



HAL
open science

How Does Migration Affect Under-5 Mortality in Rural Areas? Evidence from Niakhar, Senegal

Ulrich Nguemdjo, Bruno Ventelou

► **To cite this version:**

Ulrich Nguemdjo, Bruno Ventelou. How Does Migration Affect Under-5 Mortality in Rural Areas? Evidence from Niakhar, Senegal. *Population (édition française)*, 2021, 76 (2), pp.359-387. 10.3917/popu.2102.0359 . hal-03513472

HAL Id: hal-03513472

<https://amu.hal.science/hal-03513472>

Submitted on 7 Jan 2022

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.

Comment les migrations affectent-elles la mortalité infanto-juvénile en zone rurale ? L'exemple de Niakhar, Sénégal

Ulrich NGUEMDJO^{*,**} et Bruno VENTELOU^{*,***}

*Université Aix-Marseille, CNRS, AMSE, Marseille, France

** Laboratoire Population Environnement Développement, Université Aix-Marseille, Marseille, France

*** Observatoire régional de la santé PACA

Correspondance : Ulrich NGUEMDJO, Université Aix-Marseille, CNRS, AMSE et Laboratoire Population Environnement Développement, Marseille, France, ulrich-boris.nguemdjo-kamguem@univ-amu.fr

Dans les régions à forte mortalité, la survie des enfants dépend de nombreux facteurs. Le recours aux soins de santé, l'accès à une nourriture suffisante et adaptée et une bonne hygiène sont des facteurs déterminants, le plus souvent pris en charge par les parents. Que se passe-t-il quand les enfants sont séparés de leurs parents pour une période parfois longue ? L'émigration de la mère, du père ou d'autres membres de la famille affecte-t-elle négativement la santé de l'enfant resté dans le lieu d'origine ? Ou cette émigration, source de revenus et de nouvelles connaissances, est-elle au contraire bénéfique à l'enfant ? Grâce aux données de l'Observatoire de santé et de population de Niakhar au Sénégal, les auteurs proposent de riches analyses éclairant les relations complexes entre survie de l'enfant et migration de son entourage familial.

Bien que la mortalité des enfants soit plus élevée en Afrique subsaharienne que dans le reste du monde, elle y a diminué de façon spectaculaire au cours des dernières décennies (Banque mondiale, 2013). Les enquêtes démographiques montrent une corrélation étroite entre l'amélioration des soins de santé maternels et infantiles et les baisses de la mortalité des enfants (Pison *et al.*, 1993 ; Lartey, 2008 ; Donnay, 2000 ; Amouzou et Hill, 2004 ; Buor et Bream, 2004 ; Bhutta *et al.*, 2005 ; Zupan, 2005 ; Kanmiki *et al.*, 2014). Toutefois, de nombreux autres facteurs entrent en jeu, notamment des phénomènes d'ordre socioéconomique et démographique comme les migrations. Les conditions climatiques, l'urbanisation et la vulnérabilité économique ont attiré l'attention sur l'intensification des migrations et leurs effets sur le bien-être des familles de ceux qui émigrent (De Brauw et Harigaya, 2007 ; Mertz *et al.*, 2009 ; Barrios *et al.*, 2010 ; Marchiori *et al.*, 2012). De manière générale, les migrations observées en milieu rural sont considérées comme une stratégie familiale bénéfique débouchant sur une réduction de la mortalité des enfants (Lucas et Stark, 1985 ; Bockerhoff 1990 ; Pitt et Sigle, 1998 ; Amankwaa *et al.* 2003 ; Kiros et White, 2004 ; Yabiku *et al.*, 2012 ; Böhme *et al.*, 2015). Comme l'ont indiqué Yabiku *et al.* (2012), les publications sur le sujet analysent généralement la mortalité des enfants, ou les facteurs qui en sont possiblement à l'origine, en comparant familles migrantes et familles non migrantes, c'est-à-dire « restées au village ». Bockerhoff (1994), par exemple, s'est intéressé aux effets de l'émigration rurale sur la survie des enfants dans 17 pays en développement, et a montré que les mères augmentaient les chances de survie de leurs enfants lorsqu'elles quittaient avec eux la campagne pour la ville.

Cependant, peu de travaux ont été consacrés aux incidences de l'émigration d'un membre du ménage sur la santé des enfants restés sur place, quand la famille n'émigre pas dans son ensemble. Hildebrandt et McKenzie (2005) et Kanaiaupuni et Donato (1999), par exemple, ont

obtenu des résultats mitigés sur ce sujet au Mexique. Si l'on se concentre sur les familles restées au village, il est possible de formuler des hypothèses très diverses sur le lien entre migrations et mortalité des enfants. Les migrations, en particulier de courte durée, font partie des stratégies de survie qu'adoptent les ménages ruraux pour surmonter les difficultés socioéconomiques et dont attestent de nombreux chercheurs (de Brauw and Harigaya, 2007 ; Mertz *et al.*, 2009). Grâce aux envois de fonds des émigrés, les familles devraient voir leur situation s'améliorer sur le plan de la nutrition, du logement et de l'accès aux soins et aux médicaments (Yabiku *et al.*, 2012). En dehors des avantages économiques, les migrants, en particulier les femmes, peuvent revenir chez eux avec de meilleures pratiques maternelles apprises en ville, et améliorer ainsi les chances de survie de leurs enfants (Ruel *et al.*, 1999 ; Matthews *et al.*, 2010). Néanmoins, l'émigration peut aussi avoir des effets délétères sur ce plan, car l'absence d'un parent au foyer, de la mère en particulier, pourrait accroître le risque de mortalité des enfants (DaVanzo et Lee, 1983 ; Nguyen, 2016).

À partir d'une analyse fondée sur un modèle à effets fixes et variables décalées, on examine un lien de causalité plausible entre la migration de membres de la famille et l'état de santé des enfants restés à Niakhar, une zone rurale du Sénégal, en se concentrant sur l'incidence de l'émigration maternelle. Comme il importe de distinguer différents types de migrations pour rendre pleinement compte de l'effet des envois de fonds (Oberai et Singh, 1980) et comme, à Niakhar, les migrations de courte durée (essentiellement liées à l'emploi) sont prépondérantes par rapport aux migrations définitives (Guilmoto, 1998 ; Delaunay, 2017 ; Douillot et Delaunay, 2017), on fait la distinction entre migrations de courte et de longue durée et l'analyse des effets respectifs sur la santé des enfants, contribuant ainsi à la littérature sur le partage des risques, la structure des familles et le développement des enfants.

Compte tenu du rôle des réseaux dans l'économie du développement rural (Miracle *et al.*, 1980 ; Fafchamps, 1992) et de celui des réseaux familiaux et de la culture de l'entraide propre à l'Afrique subsaharienne rurale (Miracle *et al.*, 1980 ; LaFave et Thomas, 2017), cet article ajoute une nouvelle dimension à l'analyse, celle de la concession. Cette unité d'organisation sociale se compose d'un ou de plusieurs ménages apparentés. La survie des enfants d'un ménage pourrait être influencée par les décisions et les caractéristiques des ménages environnants. En effet, dans un système de ménages basés sur la famille élargie, un enfant grandit dans une organisation familiale qui ne se limite pas à sa mère, son père et aux autres enfants (famille nucléaire), mais inclut les parents, les germains, les oncles, les tantes, les cousins des époux et leur descendance (famille élargie). Cette organisation pourrait jouer un rôle sur les modalités de partage des risques entre les ménages confrontés à la mortalité des enfants (Wilson, 1989 ; LaFave et Thomas, 2017). Ce second point se reflète dans les publications traitant du partage des soins aux enfants dans les familles ou les réseaux familiaux (Breierova et Duflo, 2004 ; Ermisch, 2016 ; LaFave et Thomas, 2017). Comme Breierova et Duflo (2004), on postule ici que la migration de la mère peut avoir des effets différents sur le risque de mortalité de l'enfant en fonction de son âge, et on analyse l'effet de la présence maternelle sur la survie des enfants, en particulier lorsqu'ils sont jeunes. Par conséquent, outre la famille immédiate, étroitement définie par le lignage parental, l'article évalue les effets externes possibles de l'émigration de ménages voisins sur la survie des enfants.

Cet article étudie ensuite les effets des migrations sur la mortalité des enfants dans les ménages qui n'émigrent pas, en utilisant en particulier des données longitudinales fournies par l'Observatoire de santé et de population de Niakhar. Deux hypothèses sont testées : l'effet positif sur la survie des enfants après l'émigration de membres du ménage et de la famille élargie ; et l'effet positif de l'émigration maternelle sur les chances de survie de son enfant.

I. La zone étudiée de Niakhar

1. Localisation et fonctionnement social

Située dans le centre-ouest du Sénégal, à 135 kilomètres à l'est de Dakar, la capitale, la zone d'étude de Niakhar couvre 30 villages. Il y règne un climat sahélo-soudanais et l'ethnie dominante est celle des Sérères, dont l'économie rurale est de type agropastoral (Faye *et al.*, 1999 ; Lericollais, 1999). Après plusieurs épisodes récents de sécheresse, la production agricole se limite aujourd'hui essentiellement au mil et à l'arachide, qui sont respectivement la culture vivrière de base et la culture de rente (Adjamagbo *et al.*, 2006 ; Delaunay *et al.*, 2013).

Comme l'ont décrit Adjamagbo *et al.* (2006), le système agricole traditionnel n'est plus stable et la sécurité alimentaire des ménages semble menacée. Les facteurs qui ont contribué à cette situation sont, entre autres, la forte augmentation de la densité de population, la diminution des précipitations, la dégradation de l'environnement, l'épuisement des sols par l'agriculture intensive ainsi que la limitation des prêts et des aides publiques destinés aux achats d'intrants et de matériels agricoles (Delaunay *et al.*, 2013 ; Lalou et Delaunay, 2015). Ces évolutions ont conduit à l'apparition de nouvelles activités génératrices de revenus comme les petites entreprises et la production artisanale (Adjamagbo *et al.*, 2006). En parallèle, les migrations, notamment de travail, augmentent (Delaunay *et al.*, 2016).

2. La concession et le ménage

Comme la plupart des sociétés rurales subsahariennes, Niakhar est organisé en vastes unités appelées « concessions » (*compounds* en anglais), elles-mêmes subdivisées en une ou plusieurs « cuisines » (*ngak* en sérère). Pour l'Observatoire de santé et de population de Niakhar, une cuisine est un groupe de personnes ne vivant pas nécessairement sous le même toit, mais partageant le mil stocké dans un grenier commun. Ces cuisines sont désignées par le terme de « ménages » dans le reste de l'article, comme c'est le cas dans d'autres études et enquêtes (Enquête démographique et de santé, par exemple). Les ménages composant la concession sont ceux des frères issus d'une même mère. Chacun d'eux vit avec ses épouses, ses enfants et ses neveux utérins. Sur le plan économique, le ménage est une unité de consommation mais aussi de production, car c'est là que s'organise l'autosuffisance, sous l'autorité d'un chef de cuisine, lequel contrôle l'accès aux ressources et l'utilisation de la main d'œuvre (Gastellu et Diouf, 1974 ; Guigou, 1992). Ces caractéristiques font du ménage une unité pertinente pour l'observation de phénomènes socioéconomiques.

II. Caractéristiques démographiques et migratoires

On utilise ici des données provenant de l'Observatoire de santé et de population de Niakhar, qui a été créé en 1962 par l'Institut national de recherche pour le développement durable, en vue de pallier les insuffisances de l'état civil et de fournir des indicateurs démographiques

(Delaunay *et al.*, 2013). Depuis 1983, l'Observatoire a couvert 30 villages et enregistre régulièrement des informations sur les résidents de la région. Tous les villages font l'objet d'observations exhaustives, et les individus sont suivis aussi longtemps qu'ils demeurent dans la région¹. Les données ainsi rassemblées nous ont permis d'examiner le comportement des membres des ménages et de distinguer deux types de migrations en fonction de leur durée. Pour étudier le lien entre ces migrations et la mortalité des enfants de moins de cinq ans, l'analyse est effectuée à partir des données de 1998 à 2013 et concernant plus particulièrement les ménages avec au moins un enfant de moins de cinq ans².

De 1998 à 2013, la population de la région a augmenté de 47 % (passant de 29 700 à 43 650 habitants) et le nombre de ménages de 28,7 % (de 2 213 à 2 847), avec en moyenne deux ménages par concession et 13 individus par ménage. La figure D.3 en annexe montre un recul tendanciel de la mortalité des enfants de moins de cinq ans des deux sexes, de 310 à 50 décès pour 1 000 naissances. Les soins de santé maternelle et périnatale ont progressé (Delaunay, 2017), avec une hausse du pourcentage de femmes ayant accouché dans des établissements de soins (de 10 % en 1984 à 50 % en 2014) et de celles ayant donné naissance à un enfant après avoir bénéficié d'au moins quatre consultations prénatales comme le recommande le ministère de la Santé (de 3,6 % en 1994 à 13,9 % en 2014). Une résurgence du paludisme a été observée dans les années 1990, mais le phénomène a diminué de façon spectaculaire pendant la décennie suivante (Delaunay *et al.*, 2013).

Concernant les ménages, l'étude porte sur les membres d'âge actif âgés de 13 à 59 ans selon que les migrations sont de courte ou de longue durée, quelle qu'en soit la raison. Un migrant de courte durée est un membre du ménage quittant le foyer pendant moins d'un an ; au-delà d'un an, la migration est dite de longue durée. Pendant son absence, le ou la migrant-e de longue durée n'est plus considéré-e comme un membre résident du ménage, contrairement aux migrant-es de courte durée³. Bien que la base de données de l'Observatoire n'indique pas le lieu de destination des migrations, des études transversales portant sur la région et conduites par Lalou et Delaunay (2015) ont montré que les migrants partaient s'établir dans les grandes villes du pays (Dakar, Fatick, Thiès et Mbour). Des entretiens ont permis aux auteurs d'identifier deux motivations principales chez les migrants entre 1983 et 2013. La première et la plus fréquente est d'ordre familial : mariage, divorce, décès d'un des époux, adoption d'un enfant ou vacances. La seconde est d'ordre professionnel : certains membres du ménage partent à la recherche d'un emploi (Lalou et Delaunay, 2015) ; il s'agit généralement de jeunes adultes qui rejoignent de plus grandes villes pendant la saison sèche, en quête d'un revenu d'appoint ou pour soulager financièrement leur famille, voire les deux. La mobilité familiale prend plus souvent la forme de migrations de longue durée, tandis que le travail est davantage associé à des migrations de courte durée.

¹ Les taux d'attrition sont uniquement liées aux décès ou émigrations définitives de la région. Les migrants de longue durée et leur statut sont clairement identifiés dans cette base de données.

² Comme les migrations de courte et de longue durée ont commencé à s'intensifier dans la région de Niakhar en 1998 (figures annexes D.1 et D.2), c'est l'année retenue comme point de départ. L'étude s'arrête en 2014, car les données pour 2015 et au-delà n'étaient pas disponibles au moment de la rédaction de cet article.

³ Pour être considéré comme résidant à Niakhar, il faut vivre dans la région pendant au moins un an. Il existe des exceptions pour les travailleurs saisonniers qui étaient résidents auparavant et continuent de passer au moins un mois par an dans la région ; pour les travailleurs ayant un conjoint et des enfants dans la zone et se rendant dans leur famille au moins deux fois par an ; et pour les étudiants dont les parents résident dans la région.

Les tableaux 1 et 2 présentent les caractéristiques des individus et des ménages de la région de Niakhar concernés par l'émigration entre 1998 et 2013. Durant cette période, 10 681 personnes ont émigré pour une longue période et 17 114 sont parties pour une courte durée. Le migrant moyen était jeune et sans instruction de base, sans doute en raison du manque de perspectives économiques offertes dans la région aux personnes sans instruction. Les trois quarts (74,2 %) des migrants de longue durée et 60,4 % des migrants de courte durée n'avaient reçu aucun enseignement élémentaire. Les migrants de courte durée étaient plus âgés que les migrants de longue durée et les non-migrants⁴ (25,9 ans, contre 17,4 ans). Chez les femmes, 61,8 % étaient des migrantes de longue durée et 40,8 % des migrantes de courte durée. On a recensé en moyenne trois migrations de courte durée (une pour les femmes, deux pour les hommes) par ménage, et les migrations de longue durée étaient rares (0,4 en moyenne ; tableau 2).

Tableau 1. Caractéristiques individuelles des migrants de Niakhar, 1998–2013

	Longue durée %	Courte durée %	Non-migrant %
Âge moyen (années)	17,4 (14,03)	25,9 (10,90)	22,3 (18,74)
Hommes	38,2 (0,04)	59,2 (0,04)	51,2 (0,03)
Femmes	61,8 (0,07)	40,8 (0,03)	48,8 (0,02)
Total	100	100	100
Niveau d'études			
Absence d'instruction	74,2 (0,04)	60,4 (0,04)	54,6 (0,05)
Enseignement préscolaire et primaire	16,1 (0,03)	21,8 (0,01)	23,8 (0,05)
Enseignement secondaire (premier et deuxième cycles)	6,1 (0,03)	9,4 (0,04)	14,6 (0,03)
Enseignement coranique	3,2 (0,02)	7,2 (0,01)	5,8 (0,01)
Université	0,4 (0,002)	1,2 (0,003)	1,2 (0,001)
Total	100	100	100
Nombre d'individus	10 681	17 114	39 858

Note : les écarts types sont entre parenthèses.

Source : calculs des auteurs à partir des données de l'Observatoire de santé et de population de Niakhar.

Tableau 2. Caractéristiques des ménages de Niakhar ayant émigré, 1998-2013

	Migration de longue durée	Migration de courte durée
Nombre moyen de déplacements		
D'un des membres du ménage	0,4 (0,97)	2,9 (2,66)
D'un des membres féminins du ménage	0,2 (0,64)	1,2 (1,45)
D'un des membres masculins du ménage	0,2 (0,50)	1,8 (1,88)
Nombre de ménages	1 492	2 737

Note : les écarts types entre parenthèses.

Source : calculs des auteurs à partir des données de l'Observatoire de santé et de population de Niakhar.

III. Stratégie empirique

1. Spécification générale : un modèle à effets fixes avec variables décalées

⁴ Le terme « non-migrant » ne renvoie pas forcément aux personnes n'ayant jamais émigré mais aux membres d'un ménage n'ayant pas émigré pendant une année donnée.

Les modèles économétriques se heurtent à un problème majeur, l'endogénéité, qui peut nuire au processus d'inférence statistique. Outre les erreurs de mesure, les deux principales causes d'endogénéité sont les variables inobservées (omises) et la causalité inverse. Ici, on établit de quelle manière les migrations influent sur la mortalité des enfants de moins de cinq ans dans la région de Niakhar à l'aide de l'équation générale suivante :

$$Mortalité_{0-5ans_{uvt}} = \beta_0 + \beta_1 Mig_{uv(t-1)} + \mathbf{X}_{lvt} + \pi_u + v_t + \varphi_{vt} + \varepsilon_{uvt} \quad [1]$$

Les indices u , v et t correspondent respectivement aux différentes unités (concession, ménage, individu), au village et à l'année. Les variables binaires π_u sont des effets spécifiques des unités qui sont constants dans le temps ; elles sont incluses dans l'équation pour traiter le problème des variables omises. Elles neutralisent l'effet de toute hétérogénéité inobservée qui pourrait possiblement exister dans les unités observées (concessions ou ménages) liées aux deux principaux événements étudiés, c'est-à-dire l'émigration et la mortalité des enfants de moins de cinq ans. Grâce à ce modèle à effets fixes, on peut contrôler toute l'hétérogénéité (constante dans le temps) entre les unités et se concentrer uniquement sur les variations imputables à chacun des schémas de migration familial passé. De manière générale, les modèles à effets fixes aident à résoudre le problème de l'hétérogénéité inobservée (Hsiao, 2014). Dans le même ordre d'idées, v_t représente les effets spécifiques liés au temps et communs à toutes les unités pour tout choc inobservé à un point donné dans le temps. Ils peuvent rendre compte de facteurs inobservables susceptibles d'affecter la tendance au recul de la mortalité des enfants de moins de cinq ans observée en Afrique subsaharienne. Enfin, φ_{vt} représente des effets variables dans le temps et spécifiques aux villages qui englobent des facteurs inobservables au niveau du village. Ces effets peuvent varier au fil des années (comme le climat) et sont les principaux déterminants de la richesse des ménages dans la région (Lalou et Delaunay, 2015), un aspect ici non observé.

Souhaitant éviter le problème de causalité inverse, on a utilisé pour les migrations des variables décalées dans le temps et non pas contemporaines. L'émigration l'année $t - 1$ peut impacter le risque de mortalité des enfants l'année t , mais l'inverse n'est pas possible ici. Le recours à des variables temporellement décalées permet également de neutraliser l'effet de toute multicollinéarité potentielle qui existerait entre la variable indépendante principale et les variables de contrôle mesurées en année t .

2. Les détails du modèle

Pour répondre aux questions que pose cet article, nous avons mis en œuvre les équations suivantes avec un modèle de probabilité linéaire (Caudill, 1988). Les indices i , m , h , c_h , v , t correspondent respectivement à l'enfant, à la mère, au ménage, à la concession dont dépend le ménage h , au village et à l'année.

L'équation 2 explore le lien entre la mortalité des enfants de moins de cinq ans et les migrations au niveau de la concession.

$$Mortalité_{0-5ans_{cvt}} = \beta_0 + \beta_1 Mig_{cv(t-1)} + \mathbf{X}_{cvt} + \pi_c + v_t + \varphi_{vt} + \varepsilon_{cvt} \quad [2]$$

L'équation 3 analyse le lien entre la mortalité des enfants de moins de cinq ans et les migrations au niveau du ménage.

$$Mortalité_{0-5ans_{hvt}} = \beta_0 + \beta_1 Mig_{hv(t-1)} + \mathbf{Z}_{hvt} + \pi_h + v_t + \varphi_{vt} + \varepsilon_{hvt} \quad [3]$$

Dans l'équation 4, on ajoute un terme d'interaction aux migrations concernant les concessions et les ménages pour indiquer tous les effets croisés possibles entre ces deux niveaux.

$$\begin{aligned}
Mortalité0-5ans_{hvt} &= \beta_0 + \beta_1 Mig_{hv(t-1)} + \beta_1 Mig_{c-hv(t-1)} + \beta_3 Mig_{hv(t-1)} \times Mig_{c-hv(t-1)} + \mathbf{Z}_{hvt} \\
&+ \pi_h + v_t + \varphi_{vt} + \varepsilon_{hvt} \quad [4]
\end{aligned}$$

Enfin, l'équation 5 porte sur les décisions d'émigration des mères à l'échelle individuelle, en cherchant en particulier à déterminer de quelle manière une migration maternelle de courte durée affecte la survie de son enfant. L'équation permet d'estimer dans quelle mesure cet effet est dépendant de l'âge de l'enfant. On se concentre ici sur les migrations de courte durée, puisqu'on observe que les mères quittent rarement leurs enfants pour de longues périodes.

$$\begin{aligned}
Décès0-5ans_{imhvt} &= \beta_0 + \beta_1 MigCourte_{mhv(t-1)} + \beta_3 Age_{imhvt} \times MigCourte_{mhv(t-1)} + \mathbf{Z}_{hvt} + \pi_m \\
&+ v_t + \varphi_{vt} + \varepsilon_{imhvt} \quad (5)
\end{aligned}$$

Comme les variables dépendantes sont des variables discrètes (décrites à la section suivante), le modèle aurait pu être estimé avec une régression logistique ou probit. Toutefois, un modèle de probabilité linéaire permet de regrouper les termes d'erreur dans les équations [2], [3], [4] et [5] sous la forme ε_{cvt} , ε_{hvt} et ε_{imhvt} par concession ou par ménage. On peut donc prendre en compte le fait que les observations peuvent être liées entre elles dans une même concession ou un même ménage. Nous proposons quelques variantes du modèle dans lesquelles diverses méthodes (régression logistique, régression de Poisson, analyse des données de survie) sont substituées à notre approche⁵ (voir les tableaux annexes B.1 et C.1).

3. Les variables

Variables dépendantes

Dans l'équation [2], la variable dépendante *Mortalité0-5ans_{cvt}* représente une variable binaire codée 1 si au moins un enfant de 0 à 5 ans décède dans la concession *c* du village *v* l'année *t*; sinon, la variable est codée 0. Il en va de même dans l'équation [3] pour *Mortalité0-5ans_{hvt}*, cette fois au niveau du ménage.

Dans l'équation [5], la variable dépendante *Décès0-5ans_{imhvt}* est une variable binaire qui prend la valeur de 1 si l'enfant *i*, âgé de 0 à 5 ans, dont la mère *m* vit au sein du ménage *h* dans le village *v*, décède au cours de l'année *t*; sinon, la variable est codée 0.

Variables indépendantes principales

Dans l'analyse, la variable indépendante principale est l'émigration. Les équations [2] et [3] incluent deux variables liées aux migrations : *Mig_{cv(t-1)}*, qui est le nombre total de déplacements de courte et de longue durée des habitants de la concession *c* l'année *t-1*; et *Mig_{hv(t-1)}*, qui est l'ensemble des migrations des individus membres du ménage *h* l'année *t-1*. L'équation [4] inclut *Mig_{c-hv(t-1)}*, soit le nombre total de déplacements des individus membres des ménages voisins faisant partie de la même concession que le ménage *h*.

Dans l'équation [5], la variable indépendante principale *MigCourte_{mhv(t-1)}* est le nombre de déplacements de courte durée effectués par la mère de l'enfant *i* membre du ménage *h* l'année *t-1*.

⁵ Contrairement au modèle d'analyse des données de survie, le modèle de probabilité linéaire est transposable à tous les niveaux d'analyse (individu, ménage, concession).

Variables de contrôle

Dans les équations [2], [3] et [4], on tient compte des effectifs des enfants exposés au risque de décès âgés de 0 à 4 ans, des enfants âgés de 5 à 12 ans, des individus d'âge actif et des individus de 60 ans et plus. Les informations sur les liens de parenté au sein du ménage sont mises à jour chaque année et tout changement concernant les caractéristiques démographiques et les migrations du ménage est également pris en compte. De fait, la structure par âge du ménage est importante, car chaque groupe d'âges a un rôle spécifique à jouer dans la production domestique (les filles et les garçons peuvent par exemple aider les parents à s'occuper du reste de la fratrie, tandis que les adultes contribuent aux tâches quotidiennes). Ces caractéristiques démographiques spécifiques à chaque ménage et concession sont représentées dans l'équation par deux matrices évoluant dans le temps, X_{cvt} et Z_{hvt} .

L'équation [5] inclut le nombre de frères et sœurs vivant au sein du ménage avec l'enfant i et sa mère m^6 . De surcroît, en vue de mesurer l'impact éventuel d'une migration de courte durée de la mère sur le risque de mortalité de son enfant pour chaque groupe d'âges, on intègre Age_{imhvt} afin de neutraliser l'effet de l'âge de l'enfant i au cours de l'année t^7 . Bien que d'autres facteurs inobservables puissent aussi influencer la mortalité infanto-juvénile au niveau du ménage ou au niveau individuel, ce choix d'effets fixes permet à ces modèles d'inclure de nombreuses caractéristiques des ménages constantes dans le temps.

IV. Résultats

1. Effets des migrations sur la survie des enfants au niveau de la concession et du ménage

Cet article tente d'établir tout d'abord si les migrations de courte et de longue durée influencent la mortalité des enfants de moins de cinq ans dans les zones rurales. Le tableau 3 présente les estimations résultant des équations [2] et [3] et montre une corrélation négative et significative entre la mortalité des enfants et les migrations de courte durée. Les estimations relatives aux migrations de longue durée ne sont pas significatives au niveau du ménage et sont positives au niveau de la concession⁸. L'analyse est par conséquent centrée sur les migrations de courte durée, tout en distinguant les hommes et les femmes pour saisir l'effet sexospécifique.

Tableau 3. Mortalité des enfants et migrations (de courte et de longue durée), par concession et par ménage, 1998-2013

⁶ Le nombre d'enfants âgés de 0 à 5 ans dans le ménage est déduit de l'effectif de la fratrie de l'enfant i . La fratrie se compose des enfants nés de la même mère mais comprend également les enfants qui ont été confiés à la garde d'un parent membre du ménage (mère, autre femme, chef du ménage, etc.).

⁷ L'âge en année t est l'âge de l'enfant à la fin de l'année t .

⁸ Ces valeurs positives semblent montrer que les absences prolongées ont des effets défavorables sur le bien-être de l'enfant, au moins au niveau de la concession. Bien qu'il s'agisse d'événements (exceptionnellement) rares, ils pourraient être juste révélateurs de l'extrême fragilité de l'unité. En outre, avec d'autres spécifications examinées dans la section III.2, les résultats de régressions du tableau annexe A.1 n'indiquent aucune association significative entre migrations de longue durée et mortalité infantile.

	Niveau de la concession	Niveau du ménage
Valeur moyenne de la variable dépendante (mortalité 0-5 ans) ^a	8,1	4,5
Nombre de déplacements		
Migrations de courte durée	-0,004*** (0,001)	-0,003*** (0,000)
Migrations de longue durée	0,009*** (0,002)	0,001 (0,002)
Caractéristiques démographiques du ménage	Oui	Oui
Effets fixes concession ménage	Oui	Oui
Effets fixes année	Oui	Oui
Effets fixes année × village	Oui	Oui
Observations	33 949	43 055
Nombre d'unités	2 295	3 512

Lecture : 8,1 % des concessions comptent au moins un ménage où un enfant est décédé et 4,5 % des ménages ont enregistré au moins un décès infanto-juvénile.

Note : erreurs-types robustes entre parenthèses.

Significativité : * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Source : calculs des auteurs à partir des données de l'Observatoire de santé et de population de Niakhar.

Le tableau 4 contient les estimations produites avec l'équation [3] et concerne les migrations de courte durée de membres d'âge actif des ménages, en séparant les hommes et les femmes. La colonne 1 indique, pour l'ensemble de l'échantillon au niveau du ménage, une corrélation négative et significative entre mortalité infanto-juvénile et migrations de courte durée des hommes et des femmes d'âge actif. Les mêmes résultats sont observés dans les concessions d'au moins deux ménages (colonne 2). Pour être complets, on examine également les ménages des concessions composées d'un seul ménage (colonne 3)⁹, pour lesquels la corrélation entre émigration et mortalité des enfants n'est pas significative. Par conséquent, la corrélation significative observée dans l'ensemble de l'échantillon entre migration de courte durée et mortalité des enfants est sans doute essentiellement imputable aux ménages appartenant aux concessions composées d'au moins deux ménages. Bien que la non-significativité de la corrélation pour les concessions composées d'un seul ménage puisse être due à un problème de puissance statistique¹⁰, les résultats pourraient souligner l'importance du soutien fourni par les familles voisines au sein d'une même concession. Pour vérifier cette hypothèse et identifier les effets externes sur les ménages voisins qui pourraient influencer la mortalité infanto-juvénile, on se concentre sur les ménages des concessions comptant au moins deux ménages et on inclut les migrations au niveau des concessions dans les régressions estimées au niveau des ménages (tableau 5).

Tableau 4. Mortalité des enfants et migrations de courte durée au niveau des ménages, 1998-2013 (modèle de probabilité linéaire)

	Ensemble de l'échantillon (1)	Au moins deux ménages dans la concession (2)	Un ménage dans la concession (3)

⁹ Les ménages individuels comptant un grand nombre de membres équivalent à une concession et représentent 41 % de l'échantillon.

¹⁰ Se concentrer sur les concessions composées d'un ménage unique réduit considérablement la taille de l'échantillon, ce qui peut avoir des incidences sur les estimations. Néanmoins, ces concessions présentent des caractéristiques qui pourraient expliquer la non-significativité. Par exemple, les ménages uniques qui les constituent n'ont pas la possibilité de confier leurs enfants à la garde de ménages voisins, de sorte que les migrations pourraient avoir des effets hétérogènes sur la survie des enfants.

Valeur moyenne de la variable dépendante (mortalité 0-5 ans)	4,5	4,7	4,4
Nombre de déplacements, niveau du ménage			
Migrations de femmes d'âge actif	-0,003** (0,001)	-0,003* (0,001)	-0,003 (0,002)
Migrations d'hommes d'âge actif	-0,002** (0,001)	-0,003** (0,001)	-0,001 (0,002)
Caractéristiques démographiques du ménage	Oui	Oui	Oui
Effets fixes ménage	Oui	Oui	Oui
Effets fixes année	Oui	Oui	Oui
Effets fixes année × village	Oui	Oui	Oui
Observations	42 622	25 074	17 548
Nombre de ménages	3 512	2 037	1 607

Lecture : 4,5 % des ménages ont enregistré au moins un décès infanto-juvénile.

Le nombre maximal de ménages étaient de 3 664. La perte de ménages est liée à l'utilisation d'un panel déséquilibré, ce qui se produit également avec les sous-échantillons. La cohérence entre sous-groupes de ménages dépend du nombre d'observations.

Note : erreurs types robustes entre parenthèses.

Significativité : * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Source : calculs des auteurs à partir des données de l'Observatoire de santé et de population de Niakhar.

Fondé sur l'équation [4], le tableau 5 met en lumière les effets croisés possibles entre les migrations observées respectivement au niveau du ménage et de la concession (effets externes des ménages voisins sur la mortalité des enfants). La colonne 2 est identique à la colonne 1 mais distingue les migrations de courte durée par sexe. La colonne 1 montre une corrélation négative et significative entre la migration de courte durée et la mortalité des enfants au niveau du ménage et de la concession, alors que la colonne 2 montre une corrélation uniquement au niveau du ménage. Le coefficient des migrations de courte durée des femmes d'âge actif est supérieur au coefficient de leurs homologues masculins. De surcroît, la corrélation entre la mortalité infanto-juvénile des ménages et les migrations de courte durée dans les ménages faisant partie de la même concession est également significative (colonne 1)¹¹. On parvient aux mêmes conclusions avec un test de sensibilité basé sur des modèles de régression logistique et de Poisson (tableau annexe C.1.)

Les colonnes 3 et 4 fournissent les estimations résultant d'une répartition de la population entre ménages favorisés et défavorisés sur le plan économique, selon un classement basé sur une liste de biens : radio, combustible pour la cuisine, téléphone, réfrigérateur, téléviseur, bicyclette, moto, voiture, etc.¹². On observe une corrélation négative et significative entre la mortalité des enfants et les migrations de courte durée des hommes et des femmes dans la population pauvre (colonne 3), et non significative pour les ménages riches (colonne 4). De plus, le coefficient des migrations de courte durée au niveau des concessions est négatif et significatif pour les deux groupes. En résumé, les effets favorables des migrations observés au niveau des ménages semblent concerner principalement les plus pauvres de l'échantillon.

Tableau 5. Mortalité des enfants et migrations de courte durée au niveau des ménages et des concessions, 1998-2013 (modèle de probabilité linéaire)

	Tous (1)	Tous (2)	Économiquement défavorisés (3)	Économiquement favorisés (4)
--	----------	----------	--------------------------------	------------------------------

¹¹ Toutefois, quand des déplacements de courte durée ont lieu simultanément au niveau des ménages et des concessions, le coefficient positif et significatif du terme d'interaction entre eux indique un effet global moins important que la somme de leurs deux effets séparés.

¹² L'indice de pauvreté fondé sur les biens de consommation a été construit suivant la méthodologie décrite par Andersson (2014).

Valeur moyenne de la variable dépendante (mortalité 0-5 ans) ^a	4,7	4,7	5,2	4,4
Nombre de déplacements, niveau des ménages				
Migrations de courte durée	-0,004*** (0,001)			
Migrations de femmes d'âge actif		-0,005** (0,002)	-0,008*** (0,003)	-0,002 (0,003)
Migrations d'hommes d'âge actif		-0,003* (0,0012)	-0,005** (0,002)	-0,001 (0,003)
Nombre de déplacements, niveau des concessions				
Migrations de courte durée	-0,002*** (0,001)	-0,002*** (0,001)	-0,002*** (0,001)	-0,002** (0,001)
Interactions, ménage × concession				
Migrations de courte durée ménages × migrations de courte durée concessions	0,001*** (0,000)			
Migrations de femmes d'âge actif × migrations de courte durée concessions		0,001** (0,000)	0,001 (0,000)	0,001** (0,000)
Migrations d'hommes d'âge actif × migrations de courte durée concessions		0,000 (0,000)	0,001** (0,000)	-0,000 (0,000)
Caractéristiques démographiques du ménage	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes ménages	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes année	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes année x village	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	25 074	25 074	16 199	8 875
Nombre de ménages	2 037	2 037	1 388	649

Lecture : 4,7 % des concessions composées d'au moins deux ménages comptent au moins un ménage où un enfant est décédé.

Note : erreurs types robustes entre parenthèses.

Significativité : * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Source : calculs des auteurs à partir des données de l'Observatoire de santé et de population de Niakhar.

2. Effet des migrations maternelles sur la survie des enfants

Les migrations des femmes, en particulier aux âges actifs, sont un facteur important de réduction de la mortalité des enfants. Mais qu'en est-il si c'est la mère qui émigre ?

On sélectionne les mères dans l'échantillon principal de migrants d'âge actif afin de se concentrer sur les effets que leurs déplacements de courte durée peuvent avoir sur la mortalité de leurs enfants. Le tableau 6 contient les estimations calculées à l'aide de l'équation [5], avec et sans interaction entre l'émigration de la mère et l'âge de ses enfants¹³. La colonne 1 donne les résultats complets et fait apparaître une corrélation négative et non significative entre l'émigration d'une mère et la mortalité de ses enfants, tous âges confondus. La corrélation est significative après neutralisation des effets de l'âge des enfants et du nombre de déplacements observés au niveau du ménage et de la concession (colonnes 2 à 4). Toutefois, cette corrélation varie en fonction de l'âge de l'enfant. Pour identifier les différences, l'effet marginal est calculé pour chaque groupe d'âges (tableau 7).

¹³ On a inclus des informations sur les migrations de courte durée de membres du cercle familial (tableau 6, colonne 4) et des variables de contrôle pour les variables inobservables (maternités, par exemple) en utilisant des effets fixes croisés avec le village.

Tableau 6. Effet des migrations maternelles sur la mortalité des enfants, Niakhar, 1998–2013, (modèle de probabilité linéaire)

	Migrations maternelles (1)	Colonne 1 + âge de l'enfant (2)	Colonne 2 + effets fixes village x années (3)	Colonne 3 + migrations au niveau des concessions (4)
Valeur moyenne de la variable dépendante (mortalité 0-5 ans)	2,3	2,3	2,3	2,3
Migrations de courte durée de la mère	-0,000 (0,001)	-0,004*** (0,001)	-0,004** (0,001)	-0,004*** (0,001)
Migrations maternelles de courte durée × âge de l'enfant en années (réf. = 0)				
1		0,007*** (0,002)	0,006*** (0,002)	0,008*** (0,002)
2		0,007*** (0,002)	0,006*** (0,002)	0,006*** (0,002)
3		0,005** (0,002)	0,003* (0,002)	0,004** (0,002)
4		0,004* (0,002)	0,001 (0,002)	0,000 (0,001)
Migrations au niveau du ménage × migrations de courte durée de la mère				0,001** (0,000)
Migrations au niveau de la concession × migrations de courte durée de la mère				-0,000* (0,000)
Caractéristiques démographiques du ménage	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes individuels	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes année	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes village x année	Non	Non	Oui	Oui
Observations	123 144	123 144	123 144	123 144
Nombre d'enfants	30 749	30 749	30 749	30 749
Nombre de mères	4 620	4 620	4 620	4 620

Lecture : il y a 2,3 % de décès chez les enfants de 0 à 5 ans pendant la période et au sein du ménage.

Note : erreurs types robustes entre parenthèses.

Significativité : * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Source : calculs des auteurs à partir des données de l'Observatoire de santé et de population de Niakhar.

Le tableau 7 présente les effets marginaux du lien entre les migrations de courte durée des mères et la mortalité de leurs enfants à différents âges, en suivant les mêmes stratégies empiriques que pour les colonnes 2 à 4 du tableau 6. Les migrations et la mortalité continuent d'être corrélées de manière négative et significative pour les enfants âgés de 0 ou 4 ans ; pour ceux âgés de 1 an ou 2 ans, la corrélation est positive et significative¹⁴. Les variables utilisées sont décalées dans le temps pour les migrations, donc ce résultat peut être interprété de la manière suivante : en moyenne et toutes choses égales par ailleurs, l'émigration de la mère pendant sa grossesse semble augmenter les chances de survie de son enfant au cours des 12 premiers mois de vie. En revanche, si elle émigre lorsque l'enfant a moins d'un an, son risque de mortalité s'accroît à l'âge de 1 an, et si elle émigre quand l'enfant a 1 an, l'augmentation du risque est observée à 2 ans¹⁵.

¹⁴ Les enfants sont considérés comme âgés de 1 an quand ils sont observés en année t et que leur mère est partie l'année $t-1$, alors qu'ils avaient entre 0 et 11 mois.

¹⁵ Si on prend en compte le nombre total de jours passés par la mère hors du village plutôt que le nombre total de déplacements, les conclusions sont identiques : une augmentation du nombre de jours est associée à une augmentation

Tableau 7. Effets marginaux des migrations maternelles sur la mortalité des enfants selon l'âge des enfants (niveau du ménage)

Âge de l'enfant (années)	Modèle tableau 6, colonne 2		Modèle tableau 6, colonne 3		Modèle tableau 6, colonne 4	
	Effets marginaux	$p > Z$	Effets marginaux	$p > Z$	Effets marginaux	$p > Z$
0	-0,004 ***	0,000	-0,003***	0,008	-0,004***	0,004
1	0,003**	0,041	0,003**	0,037	0,004**	0,019
2	0,003**	0,014	0,003**	0,035	0,003**	0,046
3	0,001	0,436	0,000	0,966	0,001	0,720
4	-0,001	0,675	-0,002*	0,070	-0,003***	0,000

Lecture : Interprétation de l'effet marginal : l'émigration maternelle en année $t-1$ réduit la probabilité de mortalité de 0,004 l'année t quand l'enfant a moins d'un an.

Significativité : * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Source : calculs des auteurs à partir des données de l'Observatoire de santé et de population de Niakhar.

V. Discussion

Si de nombreuses études comparent la santé des enfants de familles ayant émigré en ville avec celle des enfants de familles non migrantes restées en zone rurale, d'autres explorent la relation entre les migrations et la santé des enfants qui émigrent en famille ou naissent à l'étranger après une émigration (Brockhoff, 1990, 1994 ; Kanaiaupuni et Donato, 1999 ; Hildebrandt et McKenzie, 2005). Mais l'émigration de certains membres du ménage influence-t-elle sur la mortalité des enfants de moins de cinq ans qui restent au foyer ? On s'est intéressé ici aux migrations de courte et de longue durée en milieu rural pour répondre à cette question. Le présent article contribue à la littérature sur le sujet en évaluant les bénéfices potentiels des migrations pour ces enfants. L'un des autres avantages de l'étude est d'ordre structurel : elle se sert de données longitudinales. Du fait que ce modèle statistique a systématiquement utilisé des effets fixes, on a pu extraire des variations de la survie des enfants, exclusivement imputables aux schémas de migration familiale.

Ces résultats illustrent en premier lieu l'importance de la distinction entre les deux types de migrations (de courte et de longue durée) pour l'exploration des liens entre mortalité des enfants et migrations en milieu rural. La corrélation observée entre les migrations de courte durée et la mortalité infanto-juvénile est très significative et robuste quelle que soit l'unité utilisée pour la mesurer (concession ou ménage), contrairement à ce qui a été observé pour les migrations de longue durée, plus rares. On pourrait donc peut-être considérer que les migrations de courte durée sont un mécanisme permettant d'améliorer le bien-être des enfants dans les villages ruraux, ou au moins de réduire la mortalité des enfants de manière significative. Il est intéressant de noter une corrélation négative et significative entre la mortalité des enfants dans un ménage donné et les migrations de courte durée dans d'autres ménages faisant partie de la même concession (même si cet effet potentiel est atténué lorsque les migrations de courte durée augmentent aussi en parallèle dans le ménage). Ce résultat pointe des effets croisés entre réseaux familiaux, et va dans le sens des études publiées sur le partage des risques dans les communautés rurales, où les villageois semblent capables de gérer (en partie) les risques auxquels ils font face dans leur propre famille en

des chances de survie pendant les 12 premiers mois de la vie de l'enfant. En revanche, si ce nombre de jours augmente quand l'enfant a moins d'un an, la mère réduit les chances de survie de son enfant à 1 an et 2 ans.

partageant les ressources ou les soins aux enfants dans le cadre plus large du voisinage (Platteau, 1997 ; Baland et Platteau, 1998 ; Fafchamps et Lund, 2003).

La question du genre a sans doute aussi son importance. La comparaison entre les niveaux relatifs du coefficient de migration des femmes d'âge actif et des hommes d'âge actif corrobore l'hypothèse selon laquelle l'émigration des femmes contribue davantage à réduire la mortalité des enfants. Cette asymétrie dans les effets observés laisse penser que les avantages d'une émigration pour l'économie du ménage se répartissent différemment selon que les migrants sont des hommes ou des femmes. Quand il s'agit d'une femme, les conséquences bénéfiques sur le bien-être de l'enfant sont plus notables. Ce résultat concorde avec les publications sur l'autonomisation des femmes dans les sociétés rurales, qui contribuerait à améliorer le bien-être des enfants, en particulier sur les plans sanitaire et nutritionnel (Sethuraman *et al.*, 2006 ; Duflo, 2012 ; Lépine et Strobl, 2013 ; Imai *et al.*, 2014). Il y a toutefois des exceptions lorsque les femmes participent davantage au marché du travail, en fonction du type d'emploi occupé et de l'âge des enfants (Brauner-Otto *et al.*, 2019).

Ces résultats montrent également l'effet d'une émigration maternelle de courte durée sur le risque de mortalité de l'enfant demeuré au village. En émigrant, la mère semble améliorer les chances de survie de son enfant, mais pas à tous les âges. L'émigration de la mère pendant sa grossesse réduit le risque de mortalité de son enfant durant ses 12 premiers mois de vie au village. En revanche, si la mère émigre en laissant derrière elle un enfant très jeune (âgé de 0 à 1 an l'année de la migration, c'est-à-dire $t-1$), le risque de mortalité de ce dernier n'est pas réduit les années suivantes (jusqu'à ses 3 ans) mais tend au contraire à augmenter, comme Yabiku *et al.* (2012) l'ont montré, sans faire cependant la part des effets respectifs des migrations de courte durée et de longue durée.

On peut en tirer plusieurs explications à nos résultats. Tout d'abord, la littérature consacrée à l'économie du développement montre que les envois de fonds des émigrés sont le premier facteur de développement (Stark et Lucas, 1988 ; Lucas, 1997). Les membres du ménage qui émigrent, en particulier pour travailler, envoient de l'argent susceptible d'accroître le bien-être de l'ensemble de la famille, notamment en améliorant les apports nutritionnels des jeunes enfants ou leur accès aux soins, voire les deux. Il est tout à fait concevable que cela puisse se traduire par une diminution de la mortalité des enfants à l'échelle du ménage. Le fait que ces envois aient aussi des effets positifs sur les ménages entretenant des relations étroites avec le ménage concerné n'est pas surprenant non plus. De nombreux auteurs comme Fafchamps (1992), Harrower et Hoddinott (2005) et Park (2006) estiment que les chocs liés, par exemple, à des problèmes de santé sont assurés par des réseaux de partage des risques, et que l'argent envoyé grâce aux revenus du travail fait office de mécanisme d'indemnisation quand un choc négatif se produit (Lucas et Stark, 1985 ; Stark et Lucas, 1988 ; Stark, 1999 ; Gertler et Gruber, 2002). Un autre mécanisme pourrait être en jeu, à savoir l'amélioration des pratiques en matière de soins maternels (Elo, 1992 ; Lindstrom et Muñoz-Franco, 2006), en particulier chez les femmes en âge de procréer et de travailler. Pendant leur émigration, ces femmes peuvent bénéficier d'un meilleur suivi obstétrical et adopter de meilleures pratiques périnatales, qui sont plus facilement accessibles en ville et seront potentiellement bénéfiques pour leurs enfants restés au village. En revanche, l'effet de l'émigration sur les jeunes enfants ne l'est pas. L'absence de la mère peut réduire le temps passé à prodiguer des soins à son enfant, et ainsi accentuer les difficultés psychologiques et la modification des pratiques alimentaires chez l'enfant concerné (Nguyen, 2016). Tels sont les

mécanismes qui expliquent le plus vraisemblablement la relation complexe que ces régressions ont établi.

Bien que cette étude permette de formuler des conclusions pertinentes, certaines de ses limites pointent de nouvelles pistes de recherche. Premièrement, elle n'analyse pas explicitement les mécanismes par lesquels les effets des migrations jouent sur la probabilité de survie, comme dans le cas des envois de fonds et des pratiques de soins. Une telle analyse exigerait de disposer d'enregistrements fiables sur les flux d'envois de fonds reçus par les ménages, éléments que la base de données de Niakhar ne couvrait pas jusqu'à maintenant. En outre, la variable relative à l'état de santé des enfants pourrait être plus spécifique. En effet, le continuum entre bonne santé et décès doit être analysé. Bien qu'ayant utilisé la mortalité infanto-juvénile, qui est une conséquence importante et un événement pour lequel on dispose de données abondantes, les publications sur l'économie du développement montrent que la qualité de la santé des enfants est un facteur de progrès important dans les domaines de l'éducation et de l'économie. Une deuxième limite de l'étude réside peut-être dans la nature de la relation économétrique entre migrations et mortalité des enfants : la corrélation pourrait ne pas impliquer de lien de causalité. Bien que l'utilisation d'un modèle à effets fixes et variables décalées permette de neutraliser l'endogénéité et de traiter les problèmes de sélection, il serait tout de même possible de considérer que la mortalité des 0-5 ans pendant l'année t est liée aux migrations de l'année $t-1$ en raison d'un problème de santé (biais) préexistant chez l'enfant concerné l'année $t-1$. En d'autres termes, les familles à court de ressources financières pourraient avoir décidé d'émigrer l'année $t-1$ parce que leur enfant était malade à ce moment-là (causalité inverse). Toutefois, étant donné que les principales causes de mortalité des enfants dans la région sont les maladies infectieuses (Delaunay *et al.*, 2001), le risque d'un effet de causalité inverse sur les variables relatives à l'émigration est réduit¹⁶. De plus, quand un enfant est malade, la personne qui émigre est généralement le père ou un proche afin d'aider financièrement la mère. Par conséquent, les résultats concernant les migrations maternelles devraient tenir compte de ce problème de sélection de manière appropriée.

Il serait par ailleurs intéressant d'élargir le champ de cette étude en y intégrant le rôle des migrations paternelles et en examinant les conséquences à long terme des migrations sur d'autres aspects de la santé des enfants, à la fois au sein de la famille et dans un périmètre plus étendu. Cela apporterait un complément utile aux travaux déjà publiés sur les migrations et la santé des enfants dans les zones rurales d'Afrique subsaharienne.

¹⁶ Le paludisme et le choléra sont des maladies soudaines et aiguës, ce qui limite le lien entre l'état de santé de l'enfant durant l'année $t-1$ et son risque de mortalité pendant l'année t .

Annexes

A. Migrations de longue durée et mortalité des enfants

Le tableau A.1 présente les estimations issues de l'équation [4] qui utilise les migrations de longue durée comme principale variable indépendante. Les coefficients observés ne sont pas significatifs ; il n'y a pas assez d'éléments pour établir une corrélation, au niveau du ménage, entre migrations de longue durée en année $t-1$ et mortalité infanto-juvénile en année t .

Tableau A.1. Migrations de longue durée au niveau des ménages et des concessions, mortalité des enfants au niveau du ménage, Niakhar, 1998-2013

	Au moins deux ménages dans la concession	
	(1)	(2)
Valeur moyenne de la variable dépendante (mortalité 0-5 ans)	0,047	0,047
Nombre de déplacements, niveau du ménage		
Ménage	-0,002 (0,002)	
Femme d'âge actif		-0,004 (0,004)
Homme d'âge actif		0,001 (0,005)
Nombre de déplacements, niveau de la concession	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)
Interactions, ménage × concession		
Migrations au niveau du ménage × migrations au niveau de la concession	0,001 (0,002)	
Migrations de femmes d'âge actif × migrations au niveau de la concession		0,001 (0,002)
Migrations d'hommes d'âge actif × migrations au niveau de la concession		0,001 (0,003)
Caractéristiques démographiques du ménage	Oui	Oui
Effets fixes ménage	Oui	Oui
Effets fixes année	Oui	Oui
Effets fixes année x village	Oui	Oui
Observations	25 074	25 074
Nombre de ménages	2 037	2 037

Note : erreurs types robustes entre parenthèses.

Significativité : * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Source : calculs des auteurs à partir des données de l'Observatoire de santé et de population de Niakhar.

B. Analyse de sensibilité : modèles logistiques et régressions de Poisson

Dans le tableau B.1, la variable dépendante de la régression logistique est une variable binaire pour la mortalité des enfants (égale à 1 quand au moins un enfant de moins de cinq ans est décédé dans le ménage ; égale à 0 sinon). Dans la régression de Poisson, la variable dépendante est le nombre d'enfants de moins de cinq ans décédés dans le ménage au cours d'une année donnée. En outre, du fait de problèmes de convergence, l'effet fixe « village x année » n'a pas été inclus dans le modèle logistique. Les conclusions sont identiques et confirment les résultats obtenus avec les modèles de probabilité linéaire (tableau 5).

Tableau B.1. Migrations de courte durée au niveau du ménage et mortalité infantile

	Logistique		Poisson	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Nombre de déplacements, niveau du ménage				
Ménage	-0,090*** (0,022)		-0,073*** (0,019)	
Femme d'âge actif		-0,132*** (0,045)		-0,110*** (0,037)
Homme d'âge actif		-0,064** (0,032)		-0,053* (0,028)
Nombre de déplacements, niveau de la concession				
Migrations au niveau de la concession	-0,056*** (0,0113)	-0,056*** (0,0112)	-0,065*** (0,0119)	-0,064*** (0,012)
Interactions, ménage × concession				
Migrations au niveau du ménage × migrations au niveau de la concession	0,006*** (0,001)		0,006*** (0,001)	
Migrations de femmes d'âge actif × migrations au niveau de la concession		0,010*** (0,004)		0,011*** (0,002)
Migrations d'hommes d'âge actif × migrations au niveau de la concession		0,004 (0,003)		0,003* (0,001)
Caractéristiques démographiques du ménage	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes ménage	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes année	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes année × village	Non	Non	Oui	Oui
Erreur en grappe	Non	Non	Oui	Oui
Observations	11 417	11 417	18 979	18 979
Nombre de groupes	785	785	476	476

Note : Les valeurs entre parenthèses sont des erreurs types robustes.

Significativité : * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Source : calculs des auteurs à partir des données de l'Observatoire de santé et de population de Niakhar.

C. Analyse de survie

Le tableau C.1 présente les estimations de l'effet des migrations maternelles sur la mortalité infantile obtenues à partir d'une analyse de survie. En l'espèce, l'équation utilisée était la suivante :

$$\log(h_{imt}) = \mu_{imt} + \beta MigCourte_m + \theta X_{mv}$$

où $\log(h_{imt})$ est le taux d'échec conditionnel, c'est-à-dire le taux instantané de mortalité où un enfant i sélectionné de manière aléatoire, né d'une mère m , est survivant l'année $t-1$ et décède l'année t . La variable indépendante principale est $MigCourte_m$, qui représente tous les déplacements de courte durée de la mère un an avant l'entrée de l'enfant dans l'étude et juste avant sa date de sortie. X_{mv} est le vecteur des autres variables de contrôle.

Il ressort des résultats que, pour les enfants de moins d'un an, il existe une association négative et significative entre les migrations de courte durée de la mère et la probabilité instantanée d'un décès infanto-juvenile, indiquant que ce type de migration tend à réduire la mortalité des enfants. Quand l'enfant a entre 1 an et 4 ans, on observe des relations variables mais aucune n'est statistiquement significative.

Tableau C.1. Effets des migrations maternelles sur la mortalité des enfants, selon l'âge de l'enfant, Niakhar, 1998-2013

	Âge de l'enfant				
	0 an	1 an	2 ans	3 ans	4 ans
Migrations de courte durée de la mère	-0,487*** (0,126)	0,030 (0,099)	-0,048 (0,107)	0,140 (0,151)	0,174 (0,148)
Caractéristiques démographiques du ménage	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes village × année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	17 380	15 404	14 191	12 735	11 714
Nombre d'échecs	670	426	326	131	82

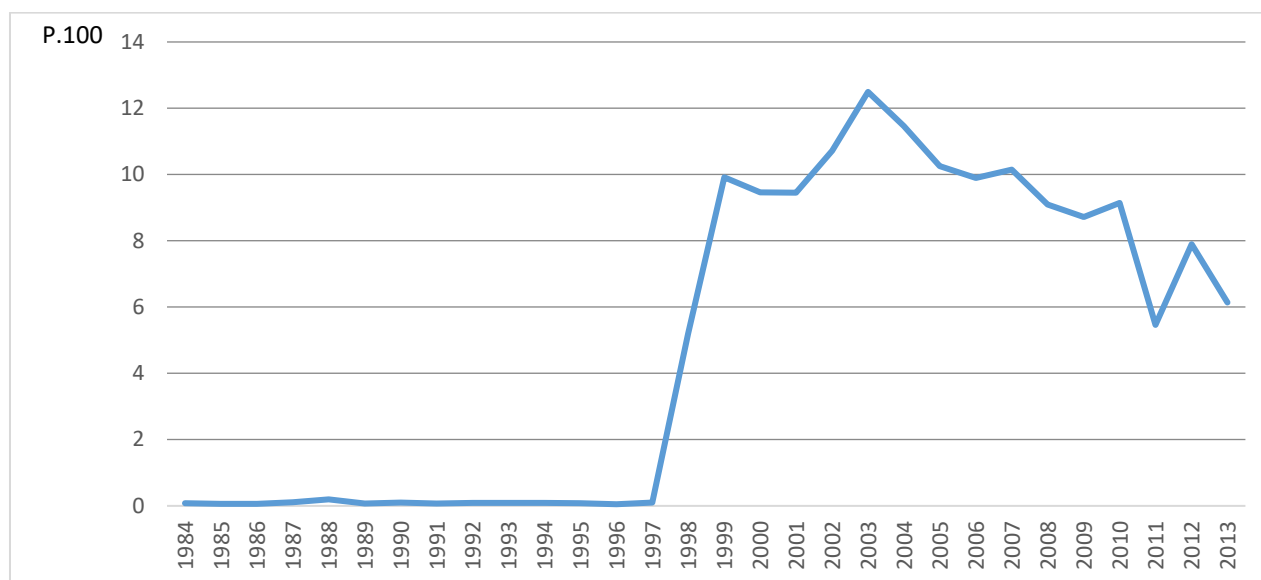
Note : Les valeurs entre parenthèses sont des erreurs-types robustes.

Significativité : * p < 0,10 ; **p < 0,05 ; ***p < 0,01.

Source : calculs des auteurs à partir des données de l'Observatoire de santé et de population de Niakhar.

D. Tendances de la migration à Niakhar, 1984–2013

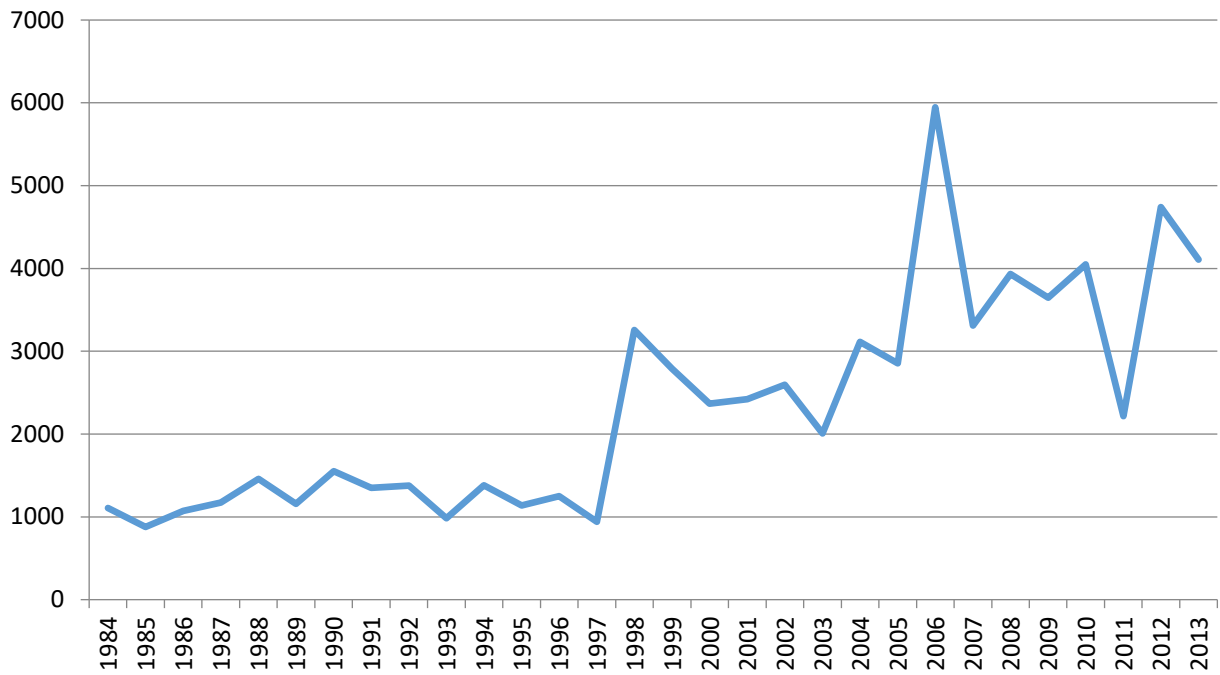
Figure D.1. Taux de migrations de courte durée (%)



Note : Le taux de migration de courte durée est le nombre total de déplacements de courte durée en personnes-années divisé par le nombre total de résidents en personnes-années.

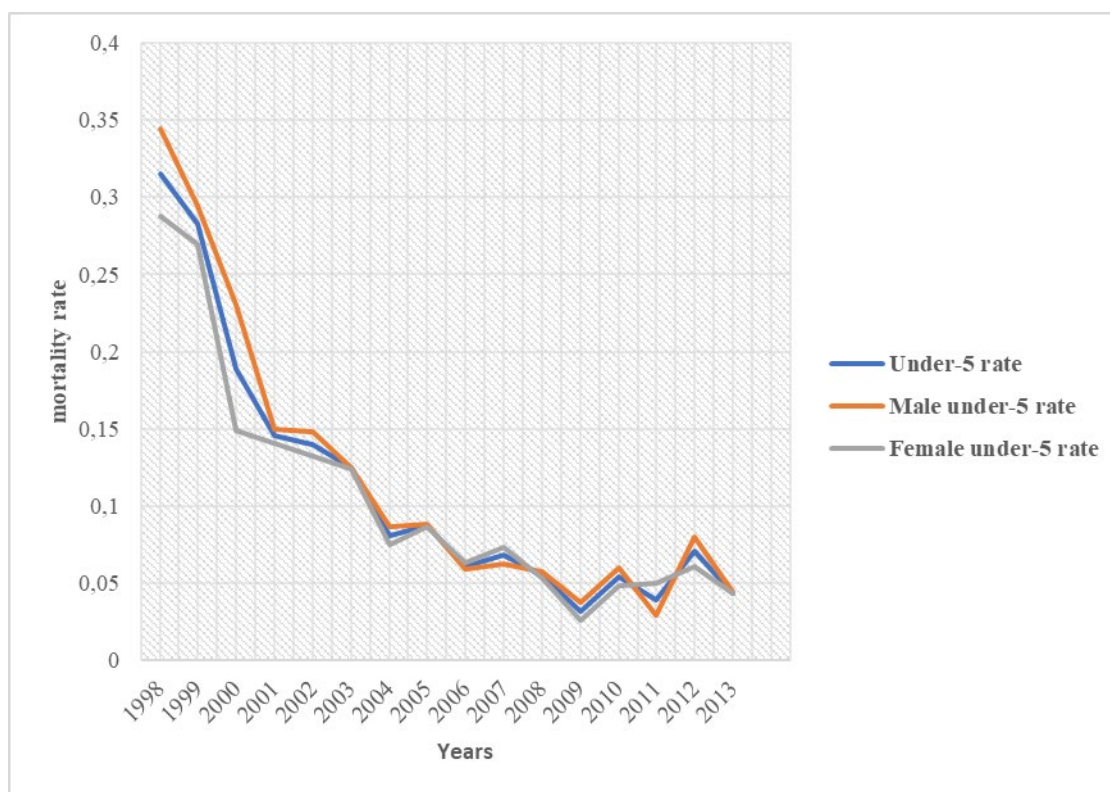
Source : calculs des auteurs à partir des données de l'Observatoire de santé et de population de Niakhar.

Figure D.2. Nombre de déplacements de longue durée



Source : calculs des auteurs à partir des données de l'Observatoire de santé et de population de Niakhar.

Figure D.3. Décès d'enfants de moins de 5 ans pour 1 000 naissances par sexe, Niakhar 1998-2013



[légendes]

[vertic. à gauche] Taux de mortalité

[vertic. à droite] Ensemble

Garçons

Filles

[centre]

Années

Axe vertical, titre : P. 1000 (supprimer "mortality rate")

Echelle gauche : de 0 à 400

Source : calculs des auteurs à partir des données de l'Observatoire de santé et de population de Niakhar.

Bibliographie

Adjamagbo A., Delaunay V., Lévi P., Ndiaye O., 2006, Comment les ménages d'une zone rurale du Sénégal gèrent-ils leurs ressources ?, *Études rurales*, 177(1), 71-90.

Amankwaa A., Bavon A., Nkansah P. T., 2003, Rural–urban migration and its effects on infant and child mortality in Ghana, *African Population Studies*, 18(2), 1-26.

Amouzou A., Hill K., 2004. Child mortality and socioeconomic status in sub-Saharan Africa, *African Population Studies*, 19(1), 1-11.

Andersson L., 2014. *Migration, remittances and household welfare in Ethiopia* (UNU-MERIT, Working Paper Series, n° 2014-004), Maastricht, Maastricht Economic and Social Research Institute on Innovation and Technology and Maastricht Graduate School of Governance.

Baland J.-M., Platteau J.-P., 1998, Division of the commons: A partial assessment of the new institutional economics of land rights, *American Journal of Agricultural Economics*, 80(3), 644-650.

Barrios S., Bertinelli L., Strobl E., 2010, Trends in rainfall and economic growth in Africa: A neglected cause of the African growth tragedy, *The Review of Economics and Statistics*, 92(2), 350-366.

Bhutta Z. A., Darmstadt G. L., Hasan B. S., Haws R. A., 2005, Community-based interventions for improving perinatal and neonatal health outcomes in developing countries: A review of the evidence, *Pediatrics*, 115(Suppl. 2), 519-617.

Böhme M. H., Persian R., Stöhr T., 2015, Alone but better off? Adult child migration and health of elderly parents in Moldova, *Journal of Health Economics*, 39, 211-227.

Brauner-Otto S., Baird S., Ghimire D., 2019, Maternal employment and child health in Nepal: The importance of job type and timing across the child's first five years, *Social Science & Medicine*, 224, 94-105.

Breierova L., Duflo E., 2004, *The impact of education on fertility and child mortality: Do fathers really matter less than mothers?* (Working Paper Non. 10513), Cambridge, Mass., National Bureau of Economic Research.

Brockerhoff M., 1990, Rural-to-urban migration and child survival in Senegal, *Demography*, 27(4), 601-616.

Brockerhoff M., 1994, The impact of rural–urban migration on child survival, *Health Transition Review*, 4(2), 127-149.

Buor D., Bream K., 2004, An analysis of the determinants of maternal mortality in sub-Saharan Africa, *Journal of Women's Health*, 13(8), 926-938.

Caudill S. B., 1988, Practitioners corner: An advantage of the linear probability model over probit or logit, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 50(4), 425-427.

DaVanzo J., Lee D. L. P., 1983, The compatibility of child care with market and nonmarket activities: Preliminary evidence from Malaysia, in Buvinic M., Lycette M. A., McGreevey W. P. (eds.), *Women and Poverty in the Third World*, Baltimore, Johns Hopkins University Press, 62-91.

de Brauw A., Harigaya T., 2007, Seasonal migration and improving living standards in Vietnam, *American Journal of Agricultural Economics*, 89(2), 430-447.

Delaunay V., 2017, Migration, in Delaunay V. (dir.), *La situation démographique dans l'Observatoire de Niakhar : 1963-2014*, Dakar, Institut de recherche pour le développement, 43-53.

Delaunay V., Etard J-F., Préziosi M.-P., Marra A., Simondon F., 2001, Decline of infant and child mortality rates in rural Senegal over a 37-year period (1963–1999), *International Journal of Epidemiology*, 30(6), 1286-1293.

Delaunay V., Douillot L., Diallo A., Dione D., Trape J.-F., Medianikov O. *et al.*, 2013, Profile: The Niakhar Health and Demographic Surveillance System, *International Journal of Epidemiology*, 42(4), 1002-1011.

Delaunay V., Engeli E., Franzetti R., Golay G., Moullet A., Sauvain-Dugerdil C., 2016, La migration temporaire des jeunes au Sénégal. Un facteur de résilience des sociétés rurales sahéliennes ?, *Afrique contemporaine*, 259, 75-94.

Donnay F., 2000, Maternal survival in developing countries: What has been done, what can be achieved in the next decade, *International Journal of Gynecology & Obstetrics*, 70(1), 89-97.

Douillot L., Delaunay V., 2017, Mortalité, in Delaunay V. (dir.), *La situation démographique dans l'Observatoire de Niakhar : 1963-2014*, Dakar, Institut de recherche pour le développement, 73-79.

Duflo E., 2012, Women empowerment and economic development, *Journal of Economic Literature*, 50(4), 1051-1079.

Elo I. T., 1992, Utilization of maternal health-care services in Peru: The role of women's education, *Health Transition Review*, 2(1), 49-69.

Ermisch J. F., 2016, *An economic analysis of the family*, Princeton, Princeton University Press.

Fafchamps M., 1992, Solidarity networks in preindustrial societies: Rational peasants with a moral economy, *Economic Development and Cultural Change*, 41(1), 147-174.

Fafchamps M., Lund S., 2003, Risk-sharing networks in rural Philippines, *Journal of Development Economics*, 71(2), 261-287.

Faye A., Lericollais A., Sissokho M. M., 1999, *L'élevage en pays Sereer : du modèle d'intégration aux troupeaux sans pâturages*, in Lericollais A. (dir.), *Paysans sereer : dynamiques agraires et mobilités au Sénégal*, Paris, Institut de recherche pour le développement, 299-330.

Gastellu J.-M., Diouf M. (dir.), 1974, *Maintenance sociale et changement économique au Sénégal. Vol. 2 : Pratique du travail et rééquilibres sociaux en milieus Sereer* (ORSTOM Working Paper n° 34), Paris, ORSTOM.

Gertler P., Gruber J., 2002, Insuring consumption against illness, *American Economic Review*, 92(1), 51-70.

Guigou B., 1992, *Les changements du système familial et matrimonial : les Sérères du Siné (Sénégal)* (thèse), Paris, École des Hautes Études en Sciences Sociales.

Guilmoto C. Z., 1998, Institutions and migrations. Short-term versus long-term moves in rural West Africa, *Population Studies*, 52(1), 85-103.

Harrower S., Hoddinott J., 2005, Consumption smoothing in the Zone Lacustre, Mali, *Journal of African Economies*, 14(4), 489-519.

Hildebrandt N., McKenzie D., 2005, The effects of migration on child health in Mexico, *Economia*, 6(1), 257-289.

Hsiao C., 2014, *Analysis of panel data* (3rd ed.), Cambridge, Cambridge University Press.

Imai K. S., Anim S. K., Kulkarni V. S., Gaiha R., 2014, Women's empowerment and prevalence of stunted and underweight children in rural India, *World Development*, 62, 88-105.

Kanaiaupuni S. M., Donato K. M., 1999, Migradollars and mortality: The effects of migration on infant survival in Mexico, *Demography*, 36(3), 339-353.

Kanmiki E. W., Bawah A. A., Agorinya I., Achana F. S., Awoonor-Williams J. K., Oduro A. R., et al., 2014, Socio-economic and demographic determinants of under-five mortality in rural northern Ghana, *BMC International Health and Human Rights*, 14(1), 24.

Kiros G.-E., White M. J., 2004, Migration, community context, and child immunization in Ethiopia, *Social Science & Medicine*, 59(12), 2603-2616.

LaFave D., Thomas D., 2017, Extended families and child well-being, *Journal of Development Economics*, 126, 52-65.

Lalou R., Delaunay V., 2015, Migrations saisonnières et changement climatique en milieu rural sénégalais : forme ou échec de l'adaptation ?, in Sultan B., Amadou S. M., Oumarou A., Soumaré M. A. (dir.), *Les sociétés rurales face aux changements climatiques et environnementaux en Afrique de l'Ouest*, Marseille, Institut de recherche pour le développement, 287-313.

Lartey A., 2008, Maternal and child nutrition in sub-Saharan Africa: Challenges and interventions, *Proceedings of the Nutrition Society*, 67(1), 105-108.

Lépine A., Strobl E., 2013, The effect of women's bargaining power on child nutrition in rural Senegal, *World Development*, 45, 17-30.

Lericollais A. (dir.), 1999, *Paysans Sereer : dynamiques agraires et mobilités au Sénégal*, Paris, Institut de recherche pour le développement.

Lindstrom D. P., Muñoz-Franco E., 2006, Migration and maternal health services utilization in rural Guatemala, *Social Science & Medicine*, 63(3), 706-721.

Lucas R. E. B., 1997, Internal migration in developing countries, in Rosenzweig M. R., Stark O. (eds.), *Handbook of population and family economics*, Vol. 1, 721-798, Amsterdam, Elsevier.

Lucas R. E. B., Stark O., 1985, Motivations to remit: Evidence from Botswana, *Journal of Political Economy*, 93(5), 901-918.

Marchiori L., Maystadt J.-F., Schumacher I., 2012, The impact of weather anomalies on migration in sub-Saharan Africa, *Journal of Environmental Economics and Management*, 63(3), 355-374.

Matthews Z., Channon A., Neal S., Osrin D., Madise N., Stones W., 2010, Examining the 'urban advantage' in maternal health care in developing countries, *PLoS Medicine*, 7(9), e1000327.

Mertz O., Mbow C., Reenberg A., Diouf A., 2009, Farmers' perceptions of climate change and agricultural adaptation strategies in rural Sahel, *Environmental Management*, 43(5), 804-816.

Miracle M. P., Miracle D. S., Cohen L., 1980, Informal savings mobilization in Africa, *Economic Development and Cultural Change*, 28(4), 701-724.

Nguyen C. V., 2016, Does parental migration really benefit left-behind children? Comparative evidence from Ethiopia, India, Peru and Vietnam, *Social Science & Medicine*, 153, 230-239.

Oberai A. S., Singh H. K., 1980, Migration, remittances and rural development: Findings of a case study in the Indian Punjab, *International Labour Review*, 119(2), 229-241.

Park C., 2006, Risk pooling between households and risk-coping measures in developing countries: Evidence from rural Bangladesh, *Economic Development and Cultural Change*, 54(2), 423-457.

Pison G., Trape J.-F., Lefebvre M., Enel C., 1993, Rapid decline in child mortality in a rural area of Senegal, *International Journal of Epidemiology*, 22(1), 72-80.

Pitt M. M., Sigle W., 1998, *Seasonality, weather shocks and the timing of births and child mortality in Senegal* (Working Paper n° wp98-02), Providence, RI, Brown University, Population Studies and Training Center.

Platteau J.-P., 1997, Mutual insurance as an elusive concept in traditional rural communities, *The Journal of Development Studies*, 33(6), 764-796.

Ruel M. T., Levin C., Armar-Klemesu M., Maxwell D. G., Morris S., 1999, Good care practices can mitigate the negative effects of poverty and low maternal schooling on children's nutritional status: Evidence from Accra, *World Development*, 27(11), 1993-2009.

Sethuraman K., Lansdown R., Sullivan K., 2006, Women's empowerment and domestic violence: The role of sociocultural determinants in maternal and child undernutrition in tribal and rural communities in South India, *Food and Nutrition Bulletin*, 27(2), 128-143.

Stark O., 1999, *Altruism and beyond: An economic analysis of transfers and exchanges within families and groups*, Cambridge, Cambridge University Press.

Stark O., Lucas R. E. B., 1988, Migration, remittances, and the family, *Economic Development and Cultural Change*, 36(3), 465-481.

Wilson M., 1989. Child development in the context of the Black extended family, *American Psychologist*, 44(2), 380-385.

World Bank, 2013, *World Development Indicators 2013*, Washington, International Bank for Reconstruction and Development / The World Bank.

Yabiku S. T., Agadjanian V., Cau B., 2012, Labor migration and child mortality in Mozambique, *Social Science & Medicine*, 75(12), 2530-2538.

Zupan J., 2005, Perinatal mortality in developing countries, *New England Journal of Medicine*, 352(20), 2047-2048.

Résumé

Explorant les données de panel abondantes fournies par l'Observatoire de santé et de population de Niakhar, cette étude examine les effets des migrations sur la mortalité infanto-juvénile dans les familles rurales restées au village. Les migrations, en particulier de courte durée, sont associées de manière positive aux chances de survie des enfants de moins de cinq ans au sein du ménage. On constate également que les déplacements de courte durée des femmes d'âge actif ont plus d'incidences sur la mortalité des enfants que ceux de leurs homologues masculins. De surcroît, des effets croisés sont identifiés entre ménages de la même concession, ce qui est conforme à l'idée que les familles rurales africaines partagent les gains de l'émigration avec une communauté étendue de voisins. Enfin, l'effet des migrations maternelles de courte durée sur la survie des enfants de moins de cinq ans demeure globalement positif, mais nettement plus modeste. L'émigration de la mère, en particulier pendant la grossesse, semble améliorer la probabilité de survie des enfants juste après la naissance, mais celle-ci tend à diminuer après l'âge d'un an et lorsque la mère est absente.

Mots-clés : Niakhar, Sénégal, migrations de courte durée, migrations de longue durée, mortalité infanto-juvénile