



Moussa BOUGMA*, Laure PASQUIER-DOUMER**,
Thomas K. LEGRAND*, Jean-François KOBIANÉ***

Fécondité et scolarisation à Ouagadougou : le rôle des réseaux familiaux

En Afrique subsaharienne, pour alléger la charge d'une descendance nombreuse, il est courant de considérer la famille élargie comme une ressource. Mais on s'interroge de plus en plus sur la résistance des solidarités familiales aux changements socioéconomiques en cours. Ces solidarités sont-elles généralisées et assurent-elles un soutien efficace pour la scolarisation des enfants ? Quelles familles en sont bénéficiaires ? Dans cette perspective, Moussa BOUGMA, Laure PASQUIER-DOUMER, Thomas K. LEGRAND et Jean-François KOBIANÉ examinent le rôle du réseau familial dans la scolarisation des enfants. Ils étudient le cas des quartiers périphériques de la capitale du Burkina Faso pour laquelle ils disposent d'une enquête rétrospective sur la fécondité, la scolarisation et l'entraide familiale, adossée à l'Observatoire de population de Ouagadougou, et montrent notamment que les solidarités familiales de soutien à la scolarisation sont loin d'être généralisées.

Dans les sociétés où les systèmes formels de transferts intergénérationnels de ressources sont très peu développés, l'entraide familiale joue un rôle important dans l'éducation des enfants (Lee, 2007). C'est le cas en Afrique subsaharienne où les solidarités familiales permettent bien souvent l'accueil des enfants extérieurs au ménage ou l'envoi de certains enfants du ménage vers d'autres unités résidentielles (Isiugo-Abanihe, 1985 ; Lloyd et Blanc, 1996 ; McDaniel et Zulu, 1996 ; Eloundou-Enyegue et Shapiro, 2005 ; Akresh, 2009) ainsi que la prise en charge des frais de scolarité (Baland *et al.*, 2013). Ces transferts informels, qu'ils soient monétaires ou en nature, sont susceptibles de réduire la pression du nombre d'enfants sur les ressources parentales et, par conséquent, de modifier l'arbitrage des couples entre quantité et qualité des enfants. Les

* Département de démographie, Université de Montréal.

** Institut de Recherche pour le Développement (IRD), Université Paris-Dauphine.

*** Institut supérieur des sciences de la population (ISSP), Université de Ouagadougou.

Correspondance : Moussa Bougma, Département de démographie, Université de Montréal, 3150 rue Jean-Brillant, local C-5043, Montréal (Québec) H3T 1N8, Canada, tél : +1 514 343 6111 #1959, courriel : moussa.bougma@umontreal.ca

couples les plus démunis et ceux ayant beaucoup d'enfants pourraient en effet recourir plus que les autres à l'aide du réseau familial pour lever leurs contraintes financières en matière de scolarisation des enfants. D'ailleurs, la participation de la parentèle élargie dans la prise en charge des enfants est l'une des hypothèses les plus couramment évoquées pour expliquer la différence observée entre l'Afrique subsaharienne et les autres régions quant à la relation entre le nombre d'enfants et l'investissement dans leur capital humain⁽¹⁾. Faute de données adéquates cependant, cette implication éventuelle des réseaux familiaux dans la scolarisation, qui atténuerait voire annihilerait l'effet d'une fécondité élevée sur l'investissement scolaire en Afrique subsaharienne, reste théorique et insuffisamment explorée sur le plan empirique.

En recourant à des données originales, au regard de ce qui est généralement disponible dans les sources de données classiques, cette étude vise à évaluer l'effet combiné des réseaux familiaux et de la taille de la fratrie sur la scolarisation des enfants à Ouagadougou au Burkina Faso. Deux questions de recherche sont examinées : les parents ayant eu une fécondité élevée recourent-ils plus à l'aide du réseau familial pour la scolarisation de leurs enfants que ceux ayant eu une faible fécondité ? Le soutien du réseau familial pour la scolarisation compense-t-il les inégalités de scolarisation entre les enfants ayant une grande fratrie et ceux ayant une petite fratrie ? En effet, pour que les réseaux familiaux contribuent à réduire, voire compenser entièrement l'effet d'une fécondité élevée sur la scolarisation des enfants, il faut au préalable que les parents qui ont un nombre élevé d'enfants reçoivent plus d'aide de la famille élargie pour la scolarisation de leurs enfants que les parents qui en ont moins. Par ailleurs, même si l'aide familiale est plus orientée vers les membres ayant beaucoup d'enfants, comparativement à ceux ayant moins d'enfants, cette aide peut ne pas être suffisante pour compenser les inégalités de scolarisation liées au poids de la fécondité.

Cette problématique est particulièrement pertinente dans le contexte de Ouagadougou où deux phénomènes concomitants ont pris de l'ampleur ces dernières années. D'une part, les comportements de fécondité ont fortement évolué. Entre 1993 et 2010 en effet, la prévalence de la contraception moderne est passée de 19,9 % à 33 % à Ouagadougou, et la fécondité y a baissé de 4,7 à 3,4 enfants par femme (INSD et Macro International Inc., 2012). D'autre part, la contrainte financière pesant sur les familles les plus démunies semble s'être accrue dans la mesure où l'incidence de la pauvreté urbaine est passée de 10,4 % à 20 % entre 1993 et 2010 (INSD, 2010). Cette contrainte financière est d'autant plus marquée dans les quartiers périphériques caractérisés par une population en moyenne plus pauvre et plus vulnérable que la population du centre-ville

(1) Contrairement à la corrélation négative nette observée entre le nombre d'enfants et leur scolarisation en Europe, en Asie et en Amérique, la majorité des études conduites dans le contexte africain révèlent une absence de corrélation, voire une relation positive entre les deux variables. Quelques études récentes rapportent de faibles effets négatifs de la taille de la famille sur la scolarisation des enfants (Eloundou-Enyegue et Williams, 2006 ; Kradval *et al.*, 2013).

de Ouagadougou (Rossier *et al.*, 2012). En outre, depuis la rentrée scolaire 2001-2002, les bourses d'études que l'État burkinabé accordait aux enfants issus des couches défavorisées pour leur permettre de poursuivre leurs études au-delà du primaire ont été complètement supprimées (Sanou, 2001 ; Pilon et Wayack, 2003). Enfin, la prolifération des structures d'enseignement privées répondant à l'insuffisance de l'offre éducative publique particulièrement déficiente dans les zones périurbaines, a entraîné un renchérissement des coûts de la scolarité (Gérard, 2001) qui s'ajoute aux difficultés d'accès au logement éprouvées par les ménages urbains (Boyer, 2010). Dans un tel contexte général de limitation des ressources, tant au niveau familial que public, le réseau familial élargi est susceptible de jouer un rôle majeur dans la prise en charge de la scolarisation des enfants. Ainsi, les parents pauvres avec un nombre élevé d'enfants pourraient solliciter de l'aide auprès des membres de leur réseau familial pour scolariser leurs enfants. Toutefois, au niveau global, cette entraide familiale pour la scolarisation pourrait ne pas être suffisante pour compenser le poids d'une fécondité élevée sur l'investissement scolaire, car certaines formes traditionnelles de solidarités familiales y sont actuellement mises à rude épreuve (Ouagadougou : Boursin, 2007 ; quartiers périphériques de Ouagadougou : Rossier et Ducarroz, 2012).

I. Considérations théoriques et empiriques

La théorie « quantité-qualité » postule une relation négative entre le nombre d'enfants et l'investissement dans leur capital humain (Becker et Lewis, 1973 ; Becker et Tomes, 1976). Selon la théorie du capital humain, les parents biologiques choisissent leur niveau d'investissement dans l'éducation des enfants en considérant le bien-être futur de leurs enfants mais aussi leur propre contrainte de ressources (ressources matérielles telles que l'argent, non matérielles telles que le temps). Or, cette contrainte de ressources dépend du nombre d'enfants qu'ils ont décidé d'avoir. Si les parents décident de privilégier le nombre (ou la quantité) de leurs enfants, ce sera au détriment du niveau d'éducation moyen qu'ils pourront leur assurer (ou la qualité), donc une relation négative entre quantité et qualité. C'est ainsi qu'en Occident (Lindert, 1977 ; Blake, 1981, 1989 ; Hanushek, 1992 ; Steelman *et al.*, 2002) et en Asie de l'Est ou du Sud-Est (Knodel et Wongsith, 1991 ; Sathar et Lloyd, 1994 ; Maralani, 2008), on observe une association négative entre le nombre d'enfants et leur scolarisation. Dans le contexte africain cependant, une littérature grandissante sur le lien entre le nombre d'enfants et leur scolarisation souligne la nature fondamentalement contextuelle de cette relation. À titre d'illustrations, Gomes (1984) en milieu urbain au Kenya ou Chernichovsky (1985) en milieu rural au Boswana ont tous deux trouvé une relation positive entre nombre d'enfants et scolarisation. En Côte d'Ivoire, Montgomery et Kouamé (1993) ont rapporté une relation négative en milieu urbain, mais positive en milieu rural. Marcoux

(1995) a mis en évidence une relation positive à Bamako au Mali. Le fait d'avoir une grande fratrie au Ghana s'est révélé compromettant pour la scolarisation des filles, mais sans effet pour les garçons (Lloyd et Gage-Brandon, 1994). Dans une analyse comparative de sept pays d'Afrique subsaharienne, Lloyd et Blanc (1996) ont trouvé une relation négative dans seulement deux pays (Kenya et Namibie). Plus récemment, dans une analyse particulièrement approfondie des données du Cameroun, Eloundou-Enyegue et Williams (2006) ont rapporté un faible effet négatif de la taille de la fratrie sur la scolarisation. Dans une analyse combinant 26 pays d'Afrique subsaharienne, Kradval *et al.* (2013) montrent de faibles effets négatifs.

Pour expliquer la spécificité de l'Afrique subsaharienne concernant la nature de la relation entre taille de la famille et scolarisation des enfants, l'existence de réseaux de solidarités familiales est couramment avancée. Lloyd et Blanc (1996, p. 268) soulignent que « dans les familles élargies, la parentalité est une responsabilité partagée et les enfants y grandissent avec plus d'une « mère » et/ou plus d'un « père »... Ce grand cercle de relations apporte aux enfants tout autant des bénéfices (en termes de soutien et de protection supplémentaires en cas de décès de l'un ou des deux parents) que des coûts (en termes de responsabilité future) ». Montgomery *et al.* (1995, p. 14) évoquent aussi le confiage des enfants et « l'existence de chaînes de soutien au sein de la fratrie » pour expliquer « la possibilité d'une relation indéterminée ou positive entre la quantité et la qualité des enfants dans les milieux africains ». De même, pour Gomes (1984), les parents en Afrique ne conçoivent pas leurs décisions en matière de procréation dans une simple stratégie de « substitution entre quantité et qualité des enfants ». Bien au contraire, « Ils peuvent avoir beaucoup d'enfants et éduquer convenablement nombre d'entre eux, en payant les frais de scolarité des aînés avec leur propre revenu et en incitant plus tard ces enfants favorisés à financer l'éducation de leurs jeunes frères et sœurs » (Gomes, 1984, p. 648). Ainsi, les canaux à travers lesquels intervient l'entraide familiale pour la scolarisation seraient le confiage, une pratique très courante en Afrique de l'Ouest (Isiugo-Abanihe, 1985 ; Lloyd et Blanc, 1996 ; McDaniel et Zulu, 1996 ; Eloundou-Enyegue et Shapiro, 2005 ; Akresh, 2009) et la participation des membres du réseau familial (oncles, tantes, etc.) au paiement des frais de scolarité (Baland *et al.*, 2013).

Pourtant, des travaux sociologiques et anthropologiques questionnant la logique de l'entraide familiale dans le contexte ouest africain suggèrent que le recours aux réseaux familiaux est loin d'être systématique et pourrait être insuffisant pour lever les contraintes financières des familles de grande taille. L'entraide familiale répond à un ordre communautaire « basé sur le caractère obligatoire du cycle de dons et de contre-dons qui est le foyer énergétique de la société communautaire, notamment celle de la « grande famille ». Nul ne peut s'y soustraire à moins de commettre un sacrilège susceptible d'être lourdement sanctionné » (Marie, 2011, p. 298). Cependant, ces logiques d'entraide

opèrent dans des systèmes évolutifs dans lesquels les individus réajustent et négocient en permanence leur position. Le dénuement économique peut donc être une cause d'exclusion de ces systèmes dès lors que la réciprocité n'est plus assurée (Vidal, 1994 ; Vuarin, 2000). Vidal (1994) observe par exemple que dans le cas camerounais, « l'effet de solidarité ne s'y produisait qu'à l'avantage de ceux qui avaient, eux aussi, les moyens de se montrer solidaires ». D'autres auteurs soulignent l'émergence de relations sélectives dans l'entraide familiale, aux dépens du sens du devoir envers la parentèle (Vignikin, 2007 ; Attané et Ouédraogo, 2008). Une analyse sociologique portant sur la population la plus pauvre des quartiers périphériques de Ouagadougou que nous étudions⁽²⁾ met en avant d'autres mécanismes pouvant conduire à l'insuffisance du soutien familial pour la scolarisation des enfants (Rossier et Ducarroz, 2012). Pour les plus pauvres, l'entraide familiale se manifeste avant tout en situation d'urgence, la scolarisation des enfants n'étant pas toujours considérée comme telle par la parentèle. Ensuite, bien que la plupart des familles soient soutenues par leur parenté au moins moralement, quand cette dernière est pauvre, les aides financières peuvent être inexistantes ou largement insuffisantes au vu des besoins : « J'ai des grands frères mais ils sont jusqu'à Tanghin, mais eux et moi c'est pareil. [...] Personne ne peut arranger les problèmes de l'autre, eux et moi c'est la même chose. » (Noaga, cité par Rossier et Ducarroz, 2012, p. 41). De plus, les parents en ville semblent moins prompts à prendre en charge des dépendants car eux-mêmes font face à de lourdes charges, et la sanction sociale est moins forte en ville. Enfin, les changements économiques et les transformations socioculturelles récentes ont conduit à l'abandon de certaines règles coutumières dans le domaine matrimonial en cas de rupture conjugale ou de veuvage, pouvant priver les femmes vivant sans conjoint de soutien familial⁽³⁾. Si ces travaux sont particulièrement éclairants sur les mécanismes à l'œuvre, ils nous renseignent peu sur l'ampleur des phénomènes rencontrés. En recourant à des données représentatives de la périphérie urbaine de Ouagadougou, l'article se propose de pallier cette faiblesse, en évaluant si l'ampleur de ces phénomènes est telle que les réseaux familiaux jouent un rôle négligeable dans l'allègement de la contrainte financière des ménages à fécondité élevée pesant sur la scolarisation de leurs enfants.

(2) Cette analyse repose sur 57 entretiens qualitatifs menée dans la zone de l'OPO auprès de ménages définis comme très pauvres (ne subvenant pas aux besoins primaires) et pauvres (dont l'équilibre économique est très instable).

(3) En cas de rupture conjugale, c'est au mari qu'il revient de prendre en charge les enfants d'après le droit coutumier Mossi. S'il ne le fait pas, et comme il ne revient ni à la famille du mari ni à la famille de la femme de se charger de ces enfants, les femmes abandonnées avec leurs enfants (cas de plus en plus fréquent en ville) se retrouvent souvent seules à assumer la charge des enfants. Dans le cas du veuvage, l'abandon de la pratique du lévirat (remariage de la femme avec un parent de son défunt mari) peut conduire la belle-famille à refuser son soutien à la veuve et ses enfants.

II. Méthodes

Données

Les données utilisées dans cette étude proviennent de deux sources complémentaires : l'Observatoire de population de Ouagadougou (OPO, <http://www.issp.bf/OPO/>) et l'enquête Demtrend. L'OPO est un système de collecte longitudinale de données qui suit depuis octobre 2008 une population d'environ 80 000 individus présentant un profil socioéconomique diversifié. Ces individus constituent l'ensemble de la population de cinq quartiers de la ville de Ouagadougou (Kilwin, Tanghin, Nonghin, Nioko 2 et Polesgo). Alors que les deux premiers quartiers sont situés en zone lotie, les trois autres se trouvent en zone non lotie⁽⁴⁾. Après un recensement initial effectué en 2008, les populations des zones choisies sont suivies tous les six mois et, à chaque passage, les événements démographiques de chaque ménage sont collectés. La population suivie dans l'OPO n'est pas représentative de la ville de Ouagadougou mais de ses périphéries caractérisées par une population jeune, majoritairement migrante et dans l'ensemble très vulnérable (Rossier *et al.*, 2012). Alors que l'incidence de la pauvreté est la même dans les quartiers lotis de l'OPO que dans l'ensemble de la ville, elle est en revanche bien plus élevée dans les quartiers non lotis⁽⁵⁾ (OPO, 2013). Une comparaison systématique des comportements de fécondité et de scolarisation de la population de l'OPO avec celle de Ouagadougou montre que l'indice de fécondité est plus faible dans l'OPO qu'à Ouagadougou (2,5 enfants par femme contre 3,4 en 2010) mais ceci s'expliquerait par un sous-enregistrement des naissances pendant les deux premières vagues de l'OPO (Rossier *et al.*, 2012). Les niveaux de scolarisation sont quant à eux nettement plus élevés à Ouagadougou que dans l'OPO⁽⁶⁾ où l'offre scolaire, en particulier publique, est déficiente (Kobiané *et al.*, 2013). L'OPO ne constitue donc pas un échantillon urbain représentatif, mais un laboratoire où les spécificités des populations urbaines les plus vulnérables sont observées en profondeur (Rossier *et al.*, 2012). Dans le cas de notre étude, le caractère plus vulnérable de la population peut conduire à surestimer la corrélation entre la mobilisation des réseaux familiaux et le nombre d'enfants, et à l'inverse à sous-estimer celle entre l'usage des réseaux et la scolarisation des enfants, puisqu'il est probable que les réseaux familiaux des habitants de l'OPO sont eux aussi plus démunis que ceux des autres habitants de la ville.

(4) Les zones non loties sont des quartiers informels situés en périphérie, régis par le système foncier traditionnel et dénués d'infrastructures publiques (eau, électricité, assainissement, etc.).

(5) L'incidence de la pauvreté (proportion de ménages pauvres) est de 66 % dans les trois quartiers non lotis de l'OPO contre 24 % dans l'ensemble de la ville. Cette mesure de la pauvreté a été obtenue en classant les ménages en fonction des biens qu'ils possèdent, et les ménages classés comme pauvres ne possèdent ni télévision, ni réfrigérateur, ni moto, ni voiture.

(6) À titre d'illustration, les taux bruts et nets de scolarisation du primaire (6-11 ans) sont respectivement de 120 % et 83 % à Ouagadougou (EDS 2010) contre 108 % et 75 % dans l'OPO. Les écarts entre Ouagadougou et l'OPO s'accroissent avec le niveau de scolarité.

Demtrend est une enquête rétrospective réalisée en 2012 sur la plateforme de l'OPO. L'objectif de cette enquête est d'évaluer les conséquences des stratégies de fécondité et de la composition du ménage sur la scolarisation des enfants en milieu urbain au Burkina Faso. L'enquête a concerné toutes les femmes âgées de 35 à 59 ans ayant eu au moins un enfant survivant à 3 ans et résidant dans les cinq zones de l'OPO, soit au total 2 952 femmes, ainsi que leur conjoint⁽⁷⁾. Elle a capitalisé certaines données déjà produites dans l'OPO, et collecté des informations complémentaires sur les comportements de fécondité et de formation de la famille, la scolarisation des enfants, les réseaux familiaux et leur implication dans la scolarisation des enfants, l'origine familiale et les perceptions des parents sur l'école. Le réseau familial a été appréhendé en demandant aux femmes enquêtées et à leur conjoint de citer leurs parents proches (père, mère, frères, sœurs) encore en vie. L'aide reçue du réseau familial pour la scolarisation a été saisie par la suite à travers une question rétrospective adressée également à la femme et à son conjoint : « X [Chacun des parents proches qui sont toujours en vie] a-t-il/elle déjà aidé pour la scolarisation d'un de vos enfants ? » Quatre catégories de réponses étaient possibles : « 1. Oui, en contribuant aux frais scolaires ; 2. Oui, en l'hébergeant ; 3. Oui, en contribuant aux frais scolaires et à l'hébergement ; 4. Non. »

Population étudiée

Cette étude vise à répondre à deux questions complémentaires : les parents ayant eu une fécondité élevée recourent-ils plus à l'aide du réseau familial pour la scolarisation de leurs enfants que ceux ayant eu une faible fécondité ? Ce soutien du réseau familial pour la scolarisation compense-t-il les inégalités de scolarisation entre les enfants ayant une grande fratrie et ceux ayant une petite fratrie ? Pour répondre à la première question, nous effectuons une analyse au niveau des femmes âgées de 35 à 59 ans⁽⁸⁾, et pour répondre à la seconde question, l'analyse est conduite auprès des enfants de ces femmes en âge de scolarisation obligatoire, c'est-à-dire les enfants âgés de 6 à 16 ans⁽⁹⁾. La première analyse, c'est-à-dire celle conduite au niveau des femmes, porte sur 2 736 femmes âgées de 35-59 ans, soit 93 % de l'échantillon initial des femmes enquêtées, tandis que la deuxième analyse porte sur 5 051 enfants, soit 96 % de l'ensemble des enfants âgés de 6-16 ans des femmes enquêtées.

(7) Les conjoints ont été seulement interrogés sur leur origine sociale et leur réseau familial.

(8) Les femmes âgées de 35-59 ans sont bien avancées dans leur vie reproductive, ce qui permet d'examiner de façon adéquate d'une part, la relation entre la fécondité et le recours aux réseaux familiaux pour la scolarisation des enfants et, d'autre part, l'effet combiné de la taille de la descendance et des réseaux familiaux sur la scolarisation des enfants.

(9) La Loi d'orientation de l'éducation au Burkina Faso fait obligation aux parents d'inscrire les enfants à l'école dès leur sixième anniversaire et de les y maintenir au moins jusqu'à leur seizième anniversaire (Assemblée nationale du Burkina Faso, 2007). De ce fait, le groupe d'âges d'enfants de 6-16 ans permet d'appréhender la contrainte budgétaire des familles en termes de scolarisation.

Variables utilisées dans l'analyse

Taille du réseau familial : le réseau familial est ici défini sur la base d'une liste restreinte de liens de parenté de la femme et de son conjoint. Cette liste inclut l'ensemble des frères et des sœurs de la femme et de son conjoint (ensemble des oncles et tantes de l'enfant), ainsi que le père et la mère de la femme et de son conjoint (les grands-parents de l'enfant) encore en vie au moment de l'enquête Demtrend en 2012.

Ressources du réseau familial : Lin (1995, p. 687), dans sa théorie des ressources sociales, définit les ressources comme « des biens dont la valeur est déterminée socialement et dont la possession permet à l'individu de survivre ou de préserver des acquis. (...) Ces ressources peuvent être acquises (l'éducation, le prestige ou l'autorité) ou héritées (l'appartenance ethnique, le sexe, parfois la religion ou les ressources des parents) ». En se basant sur une telle définition, les ressources du réseau familial ont été appréhendées dans cette étude par un indicateur composite à partir du niveau d'éducation et du statut dans l'emploi des membres du réseau familial des femmes enquêtées et de leur conjoint. Pour ce faire, nous avons calculé d'une part, le nombre moyen d'années de scolarité complétées par les membres du réseau familial et, d'autre part, le nombre moyen de travailleurs du réseau familial pour chacun des statuts dans l'emploi susceptibles de générer un revenu élevé (salarié du secteur public, salarié du secteur privé, employeur). Pour disposer de l'indicateur composite des ressources du réseau familial, nous avons appliqué une analyse en composantes principales (ACP) sur les quatre variables générées, à savoir le nombre moyen d'années de scolarité, le nombre moyen de salariés du secteur public, le nombre moyen de salariés du secteur privé et le nombre moyen d'employeurs du réseau familial. Le premier axe factoriel⁽¹⁰⁾ a été retenu comme indice synthétique des ressources du réseau familial des femmes enquêtées. Plus cet indice augmente, plus les ressources du réseau familial sont élevées.

Mobilisation du réseau familial : elle est appréhendée par l'aide monétaire ou en nature que la femme et son conjoint ont déjà reçue de leurs parents proches (père, mère, frères, sœurs) pour la scolarisation de leurs enfants⁽¹¹⁾. Ce soutien familial se compose des frais de scolarité et du confiage des enfants avec ou sans participation aux frais scolaires. Quatre catégories de femmes sont distinguées pour les besoins de l'analyse : les femmes qui n'ont reçu aucune aide de leur réseau familial ou de celui de leur conjoint pour la scolarisation de leurs enfants, les femmes qui ont reçu uniquement un appui pour les frais de scolarité, les femmes qui ont reçu un appui dans le confiage de leurs enfants sans que les membres du réseau familial participent aux frais de scolarité, et

(10) Le premier axe factoriel explique 43 % de la variance totale des axes factoriels issus de l'ACP. Les résultats de l'ACP ne sont pas présentés ici par manque de place mais sont disponibles sur demande.

(11) En faisant l'hypothèse que les enfants du conjoint qui ont été aidés sont également les enfants de la femme.

celles qui ont eu un appui dans le confiage de leurs enfants avec une participation des membres du réseau familial aux frais de scolarité.

Statut socioéconomique du ménage : c'est un indicateur composite du niveau de richesse du ménage. Il a été construit à partir des caractéristiques de l'habitation, des biens d'équipement durables, des sources d'approvisionnement en eau et des systèmes de gestion des ordures et des eaux usées du ménage. Cet indicateur a été élaboré en utilisant la méthode d'analyse en composantes principales⁽¹²⁾ et en distinguant par la suite cinq catégories de ménages, à savoir les ménages avec un statut socioéconomique très faible (les 20 % les plus pauvres ou 1^{er} quintile), faible (2^e quintile), moyen (3^e quintile), élevé (4^e quintile) et très élevé (les 20 % les plus nantis ou 5^e quintile).

Nombre d'enfants : il se rapporte à tous les enfants survivants de la femme au moment de l'enquête, résidant dans le ménage ou vivant ailleurs⁽¹³⁾. Cette mesure permet de mieux appréhender la contrainte budgétaire des parents que le nombre d'enfants résidant dans le ménage car les enfants confiés pour motifs de scolarisation peuvent continuer à recevoir du soutien de leurs parents biologiques (argent, vivres, tenue scolaire, fournitures, etc.).

Autres caractéristiques de la femme : elles se composent du lieu de résidence au moment de l'enquête (quartier loti ou non loti), de l'âge, du niveau d'instruction (aucun, primaire, secondaire ou plus), du groupe ethnique (Mossi, non-Mossi), de la religion (musulmane, chrétienne), du statut de la femme (chef de ménage ou non) et de la durée de résidence à Ouagadougou (0-9 ans, 10-19 ans, 20 ans ou plus).

Scolarisation de l'enfant : la scolarisation est mesurée par la fréquentation scolaire de l'enfant qui prend la valeur 1 si l'enfant va à l'école au moment de l'enquête, zéro sinon.

Autres caractéristiques de l'enfant : elles comprennent l'âge, le sexe, le rang de naissance (enfant aîné, enfant cadet), le statut de résidence (réside dans le ménage en zone lotie, réside dans le ménage en zone non lotie, réside ailleurs à Ouagadougou, réside hors de Ouagadougou).

Analyse statistique

Comme évoqué précédemment, l'analyse menée au niveau de la femme a pour objectif de savoir si les parents ayant un nombre élevé d'enfants recourent plus à l'aide des réseaux familiaux pour scolariser leurs enfants que ceux ayant moins d'enfants. Pour répondre à cette question, deux variables dépendantes sont prises en compte. La première mesure le fait pour la femme d'être aidée ou non pour les frais scolaires de ses enfants, tandis que la seconde indique si elle a confié ou non ses enfants pour la scolarisation. La variable indépendante

(12) Le premier axe factoriel qui explique 42,4 % de la variance totale des axes factoriels a été retenu. Les résultats de cette ACP sont également disponibles sur demande.

(13) Nous ne disposons pas d'informations sur la scolarisation des enfants décédés, mais, en contrôlant le nombre d'enfants décédés dans tous les modèles de régression, les résultats restent inchangés.

principale est le nombre d'enfants et les autres variables indépendantes comprennent la taille et l'indice synthétique des ressources du réseau familial, le statut socioéconomique, le lieu de résidence au moment de l'enquête, l'âge, le niveau d'instruction, l'appartenance ethnique et religieuse, la durée de résidence à Ouagadougou et le statut de chef de ménage de la femme. Étant donné que les deux variables dépendantes sont dichotomiques, nous recourons à la méthode de régression logistique. L'ambition dans cette analyse n'est pas d'évaluer un effet causal entre le nombre d'enfants et le recours à l'aide du réseau familial pour la scolarisation, mais plutôt l'association entre les deux variables. En effet, la perception par la femme avant d'être mère du soutien familial sur lequel elle pourra compter quand elle sera mère est une variable inobservée dans la présente étude. Pourtant, il n'est pas exclu que les femmes qui savent à l'avance qu'elles seront aidées par la famille élargie contrôlent moins leur fécondité que celles qui savent qu'elles ne pourront pas compter sur la famille élargie pour éduquer leurs enfants. Ainsi, l'association positive attendue entre la taille de la descendance et l'usage du réseau familial peut refléter à la fois une solidarité plus grande de la famille élargie lorsque les femmes font face à des responsabilités plus grandes et une autosélection des femmes ayant un nombre élevé d'enfants. Nous restons ouverts à ces deux types d'interprétation qui ne peuvent que renforcer la corrélation positive entre la fécondité et le recours à l'entraide familiale.

Dans la deuxième analyse, à savoir celle conduite sur l'échantillon des enfants, la fréquentation scolaire est la variable dépendante. La taille de la fratrie⁽¹⁴⁾ est la variable indépendante principale. Les autres variables indépendantes d'intérêt sont les caractéristiques du réseau familial (taille, ressources). Ces deux dimensions du réseau familial, qui mesurent l'aide potentielle, permettent de contourner les problèmes de causalité inverse pouvant exister entre la taille de la fratrie et la mesure directe de l'aide réelle du réseau familial⁽¹⁵⁾. Des variables de contrôle qui sont le statut socioéconomique du ménage, les caractéristiques de la mère (niveau d'instruction, ethnique, religion, âge) et les caractéristiques des enfants eux-mêmes (lieu de résidence, sexe, rang de naissance, âge) sont également introduites. Comme la variable dépendante dans cette seconde analyse est également dichotomique, à savoir l'enfant fréquente ou non l'école au moment de l'enquête, nous recourons à la régression logistique simple. Pour évaluer l'effet combiné des réseaux familiaux et de la taille de la fratrie sur la fréquentation scolaire des enfants, nous introduisons des interactions entre la taille de la fratrie et les dimensions du réseau (taille, ressources). Nous nous attendons à une diminution de l'effet négatif de la taille de la fratrie sur la fréquentation scolaire des enfants au fur et à mesure que la taille et les

(14) La taille de la fratrie d'un enfant est le nombre de frères et sœurs survivants.

(15) Par exemple, les parents qui envoient leurs enfants à l'école peuvent être les seuls à recevoir de l'aide pour la scolarisation de leurs enfants. Ainsi, dans des fratries entières, aucune aide n'a été reçue car aucun des enfants n'est allé à l'école. Alors que dans les fratries où au moins un enfant est allé à l'école, les parents ont pu recevoir de l'aide.

ressources du réseau familial deviennent importantes. Étant donné que la taille de l'échantillon d'analyse est relativement faible, nous introduisons des interactions séparées entre la taille de la fratrie et chaque dimension du réseau familial afin de maximiser la puissance statistique des coefficients estimés. Bien que notre ambition dans cet article ne soit pas d'évaluer l'effet causal entre fécondité et scolarisation, la méthode de régression logistique utilisée dans cette analyse ne permet pas de contrôler la simultanéité des décisions portant sur le nombre d'enfants et leur scolarisation pouvant être à l'origine d'un biais d'endogénéité. Par conséquent, la relation négative attendue entre la taille de la fratrie et la fréquentation scolaire des enfants peut refléter à la fois un effet de dilution des ressources parentales et un effet de sélection des enfants de petite fratrie par lequel les parents qui valorisent l'éducation des enfants choisissent de limiter le nombre de leurs enfants dans le but de leur offrir une meilleure scolarisation. Cependant, le non-contrôle de la simultanéité des décisions de fécondité et de scolarisation ne constitue pas en soi un problème pour la question à laquelle on cherche ici à répondre. En effet, la dilution des ressources et la sélection ne sont pas forcément exclusives l'une de l'autre puisqu'elles concourent toutes les deux à renforcer la corrélation négative entre le nombre d'enfants et leur scolarisation. D'une part, les ressources étant limitées (ressources matérielles telles que l'argent, mais aussi non matérielles telles que le temps), les parents ayant moins d'enfants peuvent consacrer plus de ressources à l'éducation de chacun de leurs enfants (Blake, 1981, 1989). D'autre part, avec l'expansion des méthodes de contraception moderne, les parents qui valorisent l'éducation de leurs enfants sont en mesure de réduire efficacement leur niveau de fécondité afin de mieux assurer la scolarisation de leurs enfants⁽¹⁶⁾; toutes choses qui contribuent à renforcer la corrélation négative entre la taille de la fratrie et la fréquentation scolaire des enfants. Dans tous les modèles, nous avons tenu compte de la corrélation des réponses au sein des clusters (réponses fournies par plusieurs femmes d'un même ménage et celles fournies par une femme pour l'ensemble de ses enfants) pour calculer des erreurs standards ajustées pour les coefficients estimés⁽¹⁷⁾.

III. Résultats

Taille de la descendance et mobilisation du réseau familial pour la scolarisation

Les résultats issus de l'analyse bivariée révèlent que près d'un quart (24 %) des femmes enquêtées ont été aidées pour la scolarisation de leurs enfants par des membres de leur famille ou de celle de leur conjoint (tableau 1). La principale

(16) À Ouagadougou par exemple, les jeunes parents intègrent les coûts de l'éducation des enfants dans leurs comportements de fécondité (Bougma *et al.*, 2013).

(17) L'option cluster de Stata a été utilisée dans la commande logit.

forme d'aide reçue est la participation aux frais scolaires puisqu'elle bénéficie à 19,5 % des femmes. Une part non négligeable de femmes (13,3 %), ont confié leurs enfants pour les scolariser, avec ou sans participation aux frais de scolarité⁽¹⁸⁾.

Tableau 1. Répartition (%) des femmes selon le type d'aide reçue pour la scolarisation et le nombre d'enfants survivants

Aide reçue du réseau familial	Nombre d'enfants de la femme					Significativité des différences					
	1-3	4-5	6-7	8 +	Total	(1-3) - (4-5)	(1-3) - (6-7)	(1-3) - 8 +	(4-5) - (6-7)	(4-5) - 8 +	(6-7) - 8 +
Aucune aide	79,5	75,8	72,4	67,5	76,0	♦	**	**	ns	*	ns
Frais scolaires	10,2	10,5	11,2	15,8	10,8	ns	ns	♦	ns	♦	ns
Confiage	3,1	4,4	7,0	5,4	4,5	ns	***	ns	*	ns	ns
Frais scolaires et confiage	7,3	9,3	9,4	11,3	8,7	ns	ns	ns	ns	ns	ns
Effectif	862	1 166	583	125	2 736	—	—	—	—	—	—
Seuils de significativité : *** p < 0,001 ; ** p < 0,01 ; * p < 0,05 ; ♦ p < 0,10 ; ns = différence non significative au seuil de 10 %.											
Source : OPO-Demtrend, 2012 ; calcul des auteurs.											

Le résultat le plus marquant de cette première analyse est sûrement le fait que 76 % des femmes ne reçoivent aucune aide pour la scolarisation de leurs enfants de la part de leur réseau familial ou de celui de leur conjoint. Cette proportion élevée va à l'encontre du « mythe de la solidarité africaine » selon lequel l'obligation communautaire de solidarité serait une pratique généralisée dans le contexte africain (Vidal, 1994). Une première interprétation de ce résultat est que les femmes n'ont pas recours à l'aide familiale car elles n'en éprouvent pas le besoin. Cette interprétation doit cependant être rejetée au vu des réponses des femmes concernant l'aide qu'elles peuvent potentiellement attendre de leur parentèle, et ce quel que soit leur besoin. Pour chaque personne de leur réseau familial, il est en effet demandé aux femmes dans l'enquête « En cas de besoin, pensez-vous qu'il/elle pourrait vous aider à la scolarisation de vos enfants ? ». Or 48 % déclarent ne pouvoir bénéficier d'aucun soutien de la part de leur réseau familial. Cette proportion élevée suggère que si la solidarité familiale est une pratique courante, une part non négligeable de la population en est exclue. Comme décrit dans la section I, la raison de cette exclusion pourrait se situer dans le dénuement économique (les plus pauvres n'ont pas les moyens d'entretenir des liens forts ou réciproques avec leur parentèle, les plus pauvres ont une parentèle également pauvre qui n'est pas à même de leur

(18) Cette proportion est supérieure à celle observée par Akresh (2009) en milieu rural burkinabé où 8,2 % des ménages ont un enfant confié au moment de l'enquête. Bien que Akresh utilise une définition plus large du confiage (puisque'il recouvre d'autres motifs que la scolarisation), l'auteur n'observe que les pratiques du confiage au moment où elles sont effectives, alors qu'ici la question posée est rétrospective, ce qui explique la plus forte proportion observée dans notre étude.

venir en aide, ou seulement pour pallier les situations les plus urgentes). L'histoire matrimoniale des femmes (veuvage, séparation), conduisant généralement au statut de chef de ménage de la femme, ou leur histoire migratoire pourraient également expliquer l'exclusion de la solidarité familiale. En effet, l'histoire migratoire des femmes reflète au moins partiellement la concentration de la parentèle en ville et possiblement le relâchement de la sanction sociale en cas de manquement à la solidarité familiale. L'analyse du tableau 2 apporte un premier éclairage sur cette question.

Les femmes qui n'ont pas reçu d'aide habitent plus souvent en zone non lotie et ont un statut économique plus faible que celles qui ont reçu de l'aide. De même, lorsqu'on s'intéresse à l'aide potentielle, il apparaît clairement que ce sont les femmes les plus démunies qui sont le plus souvent exclues des solidarités familiales⁽¹⁹⁾. Le rôle du dénuement économique de la parentèle est mis en évidence par la comparaison des caractéristiques du réseau familial. Les femmes aidées ou pouvant potentiellement être aidées sont en moyenne dotées d'un réseau familial de plus grande taille et plus riche en termes de ressources⁽²⁰⁾. Il apparaît également que la durée de résidence en ville est associée à une plus forte exclusion du système de solidarité familiale⁽²¹⁾, traduisant peut-être un affaiblissement du contrôle social en ville ou une plus forte contrainte financière pesant sur la parentèle résidant en ville. En revanche, le statut de chef de ménage n'est pas corrélé avec l'aide reçue ou potentiellement reçue.

Un autre résultat important de cette analyse bivariée est que le recours de la femme à l'aide du réseau familial tend à augmenter avec le niveau de sa fécondité (tableau 1). En effet, les femmes ayant une parité élevée, 8 enfants ou plus, sont 32,5 % à être aidées par leurs parents proches pour la scolarisation de leurs enfants, contre 20,5 % des femmes ayant une parité de 1 à 3 enfants. Cette augmentation du recours à l'entraide familiale pour la scolarisation selon le nombre d'enfants s'observe quelle que soit la forme d'aide reçue. La pression du nombre d'enfants sur les ressources familiales semble être associée au recours des femmes à l'aide de la famille étendue pour lever les contraintes financières qui pèsent sur la scolarisation des enfants.

Cependant, l'analyse bivariée n'est pas suffisante pour comprendre si la pression du nombre d'enfants est associée au recours aux réseaux de solidarités familiales pour la scolarisation. En effet, le nombre d'enfants peut être corrélé à d'autres caractéristiques de la femme qu'il s'agit de contrôler.

(19) 50 % des femmes du quintile 1 et 52 % des femmes non instruites déclarent ne pouvoir bénéficier d'aucun soutien de la part de leur réseau familial, contre respectivement 42 % pour celles du quintile 5 et 38 % pour celles ayant un niveau d'études secondaire ou plus.

(20) La taille moyenne du réseau familial est de 14 pour les femmes qui peuvent potentiellement être aidées, contre 12 pour celles qui ne peuvent pas ; l'indice moyen de ressources du réseau étant respectivement 0,24 et - 0,10.

(21) Les femmes qui n'ont reçu aucune aide de leur réseau familial ou de celui de leur conjoint pour la scolarisation de leurs enfants sont 66,7 % à résider à Ouagadougou il y a au moins 20 ans, contre 60 % pour celles qui ont été aidées (p value = 0,002).

Tableau 2. Caractéristiques sociodémographiques des femmes selon l'aide reçue du réseau familial pour la scolarisation de leurs enfants

Caractéristiques sociodémographiques des femmes	% ou moyenne (écart type)		p value
	Femmes n'ayant reçu aucune aide	Femmes ayant reçu de l'aide	
Nombre d'enfants survivants	4,3 (1,75)	4,5 (1,80)	< 0,001
Nombre d'enfants décédés	0,7 (1,03)	0,7 (0,99)	0,788
Taille du réseau familial	11,9 (6,87)	14,6 (7,79)	< 0,001
Indice synthétique des ressources du réseau familial	-0,10 (1,29)	0,24 (1,43)	< 0,001
Lieu de résidence à l'enquête			
Quartier non loti	37,7	49,4	< 0,001
Quartier loti	62,3	50,6	< 0,001
Statut socioéconomique			
Quintile 1	23,8	28,6	0,015
Quintile 2	17,3	21,1	0,024
Quintile 3	20,4	23,0	0,153
Quintile 4	18,8	15,2	0,034
Quintile 5	19,7	12,1	< 0,001
Âge	41,9 (4,86)	41,7 (4,58)	0,417
Niveau d'instruction			
Aucun	64,7	61,8	0,175
Primaire	18,4	23,3	0,006
Secondaire ou plus	16,9	15,0	0,236
Groupe ethnique			
Mossi	88,4	90,2	0,215
Non-Mossi	11,6	9,8	0,215
Religion			
Musulmane	60,7	57,4	0,123
Chrétienne	39,3	42,6	0,123
Durée de résidence à Ouagadougou			
0-9 ans	10,0	14,4	0,001
10-19 ans	23,3	25,6	0,233
20 ans et plus	66,7	60,0	0,002
Statut de la femme			
Pas chef de ménage	76,9	74,3	0,173
Chef de ménage	23,1	25,7	0,173
Total	76,0	24,0	—
N	2 074	662	—
Source : OPO-Demtrend, 2012 ; calcul des auteurs.			

C'est pourquoi nous estimons par des modèles multivariés la probabilité pour la femme d'être aidée ou non pour les frais scolaires (tableau 3, modèles 1 et 2) et la probabilité pour elle de confier ses enfants pour les scolariser (tableau 3, modèles 3 et 4). Dans les modèles 1 et 3, le nombre d'enfants est traité comme une variable continue, tandis que dans les modèles 2 et 4, il est traité comme une variable catégorielle. Les résultats obtenus confirment ceux observés au niveau bivarié. Quelle que soit sa spécification, le nombre d'enfants est positivement associé à la propension de la femme à recourir au réseau familial pour scolariser ses enfants. Un enfant supplémentaire est associé en effet à une augmentation de 11 % des chances pour la femme d'être aidée pour les frais de scolarité, et de 15 % des chances de confier ses enfants pour les scolariser. De même, les femmes ayant au moins 8 enfants ont deux fois plus de chances d'être aidées pour les frais scolaires (modèle 2) ou pour le confiage (modèle 4). Ainsi, plus une femme a une progéniture nombreuse et plus elle est susceptible de bénéficier du soutien familial pour éduquer ses enfants. Une première interprétation de ce résultat est que l'entraide familiale serait plus orientée vers les membres du réseau familial ayant un nombre élevé d'enfants que vers ceux qui en ont moins, lorsqu'il s'agit de l'investissement scolaire des enfants.

Une autre interprétation possible est que les femmes qui ont beaucoup d'enfants peuvent être également celles qui ont un réseau familial plus étendu de par la transmission intergénérationnelle des comportements de fécondité et, de ce fait, qu'elles ont une probabilité plus grande d'être aidées. Dans ce cas, l'effet positif du nombre d'enfants sur le recours à l'entraide familiale observé précédemment devrait se renforcer au fur et à mesure que la taille du réseau familial augmente. Pour vérifier cette hypothèse, nous introduisons une interaction entre le nombre d'enfants et la taille du réseau familial dans les modèles 1 et 3⁽²²⁾. Le coefficient de cette interaction est non significatif aussi bien pour le modèle 1 (0,003 ; $p = 0,515$) que pour le modèle 3 (0,003 ; $p = 0,560$), ce qui rend cette hypothèse peu vraisemblable.

Autres facteurs associés à la mobilisation du réseau familial pour la scolarisation

Outre le nombre d'enfants, les caractéristiques du réseau familial (taille, ressources) sont associées au recours à l'aide du réseau familial pour la scolarisation des enfants (tableau 3), confirmant les résultats de l'analyse bivariée. Quel que soit le type d'aide considéré (frais de scolarité, confiage), la taille du réseau familial est positivement associée à la probabilité de recevoir de l'aide pour la scolarisation. Disposer d'un membre supplémentaire dans son réseau familial ou celui de son conjoint est associé à une augmentation de 4 % de chances d'être aidée pour les frais scolaires, et de 5 % de chances de confier les enfants aux parents proches pendant leur scolarisation. De même, les

(22) Les résultats de ces modèles avec interactions sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

Tableau 3. Facteurs associés à l'aide que les femmes enquêtées reçoivent de la famille élargie pour la scolarisation de leurs enfants

Variable explicative	Odds ratio d'être aidé pour les frais scolaires de ses enfants (écart type ajusté)		Odds ratio de confier ses enfants pour la scolarisation (écart type ajusté)	
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
Nombre d'enfants (linéaire)	1,11 (0,04)**	–	1,15 (0,05)**	–
1-3 (<i>Réf.</i>)	–	1	–	1
4-5	–	1,33 (0,17)*	–	1,51 (0,26)*
6-7	–	1,46 (0,25)*	–	2,04 (0,41)***
8 et +	–	2,11 (0,55)**	–	2,18 (0,70)*
Taille du réseau familial	1,04 (0,01)***	1,04 (0,01)***	1,05 (0,01)***	1,05 (0,01)***
Indice synthétique des ressources du réseau familial	1,50 (0,08)***	1,50 (0,08)***	1,40 (0,08)***	1,41 (0,08)***
Lieu de résidence à l'enquête				
Quartier non loti	1,05 (0,17)	1,05 (0,17)	1,26 (0,24)	1,26 (0,24)
Quartier loti (<i>Réf.</i>)	1	1	1	1
Statut socioéconomique				
Quintile 1 (<i>Réf.</i>)	1	1	1	1
Quintile 2	0,87 (0,15)	0,87 (0,15)	0,90 (0,18)	0,90 (0,18)
Quintile 3	0,95 (0,18)	0,95 (0,18)	0,87 (0,20)	0,86 (0,20)
Quintile 4	0,68 (0,15)♦	0,68 (0,15)♦	0,47 (0,13)**	0,46 (0,13)**
Quintile 5	0,29 (0,08)***	0,29 (0,08)***	0,62 (0,16)	0,61 (0,18)♦
Âge	1,01 (0,01)	1,01 (0,01)	0,99 (0,02)	0,99 (0,02)
Niveau d'instruction				
Aucun	1	1	1	1
Primaire	1,07 (0,17)	1,07 (0,16)	1,03 (0,18)	1,04 (0,18)
Secondaire ou plus	0,86 (0,17)	0,85 (0,17)	0,58 (0,15)*	0,59 (0,15)*
Groupe ethnique				
Mossi (<i>Réf.</i>)	1	1	1	1
Non-Mossi	0,85 (0,16)	0,85 (0,16)	0,77 (0,17)	0,77 (0,17)
Religion				
Musulmane (<i>Réf.</i>)	1	1	1	1
Chrétienne	0,94 (0,11)	0,95 (0,11)	1,11 (0,15)	1,10 (0,15)
Durée de résidence à Ouagadougou				
0-9 ans (<i>Réf.</i>)	1	1	1	1
10-19 ans	0,99 (0,20)	0,97 (0,20)	1,29 (0,30)	1,28 (0,30)
20 ans et plus	0,75 (0,14)	0,85 (0,14)	0,84 (0,18)	0,84 (0,18)
Statut de la femme				
Pas chef de ménage (<i>Réf.</i>)	1	1	1	1
Chef de ménage	1,04 (0,15)	1,03 (0,15)	1,09 (0,18)	1,08 (0,18)
Constante	0,11 (0,07)***	0,14 (0,09)**	0,09 (0,07)**	0,12 (0,09)**
N	2 736	2 736	2 736	2 736
Note : Le nombre d'enfants a été considéré comme une variable à la fois continue (modèles 1, 3) et catégorielle (modèles 2, 4). Seuils de significativité : *** p < 0,001 ; ** p < 0,01 ; * p < 0,05 ; ♦ p < 0,10. Source : OPO-Demtrend, 2012 ; calcul des auteurs.				

ressources du réseau familial sont fortement associées à la propension des femmes à recevoir de l'aide de la famille élargie pour la scolarisation de leurs enfants, la corrélation étant encore plus forte pour les frais de scolarité. L'augmentation de l'indice synthétique des ressources du réseau familial d'une unité est associée à un accroissement de 50 % des chances d'être aidée pour les frais scolaires et de 40 % des chances de confier les enfants pour les scolariser. Ainsi, plus que la taille du réseau familial, la propension des parents à recevoir de l'aide pour les frais de scolarité requiert que les membres qui composent leur réseau familial aient un niveau de ressources suffisant.

Le statut socioéconomique du ménage joue un rôle significatif dans la probabilité d'être aidée seulement pour les quintiles les plus élevés. Seules les femmes appartenant aux quintiles 4 et 5, et dont on peut supposer que les besoins de recourir à l'entraide familiale sont limités, ont moins de chances de bénéficier d'aide de leur famille pour financer les frais de scolarité que celles appartenant au quintile le plus pauvre. Concernant le confiage, les femmes du quintile 4 et celles de niveau d'études secondaire ou plus ont une probabilité significativement plus faible de confier leurs enfants⁽²³⁾. En revanche, les femmes les plus démunies (quintile 1) ne bénéficient pas plus de soutien de la parentèle, toutes choses égales par ailleurs, que les femmes moins désavantagées (quintiles 2 et 3). Une interprétation de ce résultat est que les femmes du quintile 1, bien qu'ayant des besoins plus importants que les femmes des quintiles 2 et 3, font plus souvent face au phénomène d'exclusion des réseaux de solidarité familiale. Par ailleurs, le fait de résider en zone non lotie ou la durée de résidence à Ouagadougou n'ont plus d'effet sur la probabilité d'être aidée lorsque d'autres caractéristiques sont prises en compte, notamment le statut socioéconomique et le niveau d'instruction. Le groupe ethnique, la religion et le statut de chef de ménage ne jouent toujours pas de rôle significatif. Ainsi, le dénuement économique semble être la principale source d'exclusion des réseaux familiaux de solidarité.

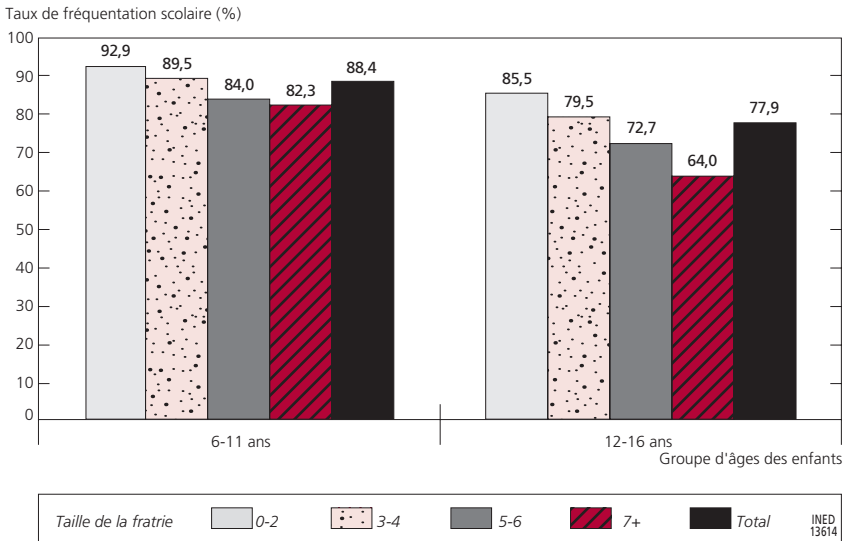
Taille de la fratrie et scolarisation selon les caractéristiques du réseau familial

Cette deuxième analyse porte sur les enfants âgés de 6 à 16 ans (âges de la scolarisation obligatoire au Burkina Faso). Pour tenir compte des effets d'âge liés aux retards et abandons scolaires, nous faisons une analyse séparée des enfants âgés de 6-11 ans et ceux âgés de 12-16 ans. Cette distinction se justifie par le fait que les enfants âgés de 6-11 ans sont susceptibles de fréquenter le primaire où les coûts sont relativement moins élevés, alors que ceux âgés de 12-16 ans sont susceptibles de fréquenter le post-primaire ou le secondaire caractérisés par des coûts nettement plus élevés. Les taux de fréquentation

(23) Le fait qu'appartenir au quintile 5 relativement au quintile 1 ne diminue pas significativement les chances de confier ses enfants s'explique par le faible nombre de femmes concernées par le confiage dans le quintile 5.

scolaire selon ces deux groupes d'âges et la taille de la fratrie sont présentés sur la figure 1. Il apparaît que la taille de la fratrie survivante est inversement associée à la fréquentation scolaire des enfants quel que soit le groupe d'âges. Dans la tranche d'âges de 6-11 ans, alors que seulement 7 % des enfants ayant une petite fratrie (0 à 2 frères et sœurs) ne fréquentaient pas l'école au moment de l'enquête en 2012, près d'un cinquième (18 %) de ceux ayant une grande fratrie (7 frères et sœurs ou plus) ne fréquentaient pas l'école. Ces inégalités de scolarisation selon la taille de la fratrie sont plus importantes dans la tranche d'âges de 12-16 ans, où 14,5 % des enfants ayant moins de trois frères et sœurs étaient hors de l'école en 2012, contre 36 % de ceux ayant au moins sept frères et sœurs.

Figure 1. Proportion d'enfants âgés de 6 à 16 ans fréquentant l'école au moment de l'enquête selon la taille de la fratrie survivante



Note : Les différences sont statistiquement significatives au seuil de 1 % dans les deux groupes d'âges.
Source : OPO-Demtrend, 2012; calcul des auteurs.

Pour observer comment ces écarts de scolarisation entre enfants de petite fratrie et ceux de grande fratrie varient avec l'apport potentiel des réseaux familiaux pour la scolarisation, nous produisons trois modèles de régression logistique pour chacun des deux groupes d'âges considérés (tableau 4). Les modèles 1 et 4 sont des modèles sans interaction qui présentent les effets nets des variables explicatives sur la fréquentation scolaire des enfants, tandis que les autres modèles intègrent des interactions entre la taille de la fratrie et les dimensions du réseau familial (taille, ressources). Comme évoqué précédemment, ces interactions permettent d'évaluer l'effet combiné de la taille de la fratrie survivante et des réseaux familiaux sur la fréquentation scolaire des enfants.

Dans la tranche d'âges de 6 à 11 ans, la taille du réseau familial est sans effet significatif sur la fréquentation scolaire (modèle 1) et ne modifie pas non plus la relation entre la taille de la fratrie et la fréquentation scolaire (modèle 2). En revanche, l'augmentation des ressources du réseau est associée à une meilleure fréquentation scolaire (modèle 1), mais, tout comme la taille du réseau, elle ne modifie pas significativement la pression d'une grande fratrie sur la fréquentation scolaire (modèle 3). Ce faisant, la taille de la fratrie est négativement associée à la fréquentation scolaire des enfants de 6-11 ans, et ce quels que soient la taille et le niveau de ressources du réseau familial des parents (modèles 1, 2 et 3). Cela signifie que la solidarité familiale n'est pas en mesure de compenser la pression d'une grande fratrie sur la fréquentation scolaire des jeunes enfants. Un tel résultat est à mettre en rapport avec la précarité et le dénuement économique des ménages ayant déscolarisé leurs enfants. En effet, plus des deux tiers des enfants déscolarisés appartiennent aux ménages les plus démunis⁽²⁴⁾. Or, comme présenté dans la section I, les plus démunis sont également ceux qui ont le plus de chances d'être exclus des réseaux familiaux (non-réciprocité) et d'avoir des réseaux pauvres qui ne sont pas à même de les aider en cas de besoin.

Dans la tranche d'âges de 12 à 16 ans, on note également que les ressources du réseau familial sont positivement associées à la fréquentation scolaire (modèle 4), mais, tout comme chez les enfants de 6-11 ans, elles ne modifient pas significativement la relation négative entre la fréquentation scolaire des enfants et la taille de leur fratrie (modèle 6). La taille du réseau familial en revanche modifie significativement la relation entre la taille de la fratrie et la fréquentation scolaire (modèle 5). Cela peut être observé à travers la figure 2 (partie supérieure) : la corrélation entre la taille de la fratrie survivante et la fréquentation scolaire est négative lorsque la taille du réseau familial est inférieure à 17 membres, mais nulle lorsque la taille du réseau est supérieure à 16 membres⁽²⁵⁾. Cela signifie qu'un réseau familial très large est susceptible de compenser la pression d'un nombre élevé d'enfants sur la fréquentation scolaire. En effet, les enfants de 12-16 ans sont supposés être au niveau post-primaire ou secondaire dont l'entrée est sanctionnée par un examen et où les coûts sont relativement plus élevés qu'au niveau primaire. Par conséquent, les enfants déscolarisés à cet âge regroupent des enfants issus de familles très démunies mais également des enfants dont les parents sont moins contraints financièrement⁽²⁶⁾. Si les premiers sont susceptibles d'être exclus des solidarités familiales compte tenu de leur dénuement économique, ceux dont les parents

(24) 71,7 % des enfants de 6-11 ans qui ne fréquentaient pas l'école en 2012 viennent des ménages pauvres (quintiles 1 et 2), contre 16,6 % pour le quintile 3, 8,1 % pour le quintile 4 et 3,6 % pour le quintile 5.

(25) Zéro traverse les intervalles de confiance à 95 % lorsque le réseau familial comprend au moins 17 membres (oncles, tantes et grands-parents de l'enfant).

(26) Parmi les enfants de 12-16 ans déscolarisés en 2012, 37 % appartiennent au quintile 1 et 26 % au quintile 2, contre 23 % pour le quintile 3, 9 % pour le quintile 4 et 5 % pour le quintile 5.

Tableau 4. Facteurs associés à la fréquentation scolaire des enfants âgés de 6-16 ans

Variable explicative	Coefficient (écart type ajusté)					
	6-11 ans			12-16 ans		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6
Taille de la fratrie survivante	-0,19 (0,06)**	-0,26 (0,12)*	-0,17 (0,08)*	-0,15 (0,05)**	-0,32 (0,08)***	-0,13 (0,06)*
Taille du réseau familial	0,02 (0,02)	-0,01 (0,05)	0,02 (0,02)	-0,01 (0,01)	-0,06 (0,02)*	-0,01 (0,01)
Indice synthétique des ressources du réseau	0,32 (0,13)*	0,33 (0,13)*	0,21 (0,31)	0,21 (0,11)♦	0,21 (0,11)♦	0,06 (0,28)
Taille de la fratrie survivante x Taille du réseau ^(a)	-	0,01 (0,01)	-	-	0,01 (0,01)**	-
Taille de la fratrie survivante x ressources du réseau ^(b)	-	-	0,03 (0,07)	-	-	0,04 (0,06)
Statut socioéconomique						
Quintile 1 (Réf.)	0	0	0	0	0	0
Quintile 2	0,50 (0,23)*	0,50 (0,23)*	0,50 (0,23)*	0,12 (0,20)	0,11 (0,120)	0,13 (0,20)
Quintile 3	0,70 (0,25)**	0,71 (0,26)**	0,70 (0,25)**	0,54 (0,19)**	0,53 (0,19)**	0,54 (0,19)**
Quintile 4	1,33 (0,32)***	1,33 (0,32)***	1,33 (0,32)***	1,27 (0,23)***	1,25 (0,23)***	1,27 (0,23)***
Quintile 5	1,70 (0,47)***	1,71 (0,48)***	1,71 (0,47)***	1,68 (0,32)***	1,66 (0,32)***	1,70 (0,32)***
Âge de la mère	0,05 (0,02)*	0,06 (0,02)*	0,05 (0,02)*	-0,02 (0,02)	-0,02 (0,02)	-0,02 (0,02)
Niveau d'instruction de la mère						
Aucun (Réf.)	0	0	0	0	0	0
Primaire	0,42 (0,25)♦	0,42 (0,25)♦	0,42 (0,25)♦	-0,12 (0,19)	-0,12 (0,19)	-0,12 (0,19)
Secondaire ou plus	0,62 (0,46)	0,60 (0,46)	0,65 (0,50)	1,14 (0,34)***	1,16 (0,35)**	1,17 (0,36)**
Ethnie de la mère						
Mossi (Réf.)	0	0	0	0	0	0
Non-Mossi	-0,28 (0,30)	-0,28 (0,30)	-0,28 (0,30)	0,46 (0,25)♦	0,45 (0,25)♦	0,46 (0,25)♦
Religion de la mère						
Musulmane (Réf.)	0	0	0	0	0	0
Chrétienne	0,29 (0,18)♦	0,29 (0,18)♦	0,29 (0,18)♦	0,27 (0,13)*	0,26 (0,13)*	0,26 (0,13)*

Tableau 4 (suite). Facteurs associés à la fréquentation scolaire des enfants âgés de 6-16 ans

Variable explicative	Coefficient (écart type ajusté)					
	6-11 ans			12-16 ans		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6
Statut marital de la mère						
Mariée (Réf.)	0	0	0	0	0	0
Non-mariée	0,09 (0,29)	0,08 (0,30)	0,08 (0,29)	-0,14 (0,19)	-0,15 (0,19)	-0,14 (0,19)
Sexe de l'enfant						
Garçon (Réf.)	0	0	0	0	0	0
Fille	-0,02 (0,18)	-0,03 (0,18)	-0,02 (0,18)	0,34 (0,12)**	0,36 (0,12)**	0,35 (0,12)**
Milieu de résidence de l'enfant						
Dans le ménage, zone lotie (Réf.)	0	0	0	0	0	0
Dans le ménage, zone non lotie	0,17 (0,23)	0,17 (0,23)	0,17 (0,23)	-0,05 (0,17)	-0,05 (0,17)	-0,05 (0,17)
Ailleurs à Ouagadougou	-1,33 (0,43)**	-1,33 (0,43)**	-1,33 (0,43)**	-1,17 (0,29)***	-1,20 (0,29)***	-1,16 (0,28)***
Ailleurs, hors de Ouagadougou	-1,09 (0,37)**	-1,09 (0,37)**	-1,08 (0,37)**	-1,05 (0,19)***	-1,06 (0,19)***	-1,05 (0,19)***
Âge de l'enfant	0,51 (0,06)***	0,51 (0,06)***	0,51 (0,06)***	-0,48 (0,05)***	-0,49 (0,05)***	-0,48 (0,05)***
Rang de naissance de l'enfant						
Enfant cadet (Réf.)	0	0	0	0	0	0
Enfant aîné	0,24 (0,57)	0,23 (0,56)	0,29 (0,55)	-0,08 (0,23)	-0,08 (0,23)	-0,08 (0,23)
Constante	-4,34 (1,12)***	-4,09 (1,21)***	-4,40 (1,13)***	9,07 (1,14)***	9,94 (1,16)***	9,02 (1,13)***
N	2298	2298	2298	2753	2753	2753

(a) Interaction entre la taille de la fratrie et la taille du réseau familial (modèles 2, 5).

(b) Interaction entre la taille de la fratrie et les ressources du réseau familial (modèles 3, 6).

Seuils de significativité : *** p < 0,001 ; ** p < 0,01 ; * p < 0,05 ; ♦ p < 0,10.

Source : OPO-Demirend, 2012 ; calcul des auteurs.

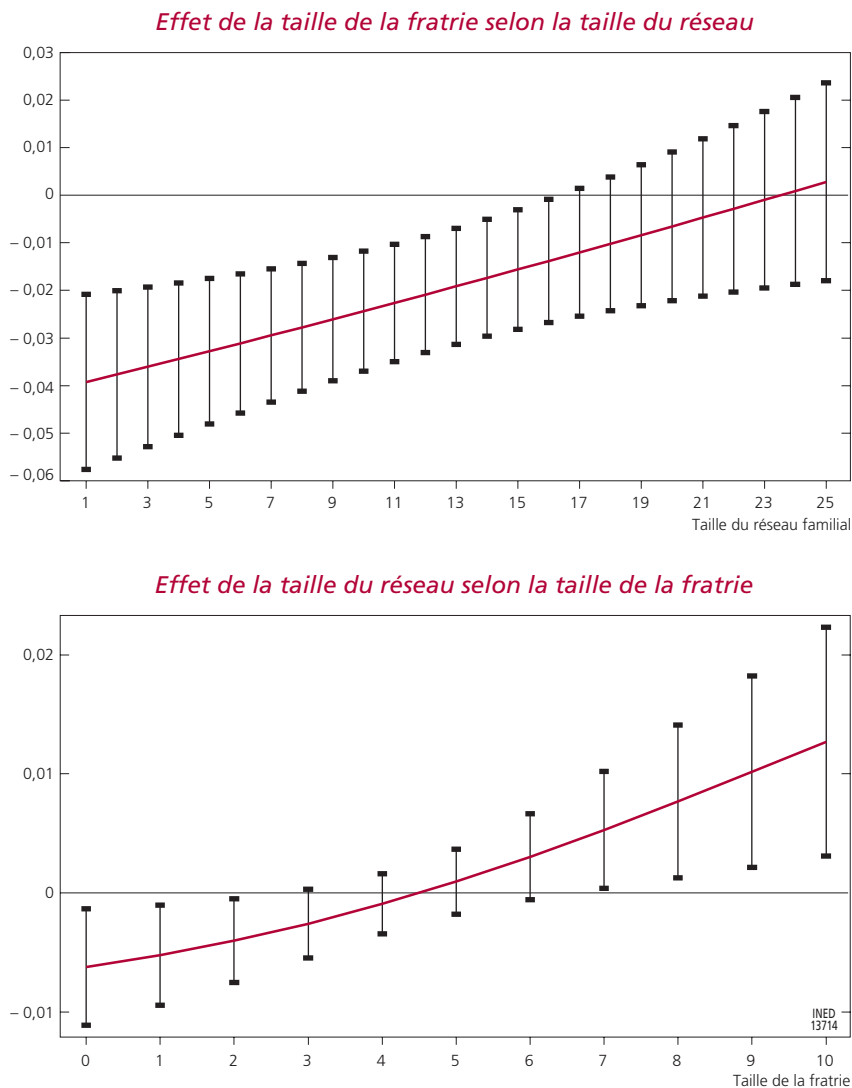
ont moins de contraintes financières peuvent être à même d'entretenir des liens forts ou réciproques avec leur réseau familial. Par conséquent, pour ces derniers, l'entraide familiale est susceptible de compenser l'effet négatif d'une grande fratrie sur la fréquentation scolaire⁽²⁷⁾.

Les effets compensatoires du réseau familial en matière d'inégalités scolaires sont également perceptibles lorsqu'on examine la variation de l'effet de la taille du réseau sur la fréquentation scolaire des enfants de 12-16 ans selon la taille de leur fratrie (partie inférieure de la figure 2). L'effet de la taille du réseau est en effet négatif pour les enfants de petite fratrie (0-3 frères et sœurs), nul pour ceux de fratrie moyenne (4-6 frères et sœurs) et positif pour ceux de grande fratrie (7 frères et sœurs ou plus). Comme la taille et l'indice synthétique des ressources du réseau sont indépendantes par construction, ce résultat suggère que dans un réseau familial très large, les parents qui ont un nombre élevé d'enfants seraient des bénéficiaires nets en termes d'investissement scolaire, alors que ceux qui en ont moins seraient des contributeurs nets. Dans un tel contexte, avoir peu d'enfants peut conduire à augmenter sa responsabilité d'aider à la scolarisation d'autres enfants de la parentèle, plutôt qu'à maximiser la qualité de ses propres enfants; toutes choses qui contribuent à réduire les inégalités de scolarisation entre les enfants de petite fratrie et ceux de grande fratrie d'un même réseau familial.

Par ailleurs, les coefficients des autres caractéristiques des femmes, de leur ménage et des enfants introduites dans le modèle ont pour la plupart le signe attendu. Le statut socioéconomique du ménage est positivement corrélé à la fréquentation scolaire des enfants quel que soit le groupe d'âges (tableau 4). Cette corrélation positive proviendrait à la fois des coûts directs de scolarisation et des coûts d'opportunité que comportent les tâches (rémunérées ou non) dont les enfants auraient pu s'acquitter s'ils n'étaient pas scolarisés. Pour les caractéristiques des mères, il ressort que les enfants de mères instruites ont plus de chances de fréquenter l'école que ceux de mères non instruites. Avec les opportunités d'emplois qu'offre l'éducation formelle, les mères instruites pourraient disposer de plus de moyens financiers que celles qui ne sont pas instruites. Plus la mère est instruite, plus elle est susceptible de valoriser l'école formelle, ce qui favorise une meilleure scolarisation de ses enfants. Un autre résultat attendu à mettre en rapport avec la compétition entre systèmes d'éducation, notamment entre l'école formelle et l'école coranique (Yaro, 1995) est la meilleure fréquentation scolaire des enfants de mères chrétiennes, comparativement à ceux de mères musulmanes. En revanche, l'état matrimonial de la mère est sans effet significatif sur la fréquentation scolaire et les différences ethniques en matière de fréquentation scolaire sont seulement perceptibles chez les

(27) Une autre interprétation possible de ce résultat serait que l'aide du réseau familial ciblerait des enfants qui ont déjà fait leurs preuves et qui réussissent, plutôt que de jeunes enfants (6-11 ans). Cette hypothèse ne peut cependant pas être testée ici car l'entraide familiale pour la scolarisation a été saisie au moment de l'enquête pour l'ensemble des enfants sans distinction de leurs caractéristiques individuelles.

Figure 2. Interaction entre les effets de la taille de la fratrie survivante et ceux de la taille du réseau familial sur la fréquentation scolaire des enfants âgés de 12-16 ans



Note : La figure est issue du modèle 5 du tableau 3. Les barres représentent les intervalles de confiance (IC) à 95 %.

Source : OPO-Demtrend, 2012 ; calcul des auteurs.

enfants âgés de 12-16 ans ; ce qui souligne une fois encore la prééminence des facteurs économiques dans la scolarisation à Ouagadougou (Kobiané, 2006).

Concernant les autres caractéristiques des enfants, il ressort que les chances de fréquentation scolaire des enfants aînés, comparativement aux enfants cadets, sont plus élevées dans la tranche d'âges de 6-11 ans, mais plus faibles

dans la tranche d'âges de 12-16 ans, même si les différences ne sont pas statistiquement significatives. Comme les enfants aînés sont plus âgés, un tel résultat est à mettre en rapport avec celui observé pour l'âge des enfants : corrélation positive dans la tranche d'âges de 6-11 ans (reflet des entrées tardives à l'école) et négative dans la tranche d'âges de 12-16 ans (reflet des déperditions scolaires). Par ailleurs, le fait de résider hors du ménage des parents biologiques est associé à une faible probabilité de fréquenter l'école quel que soit le groupe d'âges, reflétant ainsi l'existence de motifs non scolaires qui sont souvent à la base du confiage des enfants. Isiugo-Ibanihe (1985) distingue par exemple cinq motifs qui sont à la base du confiage des enfants en Afrique de l'Ouest : le confiage à l'intérieur de la parentèle en vue de renforcer les liens de solidarités familiales, le confiage de crise qui intervient à la suite d'une dissolution de la famille du fait d'un décès, un divorce ou une séparation, le confiage d'alliance ou d'apprentissage (enfants envoyés chez des non-apparentés de statut social élevé comme aides ou apprentis, en vue de renforcer des liens sociaux, politiques ou économiques), le confiage domestique (envoi des enfants comme aides familiaux) et le confiage scolaire (motif de scolarisation). Un résultat non classique qui semble surprenant est l'absence d'inégalités sexuelles dans la fréquentation scolaire des enfants âgés de 6-11 ans et de surcroît la meilleure fréquentation scolaire des filles dans la tranche d'âges de 12-16 ans. Ce résultat s'expliquerait non seulement par la forte mobilisation sociale et politique en faveur de la scolarisation des filles au Burkina Faso au cours des dernières années, mais aussi par le fait que notre étude concerne les enfants biologiques, puisque dans les centres urbains en général, ce sont surtout les « filles confiées » qui sont touchées par une sous-scolarisation (Pilon, 1995 ; Kobiané, 2006).

IV. Discussion et conclusion

Cette étude avait pour objectif d'évaluer l'effet combiné des réseaux familiaux et de la taille de la fratrie sur la scolarisation des enfants à travers l'examen de deux questions complémentaires : les parents ayant un nombre élevé d'enfants recourent-ils plus à l'aide du réseau familial pour la scolarisation de leurs enfants que ceux ayant moins d'enfants ? Le soutien des réseaux familiaux pour la scolarisation des enfants compense-t-il les inégalités de scolarisation entre les enfants ayant une grande fratrie et ceux ayant une petite fratrie ?

En ce qui concerne la première question, les résultats suggèrent que les parents qui ont un nombre élevé d'enfants font plus appel aux réseaux de solidarités familiales pour la scolarisation de leurs enfants que ceux qui en ont moins. Le nombre d'enfants est en effet positivement associé à la propension des femmes à recevoir de l'aide de leur réseau familial ou de celui de leur conjoint pour la scolarisation de leurs enfants. Cette relation positive entre le nombre d'enfants et le recours à l'entraide familiale pour la scolarisation des enfants s'observe quel que soit le type d'aide considéré (frais de scolarité,

confiage). Ces résultats rejoignent ceux trouvés par Baland *et al.* (2013) sur les transferts monétaires intergénérationnels dans un nombre très réduit de ménages au Cameroun. En examinant les transferts monétaires dans 315 ménages de la ville de Bafoussam, Baland et ses collègues ont trouvé que les aînés des fratries nombreuses recevaient plus du soutien de la famille étendue pour la scolarisation que les plus jeunes des petites fratries. Ainsi, l'entraide familiale dans l'investissement scolaire des enfants semble plus orientée vers les membres du réseau familial qui ont un nombre élevé d'enfants que vers ceux qui en ont moins, ce qui tend à confirmer l'idée selon laquelle l'éducation des enfants serait une responsabilité partagée au sein de la parentèle en Afrique subsaharienne (Gomes, 1984). Toutefois, l'entraide familiale pour la scolarisation observée dans la présente étude est relativement peu fréquente (seules 24 % des femmes en ont bénéficiée) et sélective (les plus démunies en sont plus souvent exclues). Comme déjà évoqué, cette situation va à l'encontre du « mythe de la solidarité africaine » selon lequel l'obligation communautaire de solidarité serait une pratique généralisée dans le contexte africain, mais elle pourrait s'expliquer entre autres par la grande pauvreté dans les zones périurbaines étudiées.

Pour ce qui est de la deuxième question, les résultats révèlent que pour les jeunes enfants (6-11 ans) dont les abandons scolaires sont susceptibles de concerner les plus démunis, les solidarités familiales ne sont pas en mesure de compenser l'effet négatif d'une grande fratrie sur la scolarisation. En revanche, pour les enfants plus âgés (12-16 ans) dont les abandons scolaires sont susceptibles de concerner non seulement les plus démunis, mais aussi tous ceux qui ont un revenu insuffisant, les réseaux familiaux de grande taille sont susceptibles de compenser l'effet négatif d'une grande fratrie sur la scolarisation. Par conséquent, les réseaux familiaux seraient en mesure de compenser l'effet négatif d'une fécondité élevée sur la scolarisation des enfants dans les quartiers périphériques de Ouagadougou, mais pas pour les plus pauvres. Cela explique en partie pourquoi au niveau global, contrairement aux études antérieures, la relation entre la taille de la fratrie et la scolarisation des enfants est apparue négative dans la présente étude.

Les familles de grande taille sont plus aidées que les autres dans la scolarisation de leurs enfants, mais dans le contexte d'une population vulnérable dans son ensemble comme c'est le cas de l'OPO, cette aide ne suffit pas à compenser le désavantage d'un nombre élevé d'enfants. L'aide pour la scolarisation reçue des réseaux familiaux est peu fréquente et le dénuement économique peut conduire à en être exclu. Ainsi, les réseaux familiaux ont un effet compensatoire pour une certaine couche de la population qui n'inclut pas les plus démunis. Par conséquent, dans les quartiers périphériques de Ouagadougou, les réseaux familiaux ne participent pas à la réduction des inégalités scolaires entre les familles de grande taille et celles de petite taille au moment de la scolarisation dans le primaire. C'est seulement au niveau de l'enseignement

secondaire que les réseaux familiaux jouent un rôle dans la réduction des inégalités scolaires. Cette réduction semble opérer au bénéfice des familles de grande taille mais qui ne sont pas les plus contraintes financièrement et aux dépens des familles de petite taille.

Notre étude comporte quelques limites qui méritent d'être relevées. Les données utilisées ne sont pas représentatives de la ville de Ouagadougou, mais de ses périphéries caractérisées par une population dans l'ensemble très vulnérable. Cette caractéristique de la population étudiée peut donc conduire à surestimer la corrélation entre l'usage des réseaux familiaux et le nombre d'enfants, mais en revanche à sous-estimer celle entre l'usage des réseaux et la scolarisation des enfants puisqu'il est probable que les réseaux familiaux des habitants de l'OPO sont eux aussi plus démunis que ceux des autres habitants de la ville. Par ailleurs, le rôle des réseaux familiaux dans l'investissement scolaire a été appréhendé dans un seul sens, à savoir l'aide que la femme et son conjoint ont déjà reçue de leurs réseaux familiaux pour la scolarisation de leurs enfants. L'aide que les parents enquêtés ont accordée en revanche aux membres de leurs réseaux familiaux n'a pas été saisie pendant l'enquête. Cela aurait permis de mieux évaluer les transferts nets de ressources entre les parents enquêtés et les membres de leurs réseaux familiaux. Les recherches futures pourront se pencher sur cette question. Des enquêtes qualitatives pourront également être menées pour comprendre l'utilisation effective des ressources monétaires que les parents ayant une forte fécondité reçoivent de leurs réseaux familiaux pour la scolarisation de leurs enfants, car il n'est pas exclu que ces ressources soient utilisées à d'autres fins, surtout dans un contexte de paupérisation grandissante.

Remerciements : Les auteurs remercient la fondation William & Flora Hewlett, l'Agence française de développement (AFD), l'Agence inter-établissements de recherche pour le développement (AIRD) et l'Institut de recherche pour le développement (IRD) pour le financement de la collecte de données. Nous remercions également les équipes du projet Demtrend Ouaga et HDSS Ouaga pour l'accès à l'ensemble de données.



RÉFÉRENCES

- AKRESH R., 2009, « Flexibility of household structure: Child fostering decisions in Burkina Faso », *Journal of Human Resources*, 44(4), p. 976-997.
- ASSEMBLÉE NATIONALE DU BURKINA FASO, 2007, Loi n°013-2007/AN portant Loi d'orientation de l'éducation, Ouagadougou.
- ATTANÉ A., OUÉDRAOGO R., 2008, « Le caractère électif de l'entraide intrafamiliale dans le contexte de l'infection à VIH », *Science et technique, Sciences de la santé*, Hors série n° 1, p. 101-106.
- BALAND J.-M., BONJEAN I., GUIRKINGER C., ZIPARO R., 2013, « The economic consequences of solidarity in extended families », Namur, Université de Namur, Working paper.
- BECKER G., LEWIS H. G., 1973, « On the interaction between the quantity and quality of children », *Journal of Political Economy*, 81(S2), p. S279-S288.
- BECKER G., TOMES N., 1976, « Child endowments and the quantity and quality of children », *Journal of Political Economy*, 84(4), p. 143-162.
- BLAKE J., 1981, « Family size and the quality of children », *Demography*, 18(4), p. 421-442.
- BLAKE J., 1989, *Family Size and Achievement*, Berkeley, University of California Press, 415 p.
- BOUGMA M., LEGRAND T. K., KOBIANÉ J.-F., 2013, « Educational preferences and fertility behavior in urban Burkina Faso », Poster présenté au 27^e congrès international de la population de l'UIESP, Busan, Corée du Sud, 26-31 août 2013.
- BOURSIN F., 2007, « Travail et trafic des enfants : le cas du Burkina Faso », in Compaoré F., Compaoré M., Lange M.-F., Pilon M. (dir.), *La question éducative au Burkina Faso : Regards pluriels*, Ouagadougou, IRD, CNRST, p. 161-179.
- BOYER F., 2010, « Mobilité, pauvretés : les villes interrogées. Croissance urbaine, statut migratoire et choix résidentiels des Ouagalais. Vers une insertion urbaine ségrégée ? », *Revue tiers-monde*, 201, p. 47-64.
- CHERNICHOVSKY D., 1985, « Socioeconomic and demographic aspects of school enrollment and attendance in rural Botswana », *Economic Development and Cultural Change*, 33(2), p. 319-332.
- ELOUNDOU-ENYEGUE P. M., SHAPIRO D., 2005, « Confiage d'enfants et nivellement des inégalités scolaires au Cameroun, 1960-1995 », *Cahiers québécois de démographie*, 34(1), p. 47-75.
- ELOUNDOU-ENYEGUE P. M., WILLIAMS L. B., 2006, « Family size and schooling in sub-Saharan African settings: A re-examination », *Demography*, 43(1), p. 25-52.
- GÉRARD E., 2001, « La demande d'éducation en Afrique : approches sociologiques », in Pilon M., Yaro Y. (dir.), *La demande d'éducation en Afrique, état des connaissances et perspectives de recherche*, Ouagadougou, UEPA, p. 63-79.
- GOMES M., 1984, « Family size and educational attainment in Kenya », *Population and Development Review*, 10(4), p. 647-660.

- HANUSHEK E. A., 1992, « The trade-off between child quantity and quality », *Journal of Political Economy*, 100(1), p. 84-117.
- INSD, 2010, *Analyse de quelques résultats des données de la phase principale de l'enquête intégrale sur les conditions de vie des ménages (EICVM 2009). Résultats provisoires*, Ouagadougou, Ministère de l'Économie et du développement.
- INSD et MACRO INTERNATIONAL INC., 2012, *Enquête démographique et de santé et à indicateurs multiples (EDSBF-MICS IV), Burkina Faso 2010*, Calverton, MA, INSD, Macro International Inc.
- ISIUGO-ABANIHE U., 1985, « Child fosterage in West Africa », *Population and Development Review*, 11(1), p. 53-73.
- KOBIANÉ J.-F., 2006, *Ménages et scolarisation des enfants au Burkina Faso : à la recherche des déterminants de la demande scolaire*, Louvain-la-Neuve, Academia-Bruylant, 306 p.
- KOBIANÉ J.-F., LEGRAND T. K., LANGE M.-F., PILON M., HENAFF N. *et al.*, 2013, « Rapport scientifique du projet Demtrend : conséquences des stratégies de fécondité et de composition du ménage sur la scolarisation des enfants en milieu urbain au Burkina Faso », *Mimeo*.
- KNODEL J., WONGSITH M., 1991, « Family size and children's education in Thailand: Evidence from a national sample », *Demography*, 28(1), p. 119-131.
- KRAVDAL Ø., KODZI I., SIGLE-RUSHTON W., 2013, « Effects of the number and age of siblings on educational transitions in Sub-Saharan Africa », *Studies in Family Planning*, 44(3), p. 275-297.
- LEE R., 2007, « Demographic change, welfare and intergenerational transfers: A global overview », in Véron J., Pennec S., Légaré J. (eds.), *Ages, Generations and the Social Contract: The Demographic Challenges Facing the Welfare State*, Dordrecht, Springer, p. 17-43.
- LIN N., 1995, « Les ressources sociales : une théorie du capital social », *Revue française de sociologie*, 36(4), p. 685-704.
- LINDERT P. H., 1977, « Sibling position and achievement », *Journal of Human Resources*, 12(2), p. 198-219.
- LLOYD C. B., GAGE-BRANDON A., 1994, « High fertility and children's schooling in Ghana: Sex differences in parental contributions and educational outcomes », *Population Studies*, 48(2), p. 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), p. 265-298.
- MARALANI V., 2008, « Family size and educational attainment with socioeconomic development », *Demography*, 45(3), p. 693-717.
- MARCOUX R., 1995, « Fréquentation scolaire et structure démographique des ménages en milieu urbain au Mali », *Cahiers des sciences humaines*, 31(3), p. 655-674.
- MARIE A., 2011, « "Il n'y a rien. Nous avons honte. Nous ne mangeons rien". Anthropologie de la pauvreté à Bamako », in Arditi P., Janin P., Marie A. (dir.), *La lutte contre l'insécurité alimentaire au Mali : réalités et faux-semblants*, Paris, Karthala, p. 279-314.
- MCDANIEL A., ZULU E., 1996, « Mothers, fathers, and children: Regional patterns in parent-child residence in Sub-Saharan Africa », *African Population Studies*, 11(1), p. 1-28.
- MONTGOMERY M., KOUAME A., 1993, « Fertility and schooling in Côte d'Ivoire: Is there a tradeoff? », Washington, DC, The World Bank, Working paper.
- MONTGOMERY M., KOUAME A., OLIVER R., 1995, « The tradeoff between number of children and child schooling. Evidence from Côte d'Ivoire and Ghana », Washington, DC, The World Bank, Working paper.

- OPO, 2013, « Pauvreté et santé des enfants », OPO Ouaga focus n° 2, http://www.issp.bf/Publications/OPO/Focus/OuagaFocus_2013_2_FR.pdf
- PILON M., 1995, « Les déterminants de la scolarisation des enfants de 6-14 ans au Togo en 1981 : apports et limites des données censitaires », *Cahiers des sciences humaines*, 31(3), p. 697-718.
- PILON M., WAYACK M., 2003, « La démocratisation de l'enseignement au Burkina Faso : Que peut-on en dire aujourd'hui ? », *Cahiers d'études africaines*, n° 169-170, p. 63-86.
- ROSSIER C., DUCARROZ L., 2012, « La pauvreté dans les quartiers de l'OPO : une approche qualitative », ISSP, Université de Ouagadougou, rapport de recherche, <http://www.issp.bf/OPO/Publications/Rapport-Pauvrete-170412.pdf>
- ROSSIER C., SOURA A., BAYA B., COMPAORE G., DABIRÉ D. *et al.*, 2012, « Health and demographic surveillance system profile. Profile: The Ouagadougou health and demographic surveillance system », *International Journal of Epidemiology*, 41(3), p. 658-666.
- SANOU F., 2001, *Éducation et démocratie*, Université de Ouagadougou, Burkina Faso.
- SATHAR Z. A., LLOYD C. B., 1993, « Who gets primary schooling in Pakistan: Inequalities among and within families », New York, Population Council, Working paper n° 52.
- STEELMAN L. C., POWELL B., WERUM R., CARTER S., 2002, « Reconsidering the effects of sibling configuration: Recent advances and challenges », *Annual Review of Sociology*, 28, p. 243-269.
- VIDAL C., 1994, « La solidarité africaine : un mythe à revisiter », *Cahiers d'études africaines*, 34(136), p. 687-691.
- VIGNIKIN K., 2007, « Famille et relations intergénérationnelles. Réflexions sur les évolutions en cours en Afrique », in Antoine P. (dir.), *Les relations intergénérationnelles en Afrique. Approche plurielle*, Paris, Ceped, p. 19-29.
- VUARIN R., 2000, *Un système africain de protection sociale au temps de la mondialisation, ou « Venez m'aider à tuer mon lion »*, Paris, L'Harmattan, 252 p.
- YARO Y., 1995, « Les stratégies scolaires des ménages au Burkina Faso », *Cahiers des sciences humaines*, 31(3), p. 675-696.

Moussa BOUGMA, Laure PASQUIER-DOUMER, Thomas K. LEGRAND, Jean-François KOBIANÉ • FÉCONDITÉ ET SCOLARISATION À OUAGADOUGOU : LE RÔLE DES RÉSEAUX FAMILIAUX

La prégnance de réseaux de solidarités familiales est couramment invoquée dans la littérature pour expliquer pourquoi la relation observée en Afrique subsaharienne entre le nombre d'enfants et leur scolarisation ne correspond pas aux prédictions des modèles théoriques. En pouvant confier leurs enfants à la parentèle ou bénéficier d'un appui financier des membres de la famille élargie pour payer les frais de scolarité, les couples n'auraient pas à arbitrer entre la « quantité » et la « qualité » de leurs enfants. Cependant, faute de données adéquates, cette hypothèse explicative reste insuffisamment explorée sur le plan empirique. En mobilisant des données originales (Observatoire de population de Ouagadougou, Enquête rétrospective Demtrend 2012), cette étude évalue, à l'aide de modèles de régression logistique, l'effet combiné des réseaux familiaux et de la taille de la fratrie sur la scolarisation des enfants dans les quartiers périphériques de Ouagadougou. Les résultats montrent que les familles de grande taille bénéficient d'un appui plus fréquent des réseaux familiaux pour la scolarisation. De plus, les réseaux familiaux seraient en mesure de compenser l'effet négatif d'un nombre élevé d'enfants sur la scolarisation, mais seulement pour une partie de la population qui exclut les plus pauvres.

Moussa BOUGMA, Laure PASQUIER-DOUMER, Thomas K. LEGRAND, Jean-François KOBIANÉ • FERTILITY AND SCHOOLING IN OUAGADOUGOU: THE ROLE OF FAMILY NETWORKS

The importance of family solidarity networks is routinely cited in the literature to explain why the relationship between number of children and schooling in sub-Saharan Africa does not follow the predicted theoretical pattern. The dilemma between "quantity" and "quality" of children may be less acute for parents if they can foster out their children to the extended family, or receive monetary support from them to pay for schooling costs. However, there has been little empirical exploration of this hypothesis due to a lack of suitable data. Drawing on an original dataset (Ouagadougou Health and Demographic Surveillance System, Demtrend 2012 retrospective survey), this study uses logistic regression models to study the combined effect of family networks and number of siblings on schooling of children in suburban districts of Ouagadougou. The findings show that large families more frequently receive support from family networks for schooling than smaller ones. Moreover, family networks are able to offset the negative effect of large family size on school enrolment, but only for a part of the population, the poorest being excluded.

Moussa BOUGMA, Laure PASQUIER-DOUMER, Thomas K. LEGRAND, Jean-François KOBIANÉ • FECUNDIDAD Y ESCOLARIZACIÓN EN OUAGADOUGOU: EL PAPEL DE LAS REDES FAMILIARES

El papel de las redes de solidaridad familiar es comúnmente invocado en la literatura para explicar porqué la relación observada en África subsahariana entre el número de hijos y su escolarización no corresponde a las predicciones de los modelos teóricos. Pudiendo confiar los hijos a los parientes o beneficiar de la ayuda financiera de la familia extendida para pagar los gastos de escolaridad, los padres no tendrían que escoger entre la "calidad" y la "cantidad" de sus hijos. Sin embargo, a falta de datos adecuados, esta hipótesis no ha sido suficientemente explorada empíricamente. Gracias a la explotación de datos originales (Observatorio de población de Ouagadougou, Encuesta retrospectiva Demtrend 2012), este estudio estima, gracias a modelos de regresión logística, el efecto combinado de las redes familiares y del tamaño de la fratria sobre la escolarización de los niños en los barrios periféricos de Ouagadougou. Los resultados muestran que las familias numerosas benefician de un apoyo más frecuente de la red familiar para la escolarización de sus hijos. Además, las redes familiares serían capaces de compensar el efecto negativo de un gran número de hijos sobre la escolarización, pero ello sólo para una parte de la población que excluye a los más pobres.

Mots-clés : Fécondité, réseau familial, scolarisation, modèle « quantité-qualité », Ouagadougou, Burkina Faso.

Keywords: Fertility, family networks, schooling, "quantity-quality" model, Ouagadougou, Burkina Faso.

Translated by Catriona Dutreuilh.