

PAUVRETÉ, STRUCTURES FAMILIALES ET STRATÉGIES ÉDUCATIVES À OUAGADOUGOU

Jean-François KOBIANÉ

*Institut National de la Statistique et de la Démographie
Ouagadougou, Burkina Faso*

Résumé

Excepté les études sur la variation du niveau de scolarisation et des inégalités sexuelles suivant le niveau de vie, peu de travaux traitent de l'effet des conditions économiques sur les relations entre structure démographique du ménage et scolarisation des enfants. Cette étude révèle qu'en ce qui concerne la taille du ménage, le nombre d'enfants d'âge scolaire et la composition familiale du ménage, aucune relation n'apparaît, que ce soit chez les « pauvres » ou chez les « nantis ». Par contre, c'est dans les classes pauvres que la propension des femmes chefs de ménage à mieux scolariser leurs enfants que les hommes est forte. Les écarts entre garçons et filles sont très importants dans les ménages les plus nantis, parfois plus que dans les ménages les plus pauvres : ce résultat est le reflet de la présence de filles comme aides familiales dans les ménages nantis de la capitale. Enfin, l'effet négatif de la présence d'enfants en bas âge sur les chances de fréquenter l'école est plus important pour les filles (surtout au niveau bivarié), et particulièrement chez les pauvres. Une approche multidimensionnelle recourant à la régression logistique révèle, en outre, que le profil de pauvreté demeure déterminant, aussi bien chez les filles que chez les garçons, mais que son effet est plus important chez ces derniers. Le statut familial détermine beaucoup plus les chances de fréquenter l'école pour les filles.

Mots-clés : *Pauvreté, Ménages, Scolarisation, Structure démographique, Facteurs culturels.*

1. Introduction¹

Le Burkina Faso est l'un des pays les moins scolarisés d'Afrique, avec un taux brut de scolarisation au primaire (TBS) en 2000 de 41 %². Ce faible niveau général de scolarisation est associé à un taux d'urbanisation également faible (environ 16 %). La scolarisation demeure encore une réalité essentiellement urbaine. Ainsi, la province du Kadiogo, qui abrite la capitale Ouagadougou, présentait en 2000 un TBS de 92 %, contre 15 % seulement dans la Komondjari, province exclusivement rurale. À cet écart important entre provinces s'ajoute aussi une disparité énorme entre sexes : à la même date, le TBS était de 48 % pour les garçons, contre 35 % pour les filles.

Face à ce faible niveau général de scolarisation et compte tenu de l'importance du *capital humain* dans le processus de développement, l'éducation de base a été identifiée comme un secteur prioritaire dans la « Lettre d'intention de politique de développement humain durable 1995-2005 » adoptée par le gouvernement du Burkina Faso en 1995. Ainsi, sur le plan quantitatif, le Plan Décennal de Développement de l'Enseignement de Base 2001-2010 s'est fixé pour objectif d'atteindre un TBS de 70 % à l'horizon final. Par ailleurs, l'accès des pauvres aux services sociaux, dont l'éducation, est l'un des axes prioritaires du Cadre Stratégique de Lutte contre la Pauvreté au Burkina Faso (CSLP-BF) mis au point en 2000.

Mais la réalisation de l'objectif ultime d'une « *éducation pour tous* » se heurte à des défis énormes. Comment arriver, en effet, à répondre à la demande potentielle d'éducation sans cesse croissante, du fait d'un

1. Ce texte est basé sur des résultats partiels d'une thèse de doctorat, soutenue en août 2002 à l'Institut de démographie de l'Université catholique de Louvain, dont le titre est « Ménages et scolarisation des enfants au Burkina Faso : à la recherche des déterminants de la demande scolaire ». Elle a été préparée sous la direction des professeurs Dominique Tabutin et Jean-Marie Wautelet et a bénéficié de l'assistance financière de la Communauté française de Belgique à travers son Commissariat général aux Relations internationales (CGRI).

2. Statistiques du Ministère de l'Enseignement de Base et de l'Alphabétisation (MEBA, 1999).

rythme très rapide de la population³, alors que, dans le même temps, l'État opère de plus en plus des coupes sombres dans les dépenses d'investissements sociaux, suite au Programme d'Ajustement Structurel (PAS) entrepris en 1991 ? Dans le même registre, suite au PAS mais aussi à la dévaluation du Franc CFA intervenue en janvier 1994, il faut souligner, pour les ménages et les familles, l'accroissement des coûts directs de la scolarisation (frais de scolarité, achat de matériel didactique, etc.)⁴. La mise à l'école des enfants devient ainsi de plus en plus tributaire des possibilités financières des ménages, surtout en milieu urbain, où se fait jour une faiblesse relative de l'offre face à une forte demande d'éducation.

La capitale burkinabé, sur laquelle porte la présente étude, détient le plus fort niveau de scolarisation du pays, sans doute parce qu'elle abrite une part importante des infrastructures scolaires (environ le tiers), mais aussi parce qu'il y existe un certain engouement pour l'école. C'est là, en effet (et de façon générale en milieu urbain), plus qu'ailleurs dans le pays, que les exigences de l'économie moderne font de l'instruction le filtre permettant d'accéder à des emplois non agricoles. Certes, la raréfaction de l'emploi salarié et stable fait que l'instruction ne conduit plus systématiquement à des positions au sommet de l'échelle sociale. Mais elle demeure, dans tous les cas, un capital précieux à acquérir⁵.

Malgré le niveau élevé de scolarisation, Ouagadougou a une proportion non négligeable d'enfants qui ne vont pas à l'école. Les données utilisées dans cette étude révèlent que 31 % des enfants de 6-14 ans⁶ à Ouagadougou ne fréquentaient pas l'école en 1992-1993. Face à

3. Le taux d'accroissement annuel moyen de la population au cours de la période intercensitaire 1985-1996 était de 2,4 %.

4. La dévaluation du Franc CFA aurait entraîné un accroissement du prix des fournitures scolaires de l'ordre de 60 % (CERED *et al.*, 1995, cité par Hugon, 1996, p. 223).

5. Le Pape et Vidal (1987), dans le cas d'Abidjan, mettent en évidence comment, malgré des conditions économiques difficiles à partir des années 1980, la répétition des échecs scolaires, le coût élevé de l'enseignement et l'inutilité du diplôme sur le marché du travail, les familles des classes moyennes continuent d'investir dans la scolarisation des enfants.

6. Le groupe d'âge officiel pour l'enseignement primaire est 7-12 ans (l'âge officiel d'entrée à l'école au Burkina Faso est de 7 ans et le cycle primaire comporte six années d'études). Nous considérons, cependant, le groupe 6-14 ans pour deux raisons : d'une part, de plus en plus d'enfants entrent à l'école avant 7 ans ; d'autre part, c'est à partir de 11-12 ans que la sollicitation des jeunes filles pour les activités

la forte demande scolaire, les écoles publiques, dans lesquelles les coûts sont généralement plus faibles (grâce essentiellement à l'absence de frais de scolarité), sont, de nos jours, saturées. Pour les ménages qui tiennent à scolariser leurs enfants, il faut de plus en plus se tourner vers les établissements privés, ce qui implique des moyens financiers plus importants.

Dans un tel contexte, l'école, comme toute autre institution sociale, devient de plus en plus un lieu d'exclusion. Or, le principal moyen d'atteindre la *scolarisation universelle* au primaire devrait passer par une augmentation substantielle des taux de scolarisation des pauvres (Filmer et Pritchett, 1999). Mais l'amélioration de l'accès des pauvres à l'institution scolaire suppose une meilleure connaissance du phénomène de la pauvreté et de ses manifestations. Plus particulièrement, et c'est le premier objectif de cette communication, comment le niveau de vie et les caractéristiques démographiques du ménage interagissent-ils pour expliquer la fréquentation scolaire des enfants ? Ensuite, deuxième objectif, quel est le pouvoir prédictif du niveau de vie du ménage comparativement aux variables démographiques et culturelles et comment varie-t-il suivant le sexe des enfant ?

Le texte est structuré en trois parties : dans la première partie nous présentons, très rapidement, les données utilisées. La seconde partie est consacrée à la méthodologie de construction de l'indicateur de pauvreté. Enfin, dans la troisième partie, nous examinons les relations entre pauvreté, caractéristiques démographiques et scolarisation des enfants.

2. Les données

Les données utilisées proviennent de l'enquête « Scolarisation et emploi des jeunes filles dans le secteur informel de Ouagadougou »⁷ réalisée en septembre-octobre 1993 par l'Unité d'Enseignement et de Recherche en Démographie (UERD) de l'Université de Ouagadougou et que nous appellerons dans la suite « enquête scolarisation ». Cette enquête, qui a porté sur un échantillon aléatoire de 1 532 ménages de la ville, avait pour objectif de connaître la situation scolaire des enfants

domestiques serait importante. En considérant une limite d'âge supérieure à 12 ans, on peut mieux mettre en évidence les schémas différentiels suivants le sexe.

7. Cette enquête faisait suite à une étude qualitative qui avait porté sur une trentaine de jeunes filles de la capitale, et elle n'a fait que garder le titre du projet initial. En réalité, elle a porté sur les enfants des deux sexes.

des deux sexes âgés de 6 à 16 ans et d'en identifier les facteurs déterminants au niveau du ménage. La question sur la fréquentation scolaire portait sur l'année scolaire 1992-1993. Il s'agissait de la première enquête quantitative d'envergure centrée sur la scolarisation au Burkina Faso.

3. Le profil de pauvreté à Ouagadougou

3.1. Aspects conceptuels

On parle de *pauvreté* dans une société donnée lorsqu'une partie de la population ne peut satisfaire ses besoins essentiels (Roach et Roach, 1972) ou que le bien-être (ou niveau de vie) de celle-ci est en deçà d'un minimum fixé selon les critères de cette même société (Ravallion, 1996). Par conséquent, la définition de la *pauvreté* et du *pauvre* est relative, puisque les concepts de *besoins essentiels* et de *bien-être* varient bien souvent d'un espace à un autre, mais aussi d'une époque à une autre. Mais quelle que soit leur diversité, toutes les définitions de la pauvreté peuvent être regroupées, selon Hagenaars et De Vos (1988, p. 212), en trois catégories : « (i) *poverty is having less than an objectively defined, absolute minimum*, (ii) *poverty is having less than others in society*, (iii) *poverty is feeling you do not have enough to get along* ». Sur la base de la première définition, la pauvreté est qualifiée d'*absolue*, sur la base de la deuxième définition, elle est dite *relative*, et sur la base de la troisième définition, elle est *subjective*.

Quelle que soit l'approche, la mesure de la pauvreté pose le problème de l'*identifiant*, c'est-à-dire de la variable qui servira à mesurer la pauvreté. Les indicateurs les plus utilisés dans les enquêtes classiques sur la pauvreté sont basés sur les dépenses de consommation et/ou les revenus des ménages. Or, la collecte des informations sur la consommation et les revenus dans les pays en développement pose souvent problème (existence d'une consommation non marchande, réticence à déclarer les revenus, etc.). Par conséquent, nombre d'études ont recours à d'autres identifiants pour mesurer indirectement le niveau de vie du ménage (activité économique du chef de ménage, biens d'équipement du ménage, caractéristiques de l'habitat, etc.). Nous avons ainsi proposé dans une étude antérieure (Kobiané, 1998), à partir

d'une autre base de données⁸, la construction d'un indicateur de niveau de vie des ménages en milieu urbain basé sur les caractéristiques de l'habitat et que l'on peut situer dans l'approche relative selon la classification donnée ci-dessus. Nous reprenons ici la même méthodologie.

3.2. Méthodologie

3.2.1. Les variables

Les caractéristiques de l'habitat dans « l'enquête scolarisation » sont, en grande partie, celles que l'on retrouve dans la plupart des enquêtes socio-économiques et démographiques qui collectent de telles informations. Celles sur lesquelles portera la construction de l'indicateur de niveau de vie sont la *nature des murs*, la *nature du sol*, le *type d'aisances*, le *mode d'approvisionnement en eau de boisson*, le *mode d'éclairage*, la *source d'énergie pour la cuisson*, le *statut d'occupation*. En plus de ces variables, nous avons pris en compte la catégorie socio-professionnelle du chef de ménage, compte tenu de l'association qui existe généralement entre celle-ci et le revenu.

3.2.2. Les méthodes statistiques

Pour la construction du profil de pauvreté, nous avons recours à deux méthodes d'analyse multidimensionnelle complémentaires. L'analyse des correspondances multiples (ACM), qui est une technique de réduction factorielle permettant une vue globale des variables de base en mettant en évidence les liaisons, ressemblances ou différences (Volle, 1993). La méthode s'applique à des données catégorielles ou rendues telles. La matrice de données soumise à l'ACM est un *tableau disjonctif complet* ou tableau binaire, dans lequel chaque individu-ligne (ici le ménage) a la valeur 0 ou 1 pour chaque modalité-colonne. Chaque modalité d'une variable est transformée en variable dichotomique. La méthode donne ce qu'on appelle les scores factoriels, qui sont les coordonnées des individus sur les principaux axes (factoriels) identifiés.

La seconde méthode qu'est la classification ascendante hiérarchique (CAH) effectue des regroupements d'individus (ici des ménages)

8. Il s'agit de l'« Enquête prioritaire : étude sur les conditions de vie des ménages » réalisée en 1994-1995 par l'Institut National de la Statistique et de la Démographie (INSD).

sur la base de comportements ou caractéristiques semblables (ou des regroupements de variables sur la base d'individus semblables), ce qui permet de préciser les résultats de l'analyse factorielle (Volle, 1993 ; Escofier et Pagès, 1998). L'intérêt principal de recourir à une classification à la suite d'une analyse factorielle est d'utiliser les scores factoriels obtenus au cours de l'analyse factorielle pour la classification des individus.

3.3. Des « très nantis » aux « très pauvres »... : une différenciation dans l'habitat

Pour éviter de surcharger le texte, nous omettons délibérément la présentation de l'ensemble des résultats intermédiaires de la construction de l'indicateur de pauvreté, notamment les résultats de l'analyse factorielle. Mais signalons que, comme dans la précédente étude (Kobiané, 1998), l'ACM nous a permis de mettre en évidence deux principales dimensions de l'habitat à Ouagadougou : la première étant la *modernité* (axe 1) et la seconde la *salubrité* (axes 2 et 3)⁹.

De l'analyse de classification effectuée sur ces trois premiers axes factoriels, nous avons retenu, en fin de compte, une partition des ménages en quatre classes, dont la description est la suivante¹⁰ :

3.3.1. Les ménages de la classe 1 (125, soit 8 %) que nous qualifions de « très nantis »

L'habitat y est de type moderne, avec des matériaux solides (97 % des habitations ont des murs en dur, c'est-à-dire en béton, pierres et parpaings, et 50 % ont le sol carrelé) et des sanitaires respectant les normes de salubrité (75 % des ménages disposent de toilettes avec chasse d'eau). En outre, 87 % des ménages de cette classe disposent de l'eau courante à l'intérieur de la maison, 62 % utilisent le gaz pour la cuisson et 98 % ont l'électricité. Le profil professionnel des chefs de ménage de cette classe (62 % d'entre eux sont des cadres moyens ou

9. Les parts d'inertie expliquées par les axes 2 et 3 sont proches, ce qui signifie qu'ils rendent compte de la même dimension.

10. L'examen du diagramme des indices de fusion nous a suggéré une partition en cinq classes. Mais l'une de ces cinq classes se distinguait par son faible effectif (seulement 5 ménages), et nous l'avons, par conséquent, omise de la suite de l'analyse. Un autre ménage atypique par sa taille (83 personnes !) a été ignoré dans l'analyse. Ainsi, sur les 1 532 ménages observés, l'analyse en traite finalement 1 526.

supérieurs) montre qu'il s'agit bien là de ménages de statut socio-économique élevé.

3.3.2. Les ménages de la classe 2 (353, soit 23 %) que nous qualifions de « nantis »

L'habitat y est également moderne, mais relativement moins que dans la première classe. En effet, 64 % des murs sont en dur (contre 97 % dans la classe précédente), et le sol est surtout en ciment (96 % des habitations). Contrairement à la classe 1, les lieux d'aisances sont surtout des latrines privées (66 % des habitations). L'eau courante à l'intérieur de la maison ne concerne que 30 % des ménages ; mais 29 % l'ont dans la cour et 35 % ont accès aux bornes fontaines. Le gaz est peu utilisé comparativement à la première classe (19 % des ménages), le bois demeurant la principale source d'énergie pour la cuisson (24 % pour le bois avec foyer simple et 35 % pour le bois avec foyer amélioré). Pour l'éclairage, l'électricité est la principale source d'énergie (74 % des ménages), mais 26 % des ménages utilisent le pétrole. Cette deuxième classe comporte également une forte proportion de cadres moyens ou supérieurs (27 %).

3.3.3. Les ménages de la classe 3 (691, soit 45 %) que nous qualifions de « pauvres »

Leur habitat étant généralement de type traditionnel, ces ménages se retrouvent surtout dans les anciens quartiers et les quartiers périphériques de Ouagadougou. Les murs sont en semi-dur pour la plupart (60 % des habitations) et le sol en ciment (91 % des habitations). Comme dans la classe 2, c'est surtout des latrines privées qui servent de lieux d'aisances. La principale source d'approvisionnement en eau demeure la borne fontaine (71 % des ménages). Plus de la moitié des ménages (55 %) utilisent le bois avec foyer simple pour la cuisson (23 % utilisent le bois avec foyer amélioré), et 87 % ont recours au pétrole comme source d'énergie pour l'éclairage. Du point de vue de la profession, c'est la classe la plus hétéroclite, où aucune profession n'est vraiment prépondérante. On a ainsi 19 % d'artisans, 17 % dans les services domestiques, 13 % de commerçants, 9 % de cadres subalternes/manœuvres, 9 % d'agents des forces de l'ordre, etc.

3.3.4. Les ménages de la classe 4 (357, soit 24 %) que nous qualifions de « très pauvres »

Ils ont un habitat plus traditionnel, que l'on retrouve surtout dans les quartiers spontanés de la périphérie. Les murs sont en matériaux non durables (65 % sont en banco), de même que le sol, puisque plus de la moitié des habitations (52 %) ont un sol en terre battue. Bien que 80 % des ménages disposent de latrines privées, 20 % des ménages ont recours à un autre type d'aisances (il s'agit essentiellement des cas où la nature sert de lieux d'aisances). Ces quartiers périphériques connaissant un problème d'accès aux réseaux d'adduction d'eau potable et de distribution d'électricité, on comprend aisément que seulement 49 % des ménages de cette classe ont accès à l'eau potable à travers les fontaines publiques ; 23 % ont recours aux puits, 26 % utilisent les forages. Pour l'éclairage, le pétrole demeure la principale source d'énergie (99 % des ménages). Pour la cuisson des aliments, les ménages sont 91 % à utiliser le bois avec foyer simple. En ce qui concerne le profil professionnel, les agriculteurs/éleveurs¹¹ sont prépondérants (39 % des chefs de ménages), suivis des services domestiques (16 %) et des artisans (15 %).

3.4. Profil démographique des différentes classes

Les études portant sur la mesure de la pauvreté ont parfois mis en évidence des corrélations entre certaines caractéristiques démographiques des ménages et leur niveau de vie. Il s'agit de voir si les mêmes associations s'observent ici. Les variables démographiques que nous considérons sont relatives à la taille et à la structure familiale du ménage, et à la composition par âge de ses membres, notamment le nombre d'enfants en bas âge.

11. La proportion des agriculteurs/éleveurs est de 13 % parmi l'ensemble des ménages. Bien que la réalisation d'activités agricoles soit possible, surtout dans les zones périphériques, une telle proportion peut paraître trop importante. L'une des explications, comme le fait remarquer Yaro (1995), est que la plupart de ceux qui se déclarent agriculteurs seraient des personnes sans activité précise et, pour beaucoup d'entre eux, seraient des migrants venus du milieu rural.

3.4.1. Profil de pauvreté, taille et structure familiale des ménages

Si une plus grande taille du ménage peut être un facteur de pauvreté en milieu urbain (Oberai, 1991), nombre d'études sur l'Afrique subsaharienne montrent plutôt que c'est dans les classes sociales les plus aisées qu'on retrouve généralement les ménages de grande taille et à structure familiale très étendue (Antoine et Herry, 1983 ; Wakam, 1997 ; Wakam *et al.*, 1998).

L'examen du tableau 1 révèle que les ménages nantis ont en moyenne des tailles aussi élevées que les ménages pauvres. Ce résultat rejoint celui que nous avons observé avec les données de l'« Enquête prioritaire » 1994-1995, toujours sur la ville de Ouagadougou (Kobiané, 1998), c'est-à-dire une absence de relation entre la taille du ménage et son niveau de vie.

Tableau 1
Profil de pauvreté et divers indicateurs démographiques
des ménages à Ouagadougou

Profil de pauvreté	Indicateurs démographiques				
	m_1	m_2	p_1 (%)	p_2 (%)	p_3 (%)
Très nantis	6,5	0,7	47	34	23
Nantis	6,6	0,8	50	31	28
Pauvres	6,2	1,2	65	28	20
Très pauvres	6,7	1,3	71	24	10
Ensemble	6,4	1,1	61	28	20

Note : m_1 = taille moyenne des ménages ;
 m_2 = nombre moyen d'enfants en bas âge (0-5 ans) ;
 p_1 = proportion de ménages ayant au moins un enfant en bas âge ;
 p_2 = proportion de ménages comprenant au moins deux noyaux familiaux ;
 p_3 = proportion de ménages dont au moins un membre sur deux est extérieur au noyau familial du chef de ménage.

Cependant, l'analyse de la structure familiale des ménages, quant à elle, confirme que plus le niveau de vie est élevé, plus la proportion de ménages étendus est importante (indicateurs p_2 et p_3 du tableau 1). Par exemple, la proportion de ménages qui comptent plus d'un noyau familial est de 34 % chez les « très nantis » contre 24 % chez les « très pauvres ». De même, la proportion de ménages dont au moins un

membre sur deux est extérieur au noyau nucléaire du chef de ménage est de 23 % chez les « très nantis », 28 % chez les « nantis » et 10 % chez les « très pauvres ».

3.4.2. Profil de pauvreté et nombre d'enfants en bas âge

Oberai (1991) estime, par ailleurs, qu'un ménage urbain est d'autant plus pauvre que le nombre d'enfants en bas âge est élevé. Nous avons également observé cette relation négative à Ouagadougou, en recourant plutôt à la proportion des enfants en bas âge parmi les membres du ménage (Kobiané, 1998).

L'examen du nombre moyen d'enfants en bas âge (m_2) et de la proportion de ménages qui comptent au moins un enfant en bas âge (p_1) tend à corroborer l'hypothèse suivant laquelle les ménages sont d'autant plus pauvres que le nombre d'enfants en bas âge est élevé. Par exemple, le nombre moyen d'enfants de 0-5 ans dans la classe des « très nantis » (0,7) représente la moitié de celui observé dans le groupe des « très pauvres » (1,3)¹².

4. Pauvreté et fréquentation scolaire des enfants

Deux démarches analytiques sont adoptées dans cette partie : une approche descriptive, dans laquelle nous examinons les variations suivant le profil de pauvreté de la relation qui lie chaque caractéristique démographique de l'enfant et du ménage à la fréquentation scolaire ; l'autre plus explicative, dans laquelle nous mettons en évidence les variables les plus déterminantes ainsi que les interactions entre caractéristiques démographiques et niveau de vie dans l'explication de la demande scolaire.

12. Cette relation subsiste quand on contrôle l'âge du chef de ménage.

4.1. Approche descriptive des relations entre niveau de vie du ménage, caractéristiques démographiques et fréquentation scolaire

4.1.1. Niveau de vie du ménage et différences de scolarisation liées au sexe et au statut familial de l'enfant

Les études qui ont abordé la relation entre statut socio-économique des ménages et scolarisation des enfants en Afrique sub-saharienne, particulièrement en milieu urbain (Marcoux, 1994 ; Shapiro et Tambashe, 1996 et 1999 ; Filmer et Pritchett, 1999), montrent, comme cela a été observé ailleurs dans le monde, que les taux de fréquentation scolaire croissent avec le niveau de vie du ménage, quel que soit le sexe de l'enfant. Toutefois, le recul de la discrimination sexuelle en matière de scolarisation en fonction du niveau de vie, observé par Parish et Willis (1993) à Taiwan, Sathar et Lloyd (1993) au Pakistan, ne semble pas se vérifier dans le contexte africain. Pour Shapiro et Tambashe (1996, p. 24), dans une étude portant sur Kinshasa,

« While increased economic well-being is associated with higher enrollment rates for both females and males, it is not the case that improved economic status necessarily translates into reduced gender differences in school outcomes. »¹³

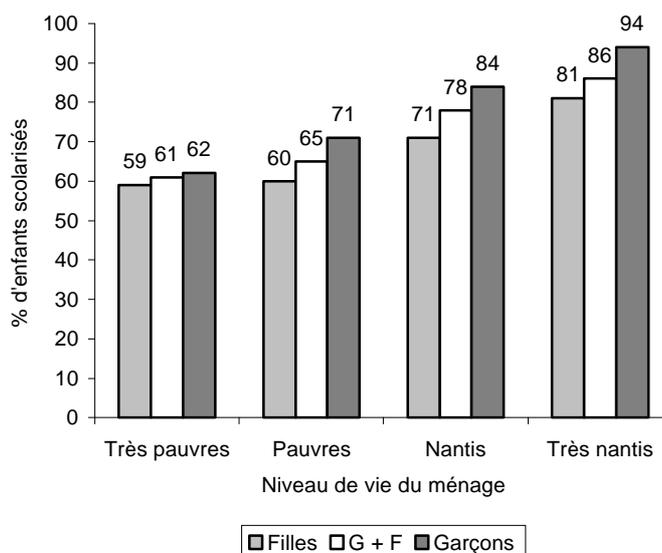
La relation positive entre le niveau de vie du ménage et le taux de fréquentation scolaire s'observe également dans le cas de Ouagadougou (figure 1). On passe ainsi d'une proportion d'enfants scolarisés de 61 % chez les « très pauvres » à 86 % chez les « très nantis ».

L'examen des rapports des taux de scolarisation par sexe (garçon/fille)¹⁴ montre que la sous-scolarisation des filles dans la classe des « très nantis » (1,16) est aussi forte que celle observée chez les nantis et chez les pauvres (1,18). C'est même chez les « très pauvres » que la discrimination sexuelle est la plus faible, pour ne pas dire inexistante (1,05). Ce résultat, *a priori* paradoxal, n'est rien d'autre que le reflet de la présence de filles comme aides familiales dans les ménages nantis.

13. Dans une étude plus récente, toutefois, Shapiro et Tambashe (1999) estiment que cette relation entre niveau de vie et écarts entre garçons et filles doit être relativisée en tenant compte du groupe d'âge considéré.

14. Ces rapports s'obtiennent aisément en rapportant les chiffres présentés à la figure 1.

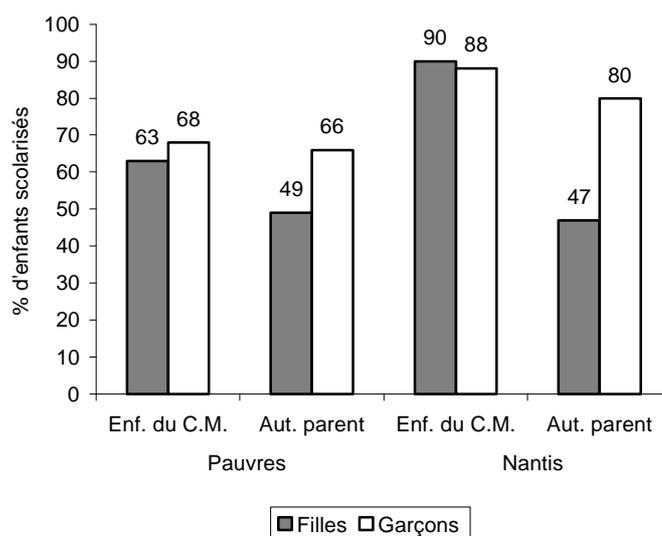
Figure 1
Proportion d'enfants scolarisés au moment de l'enquête
selon le sexe et le profil de pauvreté à Ouagadougou



La prise en compte du statut familial, en plus du sexe de l'enfant (figure 2), montre que, chez les enfants du chef de ménage, il n'y a pratiquement pas d'inégalité sexuelle, que ce soit chez les nantis ou chez les pauvres, les rapports des taux par sexe (garçon/fille) étant proches de l'unité (respectivement 0,98 et 1,08). Par contre, en considérant la population des « autres parents », l'écart de scolarisation entre garçons et filles, déjà élevé chez les pauvres ($R_{g/f} = 1,35$), devient encore plus important dans les ménages nantis ($R_{g/f} = 1,70$). On peut en déduire que c'est davantage dans les classes nanties que les filles accueillies, comparativement à leurs homologues garçons, sont engagées dans une logique de mise au travail. Une autre lecture de ces inégalités sexuelles consiste à comparer, pour un même sexe donné, les enfants du chef de ménage aux enfants d'« autres parents » : chez les garçons, on observe qu'il n'y a quasiment pas de différence significative entre les fils du chef de ménage et les garçons d'« autres parents » : la baisse relative du taux de fréquentation scolaire lorsqu'on passe des premiers aux seconds est de 3 % dans la classe des pauvres et de 9 % dans celle

des nantis. Chez les filles, cette diminution relative du taux de scolarisation est de 22 % chez les pauvres et de 48 % chez les nantis. Cette différence de scolarisation entre garçons et filles suivant le statut familial est aussi mise en évidence par Pilon (1995) dans une analyse portant sur le Togo. L'auteur montre qu'en milieu urbain, ce sont surtout les « filles confiées » qui sont touchées par une sous-scolarisation, comparativement aux filles du chef de ménage, alors que pour les garçons la situation est quasiment identique.

Figure 2
Proportion (%) d'enfants scolarisés au moment de l'enquête selon le sexe, le statut familial et le niveau de vie du ménage.



Note : À cause des faibles effectifs, nous avons procédé à un regroupement des catégories de niveau de vie (Pauvres = Très pauvres + Pauvres ; Nantis = Très nantis + Nantis).

Cette forte demande du travail et des services des filles d'« autres parents » dans les ménages urbains nantis est, en partie, liée à l'insuffisance des institutions d'accueil et de garde des enfants en bas âge, du moins dans le cas de Ouagadougou. Mais elle n'en est pas la seule raison : dans les classes aisées, où généralement les femmes participent comme leurs conjoints à l'activité économique moderne, il existe sans

aucun doute un besoin d'aide familiale, non seulement pour la garde des plus petits, mais aussi pour la préparation des repas et l'entretien du ménage. L'existence de réseaux familiaux permettant la circulation des enfants apparaît alors comme une opportunité de satisfaire ce besoin en main-d'œuvre.

4.1.2. Profil de pauvreté, sexe du chef de ménage et fréquentation scolaire des enfants

Contrairement à ce qui a été observé dans d'autres régions en développement, comme l'Amérique latine (par exemple, Barros *et al.*, 1997 au Brésil), les travaux portant sur l'Afrique subsaharienne montrent que les femmes chefs de ménage scolarisent plus leurs enfants que leurs homologues hommes (Chernichovsky, 1985 ; De Vreyer, 1993 ; Pilon, 1995 ; Clévenot et Pilon, 1996 ; Lloyd et Blanc, 1996).

Les résultats observés à Ouagadougou¹⁵ vont dans ce sens, même si la différence n'est pas significative : la proportion d'enfants qui fréquentent l'école en 1992-1993 est de 70 % chez les femmes chefs de ménage contre 68 % chez les hommes.

Cette tendance à une meilleure scolarisation des enfants par les femmes chefs de ménage est surtout perceptible dans la classe des pauvres¹⁶ : le taux de fréquentation scolaire des enfants y est, en effet, de 67 % chez les femmes chefs de ménage contre 63 % chez les hommes. Dans les ménages nantis, il n'y a quasiment pas de différence entre les hommes et les femmes chefs de ménage (respectivement 81 % et 79 %).

En considérant les seuls enfants du chef du ménage, on observe, dans les classes nantis, cette même absence de relation entre le sexe du chef de ménage et la scolarisation des enfants¹⁷. Toutefois, chez les pauvres, l'écart absolu entre le taux de scolarisation des femmes chefs de ménage et celui des hommes devient plus important (les proportions respectives d'enfants scolarisés sont de 72 % et 65 %). L'une des

15. Les données de l'enquête révèlent que les femmes chefs de ménage à Ouagadougou en 1993 représentent 10 % de l'ensemble des chefs de ménage et quasiment la même proportion parmi les enfants de 6-14 ans qui vivent dans les ménages dirigés par une femme (11 %).

16. Pour des raisons de faibles effectifs, nous nous limitons à l'ensemble des enfants et aux deux grands profils de pauvreté.

17. Dans les classes nantis, 89 % des enfants sont scolarisés dans les ménages dirigés par un homme, et 87 % dans les ménages dirigés par une femme.

explications généralement évoquées est que les femmes opèrent une meilleure allocation des ressources au sein du ménage (De Vreyer, 1993 ; Clévenot et Pilon, 1996 ; Lloyd et Blanc, 1996). Au vu de nos résultats, on pourrait donc dire que c'est surtout dans un contexte de précarité économique, donc de rareté des ressources, que cette faculté des femmes est mise en évidence.

4.1.3. Profil de pauvreté, caractéristiques démographiques du ménage et scolarisation des enfants

Contrairement au résultat d'une relation négative entre la taille du ménage ou de la famille et la scolarisation des enfants, observé en Occident et dans d'autres régions en développement comme l'Asie, nombre de travaux sur l'Afrique sub-saharienne concluent à l'inexistence d'une telle relation, voire, dans certains cas, à une relation positive (Gomes, 1984 ; Chernichovsky, 1985 ; Marcoux, 1994 ; Lloyd et Blanc, 1996 ; Shapiro et Tambashe, 1996). L'une des explications serait que l'accueil de membres extérieurs au noyau familial du chef de ménage permet de répondre au besoin de main-d'œuvre domestique et de libérer ainsi des enfants pour l'école. L'accueil de personnes extérieures peut aussi contribuer à une amélioration des ressources économiques du ménage : par exemple, dans les ménages démunis, accueillir des personnes extérieures au noyau familial de base peut permettre une répartition des dépenses du ménage entre plusieurs personnes ou décharger d'autres membres du ménage (tels que les femmes) afin qu'ils puissent se consacrer à des activités rémunératrices en dehors du foyer (Neupert, 1992).

Les résultats (non présentés ici) révèlent qu'il n'existe aucune relation entre la taille du ménage et la scolarisation des enfants, tant chez les pauvres que chez les nantis. Comme la taille du ménage, le caractère étendu ou non du ménage ne semble pas non plus jouer sur la fréquentation scolaire des enfants, quelle que soit la classe économique.

On aurait pu s'attendre à une plus grande pression sur les ressources économiques consacrées à l'investissement scolaire dans la classe des pauvres, se traduisant par une relation négative entre le nombre d'enfants d'âge scolaire et la proportion d'enfants aux études. Ce n'est pas le cas car, d'une manière générale (résultats non présentés ici), aucune relation nette n'apparaît entre le nombre d'enfants scolarisables et le taux de fréquentation scolaire, quel que soit le statut économique considéré. Cependant, nous avons observé, chez les filles des classes

nanties, que les chances de fréquenter l'école sont d'autant plus élevées qu'il y a des enfants d'âge scolaire dans le ménage.

La présence d'enfants en bas âge (entre 0 et 5 ans) dans le ménage nécessite des activités spécifiques de soins et de surveillance, le plus souvent assurées par les femmes et les jeunes filles. Ainsi, le nombre d'enfants en bas âge est bien souvent négativement associé à la fréquentation scolaire des enfants et plus particulièrement des filles (Chernichovsky, 1985 ; Lloyd et Blanc, 1996 ; Handa, 1996 ; Glick et Sahn, 2000 ; Levison *et al.*, 2001, etc.). On peut penser que c'est surtout dans les ménages pauvres que cela est vrai, puisque ceux-ci n'ont pas souvent les moyens de se payer les services d'une bonne. Les résultats (non présentés ici) montrent que les ménages dans lesquels il n'y a aucun enfant en bas âge présentent les plus forts taux de scolarisation, quel que soit le profil de pauvreté, excepté chez les filles de la classe des nantis. Jusqu'à deux enfants de 0-5 ans dans le ménage, on observe une diminution des taux, ce qui tend à confirmer l'hypothèse de départ. Cependant, à partir de trois enfants en bas âge, aucune tendance nette n'apparaît.

Tableau 2
Proportion (%) d'enfants scolarisés au moment de l'enquête
suivant le sexe, la proportion d'enfants de 0-5ans dans le ménage
et le profil de pauvreté

Proportion d'enfants de 0-5 ans (%)	Profil de pauvreté					
	Nantis			Pauvres		
	Garçons	Filles	Écart	Garçons	Filles	Écart
0 %	90	78	1,1	76	68	1,1
]0 %-25 %[82	73	1,1	64	60	1,1
25 %	88	71	1,2	68	50	1,4
Ensemble	86	74	1,2	67	59	1,1

Le nombre (absolu) d'enfants en bas âge, en lui-même, ne rend pas compte de la charge réelle de travail des femmes et des jeunes filles, puisqu'il ne tient pas compte des ressources humaines disponibles dans le ménage. Avec la proportion des 0-5 ans dans l'ensemble de l'effectif du ménage, on observe des résultats plus illustratifs : quel que soit le

profil de pauvreté du ménage, il apparaît chez les filles (les plus sollicitées pour la garde des plus petits) une relation négative entre la proportion de celles qui sont scolarisées et la proportion d'enfants en bas âge dans le ménage (tableau 2). Cette relation négative est d'autant plus nette que les filles appartiennent à des ménages pauvres.

4.2. Profil de pauvreté, caractéristiques démographiques et socioculturelles et scolarisation des enfants : approche multivariée

La littérature met également l'accent sur le rôle des facteurs socio-culturels dans l'explication de la demande d'éducation, notamment en milieu rural. En milieu urbain, compte tenu de l'importance de l'école en tant que « filtre social » et du brassage des populations, les différences ethniques ou religieuses auraient tendance à diminuer au profit des différences économiques. Qu'en est-il dans le cadre de cette étude ? Étant donné que la variable dépendante est dichotomique (l'enfant fréquente ou non l'école au moment de l'enquête), l'une des méthodes appropriées est la régression logistique¹⁸. L'un des intérêts d'une analyse multidimensionnelle est que certaines variables peuvent, au niveau bivarié, avoir un effet important sur la variable à expliquer, sans que cela ne soit le cas dans un modèle prenant en compte d'autres variables ; et vice versa. Elle permet finalement de mettre en évidence les variables les plus déterminantes. Compte tenu des différences liées au sexe que nous avons mises en évidence dans les analyses précédentes, nous avons estimé que les déterminants de la fréquentation scolaire seraient forts différents selon le sexe de l'enfant. Nous avons donc effectué les régressions logistiques sur chacune des sous-populations

18. En nommant P la probabilité qu'un enfant d'âge scolaire fréquente l'école et en considérant des variables indépendantes X_i (i allant de 1 à k), l'équation de régression logistique peut s'écrire :

$$\frac{P}{1-P} = e^{B_0 + B_1 X_1 + \dots + B_k X_k} = e^{B_0} \prod_{i=1}^{i=k} e^{B_i X_i}$$

où $\frac{P}{1-P}$ appelé *odds ratio* est le rapport de la probabilité que l'événement survienne à celle que l'événement ne survienne pas ; B_i sont les coefficients de régression ; e^{B_i} est le facteur par lequel le *odds ratio* change lorsque la i^{e} variable indépendante passe de la valeur 0 à la valeur 1. Dans l'option choisie ici, les résultats s'interprètent en termes d'écart par rapport à la modalité de référence.

des garçons et des filles. Au total, cinq modèles de régression ont été appliqués à chaque sous-population, et les résultats sont résumés dans les tableaux en annexe.

4.2.1. Les déterminants de la fréquentation scolaire chez les garçons

Lorsqu'on examine, dans un premier temps, les effets bruts (tableau en annexe), c'est-à-dire l'effet propre de chaque variable indépendante en l'absence des autres variables, il ressort que, chez les garçons, cinq variables ont un pouvoir prédictif au moins égal à 0,10. Il s'agit de l'âge de l'enfant (0,30), de l'instruction du chef de ménage (0,18), du profil de pauvreté (0,17), de la religion du chef de ménage (0,16) et du nombre d'enfants en bas âge (0,10). L'évolution du pouvoir prédictif de ces variables dans les différents modèles permet finalement de mettre en évidence les variables les plus déterminantes. Dans le premier modèle (M1), on observe un léger renforcement du pouvoir explicatif du profil de pauvreté (de 0,17 à 0,18) avec l'entrée du statut familial de l'enfant. De même, ce dernier, qui a un pouvoir prédictif nul au niveau brut, voit son pouvoir explicatif s'améliorer (0,4), même si les rapports de chances demeurent non significatifs. Ces deux variables ont donc des effets additifs, l'un permettant de mettre davantage en évidence l'effet de l'autre. Au niveau brut, un garçon appartenant à un ménage « très nanti » a 8,9 fois plus de chances de fréquenter l'école qu'un autre issu d'un ménage « très pauvre ». Ce rapport passe à 9,9 avec l'intervention du statut familial : la prise en compte du statut familial de l'enfant contribue donc à creuser les écarts entre les garçons des ménages nantis et ceux des ménages pauvres. Dans le modèle M2, nous avons fait intervenir le lieu de naissance et l'âge de l'enfant comme variables de contrôle. Leur entrée contribue à améliorer légèrement le pouvoir prédictif du statut familial (de 0,04 à 0,05) et renforce les inégalités suivant le niveau de vie. Il faut voir dans l'annulation du pouvoir explicatif du lieu de naissance, le lien qui existe entre celui-ci et le statut familial. En effet, les garçons d'« autres parents » présents dans les ménages urbains proviennent majoritairement du milieu rural (56 %).

Le modèle M3 est celui dans lequel nous avons fait intervenir les caractéristiques démographiques du chef de ménage (sexe, état matrimonial et âge). Dans ce modèle, le pouvoir explicatif du profil de pauvreté comme celui du statut familial continue de s'améliorer légèrement. Mais on peut déjà retenir que les caractéristiques démographi-

ques du chef de ménage jouent peu en présence du facteur économique chez les garçons. Dans le modèle M4, où interviennent en plus les caractéristiques démographiques du ménage, on observe, cette fois-ci, une baisse du pouvoir explicatif du profil de pauvreté (de 0,19 à 0,17), alors qu'au contraire celui du statut familial continue de croître (de 0,06 à 0,08). La baisse du pouvoir explicatif de la variable économique et des valeurs des rapports de chances associés est le reflet de l'association entre le profil de pauvreté et le nombre d'enfants en bas âge. Nous avons, en effet, vu antérieurement que les classes nanties avaient en moyenne moins d'enfants en bas âge que les classes pauvres. On remarquera que le nombre d'enfants âgés de 0-5 ans perd aussi de son pouvoir explicatif du fait cette association.

Le modèle M5, dans lequel interviennent finalement les variables culturelles (instruction, religion et ethnie du chef de ménage), montre que, sur les cinq variables les plus prédictives au niveau brut, seulement trois ont un pouvoir explicatif relativement important au niveau net : il s'agit de l'âge de l'enfant, qui conserve son pouvoir tout au long des différents modèles (0,30), du profil de pauvreté et de la religion (avec 0,09). La baisse énorme du pouvoir explicatif du profil de pauvreté trouve une explication dans sa forte corrélation (r de Pearson = 0,56) avec l'instruction (dont le pouvoir s'altère encore plus, de 0,18 à 0,04). Les rapports de chances indiquent qu'un garçon âgé de 6-8 ans a 70 % (1-0,3) de chances en moins de fréquenter l'école qu'un garçon âgé de 12-14 ans, et qu'un enfant de 9-11 ans a 2,5 fois plus de chances de fréquenter l'école qu'un autre de 12-14 ans. Ces résultats révèlent l'allure curviligne de la courbe des taux de fréquentation scolaire par âge généralement observés dans les études sur l'Afrique subsaharienne. Compte tenu de la sollicitation des enfants dans les activités de production aux âges avancés, on s'attendrait à ce que les chances de fréquentation scolaire soient les plus faibles entre 12 et 14 ans. C'est plutôt entre 6 et 8 ans qu'elles sont les plus faibles, ce qui reflète le phénomène des entrées tardives à l'école. La faiblesse relative de l'offre à Ouagadougou pourrait, en partie, contribuer à retarder l'entrée à l'école de nombreux enfants.

De façon générale, l'intervention des variables culturelles dans le modèle M5 contribue à réduire les écarts entre garçons suivant le profil de pauvreté : finalement, un garçon d'un ménage « très nanti » a 6 fois plus de chances de fréquenter l'école qu'un garçon d'un ménage « très pauvre », alors que, pour le garçon issu d'un ménage « nanti », ce rapport est de 2. Quant à l'effet de la religion, on retient qu'un garçon

dont le chef de ménage est de religion protestante a 3 fois plus de chances d'être aux études qu'un autre dont le chef de ménage est de religion musulmane. Le rapport est de 2 lorsque le chef de ménage est catholique. Finalement, on retiendra que, chez les garçons, l'âge, le profil de pauvreté, la religion du chef de ménage, le statut familial, le nombre d'enfants en bas âge et le lieu de naissance sont, par ordre d'importance décroissant, les facteurs déterminants de la fréquentation scolaire.

4.2.2. Les déterminants de la fréquentation scolaire chez les filles

Au niveau brut (tableau en annexe), on observe, comme chez les garçons, que cinq variables ont un pouvoir prédictif au moins égal à 0,10 : l'âge de l'enfant (0,21), son statut familial (0,18), son lieu de naissance (0,16), le niveau d'instruction du chef de ménage (0,16) et le profil de pauvreté (0,11). Déjà à ce niveau, une différence apparaît entre garçons et filles : facteur religieux chez les premiers et facteur « familial » chez les secondes. En effet, chez les filles, le statut familial et le lieu de naissance (deux variables liées) se positionnent assez bien au niveau brut, ce qui n'est pas le cas chez les garçons. À l'opposé, la religion du chef de ménage et le nombre d'enfants en bas âge, qui ont un pouvoir prédictif honorable au niveau brut chez les garçons, n'apparaissent pas chez les filles. L'examen des modèles successifs révèle les mêmes relations observées chez les garçons. Dans le modèle M1, le statut familial voit son pouvoir se renforcer (de 0,18 à 0,20) et son entrée améliore également le pouvoir explicatif du profil de pauvreté (de 0,11 à 0,15). L'effet du profil de pauvreté chez les filles, comme on peut l'observer par la valeur des rapports de chances, est moindre comparé à ce qui a été observé chez les garçons. Dans le modèle M1, une fille appartenant à un ménage « très nanti » a 4 fois plus de chances de fréquenter l'école qu'une autre appartenant à un ménage « très pauvre », ce rapport étant de 10 chez les garçons.

Dans le modèle M2, l'entrée du lieu de naissance et de l'âge de l'enfant fait baisser le pouvoir prédictif du statut familial (de 0,20 à 0,16) ainsi que le rapport des chances de la catégorie « fille du chef de ménage » comparée à « fille d'autre parent » (de 3 à 2,6). Ce résultat atteste une fois encore du lien qui existe entre statut familial et lieu de naissance. L'âge voit son pouvoir croître (de 0,21 à 0,24), ce qui n'était pas le cas chez les garçons. Cela signifie que, chez les filles, l'effet du statut familial dépend en partie de l'âge. C'est, en effet, à certains âges

spécifiques que les filles sont accueillies comme aide familiale. L'intervention des caractéristiques du chef de ménage et du ménage n'entraîne pratiquement pas de changement dans le pouvoir explicatif du profil de pauvreté et du statut familial de la fille.

Dans le modèle final M5, on observe une diminution de moitié du pouvoir explicatif du profil de pauvreté (de 0,14 à 0,07). Ce résultat, observé chez les garçons, est en rapport avec la forte association qui existe entre niveau de vie et instruction du chef de ménage (r de Pearson = 0,56). Mais, contrairement à ce que nous avons observé chez les garçons, le pouvoir explicatif de l'instruction du chef de ménage chez les filles ne baisse pas énormément. Au contraire, les rapports des chances augmentent, ce qui signifie que le fait que le chef de ménage soit instruit est un facteur déterminant (plus que le facteur économique) de la fréquentation scolaire d'une fille. Une fille dont le chef de ménage a le niveau primaire ou secondaire a 2,6 fois plus de chances de fréquenter l'école qu'une fille dont le chef ménage n'est pas instruit. On peut remarquer que le nombre d'enfants en bas âge présente le plus faible pouvoir explicatif (0,06) et qu'aucun des rapports de chances n'est significatif. Ce résultat, confronté à ce qui a été observé au niveau bivarié, paraît contradictoire. Il y a là aussi, vraisemblablement, un effet de redondance, compte tenu de la forte corrélation entre les variables de structure (par exemple, entre le nombre d'enfants en bas âge et la taille du ménage : r de Pearson = 0,49 chez les filles contre 0,44 chez les garçons).

Les facteurs les plus déterminants de la fréquentation scolaire chez les filles sont, en fin de compte, par ordre d'importance décroissant, l'âge de la fille, son lieu de naissance, son statut familial, le niveau d'instruction du chef de ménage, le profil de pauvreté et le nombre d'enfants de 0-5 ans.

5. Conclusion

Les résultats que nous venons d'observer montrent, à bien des égards, que les liens entre structure démographique et familiale du ménage et fréquentation scolaire des enfants varient d'un statut socio-économique à un autre. Certes, il est apparu que la taille, la structure familiale du ménage et le nombre d'enfants scolarisables ne présentent aucun lien particulier avec les chances de fréquentation scolaire des enfants, quel que soit le niveau de vie du ménage. Mais l'accueil d'enfants, et plus particulièrement de filles, comme appoint en main-d'œuvre dans les ménages urbains nantis contribue à creuser davantage l'écart entre garçons et filles. Ainsi, l'amélioration du niveau de vie du ménage n'entraîne pas nécessairement une diminution des inégalités sexuelles en matière de scolarisation. Quant à la relation entre le sexe du chef de ménage et la fréquentation scolaire des enfants, c'est surtout dans les ménages pauvres que s'observe cette tendance des femmes à mieux scolariser leurs enfants que les hommes. De même, c'est surtout dans les ménages pauvres qu'apparaît l'importance de la sollicitation des filles pour les soins aux plus petits, puisque c'est là que la décroissance des taux de fréquentation scolaire des filles en fonction de la proportion d'enfants en bas âge est la plus forte.

L'analyse multidimensionnelle révèle que le facteur économique demeure déterminant, qu'on soit garçon ou fille. Mais son importance n'est pas la même : le profil de pauvreté intervient en deuxième position après l'âge chez les garçons, alors que, chez les filles, il occupe le sixième rang. Autre différence entre garçons et filles : la fréquentation scolaire des premiers est tributaire du facteur religieux, alors que celle des secondes dépend des échanges dont elles font l'objet dans le cadre des systèmes familiaux (lieu de naissance et statut familial rendent compte, en effet, du phénomène de circulation des enfants). En outre, l'instruction du chef de ménage est un facteur déterminant chez les filles, ce qui n'est pas le cas chez les garçons.

Compte tenu de l'importance du facteur économique, on peut s'attendre à ce qu'une politique de réduction de la pauvreté contribue à améliorer le niveau de scolarisation à Ouagadougou. Les effets d'une telle politique profiteraient plus aux garçons qu'aux filles, puisque c'est chez les premiers que les inégalités de scolarisation liées au niveau de vie sont les plus importantes. La sous-scolarisation des filles, comme nous l'avons vu, n'est pas un phénomène lié uniquement à la pauvreté. Elle est aussi un phénomène engendré par les exigences de l'économie

moderne, dans un contexte général où les représentations sur les rôles des sexes sont encore prééminentes et où les solidarités familiales permettent la circulation de nombreux enfants : dans les classes les plus aisées, la participation des deux conjoints au travail extérieur et la scolarisation de leurs enfants entraînent une forte demande en main-d'œuvre pour l'exécution des tâches domestiques. La question est loin d'être simple, puisque l'accueil de ces enfants, dans certains cas, participe de stratégies de survie pour les ménages de provenance et renforce les liens de solidarité entre ménages urbains et ruraux. C'est là toute la complexité des relations entre pauvreté, structures familiales et demande scolaire.

Références bibliographiques

- ANTOINE, Ph., et C. HERRY (1983), « Urbanisation et dimension du ménage. Le cas d'Abidjan », *Cahiers ORSTOM* (série « Sciences Humaines »), vol. 19.
- BARROS, Ricardo, Louise FOX et Rosane MENDOÇA (1997), « Female-headed household, poverty, and the welfare of children in urban Brazil », *Economic Development and Cultural Change*, vol. 45, n° 2, p. 231-257.
- CHERNICHOVSKY, D. (1985), « Socioeconomic and demographic aspects of school enrollment and attendance in rural Botswana », *Economic Development and Cultural Change*, vol. 33, n° 2, p. 319-332.
- CLEVENOT, Denis, et Marc PILON (1996), « Femmes et scolarisation des enfants », communication au séminaire international *Femmes et gestion des ressources*, IFORD, Yaoundé, 5-7 février.
- DE VREYER, Philippe (1993), « Une analyse économétrique de la demande d'éducation en Côte-d'Ivoire », *Revue d'économie du développement*, vol. 3, p. 51-79.
- ESCOFIER, B., et J. PAGES (1998), *Analyses factorielles simples et multiples. Objectifs, méthodes et interprétation*, Dunod, Paris.
- FILMER, D., et L. PRITCHETT (1999), « The effect of household wealth on educational attainment: Evidence from 35 countries », *Population and Development Review*, vol. 25, n° 1, p. 85-120.
- GLICK, P., et D. E. SAHN (2000), « Schooling of girls and boys in a West African country: The effects of parental education, income and household structure », *Economics of Education Review*, n° 19, p. 63-87.
- GOMES, Melba (1984), « Family size and educational attainment in Kenya », *Population and Development Review*, vol. 10, n° 4, p. 647-660.
- HAGENAARS, A., et K. DE VOS (1988), « The definition and measurement of poverty », *The Journal of Human Resources*, vol. 23, n° 2, p. 211-221.
- HANDA, S. (1996), « The determinants of teenage schooling in Jamaica: Rich vs. poor, females vs. males », *The Journal of Development Studies*, vol. 32, n° 4, p. 554-580.

- HUGON, P. (1996), « Les systèmes éducatifs africains dans un contexte de récession et d'ajustement », dans : J. Coussy et J. Vallin, éd., *Crise et population en Afrique. Crises économiques, politiques d'ajustement et dynamiques démographiques*, « Les études du CEPED » n° 13, EHESS-INED-INSEE-ORSTOM-Université de Paris VI, Paris, p. 209-231.
- KOBIANE, J.-F. (1998), « Essai de construction d'un profil de pauvreté des ménages à Ouagadougou à partir des caractéristiques de l'habitat », dans : F. Gendreau, éd., *Crises, pauvreté et changements démographiques dans les pays du Sud*, AUFELF-UREF, Éditions ESTEM, Paris, p. 117-131.
- LE PAPE, Marc, et Claudine VIDAL (1987), « L'école à tout prix. Stratégies éducatives dans la petite bourgeoisie d'Abidjan », *Actes de la recherche en sciences sociales*, n° 70, p. 64-73.
- LEVISION, D., K. S. MOE et F. M. KNAUL (2001), « Youth education and work in Mexico », *World Development*, vol. 29, n° 1, p. 167-188.
- LLOYD, C. B., et A. K. BLANC (1996), « Children's schooling in sub-Saharan Africa: The role of fathers, mothers, and others », *Population and Development Review*, vol. 22, n° 2, p. 265-298.
- MARCOUX, R. (1994), *Le travail ou l'école. L'activité des enfants et les caractéristiques des ménages en milieu urbain au Mali*, CERPOD, coll. « Études et Travaux du CERPOD », n° 12.
- MEBA (1999), *Tableau de bord de l'enseignement primaire. Année scolaire 1997/98*.
- NEUPERT, R. F. (1992), « Extended households: A survival strategy in poverty », dans : C. Goldscheider, éd., *Fertility Transitions, Family Structure and Population Policy*, Westview Press, Boulder-San Francisco-Oxford, p. 197-208.
- OBERAI, A. S. (1991), « Croissance de la population urbaine, emploi et pauvreté dans les pays en développement : un cadre conceptuel pour l'analyse des politiques », dans : G. Tapinos, D. Blanchet et D. E. Horlacher, éd., *Conséquences de la croissance démographique rapide dans les pays en développement*, INED-Nations Unies, « Congrès et Colloques » n° 5, p. 177-208.
- PARISH, William L., et Robert J. WILLIS (1993), « Daughters, education, and family budgets. Taiwan experiences », *The Journal of Human Resources*, vol. 28, n° 4, p. 863-898.
- PILON, M. (1995), « Les déterminants de la scolarisation des enfants de 6 à 14 ans au Togo en 1981 : apports et limites des données censitaires », *Cahiers ORSTOM* (série « Sciences Humaines »), vol. 31, n° 3, p. 697-718.
- RAVALLION, M. (1996), *Comparaisons de la pauvreté. Concepts et méthodes. Étude sur la mesure des niveaux de vie*, Document de travail n° 122, Banque mondiale, Washington.
- ROACH, J. L., et J. K. ROACH, éd. (1972), *Poverty*, Penguin Education, USA.
- SATHAR, Zeba A., et Cynthia B. LLOYD (1993), « Who gets primary schooling in Pakistan: Inequalities among and within families », *The Population Council Research Division Working Paper* n° 52, New York.
- SHAPIRO, D., et B. O. TAMBASHE (1996), *Gender, Poverty, and School Enrollment in Kinshasa, Zaire*, Working Paper, Department of Economics, University Park, PA.
- SHAPIRO, D., et B. O. TAMBASHE (1999), « Gender, poverty, and school enrollment in Kinshasa, Congo », dans : U.E.P.A, *La population africaine au 21^e siècle. Actes de la troisième conférence africaine de population. Durban, Afrique du Sud, 6-10 décembre 1999*, vol. 3, p. 587-617.

- VOLLE, Michel (1993), *Analyse des données*, 3^e éd., Économica, Paris.
- WAKAM, J. (1997), « Différenciation socio-économique et structures familiales au Cameroun », dans : M. Pilon, T. Locoh, E. Vignikin et P. Vimard, éd., *Ménages et familles en Afrique. Approches des dynamiques contemporaines*, ENSEA-INS-ORSTOM-URD, Paris, « Les études du CEPED » n° 15, p. 257-277.
- WAKAM, J., M. RWENGE et M. KUEPIE (1998), « Pauvreté et structures familiales dans trois métropoles africaines : Yaoundé, Abidjan et Dakar », dans : F. Gendreau, éd., *Crises, pauvreté et changements démographiques dans les pays du Sud*, AUPELF-UREF, Éditions ESTEM, Paris, p. 167-182.
- YARO, Y. (1995), « Les stratégies scolaires des ménages au Burkina Faso », *Cahiers ORSTOM* (série « Sciences Humaines »), vol. 31, n° 3, p. 675-696.

Annexe

Tableau A1
Rapports de chances de la fréquentation scolaire d'un garçon à Ouagadougou
(analyse de régression logistique à pas croissant)

Variables indépendantes	Rapports de chances (e ^{B_n})					
	Bruts	Nets par rapport aux autres variables indépend.				
		I à II	I à IV	I à VII	I à X	I à XIII
	M0	M1	M2	M3	M4	M5
Profil de pauvreté	[0,17]***	[0,18]***	[0,18]***	[0,19]***	[0,17]***	[0,09]**
Très nantis	8,9***	9,9***	11,7***	11,4***	10,1***	6,5**
Nantis	3,1***	3,2***	3,7***	3,9***	3,6***	2,2*
Pauvres	1,5*	1,5*	1,8**	1,8***	1,7**	1,7**
Très pauvres	(MR)	(MR)	(MR)	(MR)	(MR)	(MR)
Statut familial	[0,00]	[0,04]*	[0,05]*	[0,06]*	[0,08]**	[0,07]**
Enfant du CM	1,2	1,3	1,4	1,6*	1,7*	1,6*
Autre parent	(MR)	(MR)	(MR)	(MR)	(MR)	(MR)
Non apparenté	0,3	0,2	0,2	0,2*	0,2	0,2
Lieu de naissance	[0,02]		[0,00]	[0,03]	[0,03]	[0,05]*
Village	(MR)		(MR)	(MR)	(MR)	(MR)
Ouagadougou	1,3		1,3	1,4	1,3	1,6
Autre ville	1,6		1,4	1,3	1,2	1,3
Étranger	2,3*		2,5*	2,8**	2,9**	3,6**
Âge de l'enfant	[0,30]***		[0,30]***	[0,30]***	[0,29]***	[0,30]***
6-8 ans	0,3***		0,3***	0,3***	0,3***	0,3***
9-11 ans	2,5***		2,7***	2,6***	2,7***	2,9***
12-14 ans	(MR)		(MR)	(MR)	(MR)	(MR)
Sexe du CM	[0,00]			[0,00]	[0,00]	[0,00]
Homme	1,2			1,0	1,0	0,8
Femme	(MR)			(MR)	(MR)	(MR)
État mari. du CM	[0,04]*			[0,06]*	[0,08]*	[0,00]
Monogame	(MR)			(MR)	(MR)	(MR)
Polygame 2 épouses	0,7*			0,7*	0,5**	0,7
Polygame 3 ép. ou +	0,6*			0,5*	0,3***	0,5*
Veuf/veuve	1,2			1,4	1,2	1,5
Autre	1,1			1,6	1,3	1,0
Âge du CM	[0,05]*			[0,03]*	[0,03]	[0,00]
< 35 ans	0,7			0,7	0,8	0,7
35-44 ans	1,2			1,2	1,4	1,2
45 ans	(MR)			(MR)	(MR)	(MR)
Taille du ménage	[0,00]				[0,02]	[0,00]
6 personnes	1,0				0,8	0,8
7 à 9 personnes	0,9				0,6*	0,7
10 personnes	(MR)				(MR)	(MR)
Enf. de 6-14 ans	[0,01]				[0,00]	[0,00]
1 enfant	0,7				0,7	0,9
2 enfants	1,2				1,2	1,2
3 enfants	(MR)				(MR)	(MR)

.../...

Enf. de 0-5 ans	[0,10]***				[0,06]*	[0,05]*
Aucun	1,8**				1,0	0,8
1 enfant	0,9				0,6	0,5*
2 enfants	0,8				0,5*	0,5*
3 enfants	(MR)				(MR)	(MR)
Instruction du CM	[0,18]***					[0,04]
Aucune	(MR)					(MR)
Primaire	1,8***					1,4
Secondaire	4,0***					2,4**
Supérieur	5,7***					2,4
Religion du CM	[0,16]***					[0,09]***
Musulmane	(MR)					(MR)
Catholique	2,3***					2,0***
Protestante	5,2***					3,4*
Autre	0,7					0,7
Ethnie du CM	[0,00]					[0,00]
Mossi	1,3					0,8
Gourounsi	4,0*					1,4
Mandingue	2,1					1,2
Bissa	1,4					0,9
Sénoufo	2,6					0,6
Gourmantché	4,6					2,0
Bobo	2,1					0,6
Dagari-lobi	2,9					0,5
Haoussa-Yorouba	2,3					1,8
Peulh	(MR)					(MR)
Étranger	0,5					0,2

[...] : Coefficient de corrélation partielle r .

MR : Modalité de référence. Seuils de signification : *** 1 ‰ ; ** 1 ‰ ; * 5 ‰.

Tableau A2
 Rapports de chances de la fréquentation scolaire d'une fille à Ouagadougou
 (analyse de régression logistique à pas croissant)

Variables indépendantes	Rapports de chances (e^{B_i})					
	Bruts	Nets par rapport aux autres variables indépend.				
		I à II	I à IV	I à VII	I à X	I à XIII
	M0	M1	M2	M3	M4	M5
Profil de pauvreté	[0,11]***	[0,15]***	[0,15]***	[0,15]***	[0,14]***	[0,07]**
Très nantis	3,0***	4,0***	4,4***	5,0***	4,8***	3,8***
Nantis	1,7**	2,3***	2,5***	2,7***	2,6***	1,8*
Pauvres	1,0	1,2	1,2	1,3	1,3	1,2
Très pauvres	(MR)	(MR)	(MR)	(MR)	(MR)	(MR)
Statut familial	[0,18]***	[0,20]***	[0,16]***	[0,16]***	[0,16]***	[0,16]***
Enfant du CM	2,6***	3,0***	2,6***	2,9***	3,0***	3,0***
Autre parent	(MR)	(MR)	(MR)	(MR)	(MR)	(MR)
Non apparenté	0,8	0,6	0,4	0,4	0,4	0,4
Lieu de naissance	[0,16]***		[0,15]***	[0,15]***	[0,16]***	[0,17]***
Village	(MR)		(MR)	(MR)	(MR)	(MR)
Ouagadougou	3,2***		3,5***	3,8***	4,2***	5,0***
Autre ville	3,1***		3,9***	3,9***	4,4***	3,9***
Étranger	2,7***		3,0***	3,1***	3,6***	4,6***
Âge de l'enfant	[0,21]***		[0,24]***	[0,24]***	[0,24]***	[0,24]***
6-8 ans	0,5***		0,4***	0,4***	0,4***	0,4***
9-11 ans	1,9***		2,1***	2,2***	2,3***	2,5***
12-14 ans	(MR)		(MR)	(MR)	(MR)	(MR)
Sexe du CM	[0,00]			[0,00]	[0,00]	[0,00]
Homme	1,0			0,9	0,9	1,0
Femme	(MR)			(MR)	(MR)	(MR)
État mari. du CM	[0,00]			[0,07]**	[0,08]**	[0,03]
Monogame	(MR)			(MR)	(MR)	(MR)
Polygame 2 épouses	1,1			1,1	1,1	1,4
Polygame 3 ép. ou +	0,6*			0,4***	0,4***	0,6
Veuf/veuve	1,0			1,2	1,0	1,0
Autre	1,1			1,4	1,2	0,9
Âge du CM	[0,00]			[0,00]	[0,01]	[0,00]
< 35 ans	0,7			1,1	1,7*	1,3
35-44 ans	1,0			1,0	1,1	0,9
45 ans	(MR)			(MR)	(MR)	(MR)
Taille du ménage	[0,00]				[0,00]	[0,00]
6 personnes	0,9				0,8	1,0
7 à 9 personnes	1,2				1,2	1,1
10 personnes	(MR)				(MR)	(MR)
Enf. de 6-14 ans	[0,06]**				[0,04]*	[0,02]
1 enfant	0,6**				0,6	0,6
2 enfants	1,1				1,1	1,1
3 enfants	(MR)				(MR)	(MR)

.../...

Enf. de 0-5 ans	[0,06]**				[0,07]**	[0,06]**
Aucun	1,6*				1,5	1,4
1 enfant	1,1				0,9	0,8
2 enfants	0,9				0,6	0,6
3 enfants	(MR)				(MR)	(MR)
Instruction du CM	[0,16]***					[0,12]***
Aucune	(MR)					(MR)
Primaire	2,2***					2,6***
Secondaire	2,5***					2,6***
Supérieur	2,1**					1,5
Religion du CM	[0,06]**					[0,00]
Musulmane	(MR)					(MR)
Catholique	1,5**					1,3
Protestante	1,4					1,1
Autre	0,5					0,8
Ethnie du CM	[0,00]					[0,00]
Mossi	2,1					3,4
Gourounsi	2,2					3,1
Mandingue	5,3*					7,8*
Bissa	2,3					4,2
Sénoufo	5,4					3,8
Gourmantché	2,7					2,6
Bobo	2,2					3,4
Dagari-lobi	3,3					4,3
Haoussa-Yorouba	3,7					5,8
Peulh	(MR)					(MR)
Étranger	1,0					1,2

[...]: Coefficient de corrélation partielle r .

MR : Modalité de référence. Seuils de signification : *** 1 %; ** 1 %; * 5 %.