharienne, sont aussi, dans ce groupe, ceux où le coût par élève et le salaire des enseignants sont les plus élevés. La situation est particulièrement grave au Niger où seulement 23,8 % des hommes et 8,5 % des femmes adultes sont alphabétisés et où 49,9 % de la population a moins de 15 ans. Le Mali a fait de considérable progrès durant les dix dernières années, le taux brut d'admission à l'école primaire est passé de 29 % en 1990 à 62 % en 2000.

La Banque mondiale a lancé en 2002 un programme d'initiative accélérée permettant d'obtenir des financements importants en contrepartie d'un engagement fort des pays bénéficiaires à atteindre en 2015 les objectifs du Millénaire en matière d'éducation. Le Burkina Faso et le Niger font partie du groupe des 18 premiers pays éligibles à ce programme. Le Bénin, le Mali et le Sénégal ont pu accéder à l'initiative accélérée en 2004.

2. ENQUETES UTILISEES ET ANALYSE DESCRIPTIVE

Les données utilisées pour cette étude proviennent des enquêtes réalisées dans le cadre du Programme régional d'appui statistique à la surveillance multilatérale des pays de l'UEMOA (PARSTAT) sur un financement de l'Union européenne. Nous avons exploité l'enquête emploi (phase 1) des enquêtes 1-2-3 réalisées pour la composante « secteur informel urbain et emploi » du programme PARSTAT. Ces enquêtes ont été faites dans la principale agglomération de chacun des sept pays membres de l'UEMOA (Cotonou au Bénin, Ouagadougou au Burkina Faso, Abidjan en Côte d'Ivoire, Bamako au Mali, Niamey au Niger, Dakar au Sénégal, et Lomé au Togo) par les Instituts Nationaux de Statistique avec la coordination d'AFRISTAT et l'appui technique de DIAL (Brilleau et al., 2004). Elles se sont déroulées en 2001-2003 et ont porté sur environ 2.500 ménages, soit 10.000 à 15.000 individus, dans chaque capitale. Bien que l'objectif de cette enquête soit le marché du travail, la phase 1 de cette enquête comporte un certain nombre de questions sur la scolarité de tous les individus du ménage. La sélection des ménages enquêtés a été faite par un tirage au sort sur les différents quartiers de la capitale. Cette méthodologie d'enquête nous permet d'étudier la fréquentation scolaire des enfants en fonction des caractéristiques économiques et démographiques des ménages mais aussi en fonction du lieu de résidence des ménages.

2.1. Comparaison des statistiques scolaires avec les taux de fréquentation déclarés dans les enquêtes 123 du projet Parstat

La comparaison des taux nets de scolarisation à l'école primaire, issus du suivi statistique du programme EPT pour les pays dans leur ensemble, avec ceux obtenus à travers les enquêtes du programme PARSTAT dans la principale agglomération, montre des différences importantes. Les écarts entre pays, constatés au niveau national, sont considérablement réduits et les taux nets de scolarisation en primaire des jeunes enfants sont très proches pour les différentes capitales. Les statistiques de l'Unesco établissent, pour l'année 2000, à 30,4 % le taux net de scolarisation en primaire au Niger, mais à Niamey ce taux est de 73,9 %, similaire à celui de Bamako (73,7 %) et d'Abidjan (74,5 %), et supérieur à celui de Dakar (69 %). La différence entre les statistiques scolaires comptabilisées au niveau national et les taux de fréquentation observés dans les capitales est particulièrement importante au Burkina Faso où le taux net scolarisation officiel est de 35,5 %, alors que 82,4 % des enfants de 7 à 12 ans sont scolarisés à Ouagadougou. Les faibles taux de scolarisation dans les pays de la zone sahélienne, Burkina Faso, Niger et Mali, résultent surtout d'une grande disparité entre les zones rurales et urbaines. Les inégalités de scolarisation sont donc plus importantes à l'intérieur de ces grands pays sahéliens qu'entre les capitales des différents pays d'Afrique de l'ouest. Hormis Cotonou et Abidjan, la discrimination à l'égard des filles, mesurée par l'Indice de Parité Sexuel (rapport du TNS des filles sur celui des garçons) est, pour ces jeunes générations, remarquablement proche de un dans la capitale, modifiant l'image des pays sahéliens à cet égard.

Tableau 3 : Taux net de scolarisation en primaire, enquêtes 123 (PARSTAT) et statistiques EPT (UNESCO), année 2000

Pays	Taux net de scolarisation ¹ (Capitale)				Taux net de scolarisation ² (Pays)				
	Age scolaire officiel	Total	Garçons	Filles	IPS	Total	Garçons	Filles	IPS
Lomé/Togo	6-11	87,3	91,3	83,6	0,92	91,2	100	82,3	0,82
Cotonou/Bénin	6-11	84,8	91,8	78,4	0,85	70,3	83,2	57,3	0,69
Dakar/Sénégal	7-12	69,0	69,3	68,7	0,99	63,1	66,3	59,9	0,90
Abidjan/Côte d'Ivoire	6-11	74,5	79,2	70,3	0,89	62,2	70,9	53,6	0,76
Ouagadougou/Burkina F.	7-12	82,8	85,2	80,5	0,94	35,5	41,6	29,4	0,71
Niamey/Niger	7-12	73,9	75,1	72,7	0,97	30,4	36,3	24,4	0,67
Bamako/Mali	7-12	73,7	77,3	70,0	0,91	na	na	na	na

Notes : Taux net de scolarisation: pourcentage d'enfants en âge d'être à l'école primaire et effectivement scolarisés par rapport à tous les enfants de la même classe d'âge

1: Enquêtes 123, PARSTAT, réalisées dans la capitale (année 2001) – données d'enquêtes extrapolées

2: Suivi statistique Education Pour Tous, UNESCO, ensemble du pays (année 2000)

IPS : Indice de Parité Sexuelle.

Les différences entre les taux de scolarisation relèvent aussi d'un problème de sources statistiques. Les taux nets de scolarisation recueillis par l'UNESCO sont calculés en confrontant les données d'enregistrement à l'école à celles des recensements de population ce qui multiplie les sources d'erreurs potentielles. Une étude comparant les taux de scolarisation dérivés des enquêtes EDS (Enquête Démographique et de Santé) à ceux de l'Unesco montre que les statistiques publiées par l'Unesco surestiment les taux de scolarisation (Lloyd and Hewett, 2003). Cette surestimation est expliquée à la fois par le mode de calcul de ces taux et par des statistiques officielles fournies par certains pays surévaluées. Les taux net de scolarisation publiés par l'Unesco sont en fait des taux nets d'inscription des enfants à l'école et non de scolarisation effective. Beaucoup d'enfants, principalement les garçons, bien que inscrits à l'école n'y vont pas ce qui conduirait aussi à une surestimation, dans les statistiques de l'Unesco, de l'écart de scolarisation entre garçons et filles.

2.2. Evolution des taux de scolarisation

Le rapprochement entre les pays des taux de scolarisation en milieu urbain est un phénomène récent. Sur l'ensemble des individus de plus de 7 ans, le pourcentage de ceux qui ne sont jamais allés à l'école est de 16 % à Lomé, 20 % à Cotonou, 28 % à Abidjan, 31 % à Dakar, 32 % à Ouagadougou, de 35 % à Niamey et de 40 % à Bamako (Tableau.4). En raison des évolutions très importantes et continues qui ont lieu depuis la décolonisation, il est nécessaire d'analyser les taux de scolarisation ou les discriminations de genre selon l'année de naissance. La figure 1 présente l'évolution du taux de scolarisation pour les individus de 10 à 60 ans, c'est-à-dire ceux pour qui la période d'entrée à l'école s'est effectuée entre les années 1950 et 2000. Le « taux de scolarisation » est compris ici comme le pourcentage d'individus de même âge ayant répondu oui à la question « êtes vous allé à l'école primaire ? ». Les tendances ont été extraites à partir d'un modèle à composantes inobservables (Harvey, 1997).

En considérant le taux de scolarisation des hommes, on peut distinguer trois groupes de pays. Ceux où la diffusion de la scolarisation est déjà ancienne : Lomé au Togo et Cotonou au Bénin où plus de 91 % des hommes étaient scolarisés au début des années 70 (hommes âgés de 40 à 45 ans en 2001). Dans ces deux capitales, les hommes étaient déjà scolarisés en grande partie au temps de la colonisation. Abidjan et Dakar où 71 % et 67 % des hommes de 40 à 45 ans ont été scolarisés. Et enfin, les pays sahéliens où la généralisation de la scolarisation est un phénomène beaucoup plus récent. Le pourcentage des hommes de 40 à 45 ans qui sont allés à l'école est de 56 % à Bamako, 55 % à Ouagadougou et de 52 % à Niamey. Ceci reflète le mode de pénétration historique de la scolarisation européenne. Les écoles ont été d'abord implantées dans les grandes villes côtières où se concentraient la majorité des installations et populations coloniales et, en raison du manque d'enseignants venus de la métropole, elles n'ont été installées vers l'intérieur du continent ouest africain que plus lentement (Mingat, 2000). A Ouagadougou et Niamey, la scolarisation de la population a connu une remarquable croissance. Ces deux pays étaient les moins scolarisés au sortir de la colonisation. Seulement 31 % des individus, hommes et femmes âgés de 50 ans, habitant actuellement à Ouagadougou sont allés à l'école primaire alors que maintenant 92 % des jeunes de 10 ans sont à l'école, une augmentation considérable en 40 ans seulement. A Niamey ces chiffres sont de 23 % et 77 % respectivement. Bamako, au Mali, présente une situation particulière, il n'y a pas, ou peu, eu dans ce pays de développement de la scolarité après l'indépendance. C'est plus récemment, au début des années 80, que l'effort de scolarisation de la population a été entrepris (Figure 1.). Sur toute cette période, les écarts de scolarisation entre hommes et femmes se sont considérablement réduits, jusqu'à être maintenant proches de la parité pour les jeunes de 10 ans, à Dakar, Niamey et Lomé. Par contre, il y a eu peu de changement à Cotonou et Abidjan depuis une trentaine d'années.

Plusieurs études ont estimé, à travers des comparaisons internationales, la durée moyenne nécessaire à la transition de bas niveaux vers de hauts niveaux de scolarisation (Wils, 2004, Clémens, 2004). De ces travaux, il ressort que 1) le processus de diffusion de l'éducation a pour tous les pays la même forme sigmoïde avec une croissance faible pour des niveaux de scolarisation en primaire inférieurs à 10-20 %, une croissance rapide de la scolarisation lorsque les taux sont compris entre 20 et 90 %, et au-delà une croissance beaucoup plus lente pour faire accéder la totalité des enfants à un cycle complet d'études primaires. Ce processus démarre d'abord dans la capitale, puis dans les zones urbaines pour se diffuser beaucoup plus tard en milieu rural, 2) que la vitesse de transition est beaucoup plus rapide

actuellement pour les pays en développement qu'elle ne l'a été dans le passé pour les pays développés. En effet il aura fallu 28 ans en moyenne après les années 1960 pour que le taux de scolarisation en primaire passe de 75 % à 90 %, alors qu'après 1914 il aura fallu 41 ans pour réaliser la même augmentation (Clémens, 2004). Wils et O'Connor (2004) estiment que 80 à 150 années sont nécessaires pour que le taux de scolarisation en primaire passe de 10 à 90 %, et que le passage d'une société faiblement alphabétisée à une société où les adultes ont été entièrement alphabétisés nécessite de quatre à cinq générations.

Le degré d'ancienneté dans le processus de diffusion de la scolarisation est une explication importante des différences de taux moyen de scolarisation des enfants entre ces pays. Au Mali, au Niger et au Burkina Faso, le taux d'analphabétisme de la population adulte, et la faible proportion d'adultes ayant suivi un cycle d'étude secondaire sur laquelle peut être recruté le corps des enseignants sont des facteurs limitants de la scolarisation des enfants (Tableau 4). Le débat sur les déterminants de l'éducation qui oppose ceux privilégiant l'explication par la limitation par l'offre éducative et l'insuffisance des financements publics disponibles ou alloués à l'éducation et ceux privilégiant l'explication par la demande d'éducation au sein des familles en fonction de leurs revenus, leurs tailles et du niveau d'instruction des parents, néglige l'importance simplement mécanique de l'évolution naturelle d'accumulation du capital humain à travers les générations.

Tableau 4 : Taux de scolarisation et d'alphabétisation de la population adulte de 25 à 50 ans

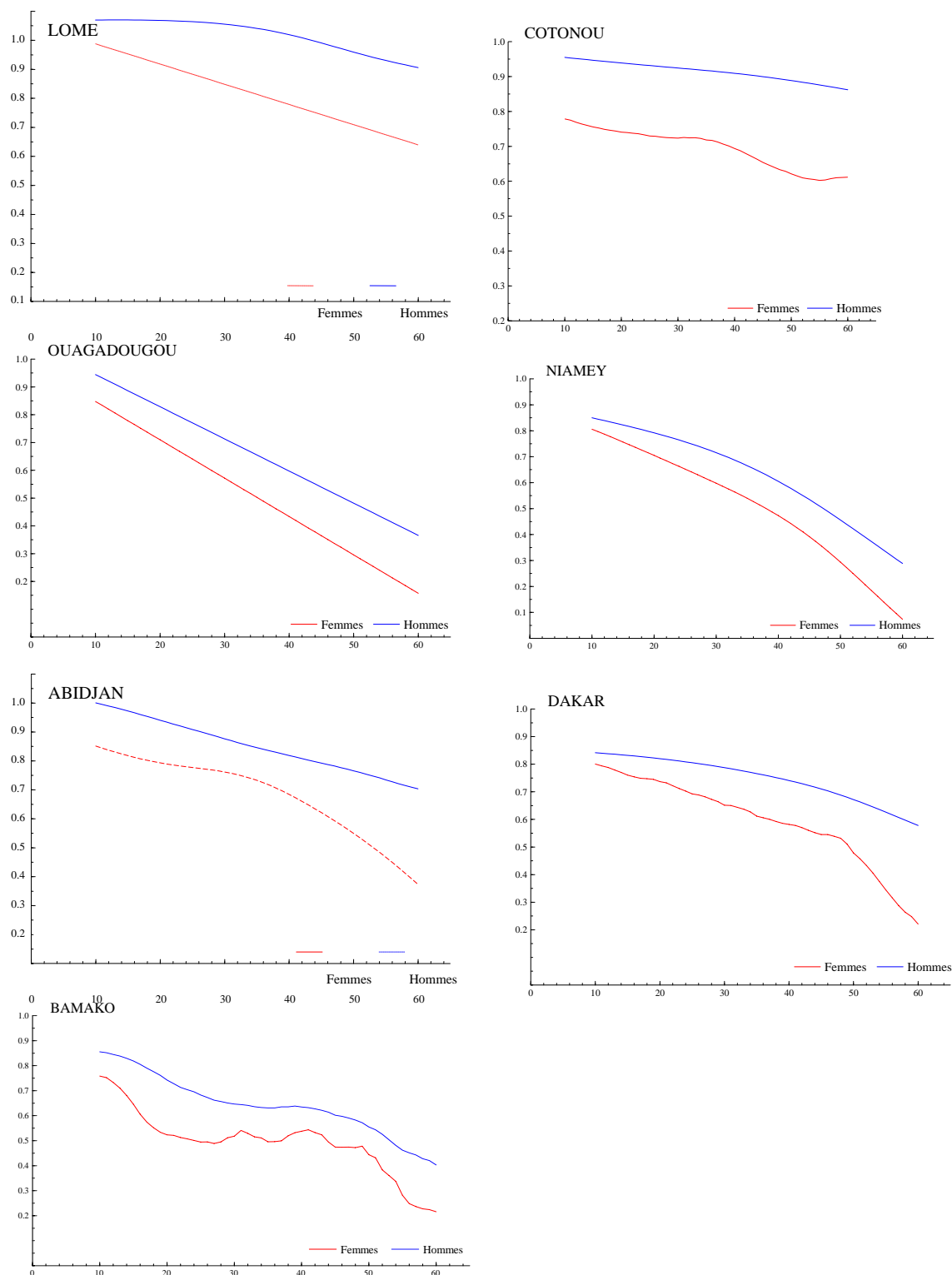
	Lomé	Cotonou	Abidjan	Ouagad.	Dakar	Niamey	Bamako
Scolarisation %							
primaire	83	78	69	56	65	56	53
secondaire	50	48	47	34	33	37	35
Années d'étude	8,2	8,5	8,8	8,5	8,1	8,9	8,7
Moyenne	3,9	4,4	4,3	4,3	4,1	4,4	4,2
Ecart-type							
Alphabétisation %	87	83	73	62	68	59	54
Hommes	56	56	56	42	50	43	36
Femmes	71	69	65	52	58	51	45
Ensemble							

Source: Enquêtes 1-2-3, Instituts Nationaux de Statistique, AFRISTAT, DIAL

2.3. Religion et scolarisation

L'éducation de masse instituée par l'Etat est un phénomène relativement récent qui a été initié en Europe à la fin du 19^{ème} siècle pour des raisons d'unification nationale et de rivalités de pouvoir entre ces Etats (Ramirez et Boli, 1987, Meyer et al., 1992). Ce modèle d'éducation de masse s'est peu à peu diffusé sur l'ensemble de la planète relayé par l'émergence des institutions supranationales où se forge une conception du progrès commune entre les Nations. Il est maintenant porteur de la primauté des valeurs individuelles et de l'égalité des chances sur les valeurs d'appartenance statutaires ou sexuelles autrefois prévalentes dans les diverses sociétés et gage de progrès économique et social. Ce mouvement s'accompagne aussi d'une uniformisation dans le monde du contenu des enseignements scolaires à l'école primaire (Benavot A. et al, 1991). L'attitude des familles face à l'éducation de leurs enfants est essentiellement dirigée par une volonté de transmettre un ensemble de valeurs dont elles sont porteuses et l'acceptation de l'école de type occidental n'est pas forcément identique pour des populations d'origine ethnique ou d'appartenance religieuse différentes. Cela explique en partie les différences de taux de scolarisation des enfants en milieu rural et urbain ce que montre une étude au Nigéria où les populations rurales du Nord du pays refusent la scolarisation de leurs enfants car perçue comme une menace de leur identité (Csapo, 1983).

Figure 1 : Pourcentage par âge des individus de 10 à 60 ans qui sont allés à l'école primaire



Le Mali, le Niger et le Sénégal sont des pays essentiellement musulmans tandis que le Togo et le Bénin sont majoritairement chrétiens. La Côte d'Ivoire et le Burkina Faso ont une population plus partagée entre les différentes religions. Les pays dont la population est majoritairement chrétienne (Togo, Bénin) ont une population mieux scolarisée que les pays musulmans (Burkina, Sénégal, Niger, Mali) mais ceux sont aussi des pays côtiers où la diffusion de la scolarisation de type occidental est plus ancienne. Il existe cependant un écart de scolarisation entre les populations de religions différentes dans chaque capitale. Les populations qui se déclarent musulmanes, animistes ou 'd'autres religions' ont partout des taux de scolarisation plus faibles que les catholiques, protestants, 'autres chrétiens' ou les 'personnes sans religion' (Tableau 4). Cela peut s'expliquer par le refus d'intégrer un

système perçu comme contraire à l'éducation traditionnelle et/ou inutile ou par une intégration plus récente au système scolaire. Bien que l'école publique française ait été majoritairement laïque, il est possible qu'elle ait pu être, de ce fait, refusée par les populations musulmanes et, au contraire, bien accueillie par les populations chrétiennes. Les chrétiens ont également bénéficié de l'implantation d'écoles confessionnelles catholiques où étaient dispensés les mêmes cours qu'à l'école publique alors que les écoles coraniques n'assuraient que l'apprentissage du Coran. Dans certains pays, les écoles coraniques ne se contentent pas de dispenser un enseignement strictement religieux, elles forment également les enfants à la lecture et de l'écriture mais ce n'est pas le cas dans ces pays d'Afrique de l'Ouest. Si l'école coranique est ressentie comme plus fondamentale par les musulmans, elle implique pour les parents désireux que leurs enfants sachent lire et écrire de leur faire suivre une double scolarisation. Il est possible que cela soit le cas à Dakar où plus de 77 % des individus de plus de 7 ans sont allés à l'école coranique et seulement 68 % à l'école primaire. Par contre dans les autres capitales, les musulmans vont plus fréquemment à l'école primaire qu'à l'école coranique. Les musulmans ont un taux de scolarisation plus faible que les autres populations mais ils ont un indice de parité sexuelle plus élevé. C'est particulièrement le cas à Niamey où, pour la population de plus de 7 ans, la différence de scolarisation entre hommes et femmes est plus faible que dans les autres capitales. L'écart de scolarisation entre garçons et filles au Niger, estimé comme étant le plus fort au monde par le programme EPT, reflète donc essentiellement la différence d'attitude par rapport au rôle traditionnel des femmes entre les populations urbaines et rurales de ce pays.

Tableau 5 : Répartition de la population de 7 ans et plus, pourcentage des individus ayant été à l'école primaire et Indice de Parité Sexuelle pour l'accès à l'école primaire selon les différentes religions recensées¹, en %

²	Musulm.	Cath.	Prot.	Chr. Cél.	Autre Chr.	Anim.	Autre	Sans	Total
Lomé									
Répartition %	11,0	46,4	9,6		18,5	7,2	5,5	1,7	100
Ecole primaire	73,1	89,8	90,7		86,9	64,4	67,5	87,9	84,4
Ecole coranique	49,2								
IPS ³	76,7	85,6	86,2		81,5	55,7	49,6	81,0	80,1
Cotonou									
Répartition %	10,0	64,9	5,3	4,3	7,6	3,6	2,8	1,4	100
Ecole primaire	67,7	84,2	84,4	82,3	80,9	54,3	69,3	80,3	80,4
Ecole coranique	45,6								
IPS ³	71,6	79,7	68,0	80,6	74,8	47,3	51,2	65,7	76,2
Abidjan									
Répartition %	37,9	31,4	9,5		9,2	1,7	7,5	1,3	100
Ecole primaire	51,2	86,1	88,1		83,1	79,8	78,9	84,5	72,0
Ecole coranique	27,6								
IPS ³	74,9	84,7	84,6		78,1	67,6	72,2	77,0	82,0
Ouagadougou									
Répartition %	57,7	34,9	6,3		0,5	0,4	0,1	0,1	100
Ecole primaire	59,9	79,0	80,1		93,8	69,5	55,0	29,9	68,0
Ecole coranique	15,4								
IPS ³	80,3	84,0	91,4		97,8	63,6	-	-	83,3
Dakar									
Répartition %	93,4	6,5	0,05			-	-	-	100
Ecole primaire	68,3	81,7	82,5						69,2
Ecole coranique	77,5								
IPS ³	83,7	82,6	90,0						83,7
Niamey									
Répartition %	97,4	1,7	0,7			-	0,2	-	100
Ecole primaire	64,7	81,9	78,2						65,2
Ecole coranique	40,6								89,3
IPS ³	89,4	84,1	76,3						
Bamako									
Répartition %	96,7	2,1	0,5		-	0,1	-	-	100
Ecole primaire	59,9	71,8	80,4						60,3
Ecole coranique	38,9								
IPS ³	79,3	82,6	93,4						79,5

Source: Enquêtes 1-2-3, Instituts Nationaux de Statistique, AFRISTAT, DIAL

(1): Les catégories recueillies sont: Musulmans, Catholiques, Protestants, Chrétiens Célestes, Autres Chrétiens, Animistes, Autres Religions, Sans Religion. (2): % d'individus ayant répondu OUI à la question 'Etes-vous allé au moins à l'école primaire?'. Pour les musulmans figure entre parenthèse le pourcentage d'individus ayant été à l'école coranique. (3): IPS: Indice de Parité Sexuelle: rapport du pourcentage de femmes sur le pourcentage d'hommes ayant été à l'école primaire.

3. DONNEES ET MODELE UTILISE

3.1. Modèle

Les enquêtes utilisées fournissent des informations sur les caractéristiques individuelles et les activités de tous les membres d'un ménage ce qui permet de connaître la structure démographique et le niveau socio-économique de ce ménage. Les ménages enquêtés ont été tirés au sort à partir d'un recensement de population dans les différents quartiers de la ville. Le numéro d'identification du ménage inclut le code du quartier de résidence ce qui permet également de connaître la localisation de ce ménage. Les enfants qui vivent dans une même famille et les familles qui résident dans le même quartier partagent un contexte identique et ne sont pas indépendants. Pour tenir compte de la structure hiérarchique des données observées et de la corrélation des observations (le fait que les enfants au sein d'une famille ont en commun les mêmes caractéristiques familiales), nous avons utilisé un modèle à coefficients aléatoires, également appelé selon les domaines d'application modèle à composantes d'erreur, modèle multi-niveaux ou modèle mixte généralisé.

Le modèle estimé est un modèle à trois niveaux où la variable réponse y_{ijk} est une variable binaire indiquant si l'enfant est allé ou non à l'école primaire transformée par une fonction logit.

$$\begin{cases} y_{ijk}^* = x_{ijk}'\beta + v_k + u_{jk} + \varepsilon_{ijk} \\ y_{ijk} = I(y_{ijk}^* > 0) \end{cases}$$

$i = 1, \dots, n_j$ est l'indice de l'enfant dans la famille j , $j = 1, \dots, m_k$ est l'indice de la famille dans le quartier k . $x_{ijk}'\beta$ représente la partie fixe du modèle, x_{ijk} étant le vecteur de variables explicatives relatives à l'enfant, sa famille et son quartier et β le vecteur des coefficients de régression. La partie aléatoire du modèle : $v_k + u_{jk} + \varepsilon_{ijk}$, est décomposée en une somme de résidus où v_k représente l'hétérogénéité inobservée entre les quartiers de résidence, u_{jk} l'hétérogénéité inobservée entre les familles du quartier k , et ε_{ijk} est le terme d'erreur résiduel de l'enfant i de la famille j . Ce modèle est un modèle à constante aléatoire tel que :

$$\begin{cases} y_{ijk}^* = \beta_{0jk} + x_{ijk}'\beta_{1jk} + \varepsilon_{ijk} \\ \beta_{0jk} = \beta_{00k} + u_{jk} \\ \beta_{00k} = \beta_{000} + v_k \end{cases}$$

Où β_{000} représente le point moyen, u_{jk} la déviation par rapport à la moyenne des familles, et v_k la déviation par rapport à la moyenne des quartiers.

Les termes d'erreur sont supposés mutuellement indépendants et indépendants des variables explicatives :

ε_{ijk} suit une loi logistique : $E(\varepsilon_{ijk}) = 0$ $V(\varepsilon_{ijk}) = \pi^2/3$ et $\text{cov}(\varepsilon_{i'jk}, \varepsilon_{ijk}) = 0$ pour $i \neq i'$

$$u_{jk} | x_{ijk} \rightarrow N(0, \sigma_u^2), \quad \text{cov}(u_{jk}, \varepsilon_{ijk}) = 0$$

$$v_k | x_{ijk} \rightarrow N(0, \sigma_v^2), \quad \text{cov}(v_k, \varepsilon_{ijk}) = 0 \quad \text{et} \quad \text{cov}(u_{jk}, v_k) = 0$$

La variance résiduelle $Var(y_{ijk}^* | x_{ijk}) = Var(v_k + u_{jk} + \varepsilon_{ijk}) = \sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \pi^2/3$ est la somme des variances qui existent entre les quartiers, entre les familles d'un même quartier et à l'intérieur des familles. La dépendance entre les enfants d'un même quartier mais de différentes familles est mesurée par la corrélation intra-classe ρ_v :

$$\rho_v \equiv cor(y_{ijk}^*, y_{i'jk}^* | x_{ijk}, x_{i'jk}) = \frac{\sigma_v^2}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \pi^2/3}$$

Tandis que la dépendance entre les enfants d'une même famille sachant qu'ils habitent le même quartier est mesurée par la corrélation intra-classe ρ_u :

$$\rho_u \equiv cor(y_{ijk}^*, y_{i'jk}^* | x_{ijk}, x_{i'jk}, v_k) = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \pi^2/3}$$

Ce modèle a été choisi pour prendre en compte l'ensemble des facteurs inobservés dans la probabilité d'être ou non scolarisé et examiner l'origine de cette variabilité inexpliquée. En effet, en dehors de l'impact des facteurs généralement admis et mesurés (sexe, âge, taille et revenu des familles, éducation des parents) une grande part de la probabilité d'être ou non scolarisé reste inexpliquée. Cela peut provenir d'effets de discrimination entre les enfants au sein d'une fratrie, en raison de l'état de santé ou des capacités d'apprentissage de tel ou tel enfant, d'effets propres à certaines familles comme l'ambition des parents ou de leur situation relationnelle, et enfin d'effets de voisinage : réputation et proximité des écoles, mixité sociale, insécurité du quartier ou déficience des infrastructures locales. L'objectif est ici d'évaluer quelle part de cette hétérogénéité provient de caractères intrinsèques à l'enfant (effet de discrimination), à sa famille (effet de demande), ou à son voisinage (effet contextuel) alors que les modèles de régression classiques qui ignorent la structure hiérarchique des données attribuent la variabilité résiduelle à des facteurs non mesurés de variation entre les enfants.

Les modèles à coefficients aléatoires sont largement utilisés en démographie, en sociologie et en sciences de l'éducation (modèle multi-niveaux), ou en épidémiologie (modèle mixte généralisé), mais, en dehors des études sur données de panels, ils sont plus rarement utilisés en économie hormis les recherches récentes en marketing ou sur l'environnement où il importe de prendre en compte l'hétérogénéité des goûts et des comportements individuels (voir par exemple Train, 2003, Chitagunta et al., 2002, Layton, 2000). A notre connaissance seulement deux travaux en économie dans le domaine de l'éducation ont eu recours à ce type de modèle (Deb et Rosati, 2003, Jensen et Nielsen, 1997). La raison principale tient essentiellement aux hypothèses de ce modèle qui stipule l'indépendance entre les différents niveaux hiérarchiques, une situation acceptable en sciences de l'éducation (élèves, classes, professeurs) mais rarement rencontrée en économie dans l'analyse d'enquêtes ménages (voir Behrman et Deolalikar, 1993). Par ailleurs, l'hétérogénéité individuelle n'est généralement pas considérée comme ayant un intérêt en soi et la corrélation des observations est alors un paramètre de nuisance qui peut être corrigée par le recours à des modèles à effets fixes. Dans ce travail, en dehors de la volonté de distinguer la variabilité inexpliquée qui réside à l'intérieur des familles de celle qui existe entre les familles et entre les quartiers de résidence, trois autres raisons d'ordre méthodologique nous ont incité à choisir une modélisation à coefficients aléatoires et non un modèle à effets fixes. Tout d'abord le petit nombre d'enfants par famille et le grand nombre de familles, la prise en compte de trois niveaux de structure (enfants, familles, quartiers), et le fait que la plupart des variables explicatives prises en compte dans le modèle soient relatives à la famille et non à l'enfant, ces trois raisons invalident les modèles à effets fixes (Greene, 2003). Enfin, si la corrélation entre n'importe quelle variable et le terme d'erreur conduit à une estimation biaisée de tous les paramètres, la non prise en considération de la structure hiérarchique des données gonfle artificiellement le nombre d'observations indépendantes aux niveaux supérieurs de la hiérarchie et conduit également à une estimation biaisée des paramètres.

A l'évidence, il est difficile de postuler l'indépendance des familles et quartiers de résidence. La répartition spatiale des familles n'est pas homogène et les quartiers riches ou pauvres, centraux ou périphériques sont représentatifs d'une certaine segmentation sociale et caractérisés par le type de familles qui y résident. Par ailleurs, nous ne disposons d'aucune information sur les quartiers et l'effet

de toutes les caractéristiques inobservées du quartier est contenu dans le coefficient aléatoire v_k . Il est donc très probable que ce coefficient aléatoire, spécifique au quartier, soit corrélé avec des variables explicatives relatives aux familles, en particulier le revenu et le taux de migrants. Ce problème d'endogénéité peut être corrigé de deux façons : en introduisant des variables construites, par exemple le revenu moyen des familles et le taux de familles migrantes par quartier ou en remplaçant les variables explicatives par leur déviation à la moyenne du niveau et par la moyenne de ce niveau (Snijders et Berkoff, 2004).

Dans le cas d'une variable réponse qualitative, l'estimation du maximum de vraisemblance d'un modèle hiérarchique à plus de deux niveaux, sans solution analytique, présente de nombreuses difficultés qui n'ont pu être résolues que récemment. Plusieurs méthodes ont été proposées, en particulier en utilisant la méthode des moments simulés (McFadden et Train, 2000) ou par approximation numérique basée sur une procédure d'adaptation quadratique (Rabe-Hesketh, Skrondal et Pickles, 2005). Nous avons utilisé cette dernière méthode, l'estimation des modèles a été faite avec le logiciel GLLAMM implanté sous Stata (Rabe-Hesketh et al., 2001).

Un modèle de décomposition de la variance, sans variable explicative, a d'abord été estimé pour évaluer le poids de chaque niveau hiérarchique sur la probabilité d'être scolarisé. L'introduction des variables explicatives permet ensuite d'évaluer leur impact sur la réduction de variance et la part de variabilité résiduelle subsistant aux niveaux individuel, familial et contextuel.

3.2. Sélection de la population

En raison du caractère censuré des données observées, le choix de la tranche d'âge sur laquelle faire les évaluations est un problème délicat. La période de scolarité obligatoire est de 6 à 16 ans en Côte d'Ivoire, de 6 à 15 ans au Togo, de 7 à 15 ans au Mali, de 7 à 16 ans au Burkina Faso, au Niger et au Sénégal et de 6 à 11 ans au Bénin (Unesco, Rapport Mondial du suivi de l'EPT, annexe statistique 2003/2004). Pour nous interroger sur les raisons de la non scolarisation, définitive ou non, des enfants d'âge scolaire, nous avons examiné la réponse à la question « Etes-vous allé à l'école primaire ? » quelque soit le type d'école, publique ou privée, confessionnelle ou non. Nous avons retenu tous les enfants présents dans une famille à partir de 6 ou 7 ans, selon l'âge officiel d'entrée en primaire dans les différents pays, et jusqu'à l'âge de 18 ans à l'exclusion des jeunes domestiques et des jeunes qui ont quitté le foyer parental.

Tableau 6 : Effectif par capitale aux différents niveaux d'observation

	Nombre de jeunes	Nombre de familles	Nombre d'enfants par famille			Nombre de quartiers	Nombre de familles par quartier		
			Min	Max	Moy		Min	Max	Moy
Lomé	3.085	1.399	1	12	2,2	125	4	16	11,2
Cotonou	3.501	1.537	1	14	2,3	125	4	19	12,3
Abidjan	3.309	1.349	1	11	2,5	125	4	18	10,8
Ouagadougou	4.358	1.656	1	10	2,6	124	8	20	13,4
Niamey	4.750	1.641	1	15	2,9	125	7	19	13,1
Dakar	5.965	1.851	1	19	3,2	125	7	20	14,8
Bamako	3.826	1.479	1	13	2,6	125	6	18	11,8
Total	28.794	10.912	1	19	2,6	874	4	20	12,5

Source: Enquêtes 1-2-3, Instituts Nationaux de Statistique, AFRISTAT, DIAL

Il y a en moyenne 2,6 enfants de 6 ou 7 ans à 18 ans dans chaque famille, ce nombre varie de 1 à 19 enfants (Tableau 6). Certaines familles n'ont qu'un enfant mais ce problème est moins important pour l'estimation des modèles que le rapport respectif des tailles de populations aux différents niveaux retenus et nous avons donc décidé de les conserver.

Les entrées tardives à l'école sont un phénomène courant et il est probable que les enfants non scolarisés à 6, 7 ou 8 ans puissent l'être par la suite. A Lomé et à Cotonou, c'est à l'âge de 8 ans que les enfants sont à l'école en plus grande proportion et pour les autres capitales, c'est à 10 ou 11 ans, que l'on trouve le pourcentage le plus élevé d'enfants en cours de scolarité mais il ne nous est pas possible de savoir si cela correspond à un phénomène général d'entrées tardives à l'école ou si cela

correspond aussi à une tendance à la déscolarisation pour une partie des plus jeunes générations (Tableau 7). Pour les enfants de plus de 11 ou 12 ans, il est raisonnable de penser que ceux qui ne sont pas encore allés à l'école primaire n'iront jamais. La plupart des études sur les déterminants de la demande d'éducation tiennent compte de ce phénomène d'entrée retardée en excluant de leur échantillon d'analyse les enfants les plus jeunes. Nous avons cependant choisi de les conserver d'une part pour ne pas sélectionner, au sein d'une fratrie, une partie seulement des enfants d'âge scolaire en examinant la demande d'éducation de la part des familles, d'autre part parce que la majorité d'entre eux sont déjà scolarisés à cet âge et qu'en milieu urbain certains sont parfois scolarisés en cycle pré-primaire avant l'âge obligatoire d'aller à l'école. Il importe donc de se demander pourquoi une partie des enfants qui ont dépassé l'âge de la scolarité obligatoire n'ont pas encore été scolarisés sachant que cela peut nuire à leur apprentissage. Certaines études ont montré que les enfants entrés tardivement à l'école sont sujets plus que les autres aux redoublements et abandons précoces de scolarité (Wils, 2004). Il est admis que l'acquisition efficace de la lecture et de l'écriture nécessite un minimum de 6 ans de scolarité or les abandons font que beaucoup d'enfants ne bénéficient pas de cet apprentissage complet. Dans notre échantillon, la durée moyenne des études des enfants qui sont allés à l'école et qui ont arrêté leur scolarité est de 3,8 à 4,7 ans selon les pays (Tableau 7), seulement 22,7 % des jeunes qui ont quitté l'école ont reçu un enseignement de 6 ans ou plus. Si on admet que les enfants qui entrent à l'école primaire avec 2 ou 3 années de retard abandonneront leur scolarité avant la fin du cycle, le bénéfice de cette scolarité partielle sera très faible et on peut donc considérer ces enfants de la même manière que ceux qui ne sont jamais allés à l'école.

C'est aussi pour ne pas sélectionner une partie de la fratrie que nous avons retenu les jeunes jusqu'à l'âge de 18 ans à la date de l'enquête. La décision de scolariser un enfant dépend du nombre d'enfants scolarisables dans la famille et cette décision devrait pouvoir être tenue sur une période de 6 ans au moins pour chaque enfant. Les jeunes âgés de 18 ans en 2001 ont pu se trouver à l'âge du primaire avec d'autres frères et sœurs en début de scolarité, ils doivent donc être pris également en compte. Par ailleurs, à Lomé et Cotonou, plus de la moitié des jeunes de 18 ans sont toujours en cours d'étude (Tab. 7). En effectuant ce choix de tranche d'âge, il est possible que nous soyons amenés à considérer comme scolarisés ou non scolarisés quelques enfants qui auront peut-être le même parcours scolaire (entrée tardive ou abandon précoce) mais il nous a paru plus important de prendre en compte l'ensemble de tous les enfants d'âge scolaire présents dans une famille pour évaluer les facteurs de décision parentale face à l'obligation scolaire.

Tableau 7 : Scolarité des jeunes de 6 à 18 ans dans les différentes capitales : Jeune en cours de scolarité, Jeune ayant arrêté sa scolarité, Jeune n'ayant jamais été scolarisé. Données d'enquête extrapolées, année 2001, en % par âge

Age															Moyenne		Nombre d'années	
	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	Tous	Garçon	File	Garçon	File
Lomé																		
En cours	81,4	88,8	90,9	88,0	89,6	90,6	86,5	84,4	83,7	71,4	73,4	58,8	54,4	80,3	87,1	74,1	5,01	4,73
Abandon	0,0	1,4	1,1	2,8	3,5	3,3	5,1	8,2	11,3	22,4	21,1	30,9	37,7	11,2	8,3	13,9	4,52	3,84
Jamais	18,6	9,8	8,0	9,2	6,8	6,1	8,5	7,4	5,0	6,2	5,5	10,3	7,9	8,5	4,6	12,0	0	0
Cotonou																		
En cours	83,9	82,9	90,4	88,3	84,4	89,2	78,8	82,1	69,2	65,2	65,6	56,0	59,4	75,9	83,8	68,6	5,12	4,92
Abandon	0,9	1,1	0,7	2,1	3,1	2,3	9,6	7,0	19,3	21,6	23,7	29,0	26,1	11,7	10,1	13,1	4,44	4,00
Jamais	15,1	15,9	8,9	9,6	12,4	8,5	11,6	10,9	11,5	13,3	10,7	15,1	14,5	12,4	6,1	18,3	0	0
Abidjan																		
En cours	64,9	76,0	77,3	75,1	79,2	78,1	69,9	63,2	60,5	52,4	49,6	38,8	42,4	62,7	72,8	54,7	4,58	4,4
Abandon	0,6	2,4	3,9	6,2	4,2	7,3	10,2	15,7	22,1	29,5	28,6	38,1	37,9	16,6	13,4	19,2	4,36	3,90
Jamais	34,5	21,6	18,8	18,7	16,5	14,6	19,9	21,1	17,5	18,1	21,7	23,0	19,7	20,7	13,8	26,1	0	0
Ouagadougou																		
En cours		72,4	86,0	83,7	88,8	87,8	79,6	78,4	68,4	61,4	48,7	44,2	36,6	69,4	72,8	66,2	4,63	4,8
Abandon		0,4	1,1	3,0	3,5	3,4	7,9	8,9	16,0	23,1	35,6	36,8	44,9	15,6	15,9	15,3	4,73	4,35
Jamais		27,2	12,9	13,3	7,7	8,8	12,5	12,8	15,6	15,5	15,7	19,0	18,5	15,0	11,3	18,5	0	0
Niamey																		
En cours		58,5	77,1	78,8	73,0	85,7	74,3	71,1	63,0	44,6	42,4	39,1	28,4	62,1	63,6	60,8	4,47	4,57
Abandon		0,8	1,8	3,7	4,2	4,6	8,9	13,1	20,8	34,4	33,9	39,8	40,0	16,4	17,1	15,7	4,80	4,68
Jamais		40,7	21,1	17,4	22,8	9,8	16,8	15,8	16,2	21,0	23,7	21,1	31,6	21,5	19,3	23,5	0	0
Dakar																		
En cours		50,1	71,4	76,5	76,9	74,7	72,6	64,5	63,5	52,2	45,7	33,3	37,9	58,8	61,0	56,8	4,77	4,93
Abandon		2,5	3,3	3,7	7,0	7,7	11,3	15,1	19,9	25,0	32,4	42,7	41,7	18,6	18,8	18,3	4,45	4,23
Jamais		47,5	25,3	19,8	16,1	17,7	16,1	20,4	16,6	22,8	21,9	23,9	20,3	22,6	20,2	24,9	0	0
Bamako																		
En cours		61,1	72,5	76,9	77,3	83,8	76,8	78,5	72,9	74,9	69,6	59,7	47,2	71,3	76,3	66,2	4,75	4,76
Abandon		1,2	0,2	1,7	2,7	2,0	1,6	4,1	4,1	7,2	8,6	9,9	16,8	4,6	4,5	4,6	4,24	4,05
Jamais		37,7	27,2	21,4	20,0	14,1	21,6	17,5	23,0	17,8	21,8	30,4	36,0	24,2	19,2	29,2	0	0
Domestique																		
En cours	0,0	12,4	0,0	1,1	0,0	3,9	11,6	6,7	0,0	2,3	0,6	0,3	1,3	2,0	21,8	1,2	5,40	4,24
Abandon	0,0	0,0	19,8	11,5	13,9	38,1	13,3	15,8	32,1	26,7	30,7	30,6	27,9	27,2	14,2	27,7	3,70	3,95
Jamais	100	87,6	80,2	87,4	86,1	58,0	75,1	77,5	67,9	70,5	68,7	69,1	70,8	70,8	64,0	71,1	0	0

Source: Enquêtes 1-2-3, Instituts Nationaux de Statistique, AFRISTAT, DIAL

Les enfants déclarés domestiques sont essentiellement des filles (95 %) et seulement 29 % de ces jeunes déclarent avoir été à l'école alors que 82 % des enfants non domestiques de la même classe d'âge y sont allés (Tableau 7). Etant donné la particularité de ce groupe d'enfants quant à leur statut dans le ménage et la spécificité de leur exclusion du système scolaire, il serait nécessaire de pouvoir les traiter comme une catégorie à part. Leur faible effectif dans chacune des capitales ne permettant pas de le faire, nous avons décidé de ne pas les prendre en compte dans cette analyse.

Parmi les jeunes de 6 à 18 ans ou de 7 à 18 ans non déclarés domestiques, 17,3 % ne sont pas, ou pas encore, allés à l'école. La différence entre les capitales reste importante, ce taux est de 8,5 % à Lomé et de 22,7 % à Bamako (Tableau 8).

Tableau 8 : Pourcentage de jeunes de 6 et 18 ans ou 7 et 18 ans qui sont allés à l'école primaire dans les différentes capitales. (Hors domestiques et jeunes vivant en dehors de leur famille parentale, données non extrapolées)

	Cotonou 6-18 ans	Ouaga 7-18 ans	Abidjan 6-18 ans	Niamey 7-18 ans	Lomé 6-18 ans	Bamako 7-18 ans	Dakar 7-18 ans	Tous
Garçons	93,97	87,92	86,38	80,38	95,39	82,56	80,47	85,74
Filles	80,60	81,82	73,77	76,65	88,11	72,34	76,07	78,11
Tous	87,00	84,76	79,42	78,42	91,54	77,31	78,21	81,75
Effectif	3.501	4.358	3.309	4.750	3.085	3.826	5.965	28.794

Source: Enquêtes 1-2-3, Instituts Nationaux de Statistique, AFRISTAT, DIAL

3.3. Variables retenues

Les variables retenues dans les modèles concernent l'enfant et sa famille. Pour comparer l'effet de ces facteurs entre les différentes villes, nous avons été contraints par la nécessité de retenir des variables explicatives identiques, non colinéaires et d'effectif suffisant pour chaque ville. Un grand nombre de variables explicatives potentielles ont été explorées et, étant donné le temps nécessaire à l'estimation de modèles non linéaires à effets aléatoires, la sélection des variables a été faite à partir de l'estimation de modèles logit non hiérarchiques (Agresti, 2002).

3.3.1. Caractéristiques individuelles

Les variables relatives à l'enfant sont le sexe, l'âge et le carré de l'âge, le statut de l'enfant dans la famille, et son lieu de naissance. En dehors des enfants domestiques qui ont été exclus de l'analyse, les familles accueillent également d'autres enfants que les enfants biologiques du ménage. Ces enfants confiés, souvent venus de la campagne, peuvent être apparentés ou non. Le placement des enfants dans des familles autres que celles de leurs parents biologiques est fréquent en Afrique. Cette pratique qui leur permet de bénéficier de ressources plus importantes que les seules ressources parentales mais leur impose aussi des coûts de réciprocité plus larges, est reconnue comme étant favorable à la scolarisation des enfants (Llyod and Blanc, 1996, Akresh, 2004). La variable retenue pour le statut de l'enfant dans la famille est une indicatrice qui vaut un lorsque l'enfant est déclaré comme étant enfant du chef de ménage. Nous disposons d'informations seulement pour la famille de résidence, c'est donc uniquement l'effet de préférence biologique au sein de la famille d'accueil et non les avantages que peut recevoir l'enfant confié par rapport à sa famille d'origine qui peut être évalué.

3.3.2. Caractéristiques familiales

Les éléments familiaux qui ont été considérés sont d'ordre démographique et économique ainsi que la religion et le niveau d'étude du chef de ménage. Pour les familles élargies où plusieurs générations et parentèles latérales vivent ensemble, les données d'enquête ne permettent pas d'identifier quels sont les parents des différents enfants de ces ménages. Les informations dont nous disposons ne concernent que le chef de ménage qui peut parfois être le grand père, l'oncle ou une personne sans lien familial avec l'enfant. Certaines des caractéristiques familiales, en particulier l'éducation du chef de ménage, la religion et la taille de la famille, sont également caractéristiques des différents pays. Le tableau 9 permet de comparer les sept capitales pour les valeurs moyennes des différentes variables relatives aux

familles. Ainsi, 80 % des chefs de ménage sont allés à l'école primaire à Cotonou et Lomé alors que la moitié d'entre eux déclarent y être allé à Ouagadougou et Bamako et seulement 43 % à Niamey. La différence, entre les capitales, des proportions de chefs de ménage sachant lire et écrire est du même ordre, cela reflète l'ancienneté de la scolarisation dans les différents pays. Pour évaluer l'impact de l'éducation des parents sur la probabilité de scolarisation des enfants, il serait plus judicieux de considérer le type de diplôme à Cotonou ou Lomé et seulement l'alphabétisme des parents à Niamey, Bamako ou Ouagadougou. Nous avons choisi d'introduire comme variable unique pour les sept capitales le nombre d'années d'études du chef de ménage. La religion est également caractéristique de ces différents pays. L'islam étant la religion la mieux représentée pour les sept capitales et les effectifs des autres pratiquants étant parfois infimes, nous avons considéré seulement le fait d'être musulman contre toutes les autres confessions religieuses.

Le bien-être économique des ménages a été pris en compte par trois variables : l'ensemble de tous les revenus du ménage rapportés au nombre de membres dans le ménage, le secteur d'activité du chef de ménage et le rapport de dépendance. La pauvreté des familles ainsi que le faible niveau d'éducation des parents sont les facteurs généralement évoqués pour expliquer la non scolarisation des enfants dans les pays africains comme partout ailleurs dans le monde. Pour pouvoir comparer ces sept pays en évitant le calcul de parité de pouvoir d'achat, nous avons pris les quartiles de revenu par tête et considéré seulement le niveau relatif de richesse des familles dans chaque capitale. Prendre les classes de revenu au lieu du revenu nominal permet également de remédier en partie au problème de fausses déclarations ou d'erreurs de mesure. La répartition des familles dans les quartiles du revenu par tête a été calculée dans chaque pays sur l'ensemble de tous les ménages enquêtés et non sur l'échantillon retenu de ménages dans lesquels vivent des jeunes. Les familles ayant des enfants d'âge scolaire sont surreprésentées dans les quartiles inférieurs (Tableau 9). C'est seulement l'appartenance au premier quartile qui a été retenue pour prendre en compte l'effet de pauvreté des familles. Pour le secteur d'activité du chef de famille nous avons retenu une variable binaire indiquant si le chef de ménage travaille dans le secteur informel. Ce choix repose sur deux considérations, la première étant que les enfants dont le père travaille dans le secteur informel sont plus souvent sollicités pour travailler dans l'entreprise familiale et sont moins scolarisés, la seconde étant qu'une grande partie des chefs de famille sont employés dans ce secteur. Pour l'ensemble des sept capitales, 49 % des chefs de famille travaillent dans le secteur informel, les autres étant salariés des secteurs public, semi-public, privé, ou inactifs (Tableau 8). Les personnes qui travaillent dans le secteur public, semi-public ou pour des entreprises privées de grande taille se situent en majorité dans les tranches de revenus moyens et supérieurs, mais les personnes qui travaillent dans le secteur informel se répartissent dans tous les quartiles de revenu.

Les études sur les déterminants de la scolarisation en Afrique montrent l'impact spécifique et plus important qu'ailleurs de la structure démographique des ménages. Ces travaux ont généralement porté sur un seul pays et les caractéristiques démographiques de ces ménages urbains montrent qu'il existe des différences importantes entre ces pays d'Afrique de l'ouest. Dans cet échantillon, les ménages polygames sont de l'ordre de 3 % à Lomé, Cotonou et Abidjan alors qu'ils sont 14 % à Ouagadougou, Bamako et Niamey. Les musulmans ne sont pas les seuls pratiquants de la polygamie : 13 % des ménages musulmans et 3 % des ménages non musulmans sont polygames. Les femmes chefs de ménage sont aussi plus nombreuses à Lomé, Dakar et Cotonou que dans les autres capitales. Enfin, la taille des ménages est très supérieure à Dakar. Nous avons choisi comme variables de structure démographique : le sexe du chef de ménage et la polygamie du chef de ménage, la taille de la fratrie (enfants entre 6 ou 7 ans et 18 ans présents dans le ménage), le nombre d'enfants de moins de 6 ans, le nombre de femmes de plus de 18 ans, le nombre d'hommes de plus de 18 ans, et la présence de domestiques dans le ménage. Lorsque les femmes se déclarent chefs de ménage, elles expriment en général l'absence d'homme dans le ménage et cela correspond essentiellement à des ménages monoparentaux. Près de 99 % des ménages monoparentaux sont dirigés par des femmes. Les ménages dirigés par des hommes sont soit monogames soit polygames. Le choix de ces deux variables est équivalent à celui d'une variable multinomiale indiquant le nombre de conjoints mais il permet de mettre plus spécifiquement l'accent sur le rôle des femmes chefs de ménage. La taille moyenne des ménages dirigés par des femmes est de 7,5 membres, inférieure à celle des ménages dirigés par des hommes, 9 membres, mais certaines femmes dirigent aussi de très grandes familles. Plus que la taille du ménage, c'est la composition par sexe et par âge des divers membres du ménage qui importe et

participe à la différence des taux de scolarisation des garçons et des filles. Le pourcentage de filles au sein de la fratrie, sensé expliquer la compétition entre les garçons et les filles pour les ressources du ménage, s'est révélé non significatif pour les sept capitales et n'a pas été retenu dans les modèles. La plupart des enfants non scolarisés ne travaillent pas et, pour les filles, cela correspond souvent à la nécessité de prendre en charge une partie des charges ménagères dévolues aux femmes. Nous avons retenu pour mesurer ce phénomène le nombre de très jeunes enfants, le nombre de femmes et la présence de domestiques dans le ménage.

Les capitales attirent un grand nombre de migrants venus de la campagne ou de l'étranger. Ces migrations économiques peuvent aussi être motivées par la volonté d'offrir une instruction à leurs enfants mais beaucoup de ces familles s'installent dans des quartiers périphériques où les infrastructures scolaires sont moins importantes (Kadore et al, 2003). Leur demande vis-à-vis de l'école peut aussi être différente de celles de familles installées en ville depuis longue date. Nous avons retenu comme variable indiquant le statut migratoire ou non de la famille le lieu de naissance du chef de famille, dans la capitale ou hors de la capitale.

3.3.3. Caractéristiques du lieu de résidence

Nous ne disposons pas d'information sur les infrastructures des quartiers de résidence. Tout ce qui relève d'un effet du quartier est pris en compte dans la variance entre les différents quartiers qui est estimée. Pour tenir compte de la caractérisation du quartier par le type de familles qui y résident nous avons construit deux variables représentatives du quartier : la moyenne du revenu mensuel par tête des familles résidentes du quartier et le pourcentage de familles 'autochtones' dans le quartier. Ces deux variables ont été calculées à partir de l'ensemble des familles enquêtées par quartier et non sur l'échantillon sélectionné des familles avec enfants d'âge scolaire.

3.3.4. Sélection du modèle

Le modèle choisi qui tient compte explicitement de la dépendance des observations au sein des différents niveaux hiérarchiques (des enfants au sein des familles, des familles au sein des quartiers), suppose par contre l'indépendance des populations de chaque niveau.

Nous avons admis cette hypothèse pour ce qui concerne les enfants et leurs familles en considérant que la distribution des caractères propres aux enfants (sexe, âge, ...) était indépendante des caractéristiques familiales. L'âge des enfants a été centré sur l'âge moyen de tous les enfants. En raison de phénomènes de sélection, l'indépendance entre familles et quartiers n'est par contre pas admissible. Ceci implique que le résidu relatif aux quartiers v_k ne soit pas orthogonal aux variables explicatives familiales ou, en d'autres termes, ne soit pas de moyenne nulle et que l'estimation des coefficients fixes β soit biaisée. Snidjers et Berkoff (2004) ont montré que ce biais pouvait être corrigé en introduisant dans le modèle, pour chaque variable, la déviation à la moyenne du quartier et la moyenne de ce quartier pour séparer les effets provenant d'une variation entre les familles d'un quartier de celui provenant d'une variation entre les quartiers (voir également Skrondal et Rabe-Hesketh, p. 52). Un test d'égalité de coefficients estimés pour la déviation et la moyenne équivaut à un test d'Hausman, et on peut considérer, en cas d'égalité, qu'il n'y a pas de corrélation entre la variable considérée et le terme d'erreur².

Les variables familiales sont discrètes ou continues. La méthode proposée par Snidjers et Berkoff a été appliquée pour toutes les variables continues. Nous avons retenu dans le modèle, comme étant représentatives du quartier, uniquement les caractéristiques familiales dont le coefficient estimé pour leurs moyennes au niveau du quartier était significativement différent de celui obtenu pour la déviation à cette moyenne, cela pour au moins une des sept capitales. L'introduction dans le modèle de la moyenne par quartier des variables familiales binaires a également été testée mais aucune n'a été retenue soit parce qu'elles étaient non significatives, soit parce qu'elles étaient colinéaires avec d'autres variables que nous avons privilégiées. En particulier, le pourcentage de chefs de ménage

² Cette démonstration ne porte cependant que sur le cas d'un modèle linéaire à deux niveaux hiérarchiques et n'a pas encore été établie pour les modèles non linéaires.

employé dans le secteur informel, ou le pourcentage de familles appartenant au premier quartile de revenu sont, au niveau des quartiers très liés au niveau d'étude moyen des chefs de ménages. Les variables construites (revenu moyen des familles du quartier et pourcentage de familles autochtones dans le quartier) censées caractériser le niveau socio-économique des quartiers n'ont été significatives pour aucune des capitales et n'ont pas été retenues. La « richesse » des quartiers, représentée soit par le revenu moyen des familles résidentes, soit par le pourcentage de familles appartenant au premier quartile, n'a pas d'impact sur la probabilité d'accès à l'école. Par contre la moyenne du niveau d'étude des chefs de ménage dans un quartier explique pour toutes les capitales une part de l'effet du quartier sur la scolarisation des enfants. La moyenne par quartier du niveau d'étude des chefs de familles et la moyenne par quartier du revenu mensuel par tête des familles sont très corrélées. Nous avons donc choisi de ne retenir que le niveau d'étude moyen par quartier comme variable d'approximation du niveau économique et culturel du quartier pour ce qui concerne son impact sur la scolarisation. Finalement, les variables familiales, susceptibles d'être corrélées aux effets non observés du quartier et d'être représentatives de ce quartier, qui ont été prises en compte dans le modèle sont : le rapport de dépendance moyen, le niveau moyen d'étude des chefs de ménage, le nombre moyen de femmes par ménage et le nombre moyen d'enfants de moins de six ans dans les familles du quartier. Les modèles ont été estimés pour chaque capitale et séparément pour les garçons et les filles.

Tableau 9 : Moyenne des variables individuelles et familiales par pays

	Cotono	Ouaga	Abidj	Niamey	Lomé	Bamako	Dakar	Ensemble
Variables enfant								
Age	11,9 (3,8)	12,46 (3,46)	12,12 (3,76)	12,21 (3,49)	11,88 (3,76)	12,22 (3,48)	12,65 (3,47)	12,26 (3,59)
Garçon	0,48	0,48	0,45	0,47	0,47	0,49	0,49	0,48
Enfant bio	0,75	0,77	0,64	0,80	0,70	0,78	0,67	0,73
Né en ville	0,76	0,74	0,70	0,82	0,70	0,82	0,87	0,79
Variables famille								
CM Femme	0,31	0,14	0,21	0,18	0,35	0,10	0,28	0,22
CM Polygame	0,03	0,13	0,04	0,14	0,03	0,14	0,09	0,09
CM Ecole1	0,81	0,50	0,67	0,43	0,80	0,50	0,55	0,60
CM Nb étude	7,14 (5,47)	4,36 (5,44)	6,18 (5,67)	4,20 (5,74)	6,46 (4,72)	4,86 (5,80)	5,07 (5,70)	5,41 (5,62)
CM Alphabétisé	0,73	0,48	0,65	0,41	0,69	0,46	0,54	0,56
CM Urbain	0,37	0,25	0,18	0,21	0,33	0,36	0,43	0,31
CM Chrétien	0,82	0,43	0,49	0,03	0,76	0,02	0,07	0,36
CM AutreRel	0,07	0,01	0,09	0,0	0,13	0,0	0,0	0,04
CM Musulman	0,11	0,56	0,41	0,97	0,11	0,97	0,93	0,60
Ratio-dép	0,41 (0,22)	0,35 (0,19)	0,41 (0,21)	0,29 (0,20)	0,45 (0,21)	0,33 (0,20)	0,32 (0,19)	0,36 (0,21)
Taille Famille	5,40 (2,51)	6,77 (3,13)	6,44 (3,36)	7,24 (3,91)	5,41 (2,60)	6,69 (3,39)	8,92 (4,56)	6,79 (3,65)
Nb moins 6ans	0,63 (0,85)	0,90 (0,99)	0,87 (0,95)	1,19 (1,20)	0,66 (0,84)	1,15 (1,13)	1,10 (1,21)	0,94 (1,06)
Total fratrie Age scolaire	2,28 (1,48)	2,63 (1,58)	2,45 (1,64)	2,89 (2,00)	2,21 (1,44)	2,59 (1,80)	3,22 (2,04)	2,64 (1,77)
Pc fille	0,54 (0,40)	0,54 (0,36)	0,57 (0,39)	0,55 (0,37)	0,54 (0,40)	0,56 (0,37)	0,53 (0,35)	0,55 (0,37)
Nb femmes	1,36 (0,94)	1,63 (1,05)	1,61 (1,26)	1,67 (1,21)	1,42 (0,96)	1,49 (1,13)	2,46 (1,67)	1,69 (1,27)
Nb hommes	1,12 (1,02)	1,61 (1,21)	1,50 (1,26)	1,48 (1,26)	1,12 (1,03)	1,45 (1,11)	2,14 (1,74)	1,52 (1,31)
Famille avec domestique	0,07 (0,31)	0,04 (0,23)	0,08 (0,31)	0,02 (0,17)	0,06 (0,30)	0,09 (0,35)	0,06 (0,28)	0,06 (0,28)
CM Informel	0,57	0,47	0,48	0,49	0,60	0,48	0,35	0,49
Q1	0,29	0,25	0,28	0,25	0,27	0,26	0,26	0,27
Q2	0,27	0,25	0,25	0,26	0,27	0,25	0,25	0,25
Q3	0,24	0,25	0,25	0,25	0,25	0,26	0,24	0,23
Q4	0,20	0,25	0,21	0,25	0,21	0,23	0,25	0,20
Variables représentatives du quartier								
% de chefs de ménage autochtones dans le quartier	0,39 (0,17)	0,26 (0,18)	0,20 (0,11)	0,22 (0,15)	0,35 (0,18)	0,36 (0,21)	0,41 (0,18)	0,31 (0,19)
Moyenne du revenu mensuel par tête des familles, (FCFA en PPA)	77,1 (210,7)	18,0 (12,0)	39,6 (51,4)	23,7 (50,3)	19,3 (9,6)	53,4 (96,4)	21,7 (18,1)	36,1 (94,2)

Source: Enquêtes 1-2-3, Instituts Nationaux de Statistique, AFRISTAT, DIAL

Tableau 10 : Revenu total et revenu par tête, moyenne par quartile en parité de pouvoir d'achat

	Nombre de familles	%	Revenu total		Coefficient de variation	Revenu par tête		Coefficient de Variation
			Moyenne	Ecart-type	%	Moyenne	Ecart-type	
Bamako	1.479		361,71	2059,40	569,35	56,76	346,40	610,29
Quartile1	385	26,0	27,70	23,68	85,49	3,66	2,30	62,84
Quartile2	366	24,7	74,90	38,44	51,32	9,97	1,78	17,85
Quartile3	376	25,4	120,44	62,02	51,49	18,10	3,31	18,29
Quartile4	352	23,8	1.282,96	4.090,33	318,82	204,79	690,15	337,00
Cotonou	1.537		233,91	1.245,65	532,53	46,53	259,16	556,97
Quartile1	443	28,8	30,24	19,35	63,99	5,50	2,43	44,18
Quartile2	403	26,2	70,52	34,56	49,00	12,88	2,13	16,54
Quartile3	372	24,2	124,56	60,07	48,22	22,27	4,04	18,14
Quartile4	319	20,7	850,70	2.645,99	311,04	174,31	550,95	316,07
Abidjan	1349		207,99	369,44	177,62	32,13	45,86	142,73
Quartile1	376	27,9	48,44	34,36	70,93	7,43	3,37	45,36
Quartile2	343	25,4	112,94	68,05	60,25	16,63	2,68	16,11
Quartile3	340	25,2	185,74	104,05	56,02	28,97	5,21	17,98
Quartile4	290	21,5	553,38	672,88	121,59	86,18	75,70	87,84
Dakar	1.851		205,20	246,42	120,09	24,41	32,77	134,25
Quartile1	487	26,3	45,67	40,62	88,94	4,59	3,13	68,19
Quartile2	455	24,6	124,03	65,58	52,87	12,58	2,15	17,09
Quartile3	436	23,5	214,66	119,17	55,52	21,98	3,67	16,70
Quartile4	473	25,5	438,80	362,91	82,70	58,45	49,74	85,10
Lomé	1.399		108,18	337,14	311,65	19,85	68,61	345,64
Quartile1	384	27,4	18,27	13,73	75,15	3,38	1,84	54,44
Quartile2	373	26,7	47,23	23,03	48,76	8,94	1,64	18,34
Quartile3	347	24,8	91,55	44,82	48,96	16,11	2,90	18,00
Quartile4	295	21,1	321,85	689,77	214,31	59,51	142,36	239,22
Ouagadougou	1.656		118,24	180,79	152,90	18,80	34,19	181,86
Quartile1	406	24,5	21,72	19,06	87,75	2,75	1,76	64,00
Quartile2	412	24,9	58,56	27,71	47,32	7,71	1,38	17,90
Quartile3	417	25,2	102,59	52,03	50,72	15,19	3,37	22,18
Quartile4	421	25,4	285,22	290,38	101,81	48,69	57,54	118,18
Niamey	1.641		127,52	226,75	177,81	18,30	32,01	174,92
Quartile1	410	25,0	27,49	20,07	73,00	3,39	1,58	46,61
Quartile2	419	25,5	64,81	36,67	56,58	8,21	1,34	16,32
Quartile3	406	24,7	110,76	65,39	59,04	15,06	2,92	19,39
Quartile4	406	24,7	310,00	392,77	126,70	47,00	54,49	115,94
Ensemble	10.912		193,48	924,07	477,60	30,51	165,17	541,36
Quartile1	2.891	26,5	31,69	28,42	89,68	4,39	2,84	64,69
Quartile2	2.771	25,4	79,36	52,44	66,08	10,91	3,46	31,71
Quartile3	2.694	24,7	136,56	88,87	65,08	19,51	5,87	30,09
Quartile4	2.556	23,4	560,21	1.858,13	331,68	92,91	333,51	358,96

Source: Enquêtes 1-2-3, Instituts Nationaux de Statistique, AFRISTAT, DIAL

4. RESULTATS

Un modèle multi-niveaux sans variable explicative a préalablement été estimé pour effectuer une décomposition de la variance et s'assurer de l'existence d'une hétérogénéité significative imputable à chaque niveau hiérarchique. En particulier pour vérifier l'existence d'un effet de voisinage indépendant des effets dus aux différences entre les familles (Tableau 11). Au niveau du quartier de résidence, le coefficient de corrélation intra classe exprime la dépendance entre des enfants de différentes familles qui vivent dans le même quartier. Il est aussi égal à la part de variance totale imputable au quartier. La variance entre les quartiers est fortement significative pour toutes les capitales sauf à Lomé. La part du contexte de résidence dans la variabilité totale, indépendamment des facteurs individuels et familiaux, mesurée par la corrélation à l'intérieur des quartiers, est relativement importante à Abidjan, Niamey, Dakar et Bamako, elle varie entre 10 et 17 %. Ce résultat justifie donc de prendre en compte les effets de contexte dans l'analyse des déterminants de la non scolarisation des enfants.

A des fins de comparaison, deux types de modèles avec variables explicatives ont été estimés : des modèles logit standards qui ne tiennent pas compte de la dépendance des enfants au sein des familles et des familles au sein des quartiers ont également été estimés (Tableau 12 à 18, modèles 1) et des modèles avec coefficients aléatoires tenant compte de cette structure hiérarchique et de l'hétérogénéité imputable aux variables inobservées à chaque niveau de structure. Des tests de ratio de vraisemblance montrent partout la supériorité des modèles à coefficients aléatoires. Le signe et le degré de significativité des paramètres sont identiques dans les deux modèles pour pratiquement toutes les variables, par contre la valeur des coefficients estimés avec un modèle logit ne tenant pas compte de la structure hiérarchique des données est fortement biaisée. Cela est particulièrement vrai pour les variables relatives aux enfants dont l'effet est systématiquement sous estimé lorsqu'on ne distingue pas la variabilité à l'intérieur des familles de celle existant entre les familles. La mesure des inégalités pour l'accès à l'école entre les garçons et les filles, ou entre enfants confiés et enfants biologiques du chef de ménage doit être faite en tenant compte de leur appartenance à une même famille.

Tableau 11 : Décomposition de la variance de la probabilité d'être scolarisé : parts relatives à la famille et au quartier de résidence, coefficients de corrélation intra classe.

	Constante	Variance Totale	Variance Famille	Variance Quartier	CIC ¹ Famille	CIC ¹ Quartier	LR test Quartier ²
Lomé	3,25 (0,19)	5,79	2,26 (0,56)	0,24 (0,16)	40,72 %	4,14 %	3,7
Cotonou	2,73 (0,14)	6,25	2,76 (0,50)	0,20 (0,12)	45,62 %	3,20 %	5,0*
Abidjan	1,77 (0,12)	6,25	2,19 (0,40)	0,77 (0,19)	39,96 %	12,32 %	44,7**
Ouagadougou	2,60 (0,13)	7,02	3,41 (0,48)	0,32 (0,14)	50,89 %	4,5 %	9,3**
Niamey	2,35 (0,15)	9,51	5,18 (0,63)	1,04 (0,26)	61,16 %	10,93 %	43,1**
Dakar	2,30 (0,14)	8,09	3,39 (0,36)	1,41 (0,28)	50,75 %	17,43 %	129,0**
Bamako	2,01 (0,14)	8,47	4,32 (0,60)	0,86 (0,23)	56,77 %	10,15 %	28,5**

$$1 : \text{Corrélation Intra Classe Famille} : \rho_u \equiv \text{cor}(y_{ijk}^*, y_{i'jk}^* | v_k) = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \pi^2/3}$$

$$\text{Corrélation Intra Classe Quartier} : \rho_v \equiv \text{cor}(y_{ijk}^*, y_{i'jk}^*) = \frac{\sigma_v^2}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \pi^2/3}$$

2 : Le test de significativité de la variance résiduelle relative au quartier est un test de rapport de vraisemblance entre un modèle à 2 niveaux (enfant, famille) et un modèle à 3 niveaux (enfant, famille, quartier). :* significatif à 5 %, ** Significatif à 1 %

4.1. Influence des effets de contexte sur la non scolarisation des enfants

L'impact du quartier de résidence sur la scolarisation des enfants peut avoir de multiples causes souvent cumulatives relevant de phénomènes d'interactions sociales ou de l'environnement matériel qu'il est difficile de distinguer. Manski émet trois hypothèses au fait que des individus d'un même groupe aient tendance à se comporter de façon similaire. Une hypothèse d'effets endogènes qui repose sur des mécanismes d'imitation ou d'entraînement social, une hypothèse d'effets exogènes ou contextuels lorsque le comportement d'un individu dépend des caractéristiques exogènes du groupe et une hypothèse de corrélation lorsque le comportement des individus d'un groupe est dirigé par un environnement commun (Manski, 1993). Les mécanismes endogènes sont nombreux et complexes à évaluer. Ils peuvent relever d'un processus de modification des comportements individuels par le groupe, par exemple le cas de parents qui ne peuvent pas, ou ne souhaitent pas, scolariser leurs enfants mais sont amenés à le faire si ils vivent dans un quartier où la solidarité et la pression sociale pour envoyer les enfants à l'école sont fortes, ou d'un processus de sélection en particulier lorsque les familles les plus éduquées et avec une forte demande scolaire pour leurs enfants établissent leur résidence dans les quartiers où les écoles sont de meilleure qualité ou, à l'inverse, lorsque le quartier est constitué d'un regroupement de familles qui ont une faible demande éducative. La pauvreté ou l'insécurité d'un quartier qui peut conduire certaines familles à ne pas scolariser leurs enfants alors qu'elles le feraient dans des conditions plus favorables relèvent de processus exogènes. Enfin un déficit d'infrastructures scolaires ou de transport qui empêche la scolarisation des enfants correspond à des effets de corrélation selon la définition de Manski. Le modèle utilisé ne permet pas d'explicitier les

divers mécanismes à l'origine de ces effets de voisinage, il permet seulement d'évaluer s'il existe une hétérogénéité entre les quartiers qui détermine en partie le fait que des enfants soient ou non scolarisés indépendamment de tout autres facteurs. Sans que nous puissions le tester, une répartition inégalitaire des infrastructures scolaires entre les quartiers peut en être une des raisons.

L'estimation des modèles à coefficients aléatoires où ont été introduites les variables explicatives relatives à l'enfant, à leurs familles, et la moyenne par quartier de certaines caractéristiques des familles montre qu'il subsiste une hétérogénéité significative entre les quartiers pour la scolarisation des filles à Dakar et à Niamey (Tab. 12 à 18). Pour les quatre autres capitales, Cotonou, Abidjan, Bamako et Ouagadougou, l'impact du quartier sur la scolarisation des enfants, mis en évidence dans la décomposition de la variance, est entièrement expliqué par des effets, endogènes ou exogènes, propres aux familles résidentes. Hormis Lomé où 91,5 % des enfants vont à l'école et où la répartition spatiale des familles n'importe pas, il existe une ségrégation résidentielle selon le niveau socio-économique des familles qui affecte la probabilité de scolarisation des enfants.

Le niveau d'éducation moyen des chefs de famille dans les différents quartiers est toujours significatif. Il existe donc un effet « quartiers éduqués » ou « quartiers non éduqués » qui joue sur la scolarisation ou la non scolarisation des jeunes enfants. Cet effet est indépendant et complémentaire de celui de l'éducation des parents sur la scolarisation de leurs propres enfants, contrôlé par ailleurs. Cela peut indiquer un phénomène d'entraînement social puisque, toutes choses étant égales par ailleurs, un enfant aura une plus grande probabilité d'être scolarisé s'il vit dans un quartier où le niveau d'éducation moyen des familles est plus élevé. Cela peut également indiquer que le nombre et la qualité des écoles dans un quartier soient corrélés au niveau moyen d'éducation des chefs de famille, reflétant un processus de sélection des quartiers mieux équipés par les familles les plus éduquées ou la capacité de ces familles à exiger collectivement certaines infrastructures. Le phénomène de ségrégation spatiale des familles selon leur niveau économique et culturel détermine en partie la probabilité d'accès à l'école. Il est possible que quartiers 'riches' et quartiers 'pauvres' de ces villes ne bénéficient pas des mêmes qualités d'infrastructures scolaires et facilités d'accès aux écoles. Parmi les autres variables familiales potentiellement corrélées avec les caractéristiques inobservées des quartiers et sources d'hétérogénéité entre quartiers, la moyenne par quartier du nombre de femmes dans les familles est significative à Ouagadougou, Bamako et Niamey. L'impact positif de la présence de femmes sur le bien-être des enfants ne s'exerce pas seulement sur leurs propres enfants mais également sur tous les enfants d'une communauté de résidence plus large en réduisant l'effet des inégalités entre quartiers. Ce peut être par exemple le cas si les femmes, lorsqu'elles sont nombreuses dans les familles d'un quartier, s'engagent dans des activités communautaires : surveillance, gardiennage d'enfants, entretien des lieux collectifs. L'effet du rapport de dépendance (nombre d'inactifs / totalité des membres du ménage) est ambigu et plus difficile à interpréter tant au niveau familial qu'au niveau de la communauté de résidence car il dépend de la composition démographique des familles. Il est significativement négatif au niveau familial pour toutes les capitales sauf à Bamako et Lomé, et également significativement négatif au niveau des quartiers de résidence à Ouagadougou et Abidjan. Si la majorité des inactifs sont les enfants du ménage cet indicateur exprime le partage des ressources entre les enfants. Si les adultes sont prépondérants parmi les inactifs, cet indicateur reflète un taux de chômage au niveau du quartier et la faiblesse des revenus monétaires au niveau familial. Enfin, si les inactifs sont plutôt des femmes ou des personnes âgées assurant le travail domestique et l'attention aux enfants, leur présence peut être bénéfique à la scolarisation des enfants.

A Dakar et à Niamey, il subsiste une hétérogénéité entre les quartiers que n'explique de façon directe ou indirecte aucune des caractéristiques socio-économiques ou démographiques des familles introduites dans le modèle. Cet effet du quartier n'est significatif que pour les filles. Il peut être dû à l'inadéquation de l'éducation offerte, par exemple si les familles, quelque soient leurs caractéristiques, refusent d'envoyer leurs filles à l'école si l'enseignant de leur quartier est un homme et non une femme, ou si il existe dans certains quartiers et pas dans d'autres, une forme d'insécurité à l'école, spécifique aux filles, qui empêche leur scolarisation.

4.2. Discrimination entre catégories d'enfants

L'examen des coefficients relatifs aux caractéristiques des enfants : le sexe, le statut dans la famille et le lieu de naissance (tableaux 12 à 18), montre une division entre deux groupes de pays : les pays égalitaires où l'on observe peu de discrimination entre les enfants d'une même fratrie, Niger, Sénégal, Mali et Burkina Faso, et les pays inégalitaires, Bénin, Côte d'Ivoire, Togo. Ce partage assez net entre les pays étudiés incite à donner une dimension culturelle aux déterminants de la non scolarisation des enfants mais doit cependant être nuancée. Les capitales où l'on observe la plus grande discrimination sont aussi celles où le taux de scolarisation moyen est le plus élevé.

A Lomé, toutes autres choses étant égales par ailleurs, les garçons ont 3,1 fois plus de chances que les filles d'aller à l'école, les enfants biologiques 6,5 % et les enfants nés en ville 2,5 %, mais le taux de scolarisation moyen est de 92 %. Ce résultat porte donc sur une petite minorité d'enfants, et il est amplifié par le fait que les caractéristiques familiales sont peu discriminantes en raison de la généralisation de l'éducation primaire. Par contre la comparaison entre Cotonou et Ouagadougou, deux villes où les taux de scolarisation moyens sont proches, 87 % et 85 % respectivement, plaide pour une explication culturelle des différentes valeurs estimées pour les coefficients relatifs aux caractéristiques des enfants. A Ouagadougou, les garçons ont 1,9 fois plus de chances d'être scolarisés que les filles, les enfants biologiques 4,8 et les enfants natifs 2,9 fois³. A Cotonou ces chiffres sont de 4,9, 12,4 et 3,4. La probabilité d'être scolarisé pour les jeunes béninois de Cotonou est plus que partout ailleurs déterminée par des effets de discrimination entre les enfants à l'intérieur de la famille. Dans cette ville, si les filles ont près de cinq fois moins de chance d'être scolarisées que les garçons, les filles biologiques du chef de ménage ont dix-sept fois plus de chance d'aller à l'école que les filles confiées, apparentées ou non, vivant dans la même famille. La différence de traitement au sein des familles entre les enfants confiés, apparentés ou non, et les enfants biologiques du chef de famille est toujours beaucoup plus élevée pour les filles que pour les garçons. Il est possible qu'un certain nombre de ces filles confiées soit en fait placées comme domestiques sans être déclarées comme telles. Les filles sont donc doublement discriminées par rapport aux garçons. Elles le sont à la fois par un pur effet de préférence de genre à statut identique mais aussi par un effet de statut dans la famille plus pénalisant pour les filles.

C'est à Niamey, Dakar et Ouagadougou qu'il y a le moins d'effet de préférence entre les enfants, garçons ou filles, enfants biologiques ou non, pour l'accès à l'école, mais ce résultat peut aussi être dû au poids plus important des caractéristiques familiales diminuant la part des effets de discrimination à l'intérieur de la famille. Alors que le Niger est considéré comme le pays où l'inégalité entre garçons et filles pour l'accès à l'école est la plus forte au monde, les garçons ont seulement 1,3 fois plus de chance d'aller à l'école par rapport aux filles lorsqu'ils vivent dans la capitale. Si on compare ces sept capitales ouest africaines, Niamey est la ville où l'inégalité entre garçons et filles pour l'accès à l'école est la plus faible. A Dakar et à Ouagadougou, les garçons qu'ils soient confiés ou fils du chef de ménage, ont la même probabilité d'être scolarisés. Ce résultat confirme celui d'une précédente étude sur la scolarisation des enfants en milieu rural au Burkina Faso où il est montré que la pratique du confiage favorise l'accès à l'école (Akresh, 2004).

Ainsi, au delà des précautions dans l'interprétation de ces résultats, il est possible d'affirmer l'existence de spécificités culturelles qui influencent la probabilité d'accès à l'école des enfants. L'influence des structures familiales sur le bien-être des enfants semble, en particulier, être très différente à Dakar et à Cotonou. Les familles sénégalaises sont à la fois celles qui sont de plus grande taille (8,9 personnes en moyenne), accueillent un grand nombre d'enfants confiés et qui exercent le moins de discrimination entre ces enfants. Par contre les familles béninoises sont celles de plus petite taille (5,4 personnes en moyenne) et où le partage des ressources entre les enfants au sein de la famille est le plus inégalitaire.

L'effet de l'âge de l'enfant est significatif dans toutes les capitales marquant partout les progrès de la scolarisation mais c'est à Bamako et à Niamey que cet effet de rattrapage est le plus important.

³ Odds ratios : exponentiel des coefficients estimés.

4.3. La disparité des déterminants familiaux

Alors que les caractéristiques individuelles de l'enfant ont partout un effet très significatif, l'impact des déterminants familiaux sur la scolarisation des enfants (niveau socio-économique et structure démographique des familles) diffère selon les capitales. Quelque soient les capitales les diverses variables considérées agissent toutes dans le même sens, de façon favorable ou défavorable à la scolarisation des enfants, mais leur effet n'est pas toujours significatif. Le seul facteur dont le coefficient est systématiquement significatif pour toutes les capitales est le niveau d'étude du chef de ménage. L'effet d'une année supplémentaire d'étude du chef de ménage est sensiblement supérieur à Niamey et Bamako, villes où le niveau d'éducation des parents est le plus faible.

Toutes autres choses étant égales par ailleurs, en particulier le niveau d'étude et le secteur d'activité du chef de ménage, la pauvreté des familles diminue de façon significative la probabilité d'accès à l'école seulement à Niamey et à Dakar. L'effet du revenu est également significatif à Ouagadougou mais pour les filles uniquement alors qu'à Abidjan seuls les garçons sont affectés par la pauvreté de leurs parents. Lorsque le chef de famille travaille dans le secteur informel, cela diminue les chances d'aller à l'école pour les filles à Bamako et Niamey.

Les enfants dont le chef de famille est musulman ou polygame ont moins de chances d'aller à l'école. Les enfants qui vivent dans des ménages dont le chef de famille est une femme, ou dont le nombre de femmes adultes est important, ont une plus grande chance d'être scolarisés. L'impact de la religion musulmane est significatif à Ouagadougou, Abidjan et Dakar. L'influence de cette appartenance religieuse n'est pas significative à Bamako et Niamey où 97 % des familles sont musulmanes et à Cotonou et Lomé où 11 % des familles sont musulmanes. La polygamie semble plus néfaste pour les garçons que pour les filles (Ouagadougou, Bamako, Abidjan, Lomé). Vivre dans un ménage dirigé par une femme n'a un effet significativement positif qu'à Abidjan et Dakar. Le nombre de femmes présentes dans un ménage influence positivement la scolarisation des enfants à Ouagadougou, Bamako et Niamey et, pour ces trois villes, cet effet bénéfique de la présence des femmes est également sensible au niveau du quartier c'est-à-dire qu'il ne s'exerce pas seulement pour les enfants de leur ménage mais également pour tous ceux du quartier dans lequel elles vivent.

L'effet négatif de la taille de la fratrie n'est significatif qu'à Cotonou, indiquant l'existence d'une compétition entre les enfants pour le partage des ressources parentales. Dans cette ville, la présence de très jeunes enfants dans la fratrie est également défavorable à la scolarisation des jeunes d'âge scolaire. Ceci montre encore la spécificité des familles béninoises par rapport aux familles des six autres pays. La structure démographique des familles béninoises est différente de celles des autres capitales (plus faible taille des familles et des fratries) et la compétition et les inégalités de traitement entre les enfants à l'intérieur de ces familles y est beaucoup plus importante qu'ailleurs.

Enfin il n'y a qu'à Bamako que les enfants de familles migrantes sont moins scolarisés que ceux des familles urbaines de longue date.

Ces résultats confirment ceux des précédentes études sur les déterminants de la demande d'éducation en Afrique montrant l'importance de la structure démographique des familles. Le lien généralement établi entre la pauvreté des familles et la non scolarisation des enfants n'est pas systématiquement retrouvé dans cette étude comparative sur les ménages urbains de ces capitales ouest africaines, et il existe, parmi les ménages de ces sept nationalités, des différences dans les facteurs explicatifs de la probabilité d'accès à l'école. Face aux contraintes de ressources qui peuvent affecter la scolarisation des enfants, il semble que les familles de ces diverses capitales aient des comportements différents qui s'expriment en particulier dans leur structure démographique. Au Bénin, où la contrainte monétaire n'a pas d'effet significatif sur la scolarisation des enfants, les familles sont de petite taille et il existe une forte inégalité intra familiale. On peut supposer que les familles béninoises gèrent la pénurie éventuelle des moyens financiers par la réduction des naissances et/ou un choix préférentiel pour l'éducation des garçons. A l'inverse, les enfants dont la scolarité est limitée par la faiblesse des revenus monétaires familiaux appartiennent aux familles de grande taille où la solidarité et le partage des ressources à l'intérieur de la famille sont les plus importantes (familles sénégalaises, nigériennes, burkinabaises). Ces familles de type égalitaire et solidaire sont plus affectées par la pauvreté.

Enfin, le rôle positif des femmes dans le ménage qu'elles soient chefs de ménage ou simplement plus nombreuses dans le ménage a déjà été mis en évidence dans de nombreuses autres études, en Tanzanie par Al-Samarai et Peasgood (1998), par Lloyd et Blanc (1996) au Kenya, en Tanzanie, au Cameroun au Niger, au Malawi, en Namibie et en Zambie, également à Kinshasa par Shapiro et Tambahe (2001) et par Glick et Sahn (2000) à Conakri, Wakam au Cameroun (2002). En Afrique, le temps de travail nécessaire aux tâches domestiques semble être une contrainte au moins aussi importante que les revenus du ménage. La substituabilité entre les femmes et les enfants, en particulier les filles, pour assumer les charges du travail familial explique que l'importance relative des femmes présentes dans le ménage ait un effet positif sur la scolarisation des enfants. Le travail des enfants africains est en majeure partie du travail non rémunéré dicté par les besoins familiaux et les filles, en charge du travail domestique, sont plus touchées que les garçons par la non scolarisation ou la déscolarisation.

Bien que cette étude ait été réalisée sur des groupes de populations similaires, il existe une certaine disparité des déterminismes familiaux selon les nationalités. Hormis le niveau d'étude du chef de ménage, les autres caractéristiques du ménage n'apparaissent pas significatives de façon systématique et peuvent agir différemment sur les garçons et les filles selon les pays. L'impact des facteurs familiaux, favorables ou défavorables à la scolarisation des enfants, est donc aussi largement dépendant du contexte plus général, économique ou culturel, dans lequel ces familles vivent. Enfin, il subsiste pour chaque capitale, après l'inclusion des diverses variables explicatives, une grande hétérogénéité inexplicée entre ces familles. Les raisons qui expliquent la non scolarisation des enfants sont donc aussi en grande partie dues à des phénomènes non mesurés.

CONCLUSION

Alors qu'au niveau national il existe une grande différence entre les taux nets de scolarisation en primaire au Togo (91 %), en Côte d'Ivoire (71 %), au Bénin (70 %), au Sénégal (63 %), au Burkina Faso (42 %) et au Niger (36 %), ces taux sont remarquablement proches pour les enfants des familles urbaines qui résident dans la capitale, entre 87 % pour Lomé et 74 % à Niamey et Bamako (Tableau 3). De même, l'inégalité entre garçons et filles pour l'accès à l'école, parmi la plus élevée au monde pour les grands pays sahéliens, est considérablement réduite pour les jeunes urbains pour lesquels la parité est pratiquement acquise à Dakar, Niamey, Ouagadougou. De ces sept pays, seul le Togo est considéré comme ayant des chances d'atteindre l'objectif d'éducation primaire universelle en 2015. Le retard accusé par les autres pays est dû pour l'essentiel à la faible scolarisation des enfants en milieu rural. La proximité des taux de scolarisation des enfants dans les différentes capitales de cette région ouest africaine est cependant un phénomène récent dû au rattrapage très rapide ces dernières années des pays les moins avancés en ce domaine. Il est reconnu que la vitesse de transition est beaucoup plus rapide pour des bas taux de scolarisation, et il sera sans doute plus long et difficile de passer de taux de l'ordre de 80 % à 100 %.

De nombreuses études ont été faites sur les raisons de la non scolarisation des enfants et le débat sur la prépondérance de la demande d'éducation ou des déficits d'offre éducative est toujours d'actualité pour les pays africains en particulier. Ce travail s'est attaché à distinguer l'origine des facteurs de non scolarisation intra familiale, inter familiale et contextuelle à travers une étude comparative et une modélisation multi-niveaux.

Les deux villes où les enfants non scolarisés sont les plus nombreux, Dakar et Niamey, sont celles où la pauvreté des familles et un déficit ou une inadéquation de l'offre éducative ont un effet significatif sur la non scolarisation des enfants. Nous avons pu montrer, en effet, qu'indépendamment des effets de discrimination à l'encontre de certaines catégories d'enfants, essentiellement les filles, et des caractéristiques socio-économiques ou démographiques des familles, il existe une hétérogénéité entre les quartiers, non imputable au type de familles résidentes, qui explique qu'un certain nombre d'enfants ne soient pas scolarisés.

Ce travail a également permis de corroborer les précédentes études sur les déterminants familiaux de la scolarisation montrant l'existence de spécificités africaines. A l'inverse de ce que l'on observe sur les autres continents, la taille des familles a peu d'impact sur la scolarisation des enfants et la

probabilité d'être scolarisé est plus élevée lorsque le chef de ménage est une femme et ou lorsque le nombre de femmes est relativement important. Cependant, il existe une grande disparité entre les capitales de l'effet des caractéristiques socio-économiques ou démographiques des familles sur la scolarisation des enfants. L'impact des facteurs familiaux dépend donc aussi du contexte plus général, économique ou culturel, dans lequel ces familles vivent. Parmi ces sept capitales ouest africaines, les familles vivant à Dakar et celles vivant à Cotonou se distinguent plus particulièrement. Les enfants des familles dakaroises sont traités de façon plus égalitaire que partout ailleurs mais leur probabilité d'être scolarisé est très sensible au niveau de revenu des familles. Dans cette ville, une politique d'aide ou d'incitation financière en faveur des familles les plus pauvres pourrait augmenter efficacement le taux de scolarisation des enfants. A Cotonou, la non scolarisation est essentiellement due à des phénomènes de discrimination envers certaines catégories d'enfants, les filles ou les enfants non biologiques accueillis dans le ménage. Dans cette ville, c'est une politique éducative favorisant l'accès des filles à l'école qui permettrait d'augmenter le taux moyen de scolarisation.

Les enfants domestiques, essentiellement des filles, n'ont pas été pris en compte dans cette analyse en raison de leur faible nombre dans les enquêtes et de leur statut très particulier. Ce groupe d'enfants est en presque totalité exclu de l'école. Alors qu'en moyenne pour les sept capitales près de 82 % des enfants non domestiques sont allés à l'école, seulement 36 % des garçons et 29 % des filles déclarés domestiques y sont allés, et cela avec un fort taux d'abandon avant la fin du cycle primaire (Tableau 7). Les analyses montrent par ailleurs que le fait d'être dans une relation non biologique avec le chef de ménage diminue la probabilité d'être scolarisé. Cet effet, beaucoup plus important pour les filles que pour les garçons, suggère qu'une partie d'entre elles, bien que non déclarées domestiques, puissent avoir un statut similaire dans la famille.

Pour ces sept capitales, les pratiques discriminatoires à l'encontre de certains enfants selon leur statut dans les familles semblent donc dominer les effets de demande ou d'offre éducative. Une politique éducative visant à atteindre l'objectif d'éducation primaire universelle des pays de cette région devrait donc en priorité se concentrer sur le cas particulier des enfants domestiques déclarés ou non comme tels.

Tableau 12 : Modèles logit standard et modèles logit multi-niveaux

Modèles*	Tous		Garçons		Filles	
	1	2	1	2	1	2
Partie fixe						
Constante	-1,26 (0,67)	-2,44* (1,12)	1,80 (1,28)	1,04 (1,97)	-1,81* (0,80)	-2,75 (1,29)
Caractéristiques des enfants						
Garçon	1,26** (0,13)	1,60** (0,18)				
Age	0,46** (0,12)	0,60** (0,15)	0,84** (0,22)	1,05** (0,29)	0,33* (0,14)	0,43* (0,19)
Age2	-0,02** (0,005)	-0,02* (0,006)	-0,03** (0,01)	-0,04** (0,01)	-0,01* (0,006)	-0,02* (0,01)
Enfant	1,78** (0,13)	2,52** (0,23)	1,40** (0,27)	1,91** (0,42)	1,98** (0,16)	2,92** (0,34)
Non migrant	0,91** (0,14)	1,21** (0,21)	0,86** (0,28)	1,12** (0,41)	0,91** (0,16)	1,25** (0,26)
Caractéristiques des familles						
Quartile1	-0,30* (0,13)	-0,38 (0,21)	-0,01 (0,24)	-0,05 (0,36)	-0,39* (0,16)	-0,50 (0,26)
Rap. dépendance	-2,46** (0,33)	-3,10** (0,52)	-1,53* (0,64)	-2,45* (0,97)	-2,83** (0,40)	-3,69** (0,68)
Sinformel	0,16 (0,14)	-0,17 (0,21)	-0,08 (0,27)	-0,07 (0,38)	0,21 (0,17)	0,20 (0,26)
EtudeCM	0,08** (0,02)	0,11** (0,02)	0,19** (0,04)	0,20** (0,05)	0,05** (0,02)	0,08* (0,03)
Musulman	-0,46** (0,18)	-0,50 (0,28)	-0,51 (0,31)	-0,51 (0,47)	-0,41 (0,22)	-0,53 (0,35)
FemmeCM	0,44** (0,17)	0,60* (0,26)	0,71* (0,35)	0,84 (0,49)	0,38 (0,20)	0,55 (0,31)
Polygame	0,30 (0,30)	-0,05 (0,47)	-0,26 (0,55)	-0,53 (0,78)	0,32 (0,37)	0,32 (0,60)
Non migrantCM	-0,21 (0,13)	-0,30 (0,20)	-0,49* (0,25)	-0,60 (0,36)	-0,10 (0,16)	-0,18 (0,25)
Taille fratrie	-0,10** (0,04)	-0,12* (0,06)	-0,02 (0,07)	-0,02 (0,10)	-0,11** (0,04)	-0,14 (0,07)
Moins 6ans	-0,24** (0,07)	-0,39** (0,12)	-0,40** (0,13)	-0,64** (0,21)	-0,19* (0,09)	-0,29* (0,14)
Nb Femmes	0,14* (0,07)	0,12 (0,11)	0,39** (0,15)	0,42 (0,22)	0,13 (0,08)	0,13 (0,13)
Nb Hommes	0,14* (0,07)	0,24 (0,11)	0,02 (0,14)	-0,09 (0,21)	0,15 (0,08)	0,23 (0,13)
Domestique	0,15 (0,28)	0,07 (0,41)	-0,40 (0,55)	-0,83 (0,73)	0,34 (0,33)	0,56 (0,52)
Moyennes des caractéristiques familiales par quartier						
Rapport de dépendance	-0,79 (0,95)	0,42 (1,60)	-2,70 (1,85)	-1,60 (2,83)	-0,24 (1,14)	-0,44 (1,83)
Niveau étude	0,21** (0,03)	0,30** (0,05)	0,18** (0,07)	0,28** (0,11)	0,23** (0,04)	0,33** (0,06)
Moins 6 ans	0,28 (0,24)	0,28 (0,41)	-0,27 (0,46)	-0,23 (0,73)	0,49 (0,29)	0,60 (0,47)
Nb Femmes	-0,03 (0,19)	-0,0 (0,33)	0,13 (0,36)	0,38 (0,59)	-0,09 (0,23)	-0,19 (0,37)
Partie aléatoire						
Var Famille		2,54 (0,60)		2,75 (1,48)		3,26 (1,06)
Var Quartier		0,22 (0,15)		0,49 (0,46)		0,03 (0,26)
LVrais.	-981,06	-950,52	-293,40	-286,08	-660,05	-645,41
LRtest Var quartier		3,04		1,86		0,16
ICC : Ro quartier		0,04		0,07		0,004
ICC : Ro famille		0,44		0,45		0,56

Note : (1) – Logit standard, (2) – Logit multi-niveaux. Cotonou Coefficients estimés : ** significatifs à 1 %, * significatifs à 5 %

Tableau 13 : Modèles logit standards et modèles logit multi-niveaux

Modèles*	Tous		Garçons		Filles	
	1	2	1	2	1	2
Partie fixe						
Constante	1,65** (0,42)	2,30** (0,74)	2,60** (0,67)	4,47** (1,31)	1,30* (0,55)	1,60 (0,87)
Caractéristiques des enfants						
Garçon	0,42** (0,09)	0,66** (0,13)				
Age	0,65** (0,11)	0,94** (0,14)	0,96** (0,16)	1,40** (0,24)	0,43** (0,14)	0,59* (0,20)
Age2	-0,02** (0,004)	-0,04** (0,006)	-0,04** (0,01)	-0,05** (0,01)	-0,02** (0,01)	-0,02* (0,01)
Enfant	1,02** (0,11)	1,59** (0,18)	0,32 (0,20)	0,58 (0,31)	1,36** (0,15)	2,06** (0,25)
Non migrant	0,67** (0,11)	1,05** (0,18)	0,44* (0,19)	0,80** (0,30)	0,83** (0,15)	1,20** (0,24)
Caractéristiques des familles						
Quartile1	-0,40** (0,11)	-0,51** (0,20)	-0,38* (0,16)	-0,54 (0,29)	-0,38** (0,14)	-0,55* (0,24)
Rap. dépendance	-1,91** (0,30)	-2,37** (0,51)	-1,65** (0,48)	-2,35** (0,82)	-2,13** (0,39)	-2,91** (0,64)
Sinformel	0,01 (0,10)	-0,03 (0,18)	0,04 (0,16)	0,08 (0,28)	-0,001 (0,13)	0,03 (0,22)
EtudeCM	0,07** (0,01)	0,10** (0,02)	0,12** (0,03)	0,18** (0,04)	0,06** (0,02)	0,08** (0,03)
Musulman	-0,69** (0,11)	-1,05** (0,18)	-0,59** (0,17)	-0,89** (0,29)	-0,78** (0,14)	-1,15** (0,22)
FemmeCM	-0,05 (0,15)	0,03 (0,26)	-0,46* (0,23)	-0,60 (0,40)	0,20 (0,20)	0,30 (0,32)
Polygame	-0,74** (0,14)	-1,10** (0,27)	-0,66** (0,22)	-0,95* (0,41)	-0,85** (0,19)	-1,18** (0,33)
Non migrantCM	-0,16 (0,11)	-0,18 (0,20)	-0,21 (0,17)	-0,43 (0,31)	-0,14 (0,15)	-0,16 (0,24)
Taille fratrie	0,01 (0,03)	0,05 (0,06)	-0,02 (0,05)	-0,03 (0,08)	0,04 (0,04)	0,08 (0,07)
Moins 6ans	-0,22** (0,05)	-0,30** (0,09)	-0,26** (0,07)	-0,31* (0,14)	-0,18** (0,06)	-0,30* (0,11)
Nb Femmes	0,26** (0,06)	0,35** (0,10)	0,22* (0,10)	0,30 (0,17)	0,31** (0,08)	0,44** (0,13)
Nb Hommes	0,05 (0,04)	0,06 (0,08)	-0,02 (0,07)	0,01 (0,13)	0,08 (0,06)	0,07 (0,10)
Domestique	0,49 (0,41)	0,66 (0,59)	0,36 (0,75)	0,35 (1,06)	0,45 (0,51)	0,68 (0,73)
Moyenne des caractéristiques familiales par quartier						
Rapport dépendance	-4,22** (0,76)	-6,10** (1,37)	-3,86** (1,22)	-6,97** (2,39)	-4,37** (0,99)	-5,70** (1,59)
Niveau étude	0,11** (0,02)	0,16** (0,04)	0,13** (0,04)	0,19* (0,07)	0,13** (0,03)	0,21** (0,05)
Moins 6 ans	-0,38* (0,16)	-0,47 (0,29)	-0,55* (0,25)	-1,00* (0,49)	-0,21 (0,21)	-0,29 (0,33)
Nb Femmes	0,56** (0,13)	0,73** (0,24)	0,74** (0,24)	1,18** (0,41)	0,46** (0,17)	0,60* (0,27)
Partie aléatoire						
Var Famille		3,36 (0,49)		4,35 (1,14)		3,29 (0,78)
Var Quartier		0,06 (0,11)		0,44 (0,32)		0,00 (0,00)
LVrais.	-1580,48	-1470,91	-665,80	-625,06	-879,98	-849,72
LRtest var quartier		1,82		2,54		0,22
ICC : Ro quartier		0,009		0,05		0,0
ICC : Ro famille		0,50		0,57		0,50

Note : (1) – Logit standard, (2) – Logit multi-niveaux. Ouagadougou Coefficients estimés : ** significatifs à 1 %, * significatifs à 5 %

Tableau 14 : Modèles logit standards et modèles logit multi-niveaux

Modèles*	Tous		Garçons		Filles	
	1	2	1	2	1	2
Partie fixe						
Constante	1,59** (0,54)	1,71* (0,81)	3,74** (0,99)	4,31** (1,29)	1,08 (0,67)	1,06 (0,99)
Caractéristiques des enfants						
Garçon	0,86** (0,11)	1,11** (0,14)				
Age	0,47** (0,10)	0,65** (0,13)	0,92** (0,18)	1,15** (0,24)	0,25* (0,13)	0,48** (0,17)
Age2	-0,02** (0,004)	-0,02** (0,01)	-0,03** (0,01)	-0,04** (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,02* (0,01)
Enfant	1,23** (0,12)	1,75** (1,18)	0,76** (0,21)	0,98** (0,29)	1,47** (0,15)	2,16** (0,25)
Non migrant	1,04** (0,12)	1,27** (0,17)	0,66** (0,22)	0,82** (0,29)	1,16** (0,15)	1,52** (0,22)
Caractéristiques des familles						
Quartile1	-0,20 (0,12)	-0,26 (0,17)	-0,58** (0,20)	-0,66* (0,26)	-0,04 (0,15)	-0,11 (0,22)
Rap. dépendance	-1,29** (0,30)	-1,37** (0,44)	-1,61** (0,54)	-1,98** (0,71)	-1,12** (0,37)	-1,31* (0,56)
Sinformel	0,05 (0,12)	-0,10 (0,18)	-0,05 (0,21)	-0,06 (0,27)	0,11 (0,15)	0,15 (0,23)
EtudeCM	0,11** (0,01)	0,14** (0,02)	0,12** (0,03)	0,14** (0,04)	0,11** (0,02)	0,14** (0,03)
Musulman	-0,93** (0,12)	-1,27** (0,18)	-1,14** (0,22)	-1,40** (0,30)	-0,86** (0,16)	-1,20** (0,23)
FemmeCM	0,33* (0,15)	0,45* (0,23)	-0,15 (0,28)	-0,16 (0,35)	0,53** (0,19)	0,77** (0,28)
Polygame	-0,50* (0,20)	-0,57 (0,34)	-0,82* (0,33)	-0,94* (0,45)	-0,33 (0,25)	-0,40 (0,41)
Non migrantCM	-0,12 (0,15)	-0,04 (0,21)	0,06 (0,28)	0,06 (0,35)	-0,26 (0,18)	-0,27 (0,26)
Taille fratrie	0,07* (0,03)	0,09 (0,05)	0,15* (0,06)	0,16* (0,08)	-0,04 (0,04)	0,04 (0,06)
Moins 6ans	-0,12* (0,06)	-0,14 (0,09)	-0,10 (0,10)	-0,14 (0,14)	-0,12 (0,07)	-0,13 (0,11)
Nb Femmes	0,11* (0,05)	0,13 (0,08)	0,17 (0,10)	0,21 (0,13)	0,11 (0,06)	0,12 (0,09)
Nb Hommes	0,07 (0,05)	0,12 (0,08)	-0,01 (0,10)	0,03 (0,13)	0,10 (0,06)	0,14 (0,09)
Domestique	0,37 (0,27)	0,34 (0,38)	-0,13 (0,54)	-0,26 (0,65)	0,53 (0,32)	0,55 (0,46)
Moyenne des caractéristiques familiales par quartier						
Rapport de dépendance	-4,08** (0,81)	-4,84** (1,23)	-5,16** (1,47)	-6,02** (1,91)	-3,51** (1,01)	-4,22** (1,53)
Niveau d'étude	0,10** (0,02)	0,14** (0,03)	0,13** (0,04)	0,17** (0,06)	0,11** (0,03)	0,15** (0,04)
Moins 6 ans	-0,81** (0,18)	-1,04** (0,28)	-0,96** (0,30)	-1,14** (0,40)	-0,76** (0,23)	-1,04** (0,35)
Nb Femmes	0,21 (0,12)	0,34 (0,18)	0,38 (0,23)	0,42 (0,30)	0,15 (0,15)	0,29 (0,22)
Partie aléatoire						
Var Famille		2,02 (0,42)		1,55 (0,92)		2,27 (0,67)
Var Quartier		0,02 (0,11)		0,00 (0,001)		0,03 (0,22)
LVrais.	-1257,14	-1216,56	-422,11	-419,03	-800,42	-779,09
LRtest Var quartier		0,02		0,02		0,02
ICC : Ro quartier		0,004		0,00		0,005
ICC : Ro Famille		0,38		0,32		0,41

Note : (1) – Logit standard, (2) – Logit multi-niveaux. Abidjan Coefficients estimés : ** significatifs à 1 %, * significatifs à 5 %

Tableau 15 : Modèles logit standards et modèles logit multi-niveaux

Modèles*	Tous		Garçon		Filles	
	1	2	1	2	1	2
Partie fixe						
Constante	-1,57** (0,46)	-1,92** (0,90)	-0,68 (0,74)	-0,96 (1,27)	-1,66* (0,62)	-2,24 (1,21)
Caractéristiques des enfants						
Garçon	0,55** (0,09)	0,83** (0,13)				
Age	0,80** (0,11)	1,28** (0,15)	0,86** (0,16)	1,38** (0,24)	0,78** (0,14)	1,35** (0,24)
Age2	-0,03** (0,004)	-0,05** (0,006)	-0,03** (0,01)	-0,05** (0,01)	-0,03** (0,006)	-0,05** (0,01)
Enfant	0,90** (0,11)	1,41** (0,18)	0,47* (0,20)	0,86** (0,31)	1,17** (0,14)	1,86** (0,27)
Non migrant	0,90** (0,11)	1,34** (0,19)	0,45* (0,19)	0,73* (0,30)	1,24** (0,15)	2,07** (0,30)
Caractéristiques des familles						
Quartile1	-0,06 (0,10)	-0,26 (0,20)	0,16 (0,15)	0,12 (0,28)	-0,23 (0,14)	-0,50 (0,28)
Rap. dépendance	-0,69* (0,30)	-1,09 (0,56)	-0,55 (0,49)	-0,45 (0,86)	-0,82* (0,40)	-1,41 (0,74)
Sinformel	-0,34** (0,10)	-0,52** (0,19)	-0,20 (0,15)	-0,30 (0,26)	-0,48** (0,13)	-0,82** (0,26)
EtudeCM	0,12** (0,01)	0,17** (0,02)	0,16** (0,02)	0,22** (0,03)	0,09** (0,01)	0,15** (0,03)
Musulman	0,02 (0,28)	-0,01 (0,52)	0,22 (0,47)	0,21 (0,79)	-0,26 (0,35)	-0,32 (0,70)
FemmeCM	-0,01 (0,15)	0,07 (0,30)	-0,19 (0,25)	-0,39 (0,42)	0,09 (0,20)	0,23 (0,40)
Polygame	-0,42** (0,13)	-0,70** (0,27)	-0,66** (0,20)	-1,07** (0,36)	-0,14 (0,18)	-0,40 (0,37)
Non migrantCM	0,52** (0,11)	0,80** (0,20)	0,55** (0,16)	0,79** (0,28)	0,53** (0,14)	0,95** (0,27)
Taille fratrie	0,02 (0,02)	0,04 (0,05)	0,07 (0,04)	0,11 (0,07)	-0,04 (0,03)	-0,03 (0,07)
Moins 6ans	-0,10* (0,04)	-0,15 (0,08)	-0,08 (0,06)	-0,11 (0,11)	-0,14* (0,06)	-0,22 (0,12)
Nb Femmes	0,13* (0,07)	0,21* (0,10)	0,25** (0,07)	0,36* (0,15)	0,03 (0,07)	0,07 (0,14)
Nb Hommes	0,05 (0,05)	0,08 (0,09)	-0,02 (0,07)	-0,04 (0,12)	0,10 (0,07)	0,15 (0,13)
Domestique	0,50* (0,22)	0,57 (0,38)	-0,31 (0,29)	-0,48 (0,50)	1,34** (0,36)	1,84** (0,59)
Moyennes de caractéristiques familiales par quartier						
Rapport de dépendance	0,51 (0,64)	0,28 (1,27)	0,98 (1,01)	1,45 (1,75)	0,51 (0,86)	0,25 (1,71)
Niveau étude	0,21** (0,02)	0,29** (0,05)	0,24** (0,04)	0,34** (0,06)	0,20** (0,03)	0,30** (0,06)
Moins 6ans	-0,28* (0,12)	-0,48* (0,24)	-0,31 (0,18)	-0,50 (0,32)	-0,31 (0,16)	-0,52 (0,33)
Nb Femmes	0,42** (0,12)	0,59* (0,26)	0,35 (0,18)	0,62 (0,33)	0,43* (0,17)	0,62 (0,35)
Partie aléatoire						
Var Famille		3,72 (0,53)		3,80 (0,89)		4,79 (1,03)
Var Quartier		0,15 (0,13)		0,05 (0,29)		0,27 (0,24)
LVrais.	-1638,29	-1503,05	-722,32	-679,67	-882,94	-826,90
LRtest Var quartier		3,14		-1,24		1,02
ICC : Ro quartier		0,02		0,007		0,03
ICC : Ro famille		0,53		0,54		0,59

Note : (1) – Logit standard, (2) – Logit multi-niveaux. Bamako Coefficients estimés : ** significatifs à 1 %, * significatifs à 5 %

Tableau 16 : Modèles logit standards et modèles logit multi-niveaux

Modèles*	Tous		Garçons		Filles	
	1	2	1	2	1	2
Partie fixe						
Constante	-0,08 (0,62)	-0,30 (1,00)	1,01 (0,86)	2,21 (1,62)	-0,38 (0,63)	-0,99 (1,19)
Caractéristiques des enfants						
Garçon	0,14 (0,08)	0,25* (0,11)				
Age	0,93** (0,09)	1,37** (0,13)	1,12** (0,14)	1,95** (0,24)	0,76** (0,13)	1,10** (0,18)
Age2	-0,04** (0,004)	-0,05** (0,005)	-0,04** (0,01)	-0,07** (0,01)	-0,03** (0,01)	-0,04** (0,008)
Enfant	0,79** (0,10)	1,28** (0,17)	0,93** (0,16)	1,51** (0,29)	0,70** (0,13)	1,18** (0,21)
Non migrant	0,92** (0,10)	1,35** (0,18)	0,80** (0,16)	1,23** (0,30)	1,01** (0,14)	1,44** (0,23)
Caractéristiques des familles						
Quartile1	-0,46** (0,10)	-0,74** (0,21)	-0,28 (0,15)	-0,73* (0,31)	-0,63** (0,14)	-0,93** (0,25)
Rap. dépendance	-1,31** (0,26)	-2,13** (0,51)	-0,29 (0,40)	-0,97 (0,81)	-1,97** (0,35)	-2,87** (0,62)
Sinformel	-0,45** (0,09)	-0,59** (0,18)	-0,41** (0,13)	-0,43 (0,28)	-0,51** (0,12)	-0,79** (0,22)
EtudeCM	0,13** (0,01)	0,18** (0,02)	0,13** (0,02)	0,19** (0,03)	0,13** (0,02)	0,18** (0,03)
Musulman	-0,15 (0,29)	0,13 (0,48)	-0,91 (0,65)	-0,90 (1,07)	-0,05 (0,36)	0,31 (0,57)
FemmeCM	0,17 (0,12)	0,10 (0,24)	0,06 (0,20)	0,18 (0,37)	0,27 (0,17)	0,23 (0,28)
Polygame	-0,27* (0,12)	-0,26 (0,26)	-0,25 (0,17)	-0,22 (0,37)	-0,27 (0,16)	-0,24 (0,31)
Non migrantCM	0,12 (0,14)	0,38 (0,22)	0,15 (0,16)	0,44 (0,33)	0,09 (0,14)	0,19 (0,26)
Taille fratrie	0,01 (0,02)	0,03 (0,05)	-0,04 (0,03)	-0,04 (0,07)	0,06* (0,03)	0,08 (0,06)
Moins 6ans	-0,02 (0,03)	-0,10 (0,08)	0,06 (0,05)	-0,07 (0,11)	-0,11* (0,05)	-0,19* (0,09)
Nb Femmes	0,16** (0,04)	0,22* (0,09)	0,14* (0,06)	0,12 (0,13)	0,16** (0,06)	0,25* (0,11)
Nb Hommes	-0,08** (0,03)	-0,08 (0,07)	-0,06 (0,04)	-0,09 (0,10)	-0,11* (0,04)	-0,11 (0,08)
Domestique	0,60 (0,42)	0,57 (0,71)	1,67 (1,07)	2,16 (1,49)	0,35 (0,48)	0,29 (0,83)
Moyenne par quartier de caractéristiques familiales						
Rapport de dépendance	-1,44* (0,64)	-1,37 (1,48)	-0,13 (0,96)	-0,73 (2,04)	-2,33** (0,87)	-2,61 (1,77)
Niveau étude	0,21** (0,02)	0,26** (0,04)	0,19** (0,03)	0,26** (0,06)	0,23** (0,03)	0,29** (0,05)
Moins 6 ans	-0,66** (0,11)	-1,08** (0,26)	-0,93** (0,17)	-1,67** (0,38)	-0,48** (0,15)	-0,79* (0,32)
Nb Femmes	0,68** (0,13)	0,92** (0,29)	0,58** (0,19)	0,61 (0,41)	0,80** (0,18)	1,24** (0,36)
Partie aléatoire						
Var Famille		3,87 (0,48)		5,54 (1,16)		3,45 (0,67)
Var Quartier		0,28 (0,13)		0,19 (0,26)		0,39 (0,20)
LVrais.	-2009,03	-1805,82	-911,07	-837,14	-1076,38	-1009,79
LRtest var quartier		7,22**		0,76		5,68**
ICC :Ro quartier		0,04		0,02		0,05
ICC : Ro famille		0,54		0,63		0,51

Note : (1) – Logit standard, (2) – Logit multi-niveaux. Niamey Coefficients estimés : ** significatifs à 1 %, * significatifs à 5 %

Tableau 17 : Modèles logit standards et modèles logit multi-niveaux

Modèles*	Tous		Garçons		Filles	
	1	2	1	2	1	2
Partie fixe						
Constante	0,32 (0,37)	0,74 (0,74)	0,95 (0,59)	1,90 (1,00)	0,33 (0,48)	0,56 (0,86)
Caractéristiques des enfants						
Garçon	0,35** (0,07)	0,49** (0,09)				
Age	0,82** (0,08)	1,14** (0,11)	1,04** (0,12)	1,49** (0,18)	0,58** (0,11)	0,79** (0,15)
Age2	-0,03** (0,003)	-0,04** (0,004)	-0,04** (0,005)	-0,05** (0,007)	-0,02** (0,004)	-0,03** (0,006)
Enfant	0,51** (0,08)	0,78** (0,12)	0,34** (0,12)	0,37 (0,19)	0,61** (0,11)	0,98** (0,16)
Non migrant	0,72** (0,10)	1,11** (0,16)	0,64** (0,16)	0,99** (0,26)	0,70** (0,14)	0,98** (0,20)
Caractéristiques des familles						
Quartile1	-0,34** (0,08)	-0,57** (0,17)	-0,33** (0,12)	-0,61* (0,23)	-0,37** (0,11)	-0,58** (0,20)
Rap. dépendance	-1,53** (0,25)	-2,27** (0,47)	-1,61** (0,38)	-2,59** (0,68)	-1,74** (0,34)	-2,50** (0,57)
Sinformel	-0,20* (0,08)	-0,28 (0,15)	-0,13 (0,12)	-0,16 (0,22)	-0,23* (0,10)	-0,31 (0,18)
EtudeCM	0,11** (0,01)	0,14** (0,02)	0,12** (0,01)	0,16** (0,03)	0,10** (0,01)	0,13** (0,02)
Musulman	-0,71** (0,20)	-0,67* (0,31)	-0,91* (0,37)	-1,07* (0,54)	-0,66** (0,25)	-0,67 (0,36)
FemmeCM	0,58** (0,09)	0,80** (0,17)	0,58** (0,14)	0,71** (0,25)	0,60** (0,13)	0,92** (0,21)
Polygame	-0,39** (0,10)	-0,54* (0,23)	-0,28 (0,16)	-0,45 (0,31)	-0,50** (0,14)	-0,64* (0,26)
Non migrantCM	0,12 (0,08)	0,12 (0,15)	0,01 (0,11)	-0,03 (0,21)	0,24* (0,10)	0,28 (0,17)
Taille fratrie	-0,02 (0,02)	-0,03 (0,04)	-0,05* (0,02)	-0,03 (0,05)	0,01 (0,03)	0,009 (0,04)
Moins 6ans	-0,01 (0,03)	-0,06 (0,06)	-0,02 (0,05)	-0,04 (0,09)	-0,01 (0,04)	-0,06 (0,07)
Nb Femmes	0,06** (0,02)	0,07 (0,05)	0,07 (0,04)	0,04 (0,07)	0,06 (0,03)	0,09 (0,06)
Nb Hommes	0,07** (0,02)	0,11* (0,04)	0,05 (0,03)	0,09 (0,07)	0,09** (0,03)	0,15** (0,05)
Domestique	0,77** (0,27)	1,33** (0,45)	0,23 (0,36)	0,76 (0,63)	1,40** (0,44)	1,87** (0,61)
Moyenne par quartier de caractéristiques familiales						
Rapport de dépendance	-1,00* (0,51)	-2,10 (1,15)	0,06 (0,78)	-0,81 (1,40)	1,79** (0,68)	-3,07** (1,35)
Niveau d'étude	0,23** (0,02)	0,30** (0,04)	0,23** (0,03)	0,32** (0,05)	0,24** (0,03)	0,30** (0,05)
Moins 6 ans	-0,38** (0,11)	-0,55* (0,26)	-0,64** (0,17)	-0,90** (0,32)	-0,20 (0,15)	-0,32 (0,30)
Nb femmes	0,19* (0,07)	0,18 (0,16)	0,27* (0,11)	0,29 (0,20)	0,13 (0,10)	0,19 (0,19)
Partie aléatoire						
Var Famille		3,09 (0,33)		4,02 (0,67)		2,64 (0,47)
Var Quartier		0,21 (0,10)		0,00 (0,004)		0,28 (0,13)
LVrais.	-2605,59	-2369,19	-1175,87	-1089,17	-1402,05	-1329,66
LRtest Var quartier		5,7*		0,94		6,20**
ICC : Ro quartier		0,03		0,0		0,05
ICC : Ro famille		0,48		0,55		0,45

Note : (1) – Logit standard, (2) – Logit multi-niveaux. Dakar Coefficients estimés : ** significatifs à 1 %, * significatifs à 5 %

Tableau 18 : Modèles logit standards et modèles logit multi-niveaux

Modèles*	Tous		Garçons		Filles	
	1	2	1	2	1	2
Partie fixe						
Constante	1,50* (0,73)	2,29* (1,14)	5,04** (1,50)	7,07** (2,44)	0,63 (0,86)	1,08 (1,24)
Caractéristiques des enfants						
Garçon	0,93** (0,15)	1,12** (0,20)				
Age	0,72** (0,13)	0,91** (0,18)	1,16** (0,26)	1,47** (0,38)	0,56** (0,16)	0,75** (0,22)
Age2	-0,03** (0,01)	-0,03** (0,007)	-0,04** (0,01)	-0,05** (0,02)	-0,02** (0,01)	-0,03** (0,01)
Enfant	1,31** (0,16)	1,87** (0,24)	0,90** (0,32)	1,14* (0,46)	1,47** (0,19)	2,03** (0,31)
Non migrant	0,68** (0,16)	0,93** (0,23)	0,27 (0,35)	0,42 (0,48)	0,81** (0,19)	1,06** (0,27)
Caractéristiques des familles						
Quartile1	-0,37* (0,16)	-0,40 (0,25)	-0,87** (0,31)	-1,15* (0,47)	-0,19 (0,20)	-0,15 (0,29)
Rap. dépendance	-0,96* (0,43)	-1,20 (0,63)	-0,92 (0,92)	-1,14 (1,24)	-1,09* (0,50)	-1,33 (0,73)
Sinformel	-0,03 (0,17)	0,05 (0,25)	0,49 (0,32)	0,60 (0,46)	-0,13 (0,20)	-0,16 (0,29)
EtudeCM	0,09** (0,02)	0,10** (0,03)	0,11** (0,04)	0,12* (0,06)	0,09** (0,03)	0,12** (0,03)
Musulman	-0,30 (0,19)	-0,49 (0,31)	-0,19 (0,38)	-0,32 (0,55)	-0,35 (0,23)	-0,56 (0,35)
FemmeCM	0,29 (0,19)	0,36 (0,30)	0,23 (0,39)	0,38 (0,58)	0,40 (0,22)	0,49 (0,33)
Polygame	-0,65* (0,33)	-0,94 (0,55)	-1,04 (0,53)	-1,68* (0,86)	-0,25 (0,44)	-0,22 (0,67)
Non migrantCM	-0,17 (0,16)	-0,17 (0,25)	-0,12 (0,31)	-0,13 (0,45)	-0,24 (0,20)	-0,24 (0,28)
Taille fratrie	-0,04 (0,04)	0,07 (0,07)	-0,02 (0,08)	-0,02 (0,14)	-0,06 (0,05)	-0,08 (0,08)
Moins 6ans	-0,22* (0,08)	-0,31* (0,13)	-0,27 (0,14)	-0,34 (0,22)	-0,15 (0,13)	-0,21 (0,15)
Nb. Femmes	0,04 (0,08)	-0,02 (0,13)	-0,11 (0,17)	-0,21 (0,25)	0,05 (0,10)	0,02 (0,14)
Nb. Hommes	0,11 (0,09)	0,21 (0,14)	0,14 (0,19)	0,34 (0,28)	0,06 (0,10)	0,11 (0,15)
Domestique	1,19* (0,53)	1,47* (0,70)	1,34 (1,06)	1,66 (1,36)	1,14 (0,62)	1,30 (0,77)
Moyenne par quartier de caractéristiques familiales						
Rapport dépendance	-1,97* (0,99)	-2,55 (1,55)	-4,44* (2,06)	-6,40* (3,19)	-1,05 (1,15)	-1,34 (1,67)
Niveau étude	0,11** (0,04)	0,12 (0,07)	0,22** (0,08)	0,29* (0,13)	0,06 (0,05)	0,06 (0,07)
Moins 6 ans	-0,57* (0,26)	-0,67 (0,41)	-1,44** (0,50)	-1,99* (0,82)	-0,16 (0,31)	-0,18 (0,44)
Nb femmes	0,13 (0,23)	0,14 (0,36)	-0,41 (0,49)	-0,39 (0,71)	0,38 (0,27)	0,43 (0,39)
Partie aléatoire						
Var Famille		3,04 (0,82)		3,41 (2,22)		2,68 (1,00)
Var Quartier		0,08 (0,17)		0,25 (0,58)		0,00 (0,02)
LVrais.	-747,03	-720,66	-217,25	-211,90	-504,35	-493,14
LRtest Var quartier		0,26		-1,22		0,04
ICC : Ro quartierO		0,01		0,04		0,00
ICC : Ro famille		0,48		0,51		0,45

Note : (1) – Logit standard, (2) – Logit multi-niveaux. Lomé Coefficients estimés : ** significatifs à 1 %, * significatifs à 5 %

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Alderman H., Orazem P.F., Paterno E.M. (2001), « School quality, school cost and the public/private school choice of low-income households in Pakistan », *Journal of Human Resources* 36(2) : 304-326.
- Agresti A. (2002), *Categorical data analysis*, Second Edition, New York, Wiley
- Al-Samarrai S., Peasgood T. (1998), « Educational attainments and household characteristics in Tanzania », *Economics of Education Review* 17(4) :395-47.
- Akresh R. (2004), « Adjusting household structure: school enrolment impacts of child fodtering in Burkina Faso », BREAD WP 089, 37p.
- Antoine P. (2002), « Les complexités de la nuptialité : de la précocité des union féminines à la polygamie masculine », DIAL, DT 2002-06, 25p.
- Behrman J.R., Deolalikar A.B. (1993), « Unobserved household and community heterogeneity and the labor market impact of schooling: a case study for Indonesia », *Economic Development and Cultural Change*, 41 : 461-488.
- Benavot A., Cha Y.K., Kamens D., Meyer J.W., Wong S.-Y. (1991), « Knowledge for the masses: World models and national curricula, 1920-1986 », *American Sociological Review*, Vol. 56, n°1, 85-100.
- Blunch N.H., Verner D. (2000), « Revisiting the link between poverty and child labor: the Ghanaian experience », World Bank, 21p.
- Brilleau A., Roubaud F., Torelli C. (2004), « L'emploi, le chômage et les conditions d'activité dans les principales agglomérations de sept Etats membres de l'UEMOA, principaux résultats de la phase 1 de l'enquête 123 de 2001-2002 », DIAL, DT 2004-06, 56 p.
- Buchmann C. (2000), « Family structure, parental perceptions and child labor in Kenya: what factors determine who is enrolled in school? », *Social Forces* 78(4) : 1349-1378.
- Canagarajah S., Nielsen H.S. (2001), « Child labor and schooling in Africa: A case study of Ghana, Tanzania, Cote d'Ivoire and Zambia », HDNet, World Bank: Washington DC.
- Canagarajah S., Coulombe H. (1997), « Child labor and schooling in Ghana », Policy Research Working Paper 1844, World Bank, Washington D.C.
- Chitagunta P., Dubé J.P., Singh V. (2002), « Market structures across stores: an application of a random coefficients logit model with store level data », *Advances in Econometrics*, 16: 191-222.
- Clemens A.M. (2004), « The long walk to school: international education goal in historical perspective », GDN WP n°27, 74 p.
- Cogneau D. (2003), « Colonization, school and development in Africa, an empirical analysis », DIAL, DT 2003-01, 49 p.
- Colclough C., Al-Samarrai S. (2000), « Achieving schooling for all: budgetary expenditures on education in Sub-Saharan Africa and South Asia », *World Development* 28(11) : 1927-1944.
- Csapo M. (1983), « Universal primary education in Nigeria: its problems and implications », *African Studies Review*, Vol. 26, n°1, 91-106.

- Deb P., Rosati F. (2003), « Determinants of child's labor and school attendance: The role of households inobservables », World Bank, UCW project, 27 p.
- Deininger K. (2003), « Does cost of schooling affect enrolment by the poor? Universal primary education in Uganda », *Economics of Education Review*. 22 :291-305.
- Desai S. (1995), « When are children from large families disadvantaged? Evidence from cross-national analyses », *Population Studies* 49(2) :195-210.
- Ersado L. (2002), « Child labor and school decisions in urban and rural areas: cross country evidence », IFPRI, FCND Discussion Paper n°145, 56 p.
- Filmer D., Pritchett L. (1999), « The effect of household wealth on educational attainment: evidence from 35 countries », *Population and development Review* .25(1) : 85-120.
- Gibbons S. (2002), « Neighbourhood effects on educational achievement, Centre for the Economics of Education », London School of Economics and Political Science, Discussion Paper n°18, 71 p.
- Glick P., Sahn D. (2000), « Schooling of girls and boys in a west african country: the effects of parental education, income, and household structure », *Economics of Education Review* 19 : 63-87.
- Grootaert C., Patrinos H.A. (2002), « A four-country study of child labor », World Bank WP, 39 p.
- Greene W.H. (ed.) (2003), *Econometric analysis*, Prentice Hall, 4th ed., New Jersey.
- Handa S. (2002), « Raising primary schooling in developing countries, the relative importance of supply and demand », *Journal of Development Economics*, 69 : 103-128.
- Harvey A. (1997), « Trends, Cycles and Autoregressions », *Economic Journal* 107 (440) : 192-201.
- Jensen P., Nielsen H.S. (1997), « Child labour or school attendance? Evidence from Zambia ». *Journal of Population Economics*. 10 :407-424.
- Kadore I., Pillon M. (2003), « Households and schooling in Burkina Faso: some insight from the 1996 census », multigraph. 21 p.
- Layton D.F. (2000), « Random coefficient models for stated preference surveys », *Journal of Environmental Economics and Management*, 40 : 21-36.
- Levinson D., Moe K.S., Knaul F.M. (2001), « Youth education and work in Mexico », *World Development* 29(1) :167-188.
- Llyod C.B., Hewett P., (2003), « Primary schooling in sub-Saharan Africa: recent trends and current challenges », Population Council, Policy Research Division WP n°176.
- Lloyd C.B., Gage-Brandon A.J. (1994), « High fertility and children's schooling in Ghana: sex differences in parental contribution and educational outcomes », *Population Studies* 48 :293-306.
- Lloyd C.B., Blanc A.K. (1996), « Children's schooling in Sub-Saharan Africa: the role of fathers, mothers and others », *Population and Development Review* 22(2) :265-298.
- Lloyd C., Mete C., Sathar Z.A. (2005), « The effect of gender difference in primary school access, type and quality on the decision to enrol in rural Pakistan ». *Economic development and cultural change*, 53(3) : 685-710.
- Lopez-Acevedo G. (2002), « School attendance and child labor in Ecuador », Policy Research Working Paper 2939, World Bank, Washington D.C.

- MacFadden D., Train K. (2000), « Mixed MNL models for discrete response », *Journal of Applied Econometrics*, 15 : 447-470.
- Manski A. (1993), « Identification of endogeneous social effects: the reflection problem », *Review of Economic Studies*, 60 : 531-542.
- Mehrotra S., Delamonica E. (1998), « Household costs and public expenditure on primary education in five low income countries: a comparative analysis », *International Journal of Educational Development* 18(1), 41-61.
- Meyer J.W., Ramirez F.O., Soysal Y.N. (1992), « World expansion of mass education », 1870-1980, *Sociology of Education*. 65(2) : 128-149.
- Mingat A., Suchaud B. (2000), *Les systèmes éducatifs africains, une analyse économique comparative*, De Boek Université, 308 p.
- Mingat A. (2002), « Deux études pour la scolarisation primaire universelle dans les pays du Sahel en 2015, Banque Mondiale », Série Développement humain de la région Afrique, DT 23563, 36 p.
- Mingat A., Tan J.P. (2003), « On the mechanics of progress in primary education », *Economics of Education Review* 22 : 455-467.
- Nielsen H. S. (1998), « Child labor and school attendance: two joint decisions », CLS-WP 98-15. Center fo labour Market and Social Research, Aarhus, Denmark.
- Patrinos H.A., Psacharopoulos G. (1997), « Family size, schooling and child labor in Peru – an empirical analysis ». *Journal of Population Economics*, 10 :387-405.
- Psacharopoulos G. (1997), « Child labor versus educational attainment, some evidence from Latin America », *Journal of Population Economics* 10 : 377-386.
- Rabe-Hesketh S., Skrondal A., Pickles A. (2001), GLLAMM Manual. Technical Report 2001/01. Department of Biostatistics and Computing, Institute of Psychiatry, King's College, London. <http://www.gllamm.org>
- Rabe-Hesketh S., Skrondal A., Pickles A. (2005), « Maximum likelihood estimation of limited and discrete dependent variable models with nested random effects », *Journal of Econometrics*, 128(2) : 301-323.
- Ramirez F.O., Boli J. (1987), « The political construction of mass schooling: European origins and worldwide institutionalisation », *Sociology of Education* 60(1) : 2-17.
- Ray R. (2003), « The determinants of child's labor and child schooling in Ghana », *Journal of African Economy* 11 : 561-590.
- Sakellariou C., Lall A. (2000), « Child Labour in the Philippines: Determinants and Effects », *Asian Economic Journal* 13(3) : 233-253.
- Shapiro D., Tambashe B.O. (2001), « Gender, poverty, family structure, and investments in children's education in Kinshasa, Congo », *Economics of Education Review* 20, 359-375.
- Skrondal A, Rabe-Hesketh S. (2004), *Generalized Latent Variable Modeling, Multilevel, longitudinal and Structural Equation Models*. Chapman & Hall/CRC eds, 508 p.
- Snijders T.A.B., Berkoff J. (2004), « Diagnostic checks for multilevel models », in J. Leeuw, I. Kreft (eds), *Handbook of Quantitative Multilevel Analysis*, Thousand Oaks, CA, Sage.
- Train K. (2003), *Discrete choice methods with simulation*, Cambridge University Press.

- Truong S.A., Knodel J., Lam D., Friedman J. (1998), « Family size and children's education in Vietnam », *Demography* 35(1) :57-70.
- Unesco (2003), Rapport mondial du suivi de l'EPT : Genre et éducation pour tous : le pari de l'égalité, Unesco, Paris.
- Unicef (2001), « Le mariage précoce », *Digest Innocenti* n°7, 28 p.
- Vermut J.K. (2004), « An EM algorithm for the estimation of parametric and nonparametric hierarchical nonlinear models », *Statistica Neerlandica*, Vol.58, n°2, 220-233.
- Wakam J. (2002), « Relations de genre, structures démographiques des ménages et scolarisation des jeunes au Cameroun », *African Population Studies*, 17(2) : 1-22.
- Wils A., Goujon A. (1998), « Diffusion of education in six world regions », *Population and Development Review* 24(2) : 357-368.
- Wils A. (2002), « On accelerating the global literacy transition », Research and Assessment Systems for Sustainability Program Discussion Paper 2002-18. Cambridge MA: Environment and Natural Resources Program, Belfer Center for Science and International Affairs, Kennedy School of Government, Harvard University, 33 p.
- Wils A., O'Connor R. (2004), « Teachers matter: teacher supply as a constraint on the global education transition », WP 04-01, Education Policy and Data Center, Washington DC., 22 p.