



HAL
open science

Préférences de fécondité et perception de la planification familiale des migrants temporaires à Dakar

Yacine Boujija, Laetitia Douillot, Valérie Delaunay, Simona Bignami, John Sandberg

► To cite this version:

Yacine Boujija, Laetitia Douillot, Valérie Delaunay, Simona Bignami, John Sandberg. Préférences de fécondité et perception de la planification familiale des migrants temporaires à Dakar. *African Population Studies*, 2020, 34 (1). hal-04026716

HAL Id: hal-04026716

<https://amu.hal.science/hal-04026716>

Submitted on 17 Mar 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.

Préférences de fécondité et perception de la planification familiale des migrants temporaires à Dakar

Yacine Boujija¹, Laetitia Douillot¹, Valérie Delaunay², Simona Bignami¹,
& John Sandberg³,

¹Université de Montréal, Canada

²Institut de Recherche pour le Développement, Sénégal

³The George Washington University, United States

Email: yacine.boujija@umontreal.ca

Résumé

Contexte: De nombreux travaux ont étudié la fécondité des migrants internationaux en les comparant aux non-migrants au lieu de destination. Peu se sont attardés aux migrations internes en définissant les populations d'origine comme référence. Une telle approche est pourtant pertinente dans un contexte où les migrants, plus souvent circulaires, naviguent entre deux communautés où les comportements démographiques diffèrent.

Données et méthodes: En nous attardant sur la zone rurale de Niakhar, nous utilisons les données d'une enquête sur les réseaux sociaux, pratiques et croyances individuelles afin d'observer si les préférences de fécondité des migrants temporaires à Dakar diffèrent de celles de la population d'origine

Résultats: Les résultats indiquent peu de différences pour la connaissance et l'acceptabilité de la planification familiale. Toutefois, les migrants ont un nombre idéal d'enfants plus faible en moyenne que les non-migrants.

Conclusion: Nos modèles multivariés suggèrent que ces différences s'expliquent principalement par les hypothèses de sélection et d'adaptation.

Mots clés : Migrants internes, fécondité, Sénégal, nombre idéal d'enfants, diffusion

Introduction

Une longue tradition de recherche s'est intéressée à la fécondité des migrants en raison de son incidence sur les caractéristiques démographiques des populations au lieu de destination (Coleman 2006). Au-delà de son impact sur les milieux d'accueil, on reconnaît aujourd'hui que la migration a également d'importantes implications pour la fécondité dans son milieu d'origine à travers la diffusion de nouvelles normes et préférences (Beine et al. 2013 ; Bongaarts et Watkins 1996). En effet, en raison des liens maintenus avec les communautés d'origine, des visites ou communications fréquentes, et, ultimement, du retour définitif des migrants, les populations d'origine se retrouvent potentiellement exposées à de nouveaux comportements de fécondité.

La recherche sur la fécondité des migrants s'est principalement attardée sur la migration permanente ou de longue durée et majoritairement aux flux migratoires internationaux nord-sud (Kulu et González-Ferrer 2014). Les migrants temporaires internes dont la mobilité se fait à plus court terme et de façon répétée sont pourtant un vecteur de diffusion potentiellement efficace en raison de leurs

contacts fréquents avec les deux communautés. Leur rôle est d'autant plus pertinent en considérant que ces migrants internes représentent les flux migratoires les plus importants et se localisent dans des contextes en pleine transition (OIM 2016) où l'on observe des clivages démographiques entre milieux ruraux et urbains encore importants (Shapiro et Gebreselassie 2013). Toutefois, avant de pouvoir considérer le rôle que les migrants de court-terme peuvent avoir sur les pratiques de fécondité dans leur milieu d'origine, il est essentiel que ces derniers soient suffisamment exposés à des normes différentes de celles observées à l'origine et qu'un changement de leurs propres préférences en résulte. Ce questionnement demeure d'autant plus pertinent considérant l'influence simultanée des deux milieux à laquelle s'exposent ces migrants (Smith 2011). Nous nous attarderons donc dans le cadre de ce travail sur le cas de migrants internes se déplaçant d'un milieu rural à un milieu urbain, afin de vérifier si leurs normes et préférences de fécondité diffèrent de celles des non-migrants au lieu d'origine. Il s'agira plus particulièrement d'étudier le cas de migrants temporaires à Dakar, en provenance de la région rurale de Niakhar au Sénégal.

État de la question

Une importante littérature s'est intéressée à la fécondité des migrants, plus souvent internationaux, et leurs descendants, en comparant celle-ci à la fécondité des non-migrants au lieu de destination (Kulu et González-Ferrer 2014). Ces études vont en général tenter de tester différentes hypothèses concurrentes et récurrentes dans l'étude de la fécondité des migrants (Hervitz 1985 ; Kulu 2005 ; Kulu et González-Ferrer 2014).

L'hypothèse de *socialisation* soutient l'idée que les individus adoptent les comportements de fécondité similaires à ceux observables au lieu où ils ont été socialisés en jeune âge. Ainsi, les migrants de première génération maintiendraient une fécondité similaire à celle observée au lieu d'origine, tandis que leurs enfants se rapprocheraient des natifs au lieu de destination. L'hypothèse d'*adaptation* affirme plutôt que plus les migrants seront exposés aux normes et pratiques de la société d'accueil, plus ces derniers auront des comportements de fécondité similaires à ceux des populations au lieu de destination. L'idée de *sélection* quant à elle avance que certains facteurs déterminants de la migration (ex. éducation, profil démographique, mobilité sociale) sont aussi des éléments fortement corrélés avec le désir d'une fécondité plus faible. Ainsi, la composition des sous-populations migrantes les prédispose à avoir un nombre d'enfants se rapprochant de celui observable au lieu de destination. L'hypothèse de *rupture* avance que la migration, étant un épisode stressant et ne facilitant pas l'arrivée d'une naissance, retarde la fécondité qui serait plus faible immédiatement avant et après la migration, mais sera ultimement rattrapée. Similairement, l'*interrelation* des événements explique les changements dans le comportement de fécondité suivant la migration par d'autres événements pouvant être liés à celle-ci (mariages, obtention d'un emploi). On assisterait par exemple à un pic des naissances suivant la migration lorsque celle-ci a été motivée ou facilitée par un mariage. Les hypothèses de *Rupture* et d'*interrelation*, moins pertinentes ici, sont surtout en lien avec des perturbations du calendrier reproductif plutôt que des changements réels dans les normes et pratiques de fécondité. En effet, ces hypothèses supposent que les préférences et désirs de fécondité des individus ne sont pas affectés par la migration qui elle ne fait qu'accélérer ou retarder les naissances, sans nécessairement avoir d'incidence sur la descendance finale.

Ces hypothèses ont toutefois été le plus souvent testées en comparant migrants et non-migrants au lieu de destination (Baykara-Krumme et Milewski

2017; Bolzman, et al. 2017), impliquant plusieurs limites méthodologiques (Glick 2010). Un élément souvent soulevé est la difficulté de correctement mesurer et tester les effets de sélection ou certains effets de rupture pour lesquels une connaissance des caractéristiques des populations d'origine est nécessaire (Baykara-Krumme et Milewski 2017; Kulu 2005).

Ces populations d'origine sont plus rarement prises comme référence et encore moins souvent lorsqu'il s'agit de migrations internes. Certains travaux ont observé des différences pour la fécondité de migrants internationaux par rapport aux non-migrants à l'origine selon le lieu de destination (Fargues 2011; Bertoli et Marchetta 2015). L'étude de Fargues utilise des données agrégées à un niveau macro sur le Maroc, la Turquie et l'Égypte pour tenter d'établir un lien entre migration et transition démographique. En regardant la corrélation qui existe entre transfert de fonds (comme mesure indirecte de la migration) et fécondité dans ces pays, il présente un modèle général de diffusion de la fécondité à deux étapes. Son étude observe une corrélation négative pour le Maroc et la Turquie, dont les migrants se dirigent principalement en Occident, tandis qu'il observe une relation positive pour l'Égypte où les migrants se déplacent davantage vers des pays du Golfe où règnent des normes de fécondité plus conservatrices. Malgré de nombreuses limites, l'auteur obtient des résultats cohérents avec un modèle d'adaptation des migrants selon les normes du pays d'accueil et, plus tard, de retransmission de ces pratiques au lieu d'origine. L'étude de Bertoli et Marchetta (2015) va ainsi se baser sur ce modèle et le tester à un niveau individuel. À l'aide de données collectées au niveau des ménages en Égypte, les résultats indiquent que les couples dont l'homme a déjà migré temporairement dans un pays du Golfe ont 1,2 enfant de plus en moyenne, alors que ceux-ci étaient prédisposés à avoir moins d'enfants que les couples sans migrant (après contrôle par la sélectivité). Cette étude s'attarde toutefois uniquement sur les migrants de retour au pays d'origine et souffre d'un certain biais de sélection. Les résultats suggèrent néanmoins la présence d'un effet d'adaptation plus fort que celui de sélection.

Plus récemment, l'étude de Baykara-Krumme et Milewski (2017) s'est quant à elle intéressée au cas de migrantes turques en Europe et leur descendance en les comparant aux non-migrantes en Turquie. Leurs résultats démontrent une interrelation des événements dans la transition à la première naissance en raison des mariages associés à la migration. Les différences pour les secondes et troisièmes naissances sont quant à elles dues à un effet de

sélection, avec l'éducation comme principal facteur explicatif. L'hypothèse de rupture est rejetée tandis que leurs données et modèles ne permettaient pas de tester l'hypothèse d'adaptation.

White (2011) va dans son étude comparer simultanément la fécondité et l'utilisation de la contraception chez les migrantes mexicaines et turques en adoptant pour chaque groupe les populations d'accueil (États-Unis et Allemagne respectivement) et d'origine comme référence. Ses résultats soulignent d'importantes divergences entre les groupes et contextes pour la transition à la première naissance et l'utilisation de moyens de contraception, mais uniquement comparée aux non migrants au lieu d'accueil. De plus, lorsque les tendances semblent similaires pour les femmes mexicaines et turques, les facteurs explicatifs quant à eux le sont moins (White 2011 :134-139). En se limitant à la transition à la première naissance, fortement influencée par les effets de rupture et d'interrelation, ces travaux n'ont pas pu tester toutes les différentes hypothèses possibles.

Les travaux abordés jusqu'ici se sont exclusivement attardés aux cas de migrants internationaux. L'article moins récent de Lindstorm (2003) qui s'apparente davantage à notre étude s'est intéressé à la fécondité et à l'utilisation contraceptive des migrants ruraux-urbains au Guatemala. En utilisant également les populations d'origine et de destination comme référence et une approche longitudinale pour modéliser la transition à différents rangs de naissances, l'auteur note plusieurs résultats. Avant la migration, la fécondité plus basse des futurs migrants (lorsque comparée à celle de non-migrants à l'origine) s'explique par leur sélection à être moins souvent mariés. Après la migration, leur fécondité plus élevée que celle des non-migrants à la destination s'explique par leurs caractéristiques plus générales (éducation et statut socioéconomique principalement). Les migrants vont également rapidement adopter les mêmes niveaux de connaissances et d'utilisation de la contraception que les non-migrants urbains (Lindstrom 2003 ; Lindstrom et Hernández 2006). Ainsi, selon ces résultats, il semblerait que les migrants ruraux-urbains s'adaptent rapidement aux normes reproductives du milieu d'accueil, mais que seules leurs caractéristiques individuelles les maintiennent à un niveau de fécondité intermédiaire entre les deux milieux. Ceci est cohérent avec l'idée voulant que les dissonances culturelles entre milieux urbains et ruraux au sein d'un même pays ne soient pas les mêmes que celles auxquelles s'exposent les migrants internationaux. Une adaptation dans ces cas-ci serait possiblement plus rapide que pour des migrations

internationales et la composition des sous-populations expliquerait toutes différences qui perdurent.

Plus récemment, une autre étude s'est intéressée aux différences de fécondité de femmes ayant migré en région urbaine et non-migrantes en Tanzanie (Masanja 2014). L'auteur observe que la durée d'exposition à un environnement urbain semble corrélée à l'adoption de caractéristiques et comportements jugés modernes. Le niveau de modernité individuel serait en retour négativement corrélé avec le nombre d'enfants, suggérant un potentiel effet d'adaptation. De plus, le niveau de modernité ainsi que l'éducation semblent être les principaux facteurs explicatifs des différences entre migrantes et non-migrantes.

Un point essentiel que partagent la majorité des études comparant la fécondité de migrants et non-migrants est l'utilisation de données longitudinales ainsi que l'observation des naissances réelles. Il s'agit également dans plusieurs cas de modéliser les risques de transition à différents rangs de naissances. Une telle approche est effectivement essentielle si l'on veut tester des hypothèses en lien avec les calendriers de la fécondité (rupture et interrelation), mais aux dépens de pouvoir mesurer la descendance finale des migrants dont on suppose parfois le schéma (White 2011).

Hypothèses et méthode d'analyse

La présente étude veut observer et expliquer les différences de croyances et normes de fécondité observables entre migrants temporaires ruraux-urbains à Dakar et non-migrants au lieu d'origine. Un certain débat existe encore quant à l'utilisation de mesures idéationnelles comme proxy de la fécondité réelle (Hayford et Agadjanian 2011 ; Sandberg 2005). Bien que la fécondité idéale ne soit pas toujours un bon prédicteur de la fécondité aboutie, notamment en raison des déterminants institutionnels de la fécondité et des structures sociales pouvant faire qu'une partie de son contrôle échappe à l'individu (Piché et Poirier, 1995), de telles mesures demeurent adéquates pour saisir les changements idéationnels résultant d'une diffusion des croyances à la suite de la migration. Ainsi une approche longitudinale et portant sur la fécondité observée similaire à celles des études citées plus haut devient moins essentielle. En effet, il ne sera pas question de tester les hypothèses de *rupture* et d'*interrelation*, celles-ci n'ayant virtuellement pas de lien avec les normes et croyances de fécondité, mais plutôt de vérifier les hypothèses de *sélection*, de *socialisation*, et d'*adaptation*.

Rappelons les implications de chaque hypothèse explicative que nous allons ici tester : (**h₁**) L'hypothèse de *socialisation*, selon laquelle les migrants démontrent des niveaux de fécondité similaires à ceux observés au lieu d'origine en raison des normes et valeurs spécifiques auxquelles ils furent principalement exposés. (**h₂**) L'hypothèse de *sélection*, selon laquelle les migrants sont sélectionnés par leurs caractéristiques individuelles, celles-ci expliquant leur désir d'avoir moins d'enfants que les non-migrants au lieu d'origine. Ainsi, à caractéristiques égales, une fois l'effet de sélection contrôlé, les migrants démontreraient des normes et croyances de fécondité se rapprochant de celles observables chez les non-migrants au lieu d'origine. (**h₃**) L'hypothèse d'*adaptation* qui se trouve à la base du modèle plus large de diffusion suppose que les migrants vont, à la suite de leur exposition à un milieu différent avec ses propres normes et valeurs, se rapprocher des niveaux de fécondité observés dans la société d'accueil.

Nous allons tenter de tester la validité de ces hypothèses dans le cadre de ce travail. Une particularité des données utilisées pour cette analyse est que parmi les migrants à Dakar identifiés et enquêtés, certains furent rencontrés (et enquêtés) au village d'origine lors de visites temporaires dont une partie coïncidait avec la *Tabaski*, importante fête religieuse. Ainsi, sans que cela ne soit une hypothèse centrale du travail, une originalité additionnelle de cet article sera de contrôler pour le lieu de l'enquête et observer dans quelle mesure ce dernier peut jouer un rôle sur les déclarations des migrants. En considérant la rapidité à laquelle les migrants internes peuvent adapter leurs comportements de fécondité (Lindstorm 2003), il n'est pas improbable qu'il puisse exister un effet normatif rapide ou immédiat en provenance de l'environnement où ils se trouvent. Toutefois, il est surtout essentiel de contrôler pour cela en considérant l'important biais de sélection pouvant exister au sein du groupe enquêté lors de visites au village. En effet, ces individus sont non seulement plus à risque de démontrer un attachement plus fort au lieu d'origine, mais il est aussi plus probable qu'ils adhèrent davantage à des valeurs plus « traditionnelles » en considérant leur retour confirmé à l'occasion de la *Tabaski*.

Contexte, données et méthodes d'analyse

Zone étudiée

La présente étude porte sur les migrants temporaires en migration à Dakar et en provenance de la région rurale faisant partie du site de suivi démographique de Niakhar au Sénégal. La population de la zone,

principalement d'ethnie *sereer*, est actuellement en pleine transition démographique, ayant atteint des niveaux assez faibles de mortalité et la fécondité ayant entamé sa baisse. Néanmoins, le nombre moyen d'enfants par femmes y demeure encore élevé, atteignant 6,4 en 2010 et 6,1 pour la période de 2009-2014 (Delaunay et al. 2017; Delaunay et al. 2013). Plus généralement, on retrouve d'importantes différences de fécondité entre les milieux ruraux (6,2) et urbains (4,1) au Sénégal (ANSD, 2013).

Depuis les années 1990, la mobilité des paysans *sereers* s'est fortement développée et diversifiée en raison d'une crise agricole généralisée, soutenue par une baisse de la pluviométrie, une surexploitation des sols ainsi que la forte croissance démographique qui se poursuit (Adjagbo et al. 2006; Roquet 2008). Principalement saisonnière/circulaire et en direction de Dakar, cette migration permet initialement aux ménages dont l'autosuffisance n'est pas assurée d'accéder à un revenu additionnel et alléger leurs charges au village (Adjagbo et al. 2006; Chung et Guénard 2012). Aujourd'hui elle s'observe également auprès des ménages dont la sécurité alimentaire n'est pas à risque, se généralise auprès de tous les jeunes et prend des formes de plus en plus diverses (Delaunay et al. 2016 ; Lalou et Delaunay 2015). Ainsi, en considérant la place qu'occupe désormais la migration auprès des populations *sereers*, ainsi que la transition démographique en cours dans la région, se questionner sur les normes et croyances de fécondité qu'adoptent ces migrants devient d'autant plus pertinent.

Données et méthodes utilisées

Pour répondre à cette question, nous utiliserons les données de l'enquête *Réseaux Sociaux et Santé à Niakhar* (Delaunay et al., 2019) menée en 2014 au sein de la zone couverte par le site de suivi démographique de Niakhar. Nous utiliserons spécifiquement les données du village *Yandé* (nom fictif), dont la population âgée de 16 ans et plus fut entièrement recensée (n=1310). Parmi ces répondants, les individus en migration temporaire à Dakar au moment de l'enquête furent identifiés et retrouvés pour être également enquêtés. Nous qualifions ces individus comme migrants temporaires, car ils maintiennent leur statut de résident à *Yandé* durant leur absence. Ces derniers ont également été déclarés comme migrants temporaires par un membre de leur ménage au village. Certains de ces migrants étaient temporairement en visite au village durant la période de terrain. Ils furent ainsi rencontrés et enquêtés à ces moments-ci,

principalement pour des raisons logistiques et de coûts, car cela évitait des voyages inutiles à Dakar.

L'objectif principal de l'enquête *RéSo* fut de recenser et représenter les réseaux sociaux entiers des répondants. Toutefois, un volet additionnel de l'enquête comportait 42 questions concernant les pratiques, croyances et préférences des individus en termes de santé, de reproduction et de rapports de genre. Nous utiliserons certaines de ces questions sur les croyances et normes en matière de fécondité des individus comme variables dépendantes (voir tableau

1). Les caractéristiques sociodémographiques des répondants proviennent du site de suivi démographique de Niakhar qui collecte prospectivement depuis 1962 des données sociodémographiques longitudinales auprès de la population rurale de la région distribuée sur 30 villages du département de Fatick. Ces données, ainsi qu'un indicateur économique mesuré au niveau des ménages à partir des données d'une enquête sur les biens et équipements des ménages menée en 2014, furent jumelées à celles de notre enquête.

Tableau 1 – Formulation et modalités des questions représentant les normes et croyances de fécondité

Questions	Modalités
<i>Si vous deviez donner un conseil, à un de vos enfants ou un autre jeune nouvellement marié, concernant le nombre d'enfants à avoir dans la vie. Quel nombre donneriez-vous ?</i>	<i>Nombre, à préciser Dieu seul sait Autant que possible Ne sait pas</i>
<i>À votre avis, les femmes qui utilisent le planning familial, sont-elles respectables ?</i>	<i>Elles sont respectables Elles ne sont pas respectables Ne sait pas</i>
<i>À votre avis, les jeunes femmes qui utilisent le planning familial, sont-elles respectables ?</i>	<i>Oui/Non Ne sait pas</i>
<i>Pensez-vous que le planning familial peut aider à espacer les naissances</i>	<i>Oui/Non Ne sait pas</i>

Notre principale variable explicative sera donc le statut migratoire, tel que défini précédemment ; 1- Individus n'étant pas en migration au moment de l'enquête, 2- Individus en migration au moment de l'enquête et enquêtés à *Yandé*, 3- Individus en migration au moment de l'enquête et enquêtés à Dakar. Nos variables dépendantes (voir tableau 1) seront le nombre idéal d'enfants, l'opinion sur la respectabilité des femmes utilisant la planification familiale (oui/non), l'opinion sur la respectabilité des jeunes filles utilisant la planification familiale (oui/non) ainsi que la connaissance de l'utilité de la PF pour espacer les naissances (oui/non).

Nos variables de contrôle nous permettront de tester si un effet de *sélection* existe et si celui-ci est dû à certaines variables spécifiques. Nous intégrerons donc dans nos modèles l'âge, le sexe et le statut matrimonial comme caractéristiques démographiques individuelles ainsi que l'éducation et la richesse matérielle du ménage au lieu d'origine pour mesurer le statut socioéconomique. Cette dernière variable fut construite à partir de plusieurs informations sur les biens et possessions matérielles des ménages à partir desquelles un indice composite fut produit. La mesure fut ensuite standardisée et transformée en mesure de richesse relative à l'échelle du village.

Tableau 2 – Hypothèses de recherche et effets attendus sur les variables

Hypothèses	Effets attendus sur nos variables
<i>Socialisation (h₁)</i>	Pas de différences bivariées dans les normes et croyances observables entre migrants et non-migrants au lieu d'origine. Les migrants maintiendraient une fécondité similaire à celle en place au lieu de leur première socialisation.

<i>Sélection (h₂)</i>	Les migrants ont des normes et croyances de fécondité associées à une fécondité plus faible (respectabilité et connaissance de l'utilité de la planification familiale, nombre idéal d'enfants plus bas et réponses numériques plus fréquentes). Toutefois, ces différences seront expliquées par les caractéristiques des migrants après contrôle (profil démographique et socioéconomique). L'éducation est supposée jouer un rôle important.
<i>Adaptation (h₃)</i>	Les migrants ont des normes et croyances de fécondité associées à une fécondité plus faible. Néanmoins, contrairement à l'hypothèse de sélection, ces différences seraient ici expliquées par l'exposition et l'intégration des migrants au milieu urbain (mesurées par la proportion du réseau non-migrant à Dakar).

L'hypothèse de *Socialisation* représente l'hypothèse nulle, voulant que les migrants maintiennent les niveaux de fécondité du lieu où ils ont été initialement socialisés et se traduisant donc en l'absence de différence relative au désir de fécondité entre les migrants et les non-migrants au lieu d'origine. Cette hypothèse sera ainsi testée à l'aide d'une comparaison bivariée des niveaux de fécondité des trois groupes. Afin de vérifier l'hypothèse d'*adaptation*, nous utiliserons la proportion d'individus non-migrants du réseau résidant à Dakar comme variable mesurant l'exposition à de nouvelles normes et pratiques urbaines ainsi que le niveau d'intégration sociale du migrant. Bien que la relation entre réseaux sociaux et fécondité soit bien connue (Bernardi et Klärner, 2014 ; Bongaarts et Watkins, 1996), des mesures directes des réseaux sociaux et de leur localisation ont été jusqu'à ce jour absentes dans la littérature portant sur la fécondité des migrants. Le rôle de ces réseaux ainsi que leur distribution spatiale est pourtant reconnu comme étant important à la définition des normes individuelles de fécondité (Mönkediek et Bras, 2016).

Il s'agira d'abord de présenter les résultats d'analyses bivariées exprimant les différences entre les trois groupes. La variable concernant le nombre idéal d'enfants sera quant à elle analysée en deux parties. Nous regarderons dans un premier temps les proportions au sein de chaque groupe donnant une réponse numérique ou non-numérique (Dieu seul sait, autant que possible, ne sait pas). Il s'agira ensuite de mener plusieurs modèles de régression MCO afin d'identifier quels facteurs sont associés avec un nombre idéal d'enfants plus bas et ainsi tester nos hypothèses de façon plus approfondie.

Il est essentiel de noter qu'en réduisant l'analyse aux individus ayant donné une réponse numérique nous faisons face à un problème de sélection, étant donné que les individus ne formulant pas une réponse numérique ont un nombre idéal d'enfants différent de celui des autres. Bien qu'un modèle de sélection

soit ici pertinent, de tels modèles (Heckman) usent de deux équations pour modéliser dans un premier temps la probabilité de donner une réponse numérique puis, dans un second, les caractéristiques influençant le nombre idéal d'enfants en les ajustant selon les résultats de la première étape. Une telle approche nécessite toutefois la spécification d'un modèle de sélection incluant au moins une variable prédisant la sélection sans être un facteur déterminant de la seconde équation. Dans le cas présent, les facteurs expliquant le nombre idéal d'enfants et la probabilité de donner une réponse numérique sont largement les mêmes et sont colinéaires, un facteur additionnel limitant l'efficacité des modèles de sélection. De plus, nous n'avons pas à notre disposition une variable pertinente pour la première équation et qui n'aurait pas sa place dans la seconde. Ainsi, un modèle de sélection causerait davantage de tort que de bien (Kennedy, 2008 : p.271 ; Certo *et al.*, 2016). Nous avons plutôt opté pour modéliser séparément le risque d'une réponse numérique (annexe 1). Les résultats de ces modèles pourront ensuite faciliter l'interprétation des résultats de nos régressions MCO en tenant compte de ce biais et sa direction.

Le premier modèle (*m1*) reprendra les associations bivariées entre statut migratoire et nombre idéal d'enfants, tandis que les modèles suivants (*m2-m8*) introduiront différentes combinaisons de variables afin d'observer les changements dans les coefficients du statut migratoire relativement à ceux du premier modèle. Ceci permettra de vérifier quelles hypothèses et mécanismes peuvent expliquer les différences de fécondité entre migrants et non-migrants.

Le modèle *m2* intégrera les caractéristiques démographiques des individus afin de vérifier si une sélection des migrants pour une fécondité plus faible opère à travers ces variables, puis la sélection selon le niveau de richesse matérielle du ménage sera testée dans le 3^e modèle (*m3*). L'éducation, en raison de son

importance soulignée dans la littérature pour les effets de sélection, sera testée séparément. Nous l'intégrons ainsi seule avec le statut migratoire dans le 4^e modèle (*m4*) afin d'observer son effet brut. Les autres variables de contrôle seront réintégrées dans le 5^e modèle (*m5*) afin d'observer, en comparant ce modèle aux précédents, leur association avec l'éducation ainsi que pour évaluer l'importance de celle-ci vis-à-vis des autres variables dans le processus de sélection des migrants.

Le modèle *m6* observe l'effet de la proportion du réseau à Dakar sur le nombre idéal d'enfants des migrants sans tenir compte des variables de contrôle. Le 7^e modèle (*m7*) intègre les variables de contrôle sans l'éducation qui sera ajoutée au 8^e modèle (*m8*). Il s'agira de tester l'hypothèse d'*adaptation* par ces derniers modèles, mais aussi de vérifier si une forte association entre l'éducation et la proportion du réseau à Dakar existe et qui pourrait fausser notre interprétation des résultats.

Tableau 3 – Caractéristiques de l'échantillon selon le statut migratoire

	Non-migrants (n=960)	Migrants Dakar : enquêtés à Yandé (n=138)	Migrants Dakar (n=103)
Proportions			
Sexe			
<i>Homme</i>	0.47	0.30	0.49
<i>Femme</i>	0.53	0.70	0.52
Éducation			
<i>non-scolarisé</i>	0.62	0.30	0.26
<i>primaire</i>	0.18	0.15	0.19
<i>moyen</i>	0.12	0.39	0.30
<i>lycée+</i>	0.09	0.15	0.24
Statut matrimonial			
<i>Célibataire</i>	0.39	0.70	0.69
<i>Marié(e)</i>	0.57	0.30	0.29
<i>Autre</i>	0.04	0.00	0.02
Moyennes			
Age	38.7	26.2	25.9
Richesse matérielle du ménage	0.00	-0.19	0.19
Proportion du réseau à Dakar	0.03	0.05	0.12
Effectifs	960	138	103

Sachant que les directions de nos hypothèses et des effets attendus sont claires, précisées et théoriquement justifiées, il est ici préférable d'utiliser des tests unidirectionnels pour valider la significativité de nos résultats (Ruxton et Neuhäuser 2010). Nous tenons cependant à rappeler que les données utilisées dans le cadre de cette analyse sont des données populationnelles qui proviennent du recensement complet d'un village. Les résultats présentés ne nécessitent donc pas d'être

inférés à une population plus large et les niveaux de significativité présentés doivent davantage être considérés comme des indicateurs additionnels de la force des associations observées et de leur variance. De façon générale, l'interprétation traditionnelle des seuils de significativité est de plus en plus remise en question par la communauté scientifique, et ce même pour des échantillons probabilistes (voir: Amrhein, V. *et al.*, (2019)). Ainsi, comme nous l'avons souligné, leur utilisation comme mesure de la validité des

résultats est encore moins pertinente dans notre cas où aucune inférence statistique n'est requise.

Résultats

En observant la distribution des individus ayant donné une réponse numérique au nombre idéal d'enfants (figure 1), on remarque d'importantes différences entre migrants et non-migrants. Parmi les migrants rencontrés à Dakar, 66% ont donné une réponse numérique contre 46% chez les non-migrants. Concernant la respectabilité des femmes utilisant la planification familiale (figure 2), les différences semblent ici moins importantes. 49% des individus n'étant pas en migrations ont répondu oui à cette question, contre 55% pour les deux groupes de migrants. Lorsque la question est posée au sujet des jeunes femmes (figure 3), les résultats sont très différents et contraires aux hypothèses que l'on établit généralement au sujet des migrants. À travers les trois groupes, seule une minorité indique considérer les jeunes femmes usant de la planification comme respectables (10% en moyenne pour toute la population). Les migrants enquêtés à Dakar quant à eux semblent être le plus en désaccord avec l'utilisation de la planification familiale par les jeunes femmes (1,9% les considérant comme respectables). La dernière question, indiquant la connaissance de l'utilité de la PF pour espacer les naissances (figure 4), démontre une meilleure connaissance de la part des migrants enquêtés à Dakar (89% de oui) que les non-migrants et migrants rencontrés au village (76% et 78%).

En ce qui concerne le nombre idéal d'enfants, nous poursuivons l'analyse en sélectionnant les individus ayant donné une réponse numérique à cette question afin d'évaluer l'effet que la migration a sur ce nombre. On observe que les migrants ont un nombre idéal d'enfants moins élevé que les non-migrants tandis que les migrants rencontrés au village occupent une position intermédiaire avec une plus grande variabilité (figure 5). Un élément essentiel à rappeler est que les non-migrants sont moins susceptibles de donner une réponse numérique à la question sur le nombre idéal d'enfants que les migrants et que, lorsqu'ils répondent par un nombre, celui-ci est généralement plus élevé. Ainsi, il est fort probable qu'en réduisant notre analyse aux individus ayant donné une réponse numérique, les différences entre migrants et non-migrants soient sous-estimées et ce, d'autant plus lorsqu'on considère que les réponses non numériques peuvent être associées à une fécondité plus élevée (Hayford et Agadjanian 2011). Nos résultats n'en demeurent donc que plus conservateurs. De plus, nos modèles secondaires,

reprenant la probabilité d'être sélectionné à donner une réponse numérique (annexe 1), semblent indiquer que les différences entre migrants et non-migrants dans leur probabilité à donner une réponse numérique s'expliquent entièrement par les caractéristiques individuelles (principalement l'éducation) et leurs réseaux. Étant donné que nous contrôlons pour ces variables dans nos modèles finaux, ce biais de sélection devient moindre, sinon nul, pour l'interprétation des coefficients du statut migratoire.

En tenant compte de cela, nous avons ensuite mené nos modèles de régression MCO (voir tableau 4) sur cette variable en incluant graduellement les variables de contrôle appropriées afin de tester nos hypothèses (tableau 2). Le premier modèle reprend à nouveau les associations bivariées entre le statut migratoire et le nombre idéal souhaité d'enfants. On remarque ici des différences entre les trois groupes et que les migrants rencontrés à Dakar souhaitent en moyenne 1,09 enfant de moins que les non-migrants tandis que les migrants rencontrés au village se situent entre les deux groupes avec 0,49 enfant de moins que les non-migrants. En contrôlant pour les caractéristiques démographiques dans le second modèle (*m2*), les coefficients pour le nombre idéal d'enfants des migrants ne sont pas fortement affectés. L'intégration du niveau de richesse matérielle du ménage ne semble pas non plus avoir un effet médiateur sur la fécondité idéale des migrants (*m3*). En effet, bien que cette variable démontre un effet négatif, elle ne réduit pas l'effet d'être migrant sur la fécondité idéale.

Le modèle 4 teste l'effet de l'éducation seule sur la fécondité idéale des migrants et indique un effet marqué de celle-ci avec une différence de -0,33 enfant par rapport aux coefficients bivariés pour les migrants enquêtés à Dakar et -0,28 pour ceux enquêtés au village. Nous avons ensuite réintégré les autres variables de contrôle (*m5*) afin de différencier leur effet de celui de l'éducation. En comparant *m3*, *m4* et *m5*, on remarque que l'éducation explique en grande partie l'effet de sélection des migrants pour un nombre idéal d'enfants plus faible, tandis que les autres caractéristiques, bien qu'elles aient un certain effet, n'interagissent pas fortement avec la migration. On remarque également un effet de suppression entre l'éducation d'un côté et le sexe et le statut matrimonial d'un autre dont les effets sont masqués ou atténués lorsque les variables sont introduites séparément. En effet, ces variables (être une femme et être marié) sont négativement corrélées avec le nombre idéal d'enfants, mais la relation négative qu'elles ont avec l'éducation masque cet effet lorsqu'elles sont considérées séparément.

Nos trois derniers modèles vont tester l'hypothèse d'*adaptation* en insérant la proportion du réseau étant à Dakar. Le modèle *m6* intègre cette variable sans les autres contrôles et indique un effet similaire à celui observé pour l'éducation, c'est-à-dire un effet prononcé de cette variable (-3.21) ainsi qu'un effet de la migration sur le nombre idéal d'enfants qui s'estompe (-0,32) lorsque comparé au coefficient bivarié. Cet effet ne se remarque toutefois pas chez les migrants enquêtés au village pour qui le coefficient ne change pratiquement pas (-0,07). Dans les modèles *m7* et *m8*, nous ajoutons les variables de contrôle, en excluant l'éducation d'abord avant de la réintégrer dans le dernier modèle. On arrive par là à vérifier en comparant *m5*, *m7* et *m8* que les effets de l'éducation et du réseau à Dakar sont bien indépendants et cumulatifs. Ainsi, l'ajout de l'éducation (*m8*) réduit davantage l'effet d'être migrant sur le nombre idéal d'enfants. De façon plus générale, la proportion du réseau à Dakar semble ici avoir un rôle important sur le nombre idéal d'enfants. Ainsi, une augmentation de 100% de la proportion du

réseau situé à Dakar signifierait vouloir en moyenne 3,20 enfants de moins. Il ressort de nos modèles que l'éducation et la proportion du réseau à Dakar semblent donc être les principaux facteurs explicatifs du nombre idéal d'enfants plus bas pour les migrants à Dakar, divisant de plus de la moitié le coefficient bivarié estimé pour ces derniers et atténuant fortement sa significativité.

Notons également que le nombre idéal d'enfants des migrants rencontrés au village s'explique avant tout par un effet de sélection de ces individus (principalement par le biais de l'éducation) et que l'effet de diffusion semble faible pour ce groupe. Dans le modèle complet (*m8*) ces individus ne démontrent pas (ou peu) de différences par rapport aux non-migrants. En ce qui concerne les migrants rencontrés à Dakar, bien qu'une partie de leur fécondité idéale plus faible soit expliquée par nos modèles, les différences ne s'estompent pas entièrement et ces derniers maintiennent des niveaux de fécondité idéale plus bas que les non-migrants (-0,45) dans le modèle complet.

Figure 1 – Proportion d'individus ayant donné une réponse numérique au nombre idéal d'enfants

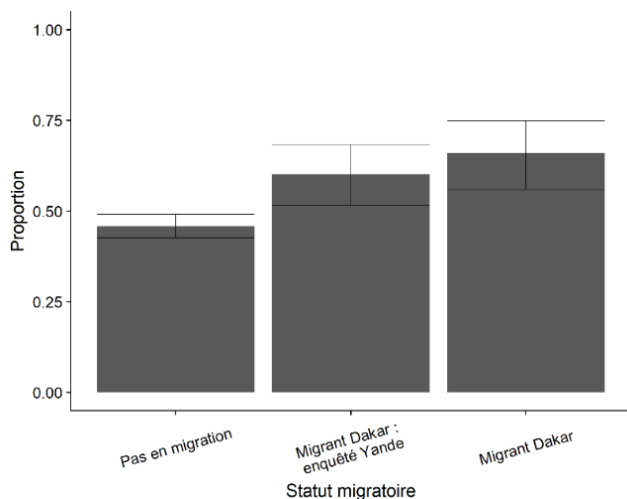


Figure 2 – Proportion d'individus ayant répondu que les femmes utilisant la planification familiale sont respectables

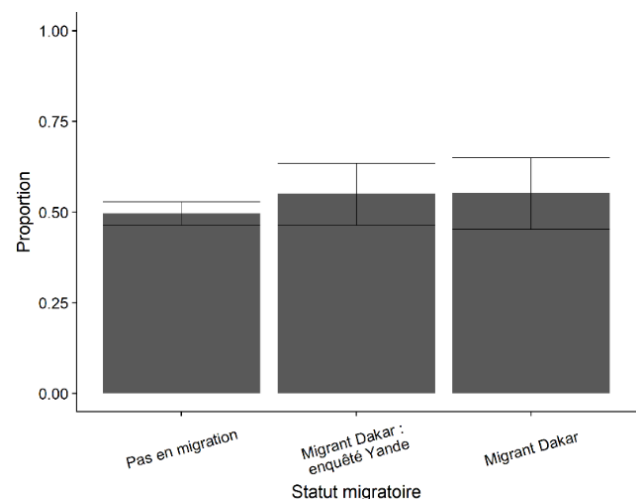


Figure 3 – Proportion d’individus ayant répondu que les jeunes femmes utilisant la planification familiale sont respectables

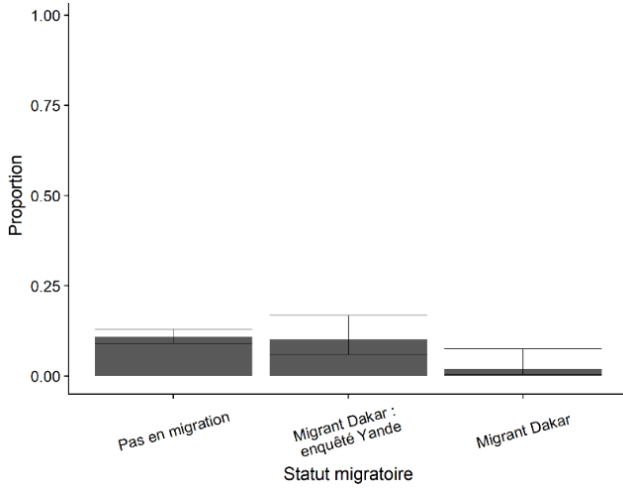


Figure 4 – Proportion d’individus connaissant l’utilité la planification familiale pour l’espacement des naissances

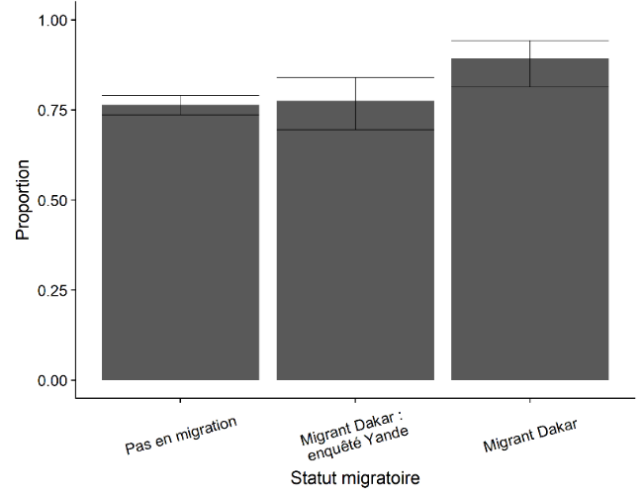


Figure 5 – Distribution du nombre idéal d’enfants selon le statut migratoire actuel

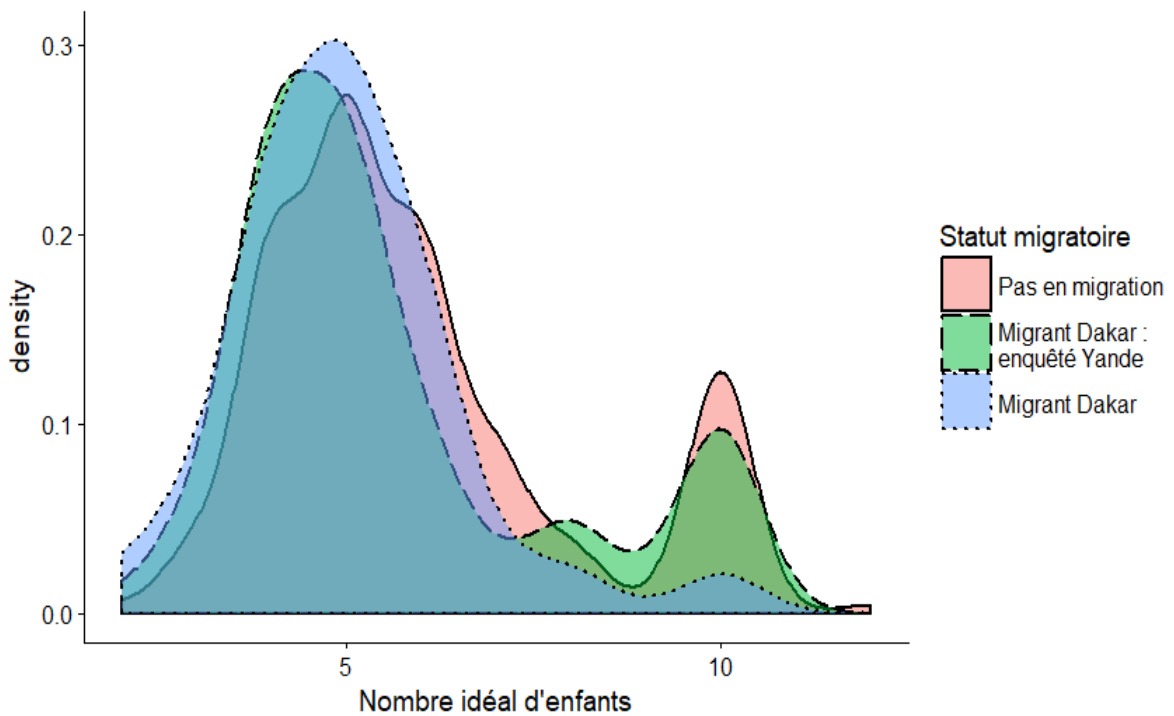


Tableau 4 – Régression MCO du nombre idéal d'enfants en fonction des différentes variables sélectionnées

	m1	m2	m3	m4	m5	m6	m7	m8
Statut Migratoire (<i>ref. Non-migrant</i>)								
<i>Migrant Dakar : enquête à Yande</i>	-0.49 *	0.35	-0.43 †	0.21	0.20	-0.42 †	0.35	0.11
	(0.28)	(0.30)	(0.30)	(0.28)	(0.29)	(0.28)	(0.30)	(0.30)
<i>Migrant Dakar</i>	-1.09 ***	-1.00 ***	-0.99 ***	-0.76 **	-0.78 **	-0.77 **	-0.68 *	-0.45 †
	(0.30)	(0.31)	(0.31)	(0.30)	(0.31)	(0.33)	(0.34)	(0.33)
Sexe (<i>ref. Homme</i>)								
<i>Femme</i>		0.13	0.10		-0.31 †		0.09	-0.29 †
		(0.20)	(0.20)		(0.20)		(0.20)	(0.20)
Age		0.01 *	0.01 *		0.01		0.01 *	0.01
		(0.01)	(0.01)		(0.01)		(0.01)	(0.01)
Statut matrimonial (<i>ref. Célibataire</i>)								
<i>Marié(e)</i>		0.12	0.17		-0.56 **		0.17	-0.57 **
		(0.22)	(0.22)		(0.23)		(0.22)	(0.23)
<i>Autre</i>		0.13	0.06		0.43		0.03	0.40
		(0.61)	(0.61)		(0.60)		(0.61)	(0.60)
Richesse matérielle relative du ménage			-0.25 **		-0.16 *		-0.23 **	-0.14 †
			(0.09)		(0.09)		(0.09)	(0.09)
Éducation (<i>ref. Non-scolarisé</i>)								
<i>Primaire</i>				0.33	-0.43 †			-0.41 †
				(0.26)	(0.27)			(0.27)
<i>Collège</i>				-0.70 **	-0.96 ***			-1.00 ***
				(0.26)	(0.29)			(0.29)
<i>Lycée et +</i>				-1.38 ***	-1.61 ***			-1.61 ***
				(0.27)	(0.31)			(0.31)
Proportion du réseau à Dakar						-3.21 **	-3.03 *	-3.20 **
						(1.36)	(1.36)	(1.33)
Constante	6.08 ***	5.75 ***	5.77 ***	6.46 ***	6.83 ***	6.17 ***	5.82 ***	6.91 ***
	(0.11)	(0.28)	(0.28)	(0.15)	(0.37)	(0.12)	(0.28)	(0.37)
Adj. R ²	0.02	0.02	0.03	0.06	0.07	0.03	0.04	0.08
Num. obs.	591	591	591	591	591	591	591	591
RMSE	2.32	2.32	2.30	2.27	2.26	2.31	2.30	2.25

*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05, † p < 0.1

Discussions des résultats et conclusions

Cette analyse nous permet de constater que les individus présentement en migration démontrent des normes et préférences associées à des niveaux plus faibles de fécondité que les non-migrants au lieu d'origine. Dans un premier temps, les migrants enquêtés à Dakar ont une meilleure connaissance de l'usage de la planification familiale que les non-migrants. Ensuite, les migrants donnent plus fréquemment une réponse numérique concernant le nombre idéal d'enfants. Bien que, selon nos modèles de sélection additionnels (annexe 1), ces différences s'expliquent entièrement par les caractéristiques individuelles (principalement l'éducation) et la taille des réseaux urbains. L'interprétation des réponses non-numériques pour le nombre idéal d'enfants a longtemps fait débat, mais les désaccords sur la question sont aujourd'hui moins forts. On admet généralement l'association de telles réponses à la perception d'un risque élevé de mortalité (ou une incertitude) plutôt que l'absence de calcul rationnel quant à des choix de reproduction (Hayford et Agadjanian 2011; Sandberg 2005). De tels résultats n'en demeurent pas moins intéressants et peuvent être indicatifs de l'avancement de la transition démographique chez les populations étudiées (Frye et Bachan, 2017). Les réponses numériques/non-numériques peuvent simultanément refléter la perception qu'ont les individus des niveaux de mortalité infantile ainsi que de leur désir de fécondité. Une telle mesure peut ainsi être un bon proxy saisissant les deux dimensions et moteurs principaux de la transition démographique. Les résultats concernant la connaissance et l'opinion sur la planification familiale sont moins conclusifs. Des différences plus ou moins fortes existent encore une fois pour les migrants enquêtés à Dakar, mais vont dans le sens contraire à nos attentes pour la respectabilité des jeunes femmes utilisant la PF. Ceci peut s'expliquer par le fait que cette question concerne davantage ces groupes de migrants, plus jeunes en moyenne, et provoque ainsi une réponse plus forte de leur part afin d'affirmer leur bon comportement face à un sujet sensible. Ceci est d'autant plus probable lorsqu'on considère qu'à Niakhar les naissances prémaritales sont fortement associées avec l'expérience migratoire urbaine (Adjamagbo et al. 2004), expliquant ainsi la réaction particulièrement forte des migrants enquêtés en ville, eux-mêmes conscients de cela.

En ce qui concerne le nombre idéal d'enfants, nous avons utilisé une stratégie de modèles imbriqués, permettant de graduellement insérer des variables expliquant la sélectivité et l'adaptation afin de vérifier

si celles-ci expliquent les différences entre migrants et non-migrants et, si tel est le cas, dans quelle mesure elles le font. Les différences observées pour les migrants ne sont pas strictement le résultat de la migration et de l'adoption de nouvelles normes. Une partie de la relation est expliquée par des facteurs de *sélection* des migrants, principalement par le biais de l'éducation, mais aussi possiblement d'autres facteurs directement en lien avec le nombre idéal d'enfants (h_2). Effectivement, après contrôle pour certaines caractéristiques individuelles et du ménage, les différences entre migrants et non migrants ne disparaissent pas entièrement, indiquant que les migrants puissent être sélectionnés par d'autres facteurs. Ces résidus peuvent cependant être aussi associés à d'autres mécanismes qu'il ne nous est pas ici possible d'identifier. Les différences observées nous permettent toutefois d'écarter l'hypothèse de *socialisation* (h_3). De plus, les résultats suggèrent également qu'il puisse exister un effet d'*adaptation* (h_4) par la diffusion de nouvelles normes et valeurs, avec le réseau ayant un impact important sur le nombre idéal d'enfants déclaré par les migrants et se cumulant à l'effet de sélection de ces derniers. La relation endogène que partagent migration et réseaux sociaux nous empêche toutefois d'affirmer avec certitude qu'il s'agisse bien ici d'un effet de diffusion et des analyses supplémentaires, idéalement longitudinales, seraient recommandables.

Il faut cependant noter que l'effet du réseau semble inexistant pour les migrants enquêtés au village. En effet, on observe de faibles changements pour le coefficient des migrants enquêtés au village entre le modèle avec contrôles ($m5$) et le modèle final ($m8$), ainsi qu'entre le modèle bivarié ($m1$) et celui incluant la variable du réseau urbain uniquement ($m6$); ceci peut s'expliquer de trois façons. Tout d'abord le lieu de l'enquête semble avoir un effet assez marqué sur le choix des individus que citent les répondants dans leur réseau, ce qui pourrait en partie justifier ces résultats. En effet, les résultats descriptifs (tableau 3) semblent indiquer que les migrants en visite au village (dont plusieurs lors de festivités) semblent moins citer d'individus à Dakar et donc davantage de personnes du village qu'elles revoient probablement durant les fêtes. De plus, ce groupe de migrants aurait un profil légèrement différent et ces derniers seraient sélectionnés (visites au village) pour leur attachement à l'origine et possiblement, leur manque d'intégration à la destination. Une dernière hypothèse serait que les répondants adaptent rapidement leur réponse (nombre idéal d'enfants) au lieu de l'enquête (effet normatif immédiat). Ceci, en plus des résultats généraux obtenus, pourrait

confirmer et renforcer dans une certaine mesure les résultats de Lindstorm (2003) voulant que les migrants ruraux-urbains adoptent rapidement les comportements du milieu où ils se trouvent, avec des variations additionnelles dues à leurs caractéristiques sélectives.

Certaines mises en garde concernant ces résultats sont toutefois nécessaires. Une certaine information est perdue lorsqu'on se limite au statut migratoire au moment de l'enquête. Des individus de retour de migration peu avant l'enquête seraient inclus parmi les non-migrants, alors que ces derniers seraient les plus susceptibles d'afficher d'importantes différences. L'inverse serait observable pour un individu à ses premiers jours de migration au moment de l'enquête. Mesurer plus adéquatement la migration ne devrait toutefois qu'accentuer les différences que nous avons ici soulevées sans les remettre en question. En effet, étant donné que la mesure choisie inclut dans un premier temps d'anciens migrants parmi les individus n'étant pas en migration au moment de l'enquête et, dans un second, les individus ayant récemment migré pour la première fois parmi les migrants actuels, la bonne catégorisation de ces groupes éliminerait cette hétérogénéité. Les estimations présentées ici sont donc conservatrices et les effets de la migration sous-estimés. Notons également que, comme nous l'avons précédemment souligné, le fait de s'attarder sur les individus ayant donné une réponse numérique au nombre idéal d'enfants sous-estime plus fortement la fécondité idéale des non-migrants, dont les probabilités de donner une réponse non-numérique sont plus élevées. Ceci vient donc davantage réduire les différences soulevées dans la seconde partie de notre travail et qui, en réalité, seraient possiblement plus étendues. Nos analyses secondaires indiquent néanmoins que l'effet de la migration sur cette sélection est entièrement médié par les caractéristiques individuelles et le réseau urbain, ce qui réduit considérablement l'impact de ce biais de sélection sur nos résultats ainsi que leur interprétation.

Dans un second temps, nous avons souligné qu'il est aussi possible qu'un certain effet de sélectivité soit observé pour le groupe de migrants en visite au village. Ce groupe pourrait donc ne pas uniquement mesurer l'effet du lieu de l'enquête, mais aussi un effet dû à l'attachement de certains individus au lieu d'accueil (et ainsi aux pratiques y étant courantes). Si tel est le cas, cela serait suggestif d'une hétérogénéité des profils de migrants ayant des conséquences importantes sur les relations étudiées. Une mesure adéquate de la migration serait encore une solution

permettant de capturer la diversité des parcours migratoires et des catégories de migrants.

Ce travail pourrait ainsi être approfondi en utilisant l'information détaillée du suivi longitudinal de Niakhar sur la migration et la fécondité réelle. À cela, nous pouvons ajouter les informations sur les normes et préférences des individus, mais cette fois-ci en tant que contrôles généralement ignorés dans la littérature sur la fécondité des migrants (Baykara-Krumme et Milewski 2017 ; Kulu 2005). En effet, si les hypothèses de sélection sont souvent testées à l'aide d'informations sur le statut sociodémographique et économique, la sélection selon les préférences de fécondité est généralement encore ignorée dans la littérature.

Au-delà de ces recommandations pour les recherches futures, il nous est aussi possible de conclure avec quelques implications que semblent suggérer nos résultats pour les politiques publiques visant à limiter les naissances en Afrique. Nombreux ont par le passé critiqué la nature des programmes de sensibilisation pour l'utilisation de moyens contraceptifs en Afrique à partir des années 1970 (Greenhalgh 1996 ; Szreter 1993), soulevant plus particulièrement la façon dont ces dernières se précipitent vers des solutions jugées rapides et faciles à mettre en application, mais ultimement inefficaces. Des campagnes de sensibilisation massives visant à augmenter l'acceptabilité et l'accessibilité aux moyens contraceptifs, telles que celles présentement en cours au Sénégal, en sont un exemple potentiel. Ceci est d'autant plus vrai lorsqu'on considère que pour le contexte africain, l'utilisation de la planification familiale est principalement motivée par le désir d'espacement (Timæus et Moultrie 2008) plutôt que la réduction de la descendance finale. Ces éléments se reflètent particulièrement bien dans nos résultats. En effet, bien que l'acceptabilité et la connaissance des moyens de contraception semblent relativement élevées avec peu de différences entre migrants et non-migrants, il semblerait que d'importantes divergences demeurent dans le nombre idéal d'enfants de migrants et non-migrants. Nous pouvons supposer que les facteurs clefs de la baisse de la fécondité ainsi que du changement idéationnel qui lui sous-tend se trouvent ailleurs. Comme le suggèrent nos résultats, l'éducation et possiblement l'exposition à des normes et pratiques nouvelles semblent se placer comme vecteurs plus efficaces de baisse de la fécondité.

Bibliographie

- Adjamagbo, A., Antoine, P. & Delaunay, V., 2004, 'Naissances prémaritales au Sénégal : confrontation de modèles urbain et rural', *Cahiers québécois de démographie*, 33(2), 239–272.
- 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), 71–90.
- Baykara-Krumme, H. & Milewski, N., 2017, 'Fertility Patterns Among Turkish Women in Turkey and Abroad: The Effects of International Mobility, Migrant Generation, and Family Background', *European Journal of Population*, 33(3), 409–436.
- Beine, M., Docquier, F. & Schiff, M., 2013, 'International migration, transfer of norms and home country fertility', *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie*, 46(4), 1406–1430.
- Bernardi, L. & Klärner, A., 2014, 'Social networks and fertility', *Demographic Research*, S16(22), 641–670.
- Bertoli, S. & Marchetta, F., 2015, 'Bringing It All Back Home – Return Migration and Fertility Choices', *World Development*, 65(Supplement C), 27–40.
- Bolzmann, C., Bernardi, L. & Le Goff, J.-M., 2017, 'Introduction: Situating Children of Migrants Across Borders and Origins', in C. Bolzmann, L. Bernardi & J.-M. Le Goff (eds.), *Situating Children of Migrants across Borders and Origins: A Methodological Overview*, pp. 1–21, Springer Netherlands, Dordrecht.
- Bongaarts, J. & Watkins, S.C., 1996, 'Social Interactions and Contemporary Fertility Transitions', *Population and Development Review*, 22(4), 639–682.
- Certo, S.T., Busenbark, J.R., Woo, H. & Semadeni, M., 2016, 'Sample selection bias and Heckman models in strategic management research', *Strategic Management Journal*, 37(13), 2639–2657.
- Chung, E. & Guénard, C., 2012, *Mobilités, vulnérabilité et capital social: une analyse en milieu rural sénégalais*, DIAL (Développement, Institutions et Mondialisation).
- Coleman, D., 2006, 'Immigration and Ethnic Change in Low-Fertility Countries: A Third Demographic Transition', *Population and Development Review*, 32(3), 401–446.
- Delaunay, V., 2017, *La Situation Démographique dans l'Observatoire de Niakhar 1963-2014*, IRD, Dakar.
- Delaunay, V., Douillot, L., Diallo, A., Dione, D., Trape, J.-F., Medianikov, O., Raoult, D. & Sokhna, C., 2013, 'Profile: The Niakhar Health and Demographic Surveillance System', *International Journal of Epidemiology*, 42(4), 1002–1011.
- Delaunay, V., Douillot, L., Rytina, S., Boujjija, Y., Bignami, S., Ba Gning, S., Sokhna, C., Belaid, L., Fotouhi, B., Senghor, A. & Sandberg, J., 2019, 'The Niakhar Social Networks and Health Project', *MethodsX*, 6, 1360–1369.
- 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(3), 75–94.
- Fargues, P., 2011, 'International Migration and the Demographic Transition: A Two-Way Interaction', *International Migration Review*, 45(3), 588–614.
- Frye, M. & Bachan, L., 2017, 'The demography of words: The global decline in non-numeric fertility preferences, 1993-2011.', *Population studies*, 71(2), 187–209.
- Glick, J.E., 2010, 'Connecting Complex Processes: A Decade of Research on Immigrant Families', *Journal of Marriage and Family*, 72(3), 498–515.
- Greenhalgh, S., 1996, 'The Social Construction of Population Science: An Intellectual, Institutional, and Political History of Twentieth-Century Demography', *Comparative Studies in Society and History*, 38(1), 26–66.
- Greenland, S., Senn, S.J., Rothman, K.J., Carlin, J.B., Poole, C., Goodman, S.N. & Altman, D.G., 2016, 'Statistical tests, P values, confidence intervals, and power: a guide to misinterpretations', *European Journal of Epidemiology*, 31, 337–350.
- Hayford, S.R. & Agadjanian, V., 2011, 'Uncertain future, non-numeric preferences, and the fertility transition: A case study of rural Mozambique', *Etude de la population africaine = African population studies*, 25(2), 419–439.
- Hervitz, H.M., 1985, 'Selectivity, adaptation, or disruption? A comparison of alternative hypotheses on the effects of migration on fertility: the case of Brazil', *The International Migration Review*, 19(2), 293–317.
- Kennedy, P., 2008, *A Guide to Econometrics*, 6th edn., Wiley-Blackwell.
- Kulu, H., 2005, 'Migration and Fertility: Competing Hypotheses Re-examined', *European Journal of Population / Revue européenne de Démographie*, 21(1), 51–87.
- Kulu, H. & González-Ferrer, A., 2014, 'Family Dynamics Among Immigrants and Their Descendants in Europe: Current Research and Opportunities', *European Journal of Population*, 30(4), 411–435.

- Lalou, R. & Delaunay, V., 2015, 'Migrations saisonnières et changement climatique en milieu rural sénégalais: forme ou échec de l'adaptation?', in B. Sultan, R. Lalou, M. Amadou Sanni, A. Oumarou & M.A. Soumaré (eds.), *Les sociétés rurales face aux changements climatiques et environnementaux en Afrique de l'Ouest*, Synthèses., pp. 287–313, IRD, Marseille.
- Lee, J.J. & Guadagno, L., 2016, *World migration report 2015: Migrants and Cities: New Partnerships to manage mobility*, International Organization for Migration.
- Lindstrom, D.P., 2003, 'Rural-Urban Migration and Reproductive Behavior in Guatemala', *Population Research and Policy Review*, 22(4), 351–372.
- Lindstrom, D.P. & Hernández, C.H., 2006, 'Internal migration and contraceptive knowledge and use in Guatemala', *International family planning perspectives*, 146–153.
- Majelantle, R.G. & Navaneetham, K., 2013, 'Migration and fertility: a review of theories and evidences', *J Glob Econ*, 1(101), 2.
- Masanja, G.F., 2014, 'Rural-urban residence, modernism and fertility: a study of Mwanza region, Tanzania', *African Population Studies*, 28(3), 1399–1412.
- Massey, D.S., 1990, 'Social Structure, Household Strategies, and the Cumulative Causation of Migration', *Population Index*, 56(1), 3–26.
- Mönkediek, B. & Bras, H.A.J., 2016, 'The Interplay of Family Systems, Social Networks and Fertility in Europe Cohorts Born Between 1920 and 1960', *Economic History of Developing Regions*, 31(1), 136–166.
- Nature, 2019, 'It's time to talk about ditching statistical significance', *Nature*, 567(7748), 283.
- Piché, V. & Poirier, J., 1995, 'Les approches institutionnelles de la fécondité', *La Sociologie des populations*, pp. 117–138, Les presses de l'Université de Montréal.
- Ruxton Graeme D. & Neuhäuser Markus, 2010, 'When should we use one-tailed hypothesis testing?', *Methods in Ecology and Evolution*, 1(2), 114–117.
- Sandberg, J., 2005, 'The influence of network mortality experience on nonnumeric response concerning expected family size: Evidence from a Nepalese mountain village', *Demography*, 42(4), 737–756.
- Shapiro, D. & Gebreselassie, T., 2013, 'Fertility transition in sub-Saharan Africa: falling and stalling', *African Population Studies*, 23(1).
- Smith, D.J., 2011, 'Rural-to-urban migration, kinship networks, and fertility among the Igbo in Nigeria', *African Population Studies*, 25(2).
- Szreter, S., 1993, 'The idea of demographic transition and the study of fertility change: a critical intellectual history', *Population and development review*, 659–701.
- Timæus Ian M. & Moultrie Tom A., 2008, 'On Postponement and Birth Intervals', *Population and Development Review*, 34(3), 483–510.
- White, K.L., 2011, *Determinants of fertility across context: A comparison of Mexican and Turkish immigrant women* – PhD thesis, University of Texas in Austin.

Annexe

Annexe 1 – Régression logistique de la probabilité d'une réponse numérique au nombre idéal d'enfants en fonction des variables sélectionnées

	m_a	m_b	m_c
Statut Migratoire (<i>ref. Non-migrant</i>)			
<i>Migrant Dakar : enquêté à Yande</i>	0.58 *** (0.19)	0.05 (0.21)	0.01 (0.21)
<i>Migrant Dakar</i>	0.83 *** (0.22)	0.23 (0.24)	0.06 (0.25)
Sexe (<i>ref. Homme</i>)			
<i>Femme</i>		0.14 (0.13)	0.13 (0.13)
Age		-0.02 *** (0.00)	-0.02 *** (0.00)
Statut matrimonial (<i>ref. célibataire</i>)			
<i>Marié(e)</i>		0.01 (0.14)	0.02 (0.14)
<i>Autre</i>		0.26 (0.35)	0.25 (0.35)
Richesse matérielle relative du ménage			
		0.08 (0.06)	0.07 (0.06)
Éducation (<i>ref. non-scolarisé</i>)			
<i>Primaire</i>		0.27 † (0.17)	0.26 † (0.17)
<i>Collège</i>		0.70 *** (0.20)	0.71 *** (0.20)
<i>Lycée et +</i>		1.50 *** (0.26)	1.49 *** (0.26)
Proportion du réseau à Dakar			
			1.85 * (1.01)
Constante	-0.17 ** (0.06)	0.41 * (0.23)	0.36 † (0.23)
AIC	1647.78	1540.28	1538.81
BIC	1663.06	1596.28	1599.90
Log Likelihood	-820.89	-759.14	-757.41
Deviance	1641.78	1518.28	1514.81
Num. obs.	1201	1201	1201

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.5$, † $p < 0.1$