



HAL
open science

Les enfants n'ayant jamais été scolarisés : comment l'hétérogénéité régionale conditionne l'accès à l'enseignement primaire en Ouganda

Christian Kakuba, Valérie Golaz

► To cite this version:

Christian Kakuba, Valérie Golaz. Les enfants n'ayant jamais été scolarisés : comment l'hétérogénéité régionale conditionne l'accès à l'enseignement primaire en Ouganda. *Population* (édition française), 2023, 78 (1), pp.123-155. 10.3917/popu.2301.0123 . hal-04204104

HAL Id: hal-04204104

<https://hal.science/hal-04204104v1>

Submitted on 11 Sep 2023

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial - NoDerivatives 4.0 International License



Les enfants n'ayant jamais été scolarisés : comment l'hétérogénéité régionale conditionne l'accès à l'enseignement primaire en Ouganda

Christian KAKUBA* et Valérie GOLAZ**

Résumé

Bien que l'Ouganda fasse partie des premiers pays subsahariens à avoir instauré un programme d'enseignement primaire universel en 1997, environ 6 % des enfants âgés de 9 à 11 ans n'avaient jamais été scolarisés en 2014. L'analyse d'un échantillon de 10 % de la population recensée en 2014 met en évidence des inégalités régionales frappantes. Au moyen de régressions logistiques, cet article compare la sous-région du Karamoja avec le reste du pays et avec le pays dans son ensemble. Les analyses multiniveaux réalisées montrent que le niveau d'instruction du chef de ménage et l'indice de richesse du ménage influencent la scolarisation des enfants, toutes régions confondues. Par ailleurs, alors que le sexe de l'enfant n'a pas d'effet significatif au niveau national, la probabilité de n'avoir jamais été scolarisé se révèle significativement plus grande pour les filles du Karamoja, et pour les garçons dans le reste de l'Ouganda. Les attentes et les contraintes liées au genre diffèrent, et les politiques publiques doivent en tenir compte. Ces résultats remettent en question la validité des modèles appliqués uniquement au niveau national dans un contexte de forte hétérogénéité spatiale.

Mots-clés

éducation, scolarisation, inégalités spatiales, pauvreté, genre, modèle multiniveau, Afrique subsaharienne, Ouganda

À la suite des conférences internationales de Jomtien en 1990 et de Dakar en 2000, l'accès à l'enseignement primaire est devenu une priorité politique pour de nombreux pays à travers le monde (Lange, 2001, 2018). Dans les années 1990, une part importante des enfants d'âge scolaire n'étaient pas scolarisés en Afrique subsaharienne, en particulier des filles (Lange, 1998). Au cours des dernières décennies, des politiques publiques nationales et internationales ont accompagné la progression de la scolarisation en ciblant

* Centre for Population and Applied Statistics (CPAS), Makerere University, PO Box 7062, Kampala, Uganda.

** Institut national d'études démographiques (Ined), F-93300 Aubervilliers, France; LPED Aix-Marseille Univ., IRD, LPED, Marseille, France.

Correspondance : valerie.golaz@ined.fr

Traduit par Céline Michaud



spécifiquement les filles. L'accès de tous à une éducation de qualité figure parmi les Objectifs du millénaire pour le développement, ainsi que parmi les Objectifs de développement durable. À l'échelle mondiale, l'égalité entre les sexes dans l'accès à l'enseignement primaire et secondaire a été atteinte en 2014 (Unesco, 2016). En Afrique subsaharienne, les données de l'Unesco montrent que 20 % des enfants en âge de fréquenter l'école primaire n'étaient pas scolarisés en 2019, contre 47 % en 1990⁽¹⁾. Pour ce même sous-continent, l'indice de parité entre les sexes a augmenté de 0,83 en 1990 à 0,95 en 2019 (Lange, 2018). De nos jours, nombre de pays africains comme le Sénégal (Delaunay *et al.*, 2021) et d'autres pays aux taux de scolarisation élevés (Psaki *et al.*, 2018) sont parvenus à la parité, voire même à de meilleurs taux de scolarisation pour les filles au niveau primaire.

L'Ouganda fait partie des premiers pays d'Afrique subsaharienne à avoir introduit l'enseignement primaire universel (en 1997), puis l'enseignement secondaire universel (en 2007). En un an, de 1996 à 1997, les inscriptions en école primaire ont augmenté d'environ 3 millions à près de 5,3 millions (Kakuba, 2014). Les recensements de population de 2002 et de 2014 ont tous deux souligné que la parité entre les sexes avait été atteinte dans l'enseignement primaire (Uganda Bureau of Statistics [UBOS], 2016). Les recherches menées à partir des enquêtes démographiques et de santé confirment le respect de la parité depuis 2011. Elles révèlent également des taux d'abandon scolaire plus élevés pour les garçons (Psaki *et al.*, 2018).

Pourtant, en dépit de l'Initiative mondiale en faveur des enfants non scolarisés lancée en 2010 par l'Unicef et par l'Institut de statistique de l'Unesco (2011), 12,5 % des enfants âgés de 6 à 12 ans n'étaient pas scolarisés en 2014. Près de 20 ans après l'introduction de l'enseignement primaire universel, 10 % des enfants en âge d'aller à l'école ne l'avaient jamais fréquentée et 2,5 % l'avaient déjà abandonnée (UBOS, 2016).

La plupart des études considèrent les enfants hors de l'école d'un point de vue global, sans différencier les enfants n'ayant jamais été scolarisés (non-scolarisation⁽²⁾) des enfants déscolarisés. Cependant, Lewin (2007) considère que ces deux situations relèvent de motifs distincts d'exclusion du système scolaire. Elles nécessitent donc des recherches spécifiques. En effet, les clés de compréhension de la non-scolarisation ne sont pas forcément celles qui expliquent l'abandon scolaire. À notre connaissance, il n'existe aucune étude représentative au niveau national des déterminants de la non-scolarisation en Ouganda. Le présent article cherche à mieux comprendre pourquoi, au moment du dernier recensement, un enfant ougandais sur dix n'avait jamais été scolarisé.

(1) Les données de l'Institut de statistique de l'Unesco ont été consultées le 11 novembre 2022 par l'intermédiaire de la Banque mondiale : <https://data.worldbank.org/indicator/SE.PRM.UNER.ZS?locations=ZG>

(2) Le terme de « non-scolarisation » utilisé dans la littérature et dans le présent article fait référence aux enfants n'ayant jamais été inscrits à l'école.

Plusieurs travaux antérieurs ont analysé la performance scolaire en Ouganda (Ssewamala *et al.*, 2011 ; Acham *et al.*, 2012). D'autres se sont penchés sur les conditions d'accès et d'équité dans l'enseignement primaire (Deininger, 2003 ; Wells, 2009 ; Kakuba, 2015 ; Lamichhane et Tsujimoto, 2017) et secondaire (Ssewanyana *et al.*, 2011 ; Kakuba, 2015). Toutefois, ces recherches n'ont pas spécifiquement exploré la question de la non-scolarisation. Au sein des pays d'Afrique subsaharienne, la non-scolarisation est généralement liée à la source de revenus, au lieu de résidence, à l'état civil des parents, au handicap, à la stigmatisation sociale ainsi qu'à d'autres vulnérabilités (Lewin, 2007). Selon une récente étude (Mpyangu *et al.*, 2014), les contraintes financières demeurent une cause majeure d'abandon scolaire, mais ne déterminent que modérément la non-scolarisation. Néanmoins, ces résultats ne sont pas représentatifs de l'ensemble de la population ougandaise. Ils concernent de plus les enfants hors l'école âgés de 6 à 12 ans, or cette tranche d'âges induit une surestimation du nombre d'enfants hors l'école en raison du phénomène de scolarisation tardive (après 6 ans) particulièrement marqué en milieu rural.

De profondes inégalités subsistent dans le pays. Depuis plusieurs décennies, les indicateurs de développement (notamment en matière d'éducation) de la région du Karamoja contrastent avec le reste du pays (Burnett et Evans, 2014). Avec ses épisodes d'insécurité et son mode de vie pastoral, la région a vu l'échec de nombreux programmes de développement (Bevan, 2008 ; Krätli, 2010). Au fil du temps, diverses initiatives ont été prises en faveur des enfants d'âge scolaire du Karamoja, dont la plus importante a été le projet *Alternative Basic Education for Karamoja* (éducation de base pour le Karamoja), instauré en 1998 afin de faciliter l'accès à l'enseignement primaire des enfants de familles pastorales (Krätli, 2009 ; Brown *et al.*, 2017). La littérature a recensé les facteurs explicatifs de la non-scolarisation propres aux individus et aux ménages (pauvreté, perceptions négatives de l'école), ainsi qu'à l'offre scolaire (absentéisme, qualité médiocre des enseignants, longues distances pour se rendre à l'école, violence dans les écoles) et à l'apparition d'emplois occasionnels dans le secteur minier (Krätli, 2001 ; Burnett et Evans, 2014 ; Brown *et al.*, 2017).

Cet article s'efforce d'évaluer dans quelle mesure les modèles et les indicateurs nationaux reflètent l'hétérogénéité spatiale de l'Ouganda. Un échantillon de 10 % de la population recensée en 2014 (UPHC, 2014) est analysé en profondeur dans le but d'obtenir des résultats représentatifs à l'échelle nationale. Les données de recensement de population réunissent des informations sur la scolarisation de tous les membres du ménage : inscription et fréquentation scolaire. Il s'agit de données exhaustives permettant d'appréhender des sous-populations de petite taille et de produire des études localisées pour des sous-populations spécifiques. Cette base de données au niveau individuel est fusionnée avec des données au niveau du district, extraites de la publication annuelle de données du ministère de l'Éducation (2014). Ce document fournit une description détaillée des données administratives portant sur des indicateurs-clés de l'offre scolaire.

La non-scolarisation peut-elle être attribuée aux spécificités des enfants et de leurs ménages ? Est-elle plutôt liée à des caractéristiques de l'offre scolaire, telles que l'insuffisance de services éducatifs ? Les besoins en matière d'éducation sont-ils couverts ? Le genre conditionne-t-il la scolarisation ? Les réponses à ces questions sont-elles homogènes au sein du pays ?

Les objectifs de cet article sont les suivants : (a) évaluer la proportion d'enfants n'ayant jamais été scolarisés par l'analyse descriptive des données et la cartographie ; (b) examiner les liens entre les caractéristiques des individus, des ménages et des districts, et la probabilité de non-scolarisation au Karamoja et dans le reste du pays par des régressions logistiques ; (c) explorer les différents déterminants de la non-scolarisation en tenant compte de l'hétérogénéité au sein du pays par une modélisation multiniveau.

Après la description des données, de premières analyses de la non-scolarisation sont réalisées pour confronter la région du Karamoja au reste de l'Ouganda. Cette comparaison entre régions fait apparaître l'effet contradictoire d'une variable fondamentale : le sexe de l'enfant. L'analyse au niveau national masque cette réalité en niant l'effet de cette caractéristique. Afin de mieux modéliser la non-scolarisation en tenant compte des variations entre les districts, on procède donc ensuite à des analyses multiniveaux.

I. La non-scolarisation en Ouganda

Cette section décrit le système scolaire ougandais et définit la non-scolarisation, ainsi que ses dimensions historiques et géographiques. Malgré une diminution croissante du nombre d'enfants n'ayant jamais été scolarisés, la proportion d'enfants privés d'une éducation de base reste plus élevée dans le nord et le nord-est de l'Ouganda que dans le centre et l'ouest du pays.

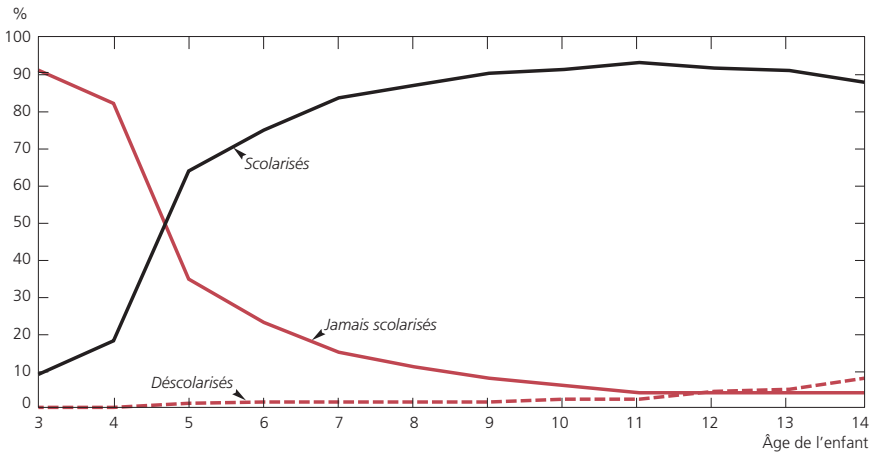
1. Le système éducatif ougandais et l'évolution de la non-scolarisation

Le système éducatif ougandais est divisé en quatre niveaux : l'enseignement primaire, l'enseignement secondaire, l'enseignement commercial, technique et professionnel et l'enseignement supérieur. Il comporte sept années d'enseignement primaire pour les élèves âgés de 6 à 12 ans, suivies de quatre années de premier cycle et de deux années de second cycle d'enseignement secondaire. À l'issue du primaire, les élèves passent un examen de fin d'études. En cas de réussite, ils reçoivent un certificat d'études primaires. Les élèves ayant obtenu les meilleures notes sont admis dans le secondaire. Au terme de l'école primaire, il est également possible de suivre un cursus professionnel de trois ans dans une école technique. Après l'enseignement secondaire, les élèves peuvent entrer à l'université, en école normale, dans un institut commercial, technique et professionnel (De Kemp et Eilor, 2008).

Le recensement de population de 2014 fournit des informations plus détaillées sur les membres des ménages que sur les personnes placées en institut spécialisé, résidant à l'hôtel, ou sans domicile fixe au moment du recensement. Par conséquent, les analyses réalisées dans le cadre de cet article concernent uniquement les ménages ordinaires. Les établissements tels que les hôpitaux et les prisons sont exclus de la base de données. En revanche, les enfants en internat y sont inclus, puisque les élèves internes dépendent des ménages de leurs parents ou tuteurs, tout comme ceux vivant dans des contextes particuliers, comme par exemple les camps de réfugiés.

Les données montrent qu'à l'âge d'entrée officiel dans l'enseignement primaire (6 ans), de nombreux enfants ne sont pas encore inscrits à l'école, en particulier les plus jeunes (figure 1). Aux âges les plus bas, les cas d'abandon scolaire sont moins nombreux que les cas de non-scolarisation. Les abandons scolaires se produisent essentiellement après 10 ans, tout en restant marginaux. Au niveau primaire, les jeunes enfants hors l'école sont donc principalement des enfants n'ayant jamais été inscrits à l'école.

Figure 1. Non-scolarisation et déscolarisation entre 3 et 14 ans, Ouganda, 2014



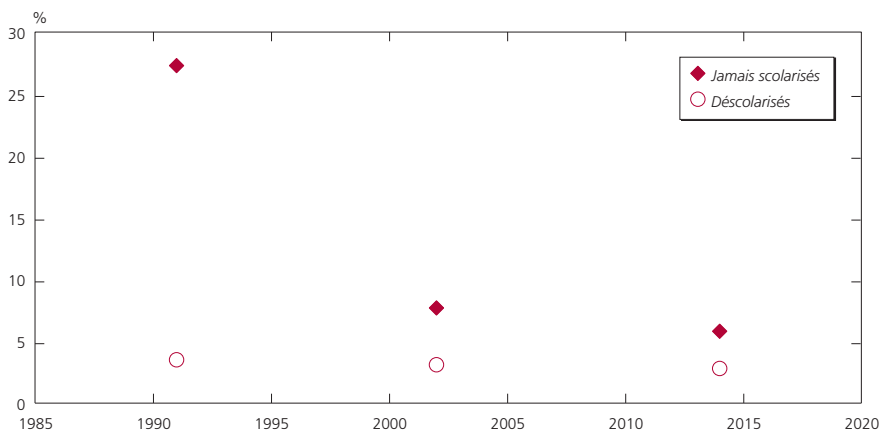
Source : Calculs des auteur-es à partir d'un échantillon de 10 % du recensement de la population et des logements de 2014.

Cette étude se concentre sur les enfants âgés de 9 à 11 ans afin de tenir compte des cas d'entrée tardive dans le système scolaire, tout en demeurant dans la tranche d'âges de l'enseignement primaire. Bien que l'école primaire ougandaise se termine officiellement à 12 ans, la tranche d'âges retenue est plafonnée à 11 ans, de manière à permettre des comparaisons avec d'autres pays africains dans lesquels le niveau primaire s'achève à 11 ans⁽³⁾.

(3) Cette tranche d'âges a été validée dans le cadre d'un projet de recherche international impliquant des pays d'Afrique de l'Ouest où, à l'âge de 12 ans, les enfants sont censés intégrer le niveau secondaire (Delaunay *et al.*, 2021).

Selon les données de recensement, la proportion d'enfants n'ayant jamais été scolarisés est passée de 27 % en 1991 à 6 % en 2014 (figure 2). Cette remarquable avancée est indissociable du programme d'enseignement primaire universel mis en œuvre depuis janvier 1997. L'année 1997 se distingue par une envolée des inscriptions scolaires par rapport à l'année précédente. En 2002, la proportion d'enfants âgés de 9 à 11 ans n'ayant jamais été scolarisés s'était abaissée à environ 8 %. Pourtant, durant la décennie suivante, les taux de non-scolarisation n'ont que légèrement diminué, voire même stagné. Le recensement de 2014 montre que la proportion d'enfants de 9 à 11 ans jamais scolarisés est relativement faible (5,9 %) et similaire pour les garçons et pour les filles (Kakuba *et al.*, 2019 ; Nankinga *et al.*, 2020 ; Delaunay *et al.*, 2021).

Figure 2. Non-scolarisation et déscolarisation des enfants âgés de 9 à 11 ans, Ouganda, 1991-2014

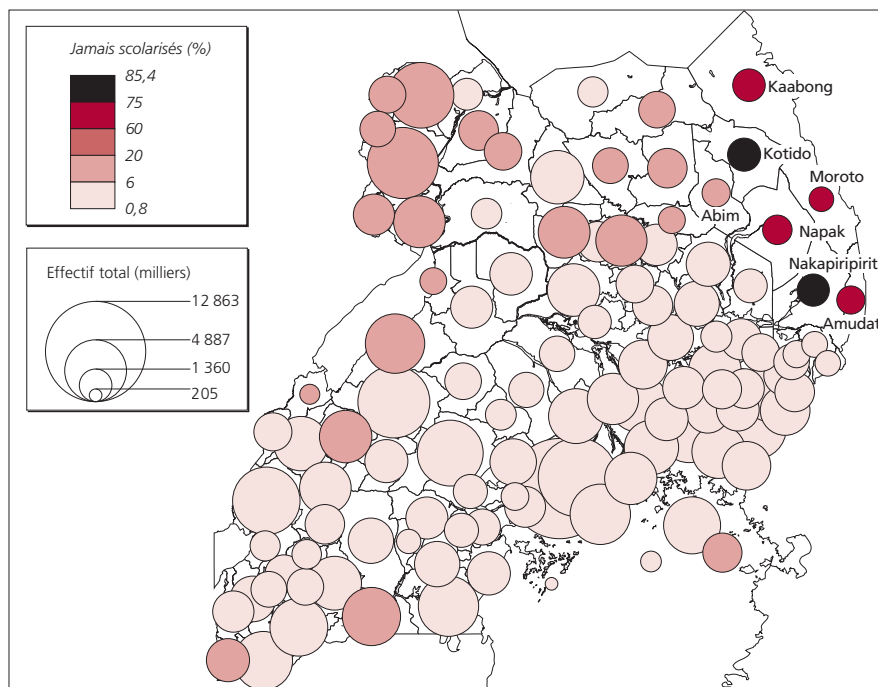


Sources : Calculs des auteur-es à partir d'échantillons de 10 % des recensements de la population et des logements de 1991, 2002 et 2014.

2. Enfants n'ayant jamais été scolarisés : une approche spatiale

Selon une étude préalable, il existe un écart significatif entre la scolarisation dans certains districts du nord-est de l'Ouganda et la scolarisation dans le reste du pays (Golaz *et al.*, 2021). Les taux de non-scolarisation calculés par district confirment que les proportions d'enfants n'ayant jamais été scolarisés ne sont pas uniformes dans le pays (figure 3). Des facteurs spécifiques semblent vraisemblablement associés à la (non)-scolarisation. De nombreux districts du nord et du nord-ouest de l'Ouganda, et quelques-uns de l'ouest et de l'est, présentent des taux de non-scolarisation nettement supérieurs à la moyenne nationale (10 % à 20 %). En particulier, le nord-ouest du pays se distingue par des taux supérieurs à 60 % dans six des sept districts du Karamoja (figure 3), ce qui contraste nettement avec le reste du pays (annexe A).

Figure 3. Proportion des enfants de 9 à 11 ans n'ayant jamais été scolarisés, par district, Ouganda, 2014



Source : Calculs des auteur-es à partir d'un échantillon de 10 % du recensement de la population et des logements de 2014 ; conception des auteur-es à l'aide de l'application Magrit (<http://magrit.cnrs.fr>) avec discrétisation manuelle des données.

Le tableau 1 compare le statut de scolarisation des enfants du Karamoja avec le reste de l'Ouganda en 2014. Il montre que 68 % des enfants du Karamoja n'avaient jamais été inscrits à l'école, contre seulement 4 % (en moyenne) des enfants des autres régions. Ce constat corrobore les résultats de l'enquête sur les ménages de 2016, selon lesquels le taux net de scolarisation en primaire était de 37 % au Karamoja, soit près de la moitié de la moyenne nationale de 79 % (UBOS, 2018). Les enfants du Karamoja ne représentent que 2,7 % de

Tableau 1. Statut de scolarisation des enfants de 9 à 11 ans au Karamoja et dans le reste de l'Ouganda, 2014

Statut de scolarisation	Karamoja (%) (1)	Reste de l'Ouganda (%) (2)	Ensemble de l'Ouganda (%)	Nombre d'enfants
Ayant déjà été scolarisés	32	96	94	272 230
N'ayant jamais été scolarisés	68	4	6	16 902
Total	100	100	100	289 132

Note : Le test du χ^2 entre (1) et (2) génère une valeur de $p < 0,001$.
Source : Calculs des auteur-es à partir d'un échantillon de 10 % du recensement de la population et des logements de 2014.

notre échantillon total, alors qu'ils comptent pour près d'un tiers des cas de non-scolarisation au niveau national. Il est donc essentiel d'appréhender la situation singulière de ces enfants.

II. Les déterminants de la non-scolarisation dans la région du Karamoja et le reste de l'Ouganda

L'exploitation des données du recensement de population de 2014 permet d'identifier les déterminants de la non-scolarisation dans les districts du Karamoja et du reste de l'Ouganda. Contrairement aux enquêtes sur les ménages, un échantillon de 10 % des données de recensement contient suffisamment d'observations relatives aux enfants de 9 à 11 ans pour permettre une analyse à l'échelle du district. Les variables explicatives sont déclinées au niveau individuel, au niveau du ménage, et au niveau du district, dans la lignée de travaux antérieurs (Ceped *et al.*, 1999 ; UIS *et al.*, 2004 ; Bringé et Golaz, 2017). Cette section décrit les variables explicatives, avant de présenter les résultats d'une analyse descriptive. Plusieurs régressions logistiques distinctes sont ensuite réalisées pour le Karamoja, pour le reste de l'Ouganda, et pour l'Ouganda dans son ensemble, afin d'identifier les facteurs associés à la probabilité de non-scolarisation. Du fait de la nature binaire de la variable dépendante, un modèle logit est utilisé (Bressoux, 2010).

1. Choix des variables

Les caractéristiques des individus et des ménages sont directement accessibles dans la base de données du recensement. Au niveau individuel, les variables sélectionnées sont l'âge (9-11 ans), le sexe, le statut d'orphelin, la situation de handicap, et le lien de parenté avec le chef de ménage. Dans de nombreuses sociétés africaines, les enfants ne vivent pas exclusivement au sein du ménage de leurs parents biologiques. L'enquête démographique et de santé de 2011 indique que plus de 25 % des enfants âgés de 9 à 11 ans ne vivent pas chez leurs parents, et que ce pourcentage augmente avec l'âge (Golaz, 2015). Certains de ces enfants sont des orphelins recueillis par d'autres membres de la famille. D'autres sont hébergés par des ménages plus proches de meilleures écoles, tandis que d'autres encore travaillent déjà. Outre ces caractéristiques individuelles, des caractéristiques propres aux ménages sont également susceptibles de peser sur l'accès au système éducatif. Le sexe du chef de ménage, son âge, son état matrimonial, sa religion et son niveau d'instruction font partie des variables retenues. L'âge du chef de ménage est classé en trois catégories (moins de 35 ans ; 35 à 59 ans ; 60 ans et plus), afin d'examiner son incidence sur la scolarisation. D'autres variables se rapportent au ménage en général, à sa structure, son niveau de richesse, et sa localisation : la taille du ménage, le nombre d'enfants de moins de cinq ans, la principale source de revenus, les

transferts de fonds reçus, l'indice de richesse, la distance de l'école primaire la plus proche, et la nature rurale ou urbaine du lieu de résidence. La taille du ménage est divisée en trois groupes : moins de six personnes ; de six à neuf personnes (cas le plus fréquent) ; dix personnes et plus. De précédents travaux attestent de la forte corrélation entre la richesse du ménage et la scolarisation (notamment en matière d'accès à une éducation de base), en dépit de l'universalisation de l'enseignement primaire en Afrique subsaharienne (Lewin et Sabates, 2011). En l'absence de données accessibles sur les dépenses et les ressources des ménages, des études antérieures recommandent l'emploi d'une analyse en composantes principales (Filmer et Pritchett, 2001). Les ménages sont ainsi répartis en cinq quintiles de richesse⁽⁴⁾. Le lieu de résidence (urbain ou rural) peut entraîner des disparités quant à la qualité et la répartition des écoles, l'offre d'enseignants, la nature et l'origine des revenus des ménages, et d'autres facteurs culturels et comportementaux susceptibles d'affecter l'accès à l'éducation. Enfin, la distance de l'école primaire la plus proche peut conditionner l'accès à une éducation de base, car la plupart des enfants ougandais se rendent à l'école à pied. Il s'agit d'une variable continue considérée comme telle ci-après.

Les trois caractéristiques de district sélectionnées sont supposées représenter les principales variables contextuelles prédisposant à l'accès à l'enseignement primaire en Ouganda (Mpyangu *et al.*, 2014 ; Yameogo, 2018). Elles combinent un indicateur issu du recensement et calculé pour chaque district (proportion des chefs de ménage ayant achevé au moins l'enseignement primaire), et deux indicateurs mesurés par un recensement scolaire du ministère de l'Éducation (rapport entre le nombre d'enfants d'âge scolaire et le nombre de salles de classe disponibles ; rapport entre le nombre d'élèves et le nombre de toilettes disponibles dans l'enceinte de l'école, appelé ratio élèves/cabine de toilette). La première variable reflète le contexte socioéconomique du district, tandis que les deux autres servent d'approximations quantitatives et qualitatives de l'offre scolaire.

2. De saisissantes disparités régionales entre le Karamoja et le reste de l'Ouganda

Le tableau 2 révèle des différences significatives entre le Karamoja et le reste de l'Ouganda, pour toutes les caractéristiques des individus et des ménages, à l'exception du sexe du chef de ménage. Les différences observées en matière d'âge témoignent en partie du fait que la population du Karamoja est plus jeune que celle du reste de l'Ouganda, mais aussi de biais de déclaration classiques : le phénomène d'attrait des âges ronds génère une surreprésentation des enfants de 10 ans et des chefs de ménage de 60 ans. Au Karamoja, trois quarts des

(4) Suivant l'exemple de Kobiané (2004), l'indice de richesse est obtenu par une analyse en composantes principales d'un ensemble de 27 variables relatives aux caractéristiques du logement et à la détention d'actifs et d'équipements ménagers (terrain, télévision, réfrigérateur, voiture, etc.).

Tableau 2. Caractéristiques sociodémographiques des enfants âgés de 9 à 11 ans au Karamoja, dans le reste de l'Ouganda, et dans l'Ouganda dans son ensemble, 2014

	Karamoja (1)	Reste de l'Ouganda (2)	Ensemble de l'Ouganda	Test du χ^2 (1) – (2)
Variables catégorielles (en %)				
<i>Caractéristiques de l'enfant</i>				
Âge				
9 ans	31	34	34	***
10 ans	47	37	37	
11 ans	22	29	29	
Sexe				
Garçon	48	51	51	***
Fille	52	49	49	
Statut d'orphelin				
Orphelin	13	9	9	***
Non-orphelin	87	91	91	
Lien de parenté avec le chef de ménage				
Enfant du chef de ménage	80	74	74	***
Autre lien de parenté	20	25	25	
Aucun lien de parenté	1	1	1	
Statut de handicap				
Sans handicap	95	94	94	***
En situation de handicap	5	6	6	
<i>Caractéristiques du chef de ménage</i>				
Instruction				
Aucune	76	17	18	***
Instruction primaire	13	57	56	
Instruction secondaire	7	19	19	
Instruction supérieure	4	7	7	
Sexe				
Homme	77	78	78	*
Femme	23	22	22	
Âge				
Moins de 35 ans	23	19	20	***
35-59 ans	57	67	66	
60 ans et plus	20	14	14	
Religion				
Catholique	77	38	39	***
Anglican	12	33	33	
Musulman	1	14	14	
Chrétien évangélique (pentecôtiste ou régénéré)	3	10	10	
Autre	7	5	4	
Statut matrimonial				
Jamais marié	1	1	1	***
Marié, monogame	52	67	67	
Marié, polygame	36	16	16	
Veuf	9	10	10	
Séparé/divorcé	2	6	6	

Tableau 2 (suite). Caractéristiques sociodémographiques des enfants âgés de 9 à 11 ans au Karamoja, dans le reste de l'Ouganda, et dans l'Ouganda dans son ensemble, 2014

	Karamoja (1)	Reste de l'Ouganda (2)	Ensemble de l'Ouganda	Test du χ^2 (1) – (2)
<i>Caractéristiques du ménage</i>				
Taille (nombre de personnes)				
1-5	20	24	24	***
6-9	59	57	57	
10 ou plus	21	19	19	
Nombre d'enfants de moins de 5 ans				
Aucun	37	33	33	***
1	31	36	36	
2 ou plus	32	31	31	
Transferts de fonds reçus				
Aucun	78	84	83	***
Oui, argent	8	7	7	
Oui, biens	12	8	8	
Oui, argent et biens	2	1	1	
Indice de richesse				
Très pauvre	84	19	21	***
Pauvre	6	22	22	
Moyen	4	22	22	
Riche	4	22	22	
Très riche	2	15	15	
Principale source de revenus				
Agriculture de subsistance	82	78	78	***
Entreprise	4	8	8	
Salaire	4	10	9	
Famille, amis, aide institutionnelle	4	2	2	
Autre	6	2	3	
Lieu de résidence				
Urbain	13	20	20	***
Rural	87	80	80	
Variable continue				
Distance de l'école primaire la plus proche (km)				
Moyenne	5,61	2,76	2,84	
Écart type	8,34	3,53	3,78	
Effectif	7970	281 162	289 132	
<i>Significativité</i> : *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$.				
<i>Source</i> : Calculs des auteur-es à partir d'un échantillon de 10 % du recensement de la population et des logements de 2014.				

enfants âgés de 9 à 11 ans résident au sein d'un ménage dont le chef n'a aucune instruction. En revanche, dans le reste de l'Ouganda, la plupart des chefs de ménage détiennent au moins une instruction primaire. Trois quarts des chefs de ménage du Karamoja se définissent comme catholiques, contre 40 % dans le reste du pays. Plus d'un tiers des chefs de ménage du Karamoja déclarent

une union polygame, contre 16 % dans le reste du pays. Enfin, 84 % des enfants du Karamoja vivent dans des ménages « très pauvres », contre seulement 19 % dans le reste de l'Ouganda.

Les trois caractéristiques de district témoignent elles aussi de disparités au sein du pays (figure 4 et tableau 3). Les deux premiers indicateurs présentent des valeurs extrêmes au Karamoja, tout en mettant en lumière des variations importantes à travers le pays. Ainsi, la proportion des chefs de ménage possédant une instruction primaire varie de 7 % à 84 %. Elle vaut en moyenne 17 % dans la région du Karamoja contre 43 % dans le reste du pays. Par ailleurs, le ratio du nombre d'enfants d'âge scolaire par salle de classe fluctue de 25 à 279, avec une moyenne de 140 au Karamoja contre 52 dans le reste du pays. La troisième variable au niveau du district, le ratio du nombre d'élèves par cabine de toilette, compris entre 24 et 129, est plus délicat à interpréter. En effet, plusieurs districts ou groupes de districts du pays se démarquent par des ratios très élevés. Cette variable ne différencie pas le Karamoja de manière significative. Les écoles du Karamoja semblent mieux équipées pour le nombre d'enfants qu'elles accueillent que les écoles du reste du pays.

Rappelons que l'échantillon du Karamoja ne représente que 2,7 % de l'échantillon total. De ce fait, la distribution de l'échantillon total (le pays dans son ensemble) est très proche de celle du reste de l'Ouganda, quelle que soit la caractéristique considérée (tableaux 2 et 3).

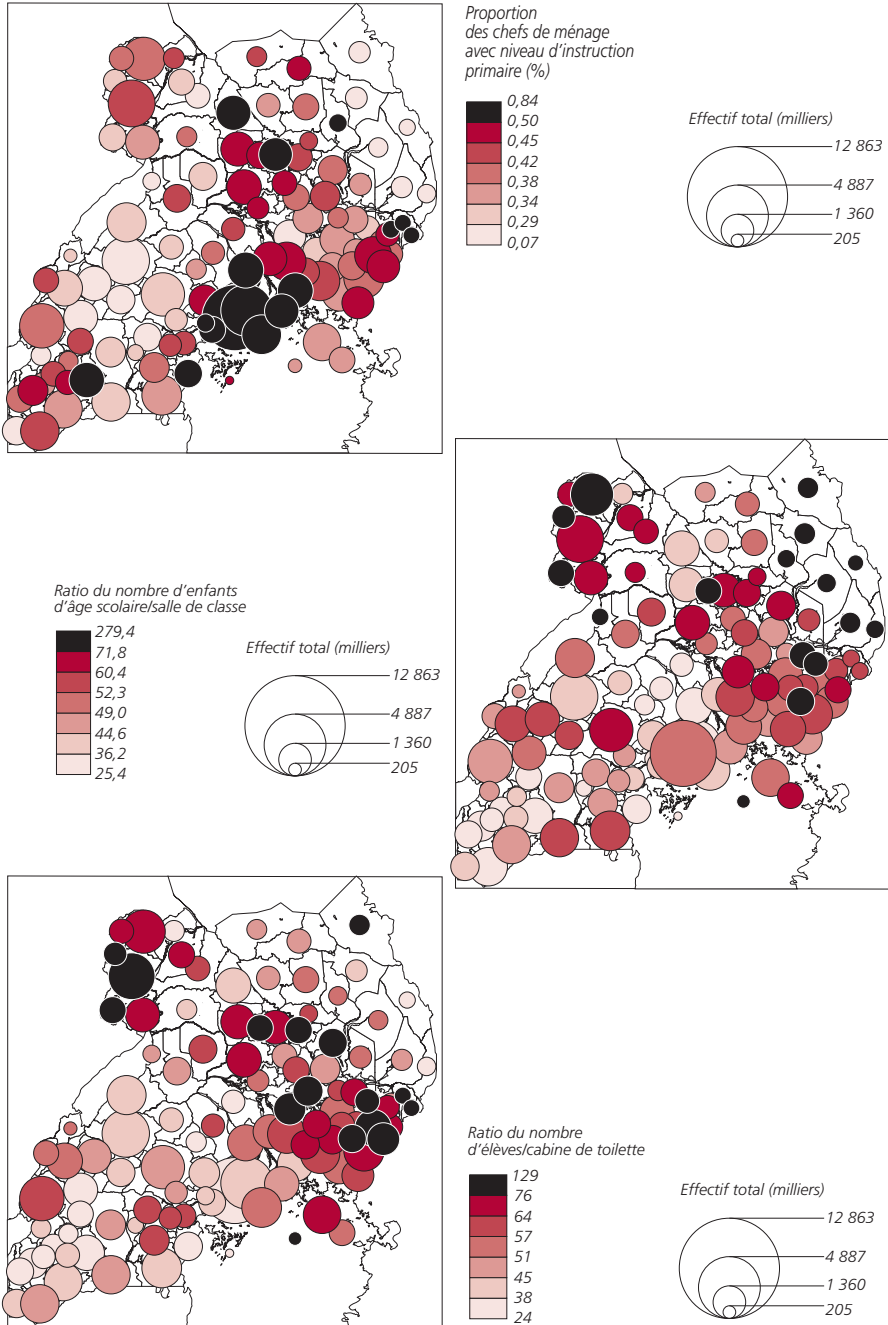
Tableau 3. Comparaison entre les districts du Karamoja, du reste de l'Ouganda, et de l'Ouganda dans son ensemble

	Karamoja		Reste de l'Ouganda		Ensemble de l'Ouganda	
	Moyenne	Écart type	Moyenne	Écart type	Moyenne	Écart type
Proportion des chefs de ménage ayant achevé le cycle d'instruction primaire	0,17	0,13	0,43	0,13	0,43	0,13
Ratio du nombre d'enfants d'âge scolaire/salle de classe	140,28	64,63	51,70	16,87	57,24	30,93
Ratio du nombre d'élèves/cabine de toilette	48,71	17,69	57,21	18,22	56,68	18,23
Nombre de districts	7		105		112	
<i>Sources</i> : Calculs des auteur-es à partir d'un échantillon de 10 % du recensement de la population et des logements de 2014, et des résultats du recensement scolaire annuel de 2014 (ministère de l'Éducation, des Sciences, de la Technologie et des Sports, 2014).						

3. Des facteurs de non-scolarisation remarquablement différents

L'emploi de régressions logistiques analogues dévoile des disparités marquées entre les régions étudiées (tableau 4). Toutefois, les différences de taille d'échantillon et la répartition des observations entre le Karamoja et le reste de l'Ouganda incitent à la prudence dans l'interprétation des résultats, ici présentés en détail. Toutes les variables continues ont été standardisées.

Figure 4. Caractéristiques des districts liés à la scolarisation, Ouganda, 2014



Sources : Calculs des auteur-es à partir d'un échantillon de 10 % du recensement de la population et des logements de 2014, et des résultats du recensement scolaire annuel de 2014 (ministère de l'Éducation, des sciences, de la technologie et des sports, 2014) ; conception des auteurs à l'aide de l'application Magrit <http://magrit.cnrs.fr>.

Tableau 4. Régressions logistiques de la probabilité de non-scolarisation au Karamoja, dans le reste de l'Ouganda, et dans l'Ouganda dans son ensemble, 2014

Variables	Karamoja		Reste de l'Ouganda		Ensemble de l'Ouganda	
	Coef.		Coef.		Coef.	
Constante	2,746		-0,890		0,562	
<i>Caractéristiques individuelles / du ménage</i>						
Âge (Réf. = 9 ans)						
10 ans	-0,280	***	-0,611	***	-0,523	***
11 ans	-0,403	***	-0,954	***	-0,858	***
Sexe (Réf. = Garçon)						
Fille	0,379	***	-0,092	***	-0,032	
Statut d'orphelin (Réf. = Orphelin)						
Non-orphelin	0,003		-0,147	***	-0,142	***
Lien de parenté avec le chef de ménage (Réf. = Enfant)						
Autre lien de parenté	0,168	*	0,168	***	0,105	***
Aucun lien de parenté	1,457	**	1,005	***	0,904	***
Statut de handicap (Réf. = Sans handicap)						
En situation de handicap	0,194		0,637	***	0,551	***
Instruction du chef de ménage (Réf. = Aucune)						
Instruction primaire	-1,462	***	-0,804	***	-1,021	***
Instruction secondaire	-2,041	***	-1,080	***	-1,259	***
Instruction supérieure	-1,694	***	-1,128	***	-1,318	***
Sexe du chef de ménage (Réf. = Homme)						
Femme	-0,393	***	-0,230	***	-0,224	***
Âge du chef de ménage (Réf. = 18-34 ans)						
35-59 ans	-0,256	**	-0,103	***	-0,150	***
60 ans et plus	-0,298	**	-0,195	***	-0,169	***
Religion du chef de ménage (Réf. = Catholique)						
Anglican	-0,202	*	-0,215	***	-0,390	***
Musulman	-0,597		-0,150	***	-0,467	***
Chrétien évangélique (pentecôtiste ou régénéré)	-0,397	*	-0,181	***	-0,393	***
Autre	0,159		-0,039		-0,131	**
Statut matrimonial du chef de ménage (Réf. = Jamais marié)						
Marié, monogame	-0,200		-0,165	*	-0,157	*
Marié, polygame	-0,170		-0,193	*	-0,046	
Veuf	-0,129		-0,339	***	-0,369	***
Séparé/divorcé	-0,407		-0,174	*	-0,272	**
Nombre de membres du ménage (Réf. = 1-5)						
6-9	0,189	*	-0,120	***	-0,071	**
10 ou plus	0,259	*	-0,046		-0,015	

Tableau 4 (suite). Régressions logistiques de la probabilité de non-scolarisation au Karamoja, dans le reste de l'Ouganda, et dans l'Ouganda dans son ensemble, 2014

Variables	Karamoja		Reste de l'Ouganda		Ensemble de l'Ouganda	
	Coef.		Coef.		Coef.	
Nombre d'enfants de moins de 5 ans (Réf. = Aucun)						
1	0,008		0,057	*	0,010	
2 ou plus	-0,224	**	0,037		-0,050	
Transferts de fonds reçus (Réf. = Aucun)						
Oui, argent	0,191		-0,120	**	-0,008	
Oui, biens	-0,048		-0,024		0,077	*
Oui, argent et biens	0,230		-0,097		-0,086	
Indice de richesse (Réf. = Très pauvre)						
Pauvre	-0,736	***	-0,309	***	-0,532	***
Moyen	-0,957	***	-0,511	***	-0,702	***
Riche	-1,341	***	-0,672	***	-0,824	***
Très riche	-1,179	***	-0,890	***	-0,858	***
Principale source de revenus (Réf. = Substance)						
Entreprise	-0,372	*	-0,080		-0,049	
Salaire	-0,645	**	-0,012		0,053	
Famille, amis, aide institutionnelle	-0,322	*	0,382	***	0,276	***
Autre	-0,281	*	0,277	***	0,349	***
Lieu de résidence (Réf. = Urbain)						
Rural	0,656	***	0,152	***	0,089	**
Distance de l'école primaire la plus proche						
	0,074	***	0,101	***	0,078	***
Variabes contextuelles						
Proportion des chefs de ménage avec instruction primaire	-0,868	***	-0,111	***	-0,454	***
Ratio du nombre d'enfants d'âge scolaire/salle de classe	-0,125	***	0,319	***	0,430	***
Ratio du nombre d'élèves/cabine de toilette	-0,217	***	0,043	***	-0,016	
Significativité : *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$.						
Sources : Calculs des auteur-es à partir d'un échantillon de 10 % du recensement de la population et des logements de 2014, et des résultats du recensement scolaire annuel de 2014 (ministère de l'Éducation, des sciences, de la technologie et des sports, 2014).						

Caractéristiques individuelles

L'effet du sexe de l'enfant sur la non-scolarisation varie selon les régions. Au Karamoja, la probabilité de ne pas être scolarisé est significativement plus importante pour les filles que pour les garçons, contrairement au reste du pays. En revanche, cette variable n'est pas significative au niveau national. La probabilité de non-scolarisation est plus importante pour les jeunes enfants que

pour les plus âgés. Dans certains cas, l'âge d'entrée à l'école demeure donc élevé (10-11 ans) au Karamoja et dans le reste de l'Ouganda.

La condition d'orphelin affecte la probabilité de non-scolarisation dans une grande partie de l'Ouganda. Elle constitue un frein majeur à l'accès à une éducation de base dans le reste du pays, mais pas au Karamoja. Les enfants du chef de ménage ont moins de chances d'être hors l'école que les autres enfants du ménage, et *a fortiori* que les enfants non apparentés au chef de ménage. Une situation de handicap n'accroît pas significativement la probabilité de non-scolarisation au Karamoja, contrairement au reste du pays.

Caractéristiques du ménage

Lorsque le chef de ménage est une femme, la probabilité de non-scolarisation est plus faible que lorsque le chef de ménage est un homme. Le coefficient associé à cette variable, significatif dans tous les cas, est plus élevé au Karamoja que dans le reste de l'Ouganda. La probabilité de non-scolarisation est moindre lorsque le chef de ménage est plus âgé. Ce facteur est également plus fort au Karamoja.

Les enfants de chefs de ménage instruits ont moins de chances de ne pas être scolarisés que les enfants de chefs de ménage sans instruction. Ce constat souligne le désavantage intergénérationnel des enfants de parents sans instruction, particulièrement au Karamoja. La religion a un effet significatif marqué dans le reste du pays, où la probabilité de non-scolarisation est plus importante pour les enfants de ménages catholiques. Au Karamoja, où le catholicisme prédomine, la religion est moins significative. Dans le reste de l'Ouganda, les enfants de veufs ont moins de chances de ne pas être scolarisés que les autres enfants, tous états matrimoniaux confondus.

Au Karamoja, le statut matrimonial du chef de ménage et la taille du ménage n'affectent pas significativement la non-scolarisation. Dans le reste de l'Ouganda, les ménages de taille moyenne (6-9 personnes) sont moins propices à la non-scolarisation que les ménages de plus petite taille.

La richesse des ménages est étroitement liée à la non-scolarisation. Ce lien est d'autant plus fort au Karamoja, où la plupart des ménages sont considérés comme très pauvres. La relation entre la source de revenus du ménage et la non-scolarisation est moins claire. Dans le reste de l'Ouganda, seules certaines catégories marginales sont significatives (aide de la part de la famille, amis ou institutions ; autres sources). Le fait de recevoir des transferts de fonds et la nature de ces derniers ne semblent pas influencer significativement sur la scolarisation.

La probabilité de ne pas être scolarisé est plus importante en milieu rural qu'en milieu urbain. Les coefficients associés à cette variable sont bien plus forts au Karamoja, ce qui témoigne des difficultés vécues par les enfants ruraux de cette région. Enfin, la proximité d'une école primaire publique réduit la probabilité de non-scolarisation.

Variables contextuelles

En Ouganda, dans les districts où la proportion des chefs de ménage instruits est grande, la probabilité de non-scolarisation est plus faible, et ce de façon particulièrement marquée au Karamoja.

Des ratios élevés du nombre d'enfants d'âge scolaire par salle de classe et du nombre d'élèves par cabine de toilette renforcent la probabilité de non-scolarisation dans une grande partie du pays. Cependant, une relation inverse est observée au Karamoja où la non-scolarisation est associée à des ratios faibles. L'effet du premier ratio suggère que, dans la majeure partie du pays, un nombre insuffisant de salles de classe peut entraver la scolarisation. Au contraire, au Karamoja, les enfants semblent être scolarisés dans des lieux disposant de moins de salles de classe par nombre d'enfants. Bien qu'il soit nécessaire d'accroître le nombre de salles de classe au Karamoja, ainsi que le montre le tableau annexe B1, le manque de locaux n'explique pas la non-scolarisation. Au Karamoja, contrairement au reste du pays, une moindre disponibilité de toilettes par nombre d'élèves réduit la probabilité de non-scolarisation.

Bien que les principaux déterminants de la non-scolarisation soient, dans tous les cas, le lien de parenté avec le chef de ménage, le niveau d'instruction du chef de ménage, et l'indice de richesse du ménage, les modèles du Karamoja et du reste de l'Ouganda dressent des tableaux hétérogènes qui diffèrent également du modèle agrégé à l'échelle nationale. Les résultats du pays dans son ensemble sont proches de ceux du reste du pays qui comprend 97,3 % des enfants âgés de 9 à 11 ans. Cela étant, plusieurs coefficients se distinguent singulièrement. Des différences de signe ou de significativité sont même observées pour plusieurs variables telles que le sexe de l'enfant (non significatif dans le modèle mis en œuvre au niveau national), les transferts de fonds reçus, et les facteurs relatifs à l'offre scolaire. En ce qui concerne ces variables, les résultats au niveau national se démarquent de ceux du Karamoja et de ceux du reste de l'Ouganda. Ils ne décrivent donc ni la situation du Karamoja ni celle du reste de l'Ouganda, et suscitent des interrogations quant au bien-fondé des analyses réalisées au niveau national dans l'élaboration des politiques publiques.

III. Mieux modéliser la non-scolarisation au niveau national

La plupart des études exploitant des jeux de données démographiques nationaux se limitent à des analyses multivariées à l'échelle nationale. Or, les modèles de régression logistique qui précèdent soulignent l'importance de l'hétérogénéité spatiale. Concevoir des politiques publiques pertinentes nécessite de mieux modéliser le rôle de certaines variables spécifiques. Cet objectif, ainsi que la nature hiérarchique des données liées à l'éducation, justifient l'emploi d'un modèle multiniveau. Ce dernier élargit le modèle de régression logistique (Bringé et Golaz, 2017) en tenant compte de la variabilité entre les districts.

1. Justification et méthode

La proportion d'enfants n'ayant jamais été scolarisés varie sensiblement entre les districts. Alors qu'elle est inférieure à la moyenne nationale de 6 % dans la plupart des régions du centre et de l'ouest du pays, elle dépasse significativement cette moyenne dans les régions du nord et du nord-ouest (figure annexe B1).

Afin d'évaluer l'intérêt d'une analyse multiniveau, l'estimation d'un modèle multiniveau vide (sans covariables) permet de mesurer la variance σ entre les unités de niveau 2 (districts). La corrélation intraclasse⁽⁵⁾ est calculée en appliquant la formule suivante, conformément à Bringé et Golaz (2017) :

$$\rho = \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \frac{\pi^2}{3}} \quad [1]$$

Le modèle vide révèle une variance entre districts de 1,372 pour l'ensemble de l'Ouganda, ce qui correspond à une corrélation intraclasse de 29 %. En d'autres termes, les caractéristiques des districts expliquent près d'un tiers du modèle.

Ces résultats confirment l'intérêt de la modélisation multiniveau. Les variables sont introduites progressivement, groupe par groupe : les variables individuelles propres à l'enfant, puis les variables relatives au ménage, et enfin les variables contextuelles (du district). Les interactions possibles entre le sexe de l'enfant et le district sont ensuite modélisées de deux manières distinctes : d'abord en introduisant directement une interaction entre le sexe de l'enfant et une variable de district, puis en permettant à l'effet du sexe de l'enfant de varier entre les districts.

2. Prise en compte de la structure hiérarchique des données

Lorsque les variables individuelles sont introduites dans le modèle vide, la variance entre districts augmente de 1,372 à 1,423 (tableau 5). La modélisation multiniveau fait couramment apparaître des écarts entre variables plus faibles au sein des groupes qu'entre eux (Snijders et Bosker, 1994). L'effet du sexe de l'enfant est donc plutôt homogène au sein des districts, mais il varie considérablement entre districts.

Lorsque toutes les variables sont incluses (modèle multiniveau complet), la variance entre districts s'abaisse à 0,345 (tableau 5). La corrélation intraclasse diminue ainsi de 29 % à 9,5 %. Cela montre que les variables ajoutées au modèle contribuent à expliquer deux tiers des différences entre les districts.

Les coefficients obtenus pour les caractéristiques des districts diffèrent sensiblement de ceux du modèle de régression logistique. Néanmoins, le modèle logistique ne surestime pas leurs effets, contrairement à ce qui est souvent observé (Bringé et Golaz, 2017). Ainsi, la modélisation multiniveau rend le coefficient du ratio du nombre d'élèves par cabine de toilette légèrement négatif et significatif, proche des résultats obtenus pour la région du Karamoja.

(5) La corrélation intraclasse est généralement estimée par la part de la variance expliquée par les différences entre les districts.

Dans le modèle multiniveau complet, les caractéristiques les plus fortement associées à la non-scolarisation restent les mêmes que celles obtenues avec le modèle logistique. Les enfants les plus jeunes, résidant dans les ménages les plus pauvres, sans lien de parenté avec le chef de ménage, ou avec un chef de ménage peu instruit, ont des chances de scolarisation réduites. Certaines variables ont un effet plus faible ou moins significatif, comme la religion et les transferts de fonds reçus. Les coefficients associés à la religion du chef de ménage se révèlent bien plus faibles que dans le modèle logistique. Les religions anglicane et évangélique sont les seules à réduire significativement les chances de non-scolarisation, par rapport à la religion catholique. Les modèles multiniveaux n'attribuent pas d'effet significatif aux transferts de fonds reçus alors que, selon le modèle logit, les enfants dont les ménages bénéficient de transferts de fonds semblaient plus probablement non scolarisés. Pour ces deux variables, d'importants contrastes au sein des districts pourraient expliquer ces observations.

Trois caractéristiques sont plus étroitement liées à la non-scolarisation dans les modèles multiniveaux que dans le modèle de régression logistique simple : le sexe de l'enfant, la source de revenus du ménage et le lieu de résidence. En effet, les modèles multiniveaux estiment une moindre probabilité de non-scolarisation pour les filles que pour les garçons. Ce résultat est très proche des résultats obtenus par le modèle logistique pour le reste du pays, et opposé à ceux obtenus pour la région du Karamoja. Par ailleurs, la probabilité de ne pas être scolarisé est plus faible lorsque le revenu du ménage provient d'une entreprise ou d'un salaire, que lorsqu'il provient de l'agriculture de subsistance. Le désavantage éducatif des enfants d'agriculteurs vivriers en Ouganda a été précédemment documenté (Roach, 2009 ; Kakuba, 2014). Or, le coefficient associé aux ménages vivant de l'agriculture vivrière n'était pas significatif dans le modèle de régression logistique. Enfin, selon le modèle multiniveau, la probabilité de ne pas être scolarisé est plus importante en milieu rural qu'en milieu urbain. Dans tous ces cas, la comparaison entre le Karamoja et le reste de l'Ouganda avait souligné d'importantes disparités entre les districts de ces deux parties du pays.

3. Comment affiner la modélisation du sexe de l'enfant ?

Nos premières analyses mettaient en évidence des effets diamétralement opposés du sexe de l'enfant sur la non-scolarisation : la probabilité de ne pas être scolarisé était plus grande pour les filles du Karamoja, contrairement au reste de l'Ouganda⁽⁶⁾. Les coefficients obtenus pour cette caractéristique étaient presque quatre fois plus élevés dans la région du Karamoja que dans le reste du pays. Or, le modèle de régression logistique pour l'ensemble de l'Ouganda attribuait un coefficient non significatif au sexe de l'enfant, masquant ainsi l'effet marqué de cette caractéristique au niveau régional, surtout pour le Karamoja. Le modèle

(6) L'hétérogénéité non observée pour le reste du pays est bien plus faible. Elle a été testée par un modèle multiniveau sur le sous-échantillon du reste de l'Ouganda.

Tableau 5. Déterminants de la non-scolarisation des enfants
modèle multiniveau, Ouganda, 2014

	Proportion (%)	Modèle vide	Modèle individuel	Modèle avec caractéristiques du ménage	Modèle complet
<i>Paramètres fixes</i>					
Constante		- 3,057***	- 2,610***	- 1,370***	- 1,475***
<i>Caractéristiques individuelles</i>					
Sexe (Réf. = Garçon)					
Fille	49		- 0,062***	- 0,047**	- 0,047**
Âge (Réf. = 9 ans)					
10 ans	37		- 0,554***	- 0,585***	- 0,585***
11 ans	29		- 0,902***	- 0,906***	- 0,906***
Statut d'orphelin (Réf. = Orphelin)					
Non-orphelin	91		- 0,118***	- 0,104***	- 0,104***
Lien avec le chef de ménage (Réf. = Enfant)					
Autre lien de parenté	25		0,150***	0,162***	0,162***
Aucun lien de parenté	1		0,816***	1,029***	1,028***
Statut de handicap (Réf. = Sans handicap)					
En situation de handicap	6		0,615***	0,603***	0,603***
<i>Caractéristiques du ménage (traitées comme des variables individuelles)</i>					
Instruction du chef de ménage (Réf. = Aucune)					
Instruction primaire	56			- 0,885***	- 0,882***
Instruction secondaire	19			- 1,195***	- 1,192***
Instruction supérieure	7			- 1,266***	- 1,265***
Sexe du chef de ménage (Réf. = Homme)					
Femme	22			- 0,283***	- 0,282***
Âge du chef de ménage (Réf. = Moins de 35 ans)					
35-59 ans	66			- 0,108***	- 0,108***
60 ans et plus	14			- 0,163***	- 0,162***
Religion du chef de ménage (Réf. = Catholique)					
Anglican	33			- 0,124***	- 0,127***
Musulman	14			0,003	- 0,000
Chrétien évangélique (pentecôtiste ou régénéré)	10			- 0,079**	- 0,081**
Autre	4			0,072	0,069
Statut matrimonial du chef de ménage (Réf. = Jamais marié)					
Marié, monogame	67			- 0,199**	- 0,199**
Marié, polygame	15			- 0,211**	- 0,212**
Veuf	10			- 0,323***	- 0,323***
Séparé/divorcé	6			- 0,195**	- 0,194**
Nombre de membres du ménage (Réf. = 1-5)					
6-9	57			- 0,076***	- 0,077***
10 ou plus	19			0,014	0,011
Nombre d'enfants de moins de 5 ans (Réf. = Aucun)					
1	36			0,038	0,039
2 ou plus	31			0,017	0,017

**Tableau 5 (suite). Déterminants de la non-scolarisation des enfants
modèle multiniveau, Ouganda, 2014**

	Proportion (%)	Modèle vide	Modèle individuel	Modèle avec caractéristiques du ménage	Modèle complet
Transferts de fonds reçus (Réf. = Aucun)					
Oui, argent	7			-0,027	-0,027
Oui, biens	8			0,004	0,004
Oui, argent et biens	1			0,019	0,015
Quintile de richesse (Réf. = Très pauvre)					
Pauvre	21			-0,342***	-0,340***
Moyen	22			-0,520***	-0,518***
Riche	22			-0,665***	-0,662***
Très riche	15			-0,909***	-0,901***
Principale source de revenus (Réf. = Subsistance)					
Entreprise	8			-0,123***	-0,123**
Salaire	9			-0,129**	-0,125**
Famille, amis, aide institutionnelle	2			0,243***	0,244***
Autre	3			0,175***	0,176***
Lieu de résidence (Réf. = Urbain)					
Rural	80			0,294***	0,290***
Distance de l'école primaire la plus proche					
				0,096***	0,095***
Caractéristiques du district					
Proportion des chefs de ménage avec instruction primaire					-0,310***
Ratio du nombre d'enfants d'âge scolaire/salle de classe					0,476***
Ratio du nombre d'élèves/cabine de toilette					-0,100*
Variation aléatoire					
Variance (constante)		1,372***	1,423***	0,920***	0,345***
<i>Significativité : *** p < 0,001. ** p < 0,01. * p < 0,05</i>					
<i>Sources : Calculs des auteurs à partir d'un échantillon de 10 % du recensement de la population et des logements de 2014, et des résultats du recensement scolaire annuel de 2014 (ministère de l'Éducation, des Sciences, de la Technologie et des Sports, 2014).</i>					

multiniveau à constante aléatoire révèle, quant à lui, un coefficient significatif et négatif. Globalement, au sein des districts ougandais, la probabilité de ne pas être scolarisé est légèrement plus grande pour les garçons que pour les filles. Ces contradictions soulignent le besoin d'un modèle mieux ajusté permettant d'affecter à la caractéristique du sexe de l'enfant des coefficients différents, et éventuellement de signes opposés, selon le district considéré.

Deux méthodes sont explorées à cette fin (annexe B). La première consiste en un modèle multiniveau à pente aléatoire attribuant un coefficient aléatoire au sexe de l'enfant. La seconde introduit une variable d'interaction entre le sexe de l'enfant (caractéristique individuelle) et le ratio du nombre d'enfants

d'âge scolaire par salle de classe (caractéristique du district). Ces deux méthodes font émerger des résultats intéressants. La première produit un effet estimé du sexe de l'enfant plus marqué, ainsi qu'une mesure de la variance interdistricts liée à cette caractéristique. La seconde réduit davantage la variance globale et offre une analyse plus détaillée de l'interaction entre le sexe de l'enfant et l'offre scolaire au niveau du district. Toutefois, ces résultats restent assez proches de ceux du modèle multiniveau à constante aléatoire, ce qui incite à opter pour ce dernier, puisqu'il correspond au modèle multiniveau complet le plus simple.

Conclusion

Cet article explore les déterminants de la non-scolarisation des enfants ougandais âgés de 9 à 11 ans, en estimant leurs effets relatifs par des régressions logistiques et multiniveaux. Les données exploitées sont celles du dernier recensement de population de l'Ouganda (2014). Nos résultats étayent la littérature existante, tout en soulignant la faible proportion d'enfants ougandais jamais scolarisés (6 %) par rapport à d'autres pays africains.

Au niveau national, toutes choses égales par ailleurs, les principaux prédicteurs de la non-scolarisation sont le lien de parenté entre l'enfant et le chef de ménage, le degré d'instruction de ce dernier, et l'indice de richesse du ménage. La non-scolarisation a tendance à diminuer à mesure que l'âge de l'enfant augmente. Elle est plus probable pour les enfants en situation de handicap et pour les orphelins. Les spécificités du ménage s'avèrent déterminantes en matière de scolarisation. Ainsi, les enfants ont plus de chances de ne pas être scolarisés lorsqu'ils ne sont pas apparentés au chef de ménage, ou lorsqu'ils vivent avec des chefs de ménage masculins, âgés de moins de 30 ans, catholiques, célibataires, et non instruits. La non-scolarisation est plus probable pour les enfants issus des ménages de très petites et de très grandes tailles, des ménages les plus pauvres et sans moyen de subsistance, et des ménages ruraux. Ces deniers sont pénalisés *a fortiori* par la distance accrue qui les sépare de l'école primaire publique la plus proche. Les districts où la proportion des chefs de ménage possédant une instruction primaire est faible sont propices à la non-scolarisation, tout comme ceux où l'offre scolaire est insuffisante. Ces résultats soulignent le caractère prédictif des facteurs de l'offre comme de la demande.

À l'instar de nombreux pays en voie de développement, il existe un fossé entre la capitale (Kampala) et le reste du pays. La sous-région du Karamoja se distingue particulièrement : près de 68 % des enfants âgés de 9 à 11 ans qui y vivent n'ont jamais été scolarisés. Seuls 17 % des chefs de ménage ont achevé l'enseignement primaire (contre 43 % dans le reste du pays). Les écoles, quant à elles, semblent mieux équipées en installations sanitaires. En effet, la région dispose d'une cabine de toilette pour 48 élèves (contre une pour 57 élèves dans le reste du pays). En revanche, l'offre d'enseignants et de salles de classe est

limitée, avec un ratio de 140 enfants d'âge scolaire par salle de classe disponible (contre 52 par salle de classe dans le reste du pays), ce qui témoigne du manque d'investissement dans l'éducation dont souffre la région. Les modélisations utilisées dans cet article tiennent compte de l'hétérogénéité entre le Karamoja et le reste du pays. Elles soulèvent la question de la capacité prédictive des modèles mis en œuvre au niveau national en matière de non-scolarisation. L'échelon national est-il approprié pour orienter des politiques publiques efficaces au niveau infranational ? L'emploi d'une analyse multiniveau permet de mieux modéliser l'effet du sexe de l'enfant que les modèles agrégés communément utilisés à l'échelle nationale. Différents modèles multiniveaux (à constante aléatoire, à pente aléatoire, et à constante aléatoire avec une variable d'interaction) permettent d'affiner la compréhension du rôle joué par le sexe de l'enfant, et par les variables contextuelles du district. Bien que chacun de ces modèles introduise des éléments spécifiques et pertinents, le modèle le plus simple (à constante aléatoire) représente le meilleur compromis entre ajustement optimal et complexité du modèle. Nos résultats soulignent la nécessité d'effectuer une étude préliminaire systématique de la structure spatiale des données, afin de la prendre en compte dans la méthodologie.

Le lien de parenté avec le chef de ménage, le niveau d'instruction du chef de ménage, et le degré de pauvreté du ménage influencent fortement la probabilité de non-scolarisation au Karamoja comme dans le reste de l'Ouganda. Cependant, d'autres variables produisent des effets très contrastés selon les régions. En particulier, le sexe de l'enfant influence la scolarisation de manière diamétralement opposée dans la région du Karamoja et dans le reste de l'Ouganda. Or, l'absence de significativité de cette variable au niveau national suggère une égalité entre les filles et les garçons en matière d'accès à l'éducation. C'est d'ailleurs ce que concluent certains travaux antérieurs (UBOS, 2016 ; Psaki *et al.*, 2018). Mais cette conclusion ne se vérifie pas au niveau infranational. Dans la majeure partie du pays, le fait d'être un garçon augmente légèrement la probabilité de non-scolarisation. Au contraire, dans la région du Karamoja, le fait d'être une fille accroît fortement la probabilité de non-scolarisation.

Un écart entre les sexes en faveur des filles est fréquemment observé dans les pays à haut revenu et dans les pays africains aux taux de scolarisation élevés. Ce phénomène est souvent attribué à des taux d'abandon scolaire plus importants chez les garçons (Psaki *et al.*, 2018). Selon l'Unesco (2016), les garçons non scolarisés en âge de fréquenter l'école primaire ont plus de chances que les filles d'être scolarisés par la suite. On ne sait pas si ce constat vaut pour la tranche d'âges retenue dans cet article (9-11 ans). La sous-scolarisation des garçons doit donc faire l'objet de recherches plus approfondies. Concernant l'Ouganda, plusieurs hypothèses peuvent être formulées en matière de santé (les garçons peuvent être plus vulnérables que les filles à l'invalidité et aux maladies), de position sociale (dans de nombreuses sociétés, les jeunes garçons

sont considérés comme une gêne pour leurs mères non mariées et peuvent donc être renvoyés du foyer plus souvent que les filles) et d'attentes économiques (dans les situations de grande pauvreté, on peut s'attendre à ce que les garçons travaillent, les garçons orphelins peuvent devenir responsables de leurs frères et sœurs plus jeunes).

Au Karamoja, les familles émettent toujours certaines réticences à scolariser leurs enfants, en particulier leurs filles. De tels usages illustrent le besoin de politiques publiques infranationales ciblant les filles, lorsque leur éducation primaire ne semble pas prioritaire au sein des communautés. Ces pratiques continuent à prévaloir dans d'autres communautés pastorales, telles que les Maasai en Tanzanie (Bonini, 2018) ou les Tandroy à Madagascar (Deleigne, 2016). Selon les régions dans lesquelles vivent les enfants, les attentes et les contraintes liées au sexe diffèrent. Les politiques publiques devraient donc en tenir compte. Ce constat vaut également pour de nombreuses autres variables. Tout contexte de forte hétérogénéité spatiale remet en question la pertinence des modèles employés au niveau national et la validité des résultats qui en découlent.

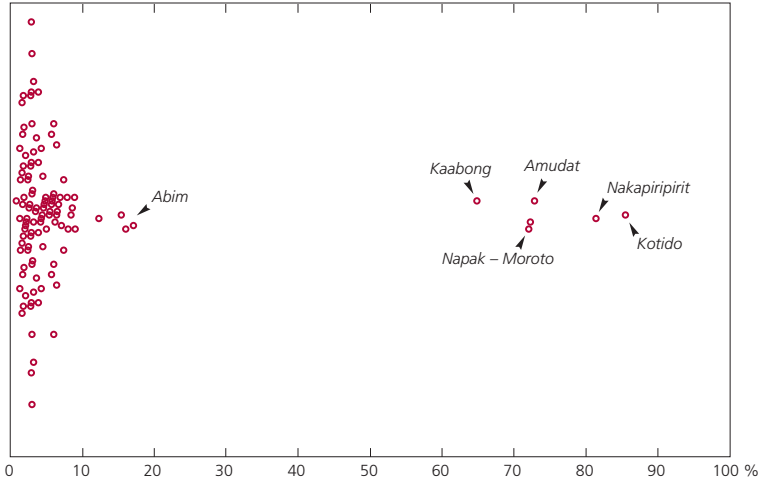
Remerciements : Cette recherche relève du projet Demostaf (*Demographic Statistics for Africa*) qui bénéficie d'un financement au titre du programme-cadre de recherche et d'innovation Horizon 2020 de l'Union européenne dans le cadre de l'accord de subvention Marie Skłodowska-Curie n° 690984. Nous adressons nos sincères remerciements au Bureau des statistiques de l'Ouganda pour nous avoir donné accès à l'échantillon de 10 % du recensement de la population de 2014, avant sa publication sur le site Internet d'IPUMS International (<https://international.ipums.org/international>). Nous tenons également à souligner la contribution préliminaire de Fabrice Boyam Yameogo dans le cadre du projet Demostaf en tant qu'étudiant en master au LPED de Marseille (avril-juillet 2018), ainsi que le soutien apporté par le programme d'accueil de chercheurs étrangers de l'Ined et du projet Salmea financé par l'ANR (18-CE93-0009).



ANNEXES

Annexe A. Enfants n'ayant jamais été scolarisés dans les districts du Karamoja

Figure A1. Proportion des enfants de 9 à 11 ans jamais scolarisés par district



Note : Les points représentent les districts du Karamoja. Ce graphique est un nuage de points unidimensionnel (le décalage vertical n'a pour but que de rendre tous les points visibles); conception des auteur-es à l'aide de l'application Magrit (<http://magrit.cnrs.fr>).

Source : Calculs des auteur-es à partir d'un échantillon de 10 % du recensement de la population et des logements de 2014.

Annexe B. Affiner la modélisation de l'effet du sexe de l'enfant.

Cette annexe détaille les deux approches utilisées pour mieux estimer l'effet du sexe de l'enfant. La première consiste à attribuer un effet aléatoire sur la variable sexe de l'enfant, de façon à permettre aux coefficients de varier d'un district à l'autre. La seconde introduit une variable d'interaction entre le sexe de l'enfant et une caractéristique du district dans le modèle multiniveau à constante aléatoire complet, afin de tenir compte de la variabilité de cet effet. Les deux modèles convergent et génèrent des coefficients analogues, pour la plupart, à ceux des modèles précédents. Seuls les résultats obtenus pour les variables impliquées dans l'interaction examinée sont donc ici discutés.

Selon la première méthode, le modèle à pente aléatoire génère des effets aléatoires significatifs pour la constante ainsi que pour la variable « sexe de l'enfant » (tableau B1). Le coefficient aléatoire du sexe de l'enfant est bien plus faible que celui de la constante : le sexe de l'enfant n'explique qu'une faible part de la variabilité entre les districts. La valeur et la significativité de ce coefficient sont supérieures à celles obtenues par le modèle à constante aléatoire (modèle multiniveau complet du tableau 5). Ce résultat indique que les garçons ont plus de chances de ne jamais avoir été scolarisés que les filles. Les modèles à pente aléatoire ne permettent pas de calculer la variance totale du modèle (Kreft et de Leeuw, 1998) ni de la comparer aux modèles précédents.

La seconde méthode introduit une variable d'interaction entre le sexe de l'enfant et l'une des caractéristiques du district : le ratio du nombre d'enfants d'âge scolaire par salle de classe (enfants/classe). En effet, au Karamoja, les valeurs moyennes de ce ratio sont largement supérieures à la moyenne nationale (tableau 3). Une telle démarche offre la possibilité d'introduire des effets différents selon la valeur de la caractéristique de district choisie. Le ratio calculé pour le district d'Abim (district du Karamoja avec les meilleurs indicateurs en matière d'éducation ; figure 4, figure annexe A1) sert de valeur seuil pour dichotomiser cette variable. Onze districts présentent des valeurs supérieures à la valeur seuil (les sept districts du Karamoja, les districts de Maracha et de Yumbe au nord-ouest du pays, le district de Buliisa à l'ouest, et le district de Butaleja à l'est).

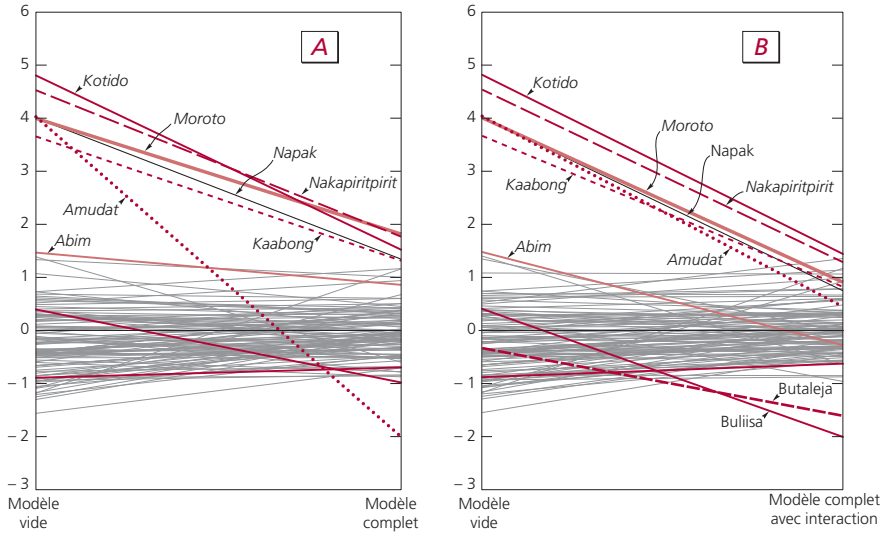
La variance du modèle avec variable d'interaction (dernière colonne du tableau B1) est légèrement inférieure à celle du modèle à constante aléatoire complet. Par conséquent, la corrélation intraclasse est légèrement moindre (9 % contre 9,5 %). Les coefficients de la variable d'interaction permettent de formuler trois conclusions. Tout d'abord, l'avantage relatif des filles dans les districts caractérisés par un ratio enfants/classe faible ou moyen est supérieur à ce qui ressort du modèle à pente aléatoire, pour tous les districts. À l'inverse, dans les districts caractérisés par un ratio enfants/classe élevé, les garçons ont significativement plus de chances d'être scolarisés que les filles, toutes choses égales par ailleurs. Enfin, le ratio du nombre d'enfants d'âge scolaire par salle de classe a un effet plus fort sur les filles que sur les garçons.

Une autre façon d'évaluer l'adéquation du modèle est d'examiner les résidus, comme le recommandent des études précédentes (Delaunay, 1999 ; Courgeau, 2007 ; Bringé et Golaz, 2017). Pour prolonger l'exploration, cette démarche peut être accomplie pour le modèle vide, le modèle complet et le modèle avec interaction. Comme vu précédemment, le fait d'intégrer toutes les variables dans le modèle réduit de deux tiers l'hétérogénéité entre districts. La plupart des différences initialement inexpliquées entre les districts du Karamoja et du reste du pays s'atténuent dans le modèle multiniveau complet (figure B1.A). Ici, la variance du modèle complet et celle du modèle complet avec interaction (i.e l'écart type des résidus des districts) sont inférieures à celle du modèle vide. Le modèle complet avec interaction (figure B1.B) permet un meilleur ajustement pour le district d'Amudat. En revanche, les districts de Butaleja et de Buliisa, situés hors du Karamoja, se démarquent. Cela suggère que ce modèle, bien que légèrement meilleur que le modèle à pente aléatoire dans sa globalité (comme le montre le tableau B1), fournit des résultats moins convaincants pour ces deux districts.

Tableau B1. Sexe et ratio du nombre d'enfants d'âge scolaire par salle de classe dans les différents modèles multivariés

	Modèle logit contextuel	Modèle à constante aléatoire	Modèle à pente aléatoire	Modèle à constante aléatoire avec interaction
Paramètres fixes				
<i>Caractéristique individuelle</i>				
Sexe de l'enfant (Réf. = Garçon)				
Fille	- 0,032	- 0,047*	- 0,099***	
<i>Caractéristique du district</i>				
Ratio du nombre d'enfants d'âge scolaire par salle de classe (enfants/ classe)	0,430***	0,476***	0,420***	
Variable d'interaction				
Sexe de l'enfant x Ratio enfants/classe (Réf. = Garçon x < 0,78)				
Garçon x > 0,78				1,731***
Fille x < 0,78				- 0,115***
Fille x > 0,78				1,951***
Variabiles aléatoires				
Variance (constante)		0,345***	0,261***	0,323***
Variance (sexe)			0,037***	
<i>Significativité</i> : *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$.				
<i>Sources</i> : Calculs des auteur-es à partir d'un échantillon de 10 % du recensement de la population et des logements de 2014, et des résultats du recensement scolaire annuel de 2014 (ministère de l'Éducation, des sciences, de la technologie et des sports, 2014).				

Figure B1. Résidus des modèles multiniveaux à constante aléatoire (modèle vide, modèle complet et modèle avec interaction)



Lecture : Le district d'Amudat présente un résidu élevé et positif dans le modèle vide, ce qui montre que ce modèle n'explique pas suffisamment la non-scolarisation dans ce district. Le modèle complet (A, axe de droite), meilleur dans l'ensemble, la surreprésente : la valeur du résidu est négative et nettement inférieure aux autres. Le modèle complet avec interaction (B, axe de droite) présente également une variance globalement moindre et appréhende donc mieux la non-scolarisation à Amudat. Toutefois, d'autres districts tels que Buliisa et Butaleja s'écartent de la moyenne, ce qui montre que la non-scolarisation dans ces districts n'est pas aussi bien mesurée que dans les autres modèles.

Sources : Calculs des auteur-es à partir d'un échantillon de 10 % du recensement de la population et des logements de 2014, et des résultats du recensement scolaire annuel de 2014 (ministère de l'Éducation, des sciences, de la technologie et des sports, 2014).



RÉFÉRENCES

- ACHAM H., KIKAFUNDA J. K., MALDE M. K., OLDEWAGE-THERON W. H., EGAL A. A. 2012. Breakfast, midday meals and academic achievement in rural primary schools in Uganda: Implications for education and school health policy. *Food & Nutrition Research*, 56, 11217. <https://doi.org/10.3402/fnr.v56i0.11217>
- BEVAN J. 2008. *Crisis in Karamoja: Armed violence and the failure of disarmament in Uganda's most deprived region* (Occasional Paper No. 21). Small Arms Survey.
- BONINI N. 2018. L'enjeu sociétal de la scolarisation des filles de pasteurs est-africains : confrontation des discours et des pratiques en présence. *Autrepart*, 87, 143-160. <https://doi.org/10.3917/autr.087.0143>
- BRESSOUX P. 2010. *Modélisation statistique appliquée aux sciences sociales*. De Boeck Supérieur. <https://doi.org/10.3917/dbu.bress.2010.01>
- BRINGÉ A., GOLAZ V. 2017. *Manuel pratique d'analyse multiniveau*. Ined Éditions. <https://doi.org/10.4000/books.ined.12777>
- BROWN V., KELLY M., MABAGU T. 2017. *The education system in Karamoja*. HEART (High-Quality Technical Assistance for Results).
- BURNETT M., EVANS J. 2014. 'How can we survive here?' *The impact of mining on human rights in Karamoja, Uganda*. Human Rights Watch. <https://www.hrw.org/report/2014/02/03/how-can-we-survive-here/impact-mining-human-rights-karamoja-uganda>
- CEPED, UEPA, UNESCO. 1999. *Guide d'exploitation et d'analyse des données de recensement et d'enquêtes en matière de scolarisation* (Documents et Manuels du Ceped n°9). Centre français sur la population et le développement.
- COURGEAU D. 2007. *Multilevel synthesis: From the group to the individual*. Springer. <https://doi.org/10.1007/1-4020-5622-2>
- DE KEMP A., EILOR J. 2008. *Primary education in Uganda* (IOB Impact Evaluation No. 311). Netherlands Ministry of Foreign Affairs, Policy and Operations Department.
- DEININGER K. 2003. Does cost of schooling affect enrollment by the poor? Universal primary education in Uganda. *Economics of Education Review*, 22(3), 291-305. [https://doi.org/10.1016/S0272-7757\(02\)00053-5](https://doi.org/10.1016/S0272-7757(02)00053-5)
- DELAUNAY D. 1999. The regional dimension of Mexican migration to the United States. *Estudios demograficos y urbanos*, 14(1), 117-163.
- DELAUNAY V., RAVELO A., BOLY S., BOLY D., RAKOTOMANANA F. ET AL. 2021. *Enfants hors l'école en Afrique : quelles données pour quels indicateurs ?* (Demostaf Working Paper No. 10). Ined.
- DELEIGNE M.-C. 2016. *Un siècle d'école dans l'Androy (xx^e-début XXI^e siècle) : logiques politiques, sociales et familiales de la scolarisation dans une région de Madagascar* [Doctoral thesis, Paris Descartes University, Paris].
- FILMER D., PRITCHETT L. H. 2001. Estimating wealth effects without expenditure data—or tears: An application to educational enrollments in states of India. *Demography*, 38(1), 115-132. <https://doi.org/10.1353/dem.2001.0003>

- GOLAZ V. 2015. Les enfants placés chez leurs grands-parents en Ouganda. Scolarisation, soutien parental et vulnérabilité. In Golaz V., Thibon C. (dir.), *Enfants et jeunes hors les liens en Afrique de l'Est* (pp. 161-178). Ifra-Karthala.
- GOLAZ V., BOLY S., BARRY A. O., BOLY D., KAKUBA C. ET AL. 2021. *Les enfants n'ayant jamais été scolarisés : des indicateurs nationaux aux disparités régionales dans cinq pays d'Afrique subsaharienne (Burkina Faso, Madagascar, Mali, Ouganda, Sénégal)*, (Demostaf Working Paper No. 14). Ined.
- KAKUBA C. 2014. *Evolution of inequalities in access to secondary schooling in Uganda* [Doctoral thesis, Paris Descartes University, Paris].
- KAKUBA C. 2015. Access to secondary schooling by the youth in Uganda: Have inequalities been eclipsed? In Golaz V., Thibon C. (dir.), *Enfants et jeunes hors les liens en Afrique de l'Est* (pp. 205-218). Ifra-Karthala.
- KAKUBA C., NANKINGA O. J., MUSHOMI ATWEBEMBEIRE J., GOLAZ V. 2019. *Analyse des métadonnées et des indicateurs relatifs aux enfants hors l'école et à l'(an)alphabétisme. Le cas de l'Ouganda* (Note de recherche de l'ODSEF). Observatoire démographique et statistique de l'espace francophone.
- KOBIANÉ J.-F. 2004. Habitat et biens d'équipement comme indicateurs de niveau de vie des ménages : bilan méthodologique et application à l'analyse de la relation pauvreté-scolarisation. *African Population Studies*, 19(SA), 265-283.
- KRÄTLI S. 2001. *Educating nomadic herders out of poverty? Culture, education and pastoral livelihood in Turkana and Karamoja*. World Bank's Learning and Research Program on Culture and Poverty, Institute of Development Studies at University of Sussex.
- KRÄTLI S. 2009. *ABEK (Alternative Basic Education for Karamoja) Strategic Review* (Final report). Save the Children Uganda.
- KRÄTLI S. 2010. Preface: Karamoja with the rest of Uganda. *Nomadic Peoples*, 3-23. <http://www.jstor.org/stable/43123870>
- KREFT I., DE LEEUW J. 1998. *Introducing multilevel modeling*. Sage. <https://doi.org/10.4135/9781849209366>
- LAMICHHANE K., TSUJIMOTO T. 2017. *Impact of universal primary education policy on out-of-school children in Uganda* (JICA-RI Working Paper No.153). JICA Research Institute.
- LANGE M.-F. (DIR.). 1998. *L'école et les filles en Afrique. Scolarisation sous conditions*. Karthala.
- LANGE M.-F. 2001. Les politiques d'éducation dans les pays du Sud. In Lery A., Vimard P. (coord.), *Population et développement: les principaux enjeux cinq ans après la Conférence du Caire* (pp. 103-112). PCEPED.
- LANGE M.-F. 2018. Une discrète révolution mondiale : la progression de la scolarisation des filles et des jeunes filles dans les pays du Sud. *Autrepart*, 87(3), 3-33. <https://doi.org/10.3917/autr.087.0003>
- LEWIN K. 2007. *Improving access, equity and transitions in education: Creating a research agenda, research monograph, create pathway to access, 1*. Centre for International Education.
- LEWIN K., SABATES R. 2011. *Changing patterns of access to education in anglophone and francophone countries in sub-Saharan Africa: Is education pro-poor?* (Research Monograph No. 52). University of Sussex.
- MINISTRY OF EDUCATION, SCIENCE, TECHNOLOGY AND SPORTS. 2014. *Statistical Abstract 2014*. Education Planning and Policy Analysis Department.
- MPYANGU M. C., AWICH O. E., OLOWO O. E., LUBAALE Y. A. M. 2014. *Out-of-school children study in Uganda* (Final report).

- NANKINGA O., KAKUBA C., GOLAZ V., MUSHOMI A. J. 2020. Out-of-school children in Uganda over the past decades: A reflection on available national demographic data and indicators. In Rutaremwa G. (ed.), *Discourse on Uganda's demography: Scholarly works to commemorate the 8th African Population Conference in Uganda, 2019* (pp. 130-145). Fountain Publishers.
- PSAKI S. R., MCCARTHY K. J., MENSCH B. S. 2018. Measuring gender equality in education: Lessons from trends in 43 countries. *Population and Development Review*, 44(1), 117-142. <https://doi.org/10.1111/padr.12121>
- ROACH T. 2009. *The effect of fertility levels on the educational attainment of children in Uganda* [Undergraduate honours thesis, University of California, Berkeley].
- SNIJEDERS T. A. B., BOSKER R. J. 1994. Modeled variance in two-level models. *Sociological Methods & Research*, 22(3), 342-363. <https://doi.org/10.1177/0049124194022003004>
- SSEWAMALA F. M., WANG J. S.-H., KARIMLI L., NABUNYA P. 2011. Strengthening universal primary education in Uganda: The potential role of an asset-based development policy. *International journal of educational development*, 31(5), 472-477. <https://doi.org/10.1016/j.ijedudev.2010.11.001>
- SSEWANYANA S., OKOBOI G., KASIRYE I. 2011. *Cost benefit analysis of Uganda post primary education and training expansion and improvement project* (Research Paper No. 86). Economic Policy Research Centre.
- UBOS. 2016. *The National Population and Housing Census 2014 – Main report*. Uganda Bureau of Statistics.
- UBOS. 2018. *Uganda National Household Survey 2016/2017 Report*. Uganda Bureau of Statistics.
- UIS, UAPS, UNICEF, ED DATA, USAID. 2004. *Guide to the analysis and use of household survey and census education data*. UNESCO Institute for Statistics.
- UNESCO. 2016. *Gender review: Creating sustainable futures for all*, Global Education Monitoring Report. UNESCO.
- UNICEF, UIS. 2011. *Global initiative on out-of-school children*. UNICEF and the UNESCO Institute for Statistics.
- WELLS R. 2009. Gender and age-appropriate enrolment in Uganda. *International Journal of Educational Research*, 48(1), 40-50. <https://doi.org/10.1016/j.ijer.2009.03.002>
- YAMEOGO F. B. 2018. *Analyses logistique et multiniveau de la non-scolarisation et de l'abandon scolaire en Ouganda* [Master 2 thesis, Aix-Marseille Université, Marseille].

Christian KAKUBA and Valérie GOLAZ • CHILDREN WHO HAVE NEVER GONE TO SCHOOL: HOW REGIONAL HETEROGENEITY SHAPES ACCESS TO PRIMARY EDUCATION IN UGANDA

Although Uganda was among the first sub-Saharan countries to introduce universal primary education in 1997, about 6% of children aged 9–11 had never been to school in 2014. An analysis of a 10% sample of the latest Uganda Population and Housing Census (2014) data set highlights striking spatial inequalities. We compare results from separate logistic regression analyses for the Karamoja subregion, the rest of the country, and the country as a whole. Our multilevel analyses show that the role played by household heads' education and wealth in school enrolment emerges as a common factor. But while girls were significantly more likely to have never been enrolled in Karamoja and boys in the rest of Uganda, sex was not significant in the national model. Gendered expectations and constraints differ, which policies must consider. Our analysis questions the relevance of national models and therefore many national-level results in a context of high subnational heterogeneity.

Christian KAKUBA and Valérie GOLAZ • NIÑOS QUE NUNCA HAN SIDO ESCOLARIZADOS: ¿CÓMO AFECTA LA HETEROGENEIDAD REGIONAL EL ACCESO A LA EDUCACIÓN PRIMARIA EN UGANDA?

Aunque Uganda fue uno de los primeros países subsaharianos en introducir un programa de educación primaria universal en 1997, alrededor del 6 por ciento de los niños de 9 a 11 años nunca habían asistido a la escuela en 2014. El análisis de una muestra del 10 por ciento de los datos del último censo de población y vivienda (2014) pone de manifiesto llamativas desigualdades regionales. El artículo compara la subregión de Karamoja con el resto del país y con el país en su conjunto mediante regresiones logísticas distintas. Los análisis multinivel muestran que el nivel de educación del jefe de familia y el índice de riqueza del hogar influyen en la escolarización de los niños, en todas las regiones consideradas conjuntamente. Además, aunque el sexo de los niños y niñas no tiene un efecto significativo a nivel nacional, la probabilidad de no haber asistido nunca a la escuela es significativamente mayor para las niñas en Karamoja y para los niños en el resto de Uganda. Las expectativas y limitaciones vinculadas al género difieren, y las políticas públicas deben tenerlo en cuenta. Así, estos resultados cuestionan la validez de los modelos aplicados únicamente a nivel nacional en un contexto de fuerte heterogeneidad espacial.

Keywords: education, school enrolment, spatial inequalities, poverty, gender, multilevel model, sub-Saharan Africa, Uganda

