

Estimer la mortalité aux âges élevés dans les pays à données incomplètes : les estimations basées sur la survie des parents sont-elles affectées par des biais de sélection ?

Ashira Menashe-Oren, Bruno Masquelier, Benjamin-Samuel Schlüter,
Stéphane Helleringer

DANS **POPULATION** 2023/3 (VOL. 78), PAGES 501 À 522
ÉDITIONS **INED ÉDITIONS**

ISSN 0032-4663

DOI 10.3917/popu.2303.0501

Article disponible en ligne à l'adresse

<https://www.cairn.info/revue-population-2023-3-page-501.htm>



CAIRN.INFO
MATIÈRES À RÉFLEXION

Découvrir le sommaire de ce numéro, suivre la revue par email, s'abonner...

Flashez ce QR Code pour accéder à la page de ce numéro sur Cairn.info.



Distribution électronique Cairn.info pour Ined Éditions.

Attribution - Pas d'Utilisation Commerciale - Pas de Modification 4.0 International (CC BY-NC-ND 4.0).



Estimer la mortalité aux âges élevés dans les pays à données incomplètes : les estimations basées sur la survie des parents sont-elles affectées par des biais de sélection ?

Ashira MENASHE-OREN*, Bruno MASQUELIER*, Benjamin-Samuel SCHLÜTER**, et Stéphane HELLERINGER***

Résumé

La mortalité aux âges élevés reste peu documentée dans les pays où les systèmes d'enregistrement et les statistiques de l'état civil sont incomplets. Les enquêtes comportant des questions sur la survie des parents peuvent contribuer à combler cette lacune en fournissant des estimations de la mortalité des plus de 50 ans. Notre article évalue si des biais de sélection pourrait altérer la qualité de ces estimations. Nous analysons les données de trois observatoires de population et de santé regroupant 9 600 femmes et 8 500 hommes. Nous appliquons des modèles de Cox afin d'estimer la mortalité des femmes et des hommes âgés de 50 à 89 ans en fonction du nombre de leurs filles adultes (qui sont généralement les répondantes aux enquêtes). Les résultats indiquent que les personnes sans enfant vivant au moment de l'enquête font face à un risque de décès plus important. Les estimations de mortalité déduites des déclarations sur la survie des parents sont donc susceptibles de sous-estimer les niveaux de mortalité après 50 ans, même si aucun biais systématique n'apparaît clairement. La collecte de données sur la survie des parents constitue finalement un outil prometteur pour mesurer la mortalité aux âges élevés, étant donné le faible risque de biais de sélection.

Mots-clés

survie des parents, mortalité aux âges élevés, biais de sélection, observatoires de population et de santé, Sénégal

À mesure que se réduit la mortalité des enfants, une proportion croissante de la population atteint des âges élevés (Kudo *et al.*, 2015). Selon les dernières projections de la population mondiale publiées par les Nations unies (*World Population Prospects*), l'espérance de vie à 50 ans (e_{50}) est passée de 21,0 ans en

* Université catholique de Louvain.

** University of Toronto.

*** NYU Abu Dhabi.

Correspondance : ashira.menashe-oren@uclouvain.be

Traduit par Céline Michaud

1950 à 28,5 ans en 2020⁽¹⁾ (Nations unies, 2022). Même les pays d'Afrique et d'Asie caractérisés par les indices e_{50} les plus bas sont concernés : dans ces deux régions, l'espérance de vie à 50 ans a augmenté de 19,6 à 22,8 ans et de 19,8 à 25,6 ans, respectivement, entre 1950 et 2020. Lorsque les systèmes d'enregistrement des décès sont lacunaires, la Division de la population des Nations unies estime la mortalité des plus de 50 ans par extrapolation, à l'aide de tables-types de mortalité paramétrées avec les données disponibles sur la mortalité des enfants de moins de 5 ans et sur la mortalité prématurée des adultes (15-59 ans). Une grande incertitude entoure de telles estimations, puisque de nombreux pays ne disposent pas de chiffres officiels sur la mortalité aux âges élevés. Ces calculs considèrent que la relation entre la mortalité avant et après 60 ans observée dans les pays dotés de données de haute qualité s'applique également aux pays pauvres en données démographiques (Mikkelsen *et al.*, 2015). Il s'agit d'une hypothèse discutable, compte tenu des différences marquées en matière de contexte épidémiologique, d'accès aux soins de santé et des interventions sanitaires. Ce postulat se heurte également à la coexistence de maladies transmissibles et non transmissibles (Boutayeb, 2006) qui affecte nombre de pays dépourvus de données complètes. En Afrique, les estimations empiriques obtenues à partir d'enquêtes sur les décès au sein des ménages suggèrent que les *World Population Prospects* pourraient surestimer la mortalité des plus de 60 ans (Bendavid *et al.*, 2011), bien que des comparaisons plus systématiques soient nécessaires pour confirmer ces écarts au vu des dernières prévisions.

Les méthodes existantes pour mesurer la mortalité aux âges adultes et élevés

Afin de pallier l'absence de registres d'état civil complets, les recensements et les enquêtes recueillent des informations sur les décès récents au sein des ménages, notamment l'âge des personnes décédées. Les taux de mortalité qui en découlent manquent toutefois de fiabilité en raison d'erreurs de mémoire (omissions, imprécisions sur les âges [Ouedraogo, 2020]) ou de biais de sélection (en cas de dissolution du ménage consécutive à un décès, notamment). Les données sur la survie des frères et sœurs (Obermeyer *et al.*, 2010), souvent issues d'enquêtes adressées aux femmes en âge de reproduction (15-49 ans), décrivent mal les décès et les personnes-années au-delà de 50 ans. Les personnes interrogées omettent parfois de signaler le décès de certains frères et sœurs ou n'indiquent pas correctement leur âge au moment du décès, en particulier les âges les plus avancés (Helleringer *et al.*, 2014).

La *méthode des orphelins* consiste à estimer indirectement la mortalité à partir des proportions d'enfants déclarant des parents vivants. L'âge des répondants permet d'approximer l'exposition au risque de décès (Timæus,

(1) Bien que la mortalité prématurée des adultes désigne généralement les décès survenant entre 15 et 60 ans ($_{45}q_{15}$), et la mortalité aux âges élevés les décès après 60 ans, nous examinons ici la mortalité après 50 ans. En effet, les méthodes existantes ne prennent pas suffisamment en compte les âges entre 50 et 60 ans dans les pays où l'enregistrement des décès n'est pas fiable.

2013). Une fois estimées, les probabilités de survie après 25 ans pour les femmes et 35 ans pour les hommes (compte tenu de l'âge moyen à la naissance des enfants) sont converties en indices uniques de mortalité, tels que $_{45}q_{15}$, à l'aide de tables-types. Cette méthode indirecte s'appuie sur des modèles de fécondité et de mortalité par âge. Elle suppose un déclin régulier et uniforme de la mortalité lors du calcul de la période de référence à laquelle les estimations s'appliquent. Les enquêtes ne sont généralement adressées qu'aux enfants de moins de 14 ou 17 ans. Les données recueillies ne reflètent donc pas suffisamment la mortalité aux âges élevés. Lorsque plus de deux enquêtes ou recensements compilent des données sur les orphelins, il est possible de combiner plusieurs points de données pour former une cohorte fictive couvrant mieux les tranches d'âge élevées. Néanmoins, ces estimations reposent toujours sur des tables-types pour calculer les taux de mortalité.

Estimer la mortalité aux âges élevés à partir de données sur la survie des parents

Élargir la *méthode des orphelins* en demandant à des adultes des informations détaillées sur la survie de leurs parents permet de calculer directement des taux de mortalité (par âge). Les individus interrogés sont invités à déclarer si leurs parents biologiques sont vivants ou décédés, l'âge actuel de chaque parent vivant, l'âge de décès de chaque parent décédé, et le nombre d'années écoulées depuis le décès. De telles questions ont récemment été intégrées à des enquêtes réalisées par téléphone portable pour mesurer la surmortalité liée à la COVID-19 (Chasukwa *et al.*, 2022). Elles pourraient aisément être introduites dans les enquêtes périodiques auprès des ménages telles que les enquêtes démographiques et de santé (EDS). La fiabilité de cet outil dépend toutefois de la qualité des déclarations (âges et dates) et du biais de sélection potentiel. Un biais de sélection se produit lorsque certains membres de la population cible sont systématiquement exclus d'un dénombrement ou d'un échantillonnage, et que ces membres possèdent des caractéristiques qui diffèrent de celles du reste de la population. Plusieurs études indiquent que le biais de sélection pèse peu sur les estimations de mortalité adulte obtenues par la *méthode des orphelins* (Blacker, 1984 ; Palloni *et al.*, 1984). Cependant, le risque de biais peut augmenter aux âges élevés (Timæus, 2013) et lorsque les taux de mortalité sont estimés directement.

Le biais de sélection des données sur la survie des parents

Plusieurs facteurs sont susceptibles de donner lieu à un biais de sélection : (a) la corrélation entre le nombre d'enfants et la survie des parents ; (b) la corrélation entre les chances de survie des parents et celles de leurs enfants ; et (c) la surmortalité des répondants adultes suite au décès de leurs parents. Certaines études locales suggèrent que le fait d'avoir un grand nombre d'enfants, en particulier des garçons, réduit le risque de décès des femmes âgées de 50 à 69 ans au Sénégal (Duthé *et al.*, 2016). Une corrélation négative entre la fécondité et la mortalité adulte peut se produire quand plusieurs enfants prennent soin de leurs parents et leur

procurent des ressources conséquentes, contribuant ainsi à leur santé et leur longévité, en particulier en cas de coresidence (Kendall et Anglewicz, 2018). Ce phénomène peut conduire à une surreprésentation des parents exposés à de moindres risques, et donc à une sous-estimation de la mortalité. Dans d'autres contextes, la corrélation entre la mortalité des parents et le nombre d'enfants peut s'avérer positive, car les couples peu instruits et économiquement défavorisés ont tendance à avoir plus d'enfants (Kebede *et al.*, 2021) et une santé plus fragile.

Par ailleurs, à l'instar de la concentration des décès de jeunes enfants observée au sein de certaines familles (van Dijk, 2018), les enfants adultes peuvent être soumis à des risques de décès corrélés à ceux de leurs parents. En effet, les descendants peuvent hériter de caractères génétiques, de maladies transmissibles, du statut socio-économique et des conditions de vie de leurs parents (Piraino, 2015 ; Azomahou et Yitbarek, 2020). Ainsi, les enfants d'adultes exposés à un risque de décès important sont eux-mêmes confrontés à des risques accrus. Les niveaux de mortalité déduits des déclarations sur la survie des parents peuvent donc être sous-estimés.

Enfin, le décès des parents peut accroître le risque de mortalité de leurs enfants, y compris à l'âge adulte, lorsque ces derniers dépendent des transferts intergénérationnels, qu'il s'agisse de soutien socio-psychologique ou économique. En Égypte, des travaux notent qu'environ 50 % des parents, en particulier des pères, procurent de l'argent ou des biens à leurs enfants adultes (Yount *et al.*, 2012). De même, au Malawi, près de 40 % des enfants adultes reçoivent des transferts de la part de leurs parents, bien que cette pratique s'estompe avec l'âge (Kohler *et al.*, 2012). Le décès d'un parent peut interrompre ce type de transferts réguliers. En revanche, un héritage peut atténuer certaines difficultés socio-économiques et réduire les risques de santé et de mortalité des enfants adultes, en particulier des hommes, qui ont plus de chances d'hériter que les femmes (Nauck, 2010).

Notre article étudie le biais de sélection pouvant altérer les estimations de mortalité dérivées des données sur la survie des parents. Il exploite des données longitudinales recueillies au Sénégal pour analyser la relation entre la survie des parents et le fait d'avoir des enfants (vivants). À partir d'une procédure d'appariement des enfants avec leurs parents, des modèles multivariés évaluent la corrélation entre le nombre d'enfants adultes (vivants) et la survie des parents. Une simulation d'enquête nous permet enfin de comparer les taux de mortalité déduits des données sur la survie des parents à ceux de l'ensemble de la population des plus de 50 ans.

I. Données et méthodologie

1. Les observatoires de population et de santé

Les observatoires de population et de santé fournissent des données longitudinales permettant d'explorer la corrélation entre les taux de mortalité

après 50 ans et le nombre d'enfants vivants. Ils enregistrent en continu les naissances, les décès et les migrations de toutes les personnes résidant au sein d'une zone géographique spécifique. Ces observatoires représentent une source de données essentielle pour estimer la mortalité (y compris aux âges élevés) dans des pays où les statistiques de l'état civil sont incomplètes (Fottrell *et al.*, 2008 ; Masquelier *et al.*, 2016 ; Ouedraogo, 2022).

Notre travail porte sur les données de trois observatoires sénégalais fournies par l'Institut de recherche pour le développement (IRD). Elles rassemblent 9 661 femmes et 8 501 hommes âgés de 50 à 89 ans sur une période de 50 ans⁽²⁾ (tableau 1). À Bandafassi, les femmes de plus de 50 ans ont relativement peu d'enfants adultes vivants (3,76), en partie en raison de la mortalité importante de cette région (sud-est). La mortalité des enfants y est plus de deux fois supérieure à celles de Niakhar (ouest) et de Mlomp (sud-ouest) (Pison *et al.*, 2018). Les hommes de Bandafassi ont plus d'enfants que les femmes, du fait d'une vie reproductive plus longue (prolongeant leur accès possible à la paternité), des écarts d'âge au moment du mariage et des taux élevés de polygynie (Field *et al.*, 2016). Il importe donc de distinguer les hommes des femmes dans l'analyse qui suit.

Tableau 1. Description des données des observatoires de population et de santé du Sénégal

	Bandafassi	Mlomp	Niakhar
Période	1970-2017	1985-2019	1983-2019
Nombre de femmes âgées de 50 à 89 ans	2 095	1 571	5 995
Nombre d'hommes âgés de 50 à 89 ans	1 734	1 687	5 080
Nombre moyen d'enfants vivants de plus de 15 ans (par femme de 50 à 89 ans)	3,76	5,83	5,26
Nombre moyen d'enfants vivants de plus de 15 ans (par homme de 50 à 89 ans)	5,25	5,65	5,94
Proportion de femmes âgées de 50 à 89 ans appariées à des enfants identifiés (%)	88,0	85,2	82,9
Proportion d'hommes âgés de 50 à 89 ans appariés à des enfants identifiés (%)	92,0	84,1	86,6
Note : La proportion d'individus appariés est ici présentée indépendamment de la survie des enfants. À Bandafassi, la proportion de femmes et d'hommes appariés reflète exactement la proportion de femmes et d'hommes avec enfants, car aucun identifiant parental ne manque. Source : Calculs des auteurs à partir des données des observatoires de population et de santé ; données disponibles auprès de l'IRD.			

2. Apparier les parents à leurs enfants à partir des données des observatoires de population et de santé

Les observatoires compilent des données longitudinales au niveau individuel. Les événements biographiques y sont enregistrés et datés. Chaque observation correspond à un événement (naissance, migration, décès) survenu au

(2) La limite d'âge supérieure est fixée à 90 ans afin d'éviter de créer une tranche d'âge ouverte tout en comptabilisant la plupart des individus de plus de 50 ans.

cours de la période couverte. Ainsi, les décès peuvent avoir été enregistrés tout au début de cette période ou bien des années plus tard⁽³⁾. Chaque personne possède un numéro d'identification unique (ID) : l'identifiant de chaque enfant est associé aux identifiants de ses parents. Sur la base de ces ID, nous apparions les parents à tous leurs enfants identifiés et créons une variable variant dans le temps pour représenter le nombre d'enfants vivants. La fusion chronologique des événements d'un parent et de son enfant est réalisée en créant deux fichiers distincts, conformément à plusieurs travaux antérieurs : le premier avec tous les événements de l'enfant et le second avec tous les événements de la mère ou du père⁽⁴⁾ (Bocquier *et al.*, 2021 ; Compaoré, 2021). Les individus sans enfant identifié sont ajoutés.

En principe, tous les individus non appariés sont considérés comme sans enfant. Se pose toutefois le problème des identifiants parentaux manquants et des liens parents-enfants incomplets. Ces cas sont plus fréquents parmi les pères, notamment quand l'enfant est placé en famille d'accueil (situation courante dans certaines régions d'Afrique [Cotton, 2021]), quand un père émigre seul sur le site tandis que son enfant n'y est pas enregistré (et vice-versa), ou quand l'identité du père n'est pas connue. Le tableau 1 présente les proportions de femmes et d'hommes de plus de 50 ans appariés à un enfant (ou plus), indépendamment de sa survie. L'observatoire de Bandafassi rassemble des données généalogiques complètes (Pison *et al.*, 2014) et des informations sur les liens parents-enfants presque complètes. Dans le cadre de notre étude, ce site est qualifié de référence, puisque la proportion d'individus non appariés se rapproche le mieux de la proportion « réelle » de personnes sans enfant. Nous considérons donc que 8 % des hommes et 12 % des femmes n'ont pas d'enfant, bien que certaines de ces personnes puissent avoir des enfants hors de Bandafassi. Ces pourcentages sont légèrement plus bas entre 50 et 64 ans (7 % des hommes et 10 % des femmes). Les deux autres sites présentent des proportions similaires de parents appariés à des enfants, ce qui suggère que, là aussi, la catégorie des personnes sans enfant est fiable⁽⁵⁾. Dans ces régions à forte fécondité, les proportions importantes de personnes sans enfant peuvent s'expliquer par des taux élevés d'infertilité (Mascarenhas *et al.*, 2012), par la fréquence de l'infécondité involontaire (infections liées à la grossesse, maladies vénériennes, malnutrition, pauvreté, faibles chances de trouver un partenaire [Baudin *et al.*, 2020]), et par la progression de l'infécondité volontaire (variable selon l'égalité des sexes et les niveaux d'instruction [Verkroost et Monden,

(3) Des données rétrospectives sont généralement collectées par les observatoires de population, mais nous n'y avons pas eu accès.

(4) Voir <https://github.com/bocquier/mighealth> pour les programmes Stata appliqués afin d'apparier les biographies des mères et de leurs enfants.

(5) Nous avons également testé notre analyse avec des données provenant de cinq autres observatoires de population et de santé en Afrique du Sud et au Burkina Faso. En raison d'un moins bon appariement des adultes âgés avec leurs enfants sur la base des données disponibles (probablement à cause des niveaux élevés de migration et des périodes de recueil de données plus courtes), nous n'avons finalement pas retenu ces observatoires dans notre analyse.

2022])). Dans l'ensemble, nous retenons les parents appariés à des enfants enregistrés par les observatoires, en considérant les proportions de personnes non appariées comme raisonnablement représentatives des personnes sans enfant au Sénégal.

3. Les indicateurs du nombre d'enfants par personne de plus de 50 ans

Trois indicateurs reflètent le nombre d'enfants par individu. Le premier indicateur est une variable binaire représentant les personnes non appariées. Dénommé « sans enfant connu », il inclut les personnes n'ayant jamais eu d'enfant et celles ayant donné naissance à des enfants hors du site de l'observatoire. Le deuxième indicateur correspond au nombre de filles vivantes, âgées de 15 à 49 ans et résidant sur place. Ces caractéristiques correspondent, en règle générale, au profil type des personnes interrogées dans les EDS. Cet indicateur ne tient pas compte des personnes sans enfant connu : la valeur 0 indique que l'individu est apparié à des enfants qui ne répondent pas aux critères susmentionnés. Ces cas se démarquent des personnes qui n'ont jamais eu d'enfant ou dont les enfants ne sont pas identifiés par l'observatoire. Le troisième indicateur combine les deux premiers : la valeur 0 regroupe les personnes « sans enfant connu » et celles dont les enfants ne sont pas des filles vivantes, âgées de 15 à 49 ans, et résidant sur place. L'annexe en ligne fournit des détails sur la construction de ces indicateurs⁽⁶⁾.

4. Analyse biographique et modélisation multivariée

Ces trois indicateurs nous permettent d'analyser la probabilité de décès d'une mère ou d'un père. Nous appliquons plusieurs modèles semi-paramétriques de Cox afin de mesurer les différences de mortalité entre 50 et 90 ans⁽⁷⁾, selon les indicateurs prédéfinis, en rassemblant les données des trois observatoires⁽⁸⁾. Ensuite, nous examinons plus particulièrement les données relatives au troisième indicateur (filles correspondant au profil type des répondantes) et comparons les résultats par tranche d'âge (50-64 ans, 65-79 ans, et 80-89 ans). Les modèles intègrent les interactions entre le site et chaque période de 10 ans. Ils tiennent donc compte de l'évolution de la mortalité au fil du temps et du contexte spécifique au site, en plus des indicateurs relatifs au nombre d'enfants. La relation entre le nombre d'enfants et la survie des parents est supposée constante dans le temps et sur les différents sites. Enfin, nous cherchons à évaluer le biais de sélection potentiel. Pour ce faire, nous simulons une enquête

(6) L'annexe est consultable en ligne : <https://doi.org/10.34847/nkl.eb74rf2m>

(7) Au-delà de 90 ans, le nombre d'individus est faible et les erreurs d'âge possibles. Ce groupe d'âge est donc exclu de l'analyse.

(8) Nous avons testé l'hypothèse des risques proportionnels à l'aide de diagrammes log-log : les logarithmes des probabilités de survie étaient suffisamment parallèles pour ne pas compromettre cette hypothèse.

afin de comparer les estimations de mortalité des parents de filles pouvant déclarer leur survie, à celles de l'ensemble de la population âgée de 50 à 89 ans recensée par les observatoires. Ainsi, nous mesurons les probabilités $_{15}q_{50}$, $_{15}q_{65}$, et $_{10}q_{80}$ de tous les hommes et femmes de notre population cible et les confrontons aux estimations de mortalité des seuls individus dont une fille peut déclarer le décès.

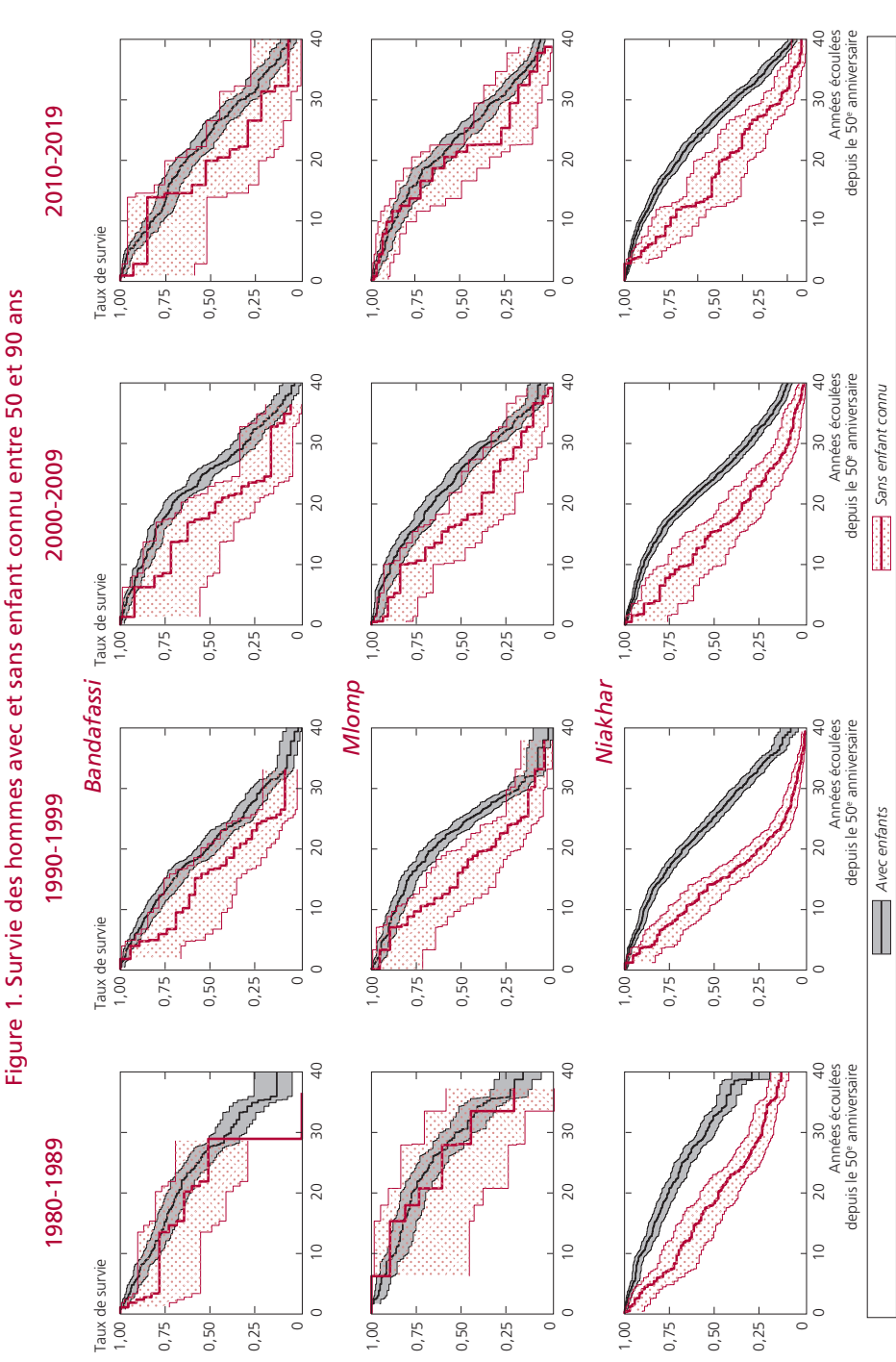
II. Résultats

1. Analyse de l'association entre le nombre d'enfants vivants et la survie des parents

Tout d'abord, nous explorons la relation bivariée entre la survie des personnes âgées de 50 à 90 ans et la présence ou non d'enfants. Les chances de survie des hommes avec enfant sont supérieures à celles des hommes sans enfant connu, particulièrement à Niakhar, où la population est plus nombreuse (figure 1). L'écart de survie entre ces deux catégories semble se réduire avec le temps, tandis que les intervalles de confiance se chevauchent. Les chances de survie des hommes diffèrent peu à Bandafassi et à Mlomp, quelle que soit la période considérée. Le taux de survie à 50 ans s'améliore au fil des décennies, notamment pour les hommes avec enfant. Les courbes de survie pour la période 1980-1989 ne dépassent pas l'âge de 80 ans. Des tendances de survie similaires sont observées chez les femmes (voir annexe en ligne, figure S1).

Dans un deuxième temps, nous analysons la relation entre la survie des parents et le nombre d'enfants grâce à des modèles de Cox tenant compte des tendances temporelles et des effets spécifiques aux sites. Le tableau 2 montre que la mortalité féminine est plus élevée à Bandafassi et plus faible à Mlomp, quel que soit le modèle. La mortalité féminine diminue au cours du temps sur les trois sites : le niveau le plus faible est observé pour la période 2000-2019 à Mlomp. Le risque de décès des femmes sans enfant connu est supérieur de 69 % (modèle 1 : rapport de risques instantanés [RRI] = 1,692 ; IC à 95 % [1,556 ; 1,839]). Les mères de filles vivantes, âgées de 15 à 49 ans et résidant sur place (indicateur 2) présentent un risque de décès plus élevé (modèle 2). Ce modèle considère comme sans enfant les mères d'enfants qui sont soit décédés, soit de sexe masculin, soit qui résident hors du site et ont plus de 15 ans, soit 38,7 % des personnes-années à risque (PAAR).

Selon le modèle 3, qui regroupe les indicateurs 1 et 2, le risque de décès des mères appariées à une seule fille est légèrement plus élevé que celui des femmes sans fille (RRI = 1,108 ; IC à 95 % [1,017 ; 1,206] ; 20,2 % des PAAR). Le fait d'avoir deux filles induit un risque de décès supérieur de 20 % (RRI = 1,203 ; IC à 95 % [1,077 ; 1,344] ; 13,1 % des PAAR). L'effet associé au fait d'avoir au moins trois filles est moins marqué.



Note : « Sans enfant connu » inclut les hommes n'ayant jamais eu d'enfant et les hommes non appariés à leurs enfants en raison d'identifiants manquants ou de naissance hors du site. Estimateurs de Kaplan-Meier avec intervalles de confiance à 95 %.

Source : Calculs des auteurs à partir des données des observatoires de population et de santé du Sénégal, données disponibles auprès de l'IRD.

Tableau 2. Estimations de la relation entre le nombre d'enfants et la mortalité des femmes de 50 à 90 ans selon trois modèles de Cox

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
	Sans enfant connu	En fonction du nombre de filles vivantes, âgées de 15-49 ans et résidant sur place	
			en incluant les femmes sans enfant connu
Sans enfant connu	1,692 *** [1,556; 1,839]		
Nombre de filles vivantes, âgées de 15 à 49 ans, résidant sur place (Réf. = 0)			
1		1,358 *** [1,239; 1,488]	1,108 * [1,017; 1,206]
2		1,485 *** [1,322; 1,668]	1,203 ** [1,077; 1,344]
3		1,398 *** [1,211; 1,614]	1,121 [0,976; 1,288]
4		1,302 ** [1,067; 1,589]	1,035 [0,851; 1,258]
5 et plus		1,088 [0,884; 1,339]	0,858 [0,700; 1,051]
Site, période (Réf. = Niakhar, 2010-2019)			
<i>Bandafassi</i>			
1970–1979	3,270 *** [2,648; 4,037]	3,875 *** [3,049; 4,926]	3,639 *** [2,940; 4,504]
1980–1989	2,110 *** [1,779; 2,503]	2,221 *** [1,823; 2,706]	2,278 *** [1,915; 2,709]
1990–1999	1,797 *** [1,546; 2,090]	2,042 *** [1,731; 2,409]	1,890 *** [1,622; 2,203]
2000–2009	1,436 *** [1,235; 1,669]	1,671 *** [1,420; 1,967]	1,508 *** [1,295; 1,756]
2010–2019	1,404 *** [1,198; 1,647]	1,473 *** [1,242; 1,748]	1,414 *** [1,204; 1,659]
<i>Mlomp</i>			
1980–1989	0,928 [0,682; 1,262]	0,98 [0,697; 1,377]	0,961 [0,706; 1,308]
1990–1999	1,196 * [1,011; 1,415]	1,250 * [1,042; 1,501]	1,214 * [1,025; 1,438]
2000–2009	1,086 [0,925; 1,274]	1,109 [0,936; 1,315]	1,078 [0,918; 1,266]
2010–2019	0,829 * [0,700; 0,982]	0,823* [0,690; 0,982]	0,803 * [0,678; 0,951]
<i>Niakhar</i>			
1980–1989	1,336 *** [1,154; 1,547]	1,430 *** [1,176; 1,740]	1,665 *** [1,436; 1,931]
1990–1999	1,168 ** [1,040; 1,313]	1,181 * [1,027; 1,357]	1,325 *** [1,177; 1,491]
2000–2009	1,085 [0,972; 1,213]	1,138 * [1,009; 1,284]	1,124 * [1,006; 1,257]

Tableau 2 (suite). Estimations de la relation entre le nombre d'enfants et la mortalité des femmes de 50 à 90 ans selon trois modèles de Cox

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
	Sans enfant connu	En fonction du nombre de filles vivantes, âgées de 15-49 ans et résidant sur place	
			en incluant les femmes sans enfant connu
Observations	21 162	18 358	21 162
χ^2	410,2	286,1	290
Nombre de femmes âgées de 50 ans et plus	9 661	8 149	9 661
Personnes-années à risque	131 025,4	117 012,0	131 025,4
Nombre de décès	3 639	2 869	3 639
Note : Coefficients exponentialisés ; intervalles de confiance à 95 % entre crochets ; * $p<0,05$ ** $p<0,01$ *** $p<0,001$. Source : Calculs des auteurs à partir des données des observatoires de population et de santé du Sénégal, données disponibles auprès de l'IRD.			

En ce qui concerne les hommes, le risque de décès est plus élevé en l'absence d'enfant connu (modèle 1, tableau 3 ; RRI = 1,858 ; IC à 95 % [1,693 ; 2,039]). Or, les estimations effectuées à partir des données sur la survie des parents ne tiennent pas compte des hommes sans enfant. La mortalité après 50 ans risque donc d'être sous-estimée faute de correction de ce biais. La mortalité masculine entre 50 et 90 ans (modèles 2 et 3, tableau 3) diffère de la mortalité féminine aux mêmes âges (modèles 2 et 3, tableau 2). Le modèle 2 indique que les pères appariés à une ou plusieurs filles vivantes, âgées de 15 à 49 ans et résidant sur place, présentent un risque de décès plus faible que les pères d'enfants ne répondant pas à ces critères (25,5 % des PAAR). Bien que le fait d'avoir une ou deux filles n'ait pas d'effet significatif sur la mortalité masculine entre 50 et 90 ans, un plus grand nombre de filles réduit le risque de décès. Les pères de cinq filles (ou plus) ont un risque de décès inférieur de 38 % (RRI = 0,619 ; IC à 95 % [0,539 ; 0,711] ; 13,2 % des PAAR). La présence de nombreuses filles accroît la longévité et réduit la mortalité des pères. Cet effet est confirmé par le modèle 3 qui inclut les hommes sans enfant connu. La mortalité masculine est inférieure de 9 % pour les pères d'une seule fille (RRI = 0,908 ; IC à 95 % [0,843 ; 0,989] ; 20,0 % des PAAR) et de plus de 40 % pour les pères de quatre filles ou plus (20,5 % des PAAR). Contrairement aux tendances de mortalité féminine, le déclin de la mortalité masculine au fil du temps semble moins évident, excepté à Bandafassi dans les années 1970. Pour la période 2000-2019, les niveaux de mortalité des trois sites diffèrent peu.

Afin de vérifier si les données sur la survie des parents peuvent être utilisées pour estimer la mortalité aux âges élevés, nous analysons ensuite les données par tranches d'âge (50-64 ans, 65-79 ans et 80-89 ans ; figure 2). Les intervalles de confiance des individus de 80 à 89 ans représentent moins de personnes-années à risque, ce qui rend difficile l'estimation du risque différentiel de décès en fonction du fait d'avoir des filles. Chez les femmes, le nombre de filles n'a

Tableau 3. Estimations de la relation entre le nombre d'enfants et la mortalité des hommes de 50 à 90 ans selon trois modèles de Cox

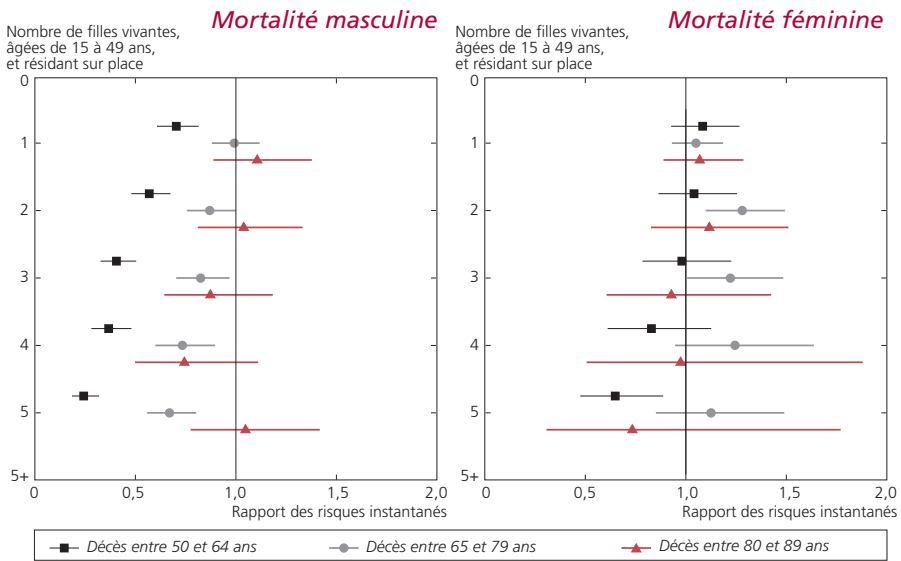
	Modèle 1	Modèle 2	Model 3
	Sans enfant connu	En fonction du nombre de filles vivantes, âgées de 15-49 ans, et résidant sur place	
			en incluant les hommes sans enfant connu
Sans enfant connu	1,858 *** [1,693; 2,039]		
Nombre de filles vivantes, âgées de 15 à 49 ans, résidant sur place (Réf. = 0)			
1		1,054 [0,961; 1,156]	0,908* [0,834; 0,989]
2		0,905 [0,814; 1,005]	0,782*** [0,708; 0,863]
3		0,771*** [0,682; 0,873]	0,664*** [0,589; 0,747]
4		0,680*** [0,583; 0,793]	0,586*** [0,505; 0,681]
5 et plus		0,619*** [0,539; 0,711]	0,530*** [0,463; 0,606]
Site, période (Réf. = Niakhar, 2010-2019)			
<i>Bandafassi</i>			
1970–1979	2,631 *** [2,066; 3,352]	2,575*** [1,983; 3,344]	2,441*** [1,915; 3,110]
1980–1989	1,560 *** [1,282; 1,897]	1,544*** [1,256; 1,898]	1,450*** [1,191; 1,764]
1990–1999	1,719 *** [1,470; 2,010]	1,651*** [1,398; 1,949]	1,623*** [1,387; 1,898]
2000–2009	1,114 [0,950; 1,307]	1,066 [0,900; 1,262]	1,062 [0,906; 1,247]
2010–2019	1,188 * [1,008; 1,401]	1,149 [0,968; 1,364]	1,135 [0,962; 1,338]
<i>Mlomp</i>			
1980–1989	1,419 ** [1,130; 1,782]	1,374** [1,082; 1,745]	1,257* [1,000; 1,580]
1990–1999	1,455 *** [1,251; 1,692]	1,348*** [1,146; 1,586]	1,322*** [1,136; 1,539]
2000–2009	1,146 [0,985; 1,333]	1,054 [0,897; 1,238]	1,056 [0,907; 1,229]
2010–2019	1,208 * [1,041; 1,400]	1,165 [0,997; 1,362]	1,128 [0,973; 1,309]
<i>Niakhar</i>			
1980–1989	1,291 *** [0,960; 1,336]	1,133 [1,060; 1,410]	1,223* [1,060; 1,410]
1990–1999	1,167 ** [1,040; 1,310]	1,012 [0,890; 1,150]	1,104 [0,983; 1,241]
2000–2009	1,108 [0,990; 1,238]	1,076 [0,956; 1,211]	1,081 [0,967; 1,209]

Tableau 3 (suite). Estimations de la relation entre le nombre d'enfants et la mortalité des hommes de 50 à 90 ans selon trois modèles de Cox

	Modèle 1	Modèle 2	Model 3
	Sans enfant connu	En fonction du nombre de filles vivantes, âgées de 15-49 ans, et résidant sur place	
			en incluant les hommes sans enfant connu
Observations	17 787	15 989	17 787
χ^2	269,4	205,5	275,9
Nombre d'hommes âgés de 50 ans et plus	8 501	7 414	8 501
Personnes-années à risque	107 696,7	99 548,1	107 696,7
Nombre de décès	3 715	3 179	3 715

Note : Coefficients exponentialisés ; intervalles de confiance à 95 % entre crochets ; * $p<0,05$ ** $p<0,01$ *** $p<0,001$.
Source : Calculs des auteurs à partir des données des observatoires de population et de santé du Sénégal, données disponibles auprès de l'IRD.

Figure 2. Modèle de Cox estimant la relation entre le nombre d'enfants et la mortalité par tranche d'âge



Note : Les segments indiquent les intervalles de confiance à 95 %.

Source : Calculs des auteurs à partir des données des observatoires de population et de santé du Sénégal, données disponibles auprès de l'IRD.

pas d'effet significatif sur la mortalité, quelle que soit la tranche d'âge. Chez les hommes âgés de 50 à 64 ans, les plus jeunes de notre population cible, chaque fille supplémentaire atténue le risque de décès. Dans l'ensemble, il semble peu probable que le biais de sélection des données sur la survie des parents varie beaucoup selon le groupe d'âge (figure 2). Cependant, la mortalité

masculine, en particulier entre 50 et 64 ans, risque d'être sous-estimée et doit donc être interprétée avec prudence⁽⁹⁾. Si l'on suppose que les enfants ont en moyenne 25 ans de moins que leurs pères, le biais proviendrait principalement des déclarations des répondantes âgées de 25 à 39 ans.

2. Évaluation du biais de sélection

Pour finir, nous cherchons à mesurer le biais introduit par les déclarations sur la survie des parents en simulant une enquête. Nous comparons les probabilités de décès ${}_{15}q_{50}$ et ${}_{15}q_{65}$ de tous les hommes et femmes identifiés par les observatoires⁽¹⁰⁾, aux probabilités de décès des parents d'une ou plusieurs filles pouvant déclarer leur survie. Nous confrontons également les probabilités ${}_{15}q_{50}$ et ${}_{15}q_{65}$ aux probabilités de décès des personnes dont une seule fille déclarerait la survie. Cette dernière procédure permet d'envisager une enquête exempte de déclarations redondantes d'un même parent, comme si des pondérations étaient appliquées. Nous nous limitons à la période la plus récente (2000-2019), compte tenu de la baisse générale de la mortalité au fil du temps et de la baisse de la fécondité (réduisant le nombre de répondantes potentielles). Nos résultats ne révèlent aucun biais systématique dans les estimations de mortalité calculées à partir des données d'enquête sur la survie des parents (figure 3). Par exemple, la mortalité féminine entre 50 et 65 ans serait surestimée à Bandafassi, mais légèrement sous-estimée à Mlomp, bien que les intervalles de confiance autour de ces estimations se chevauchent. Lorsque plusieurs filles déclarent la survie d'un même parent, les probabilités de décès estimées, proches de celles de l'ensemble de la population cible, comportent un moindre biais que lorsqu'aucune fille ne déclare la survie de son parent. Le chevauchement des intervalles de confiance autour des estimations ${}_{15}q_{50}$ et ${}_{15}q_{65}$ de chaque site indiquent qu'il est peu probable que les données sur la survie des parents entraînent des estimations systématiquement biaisées.

III. Discussion

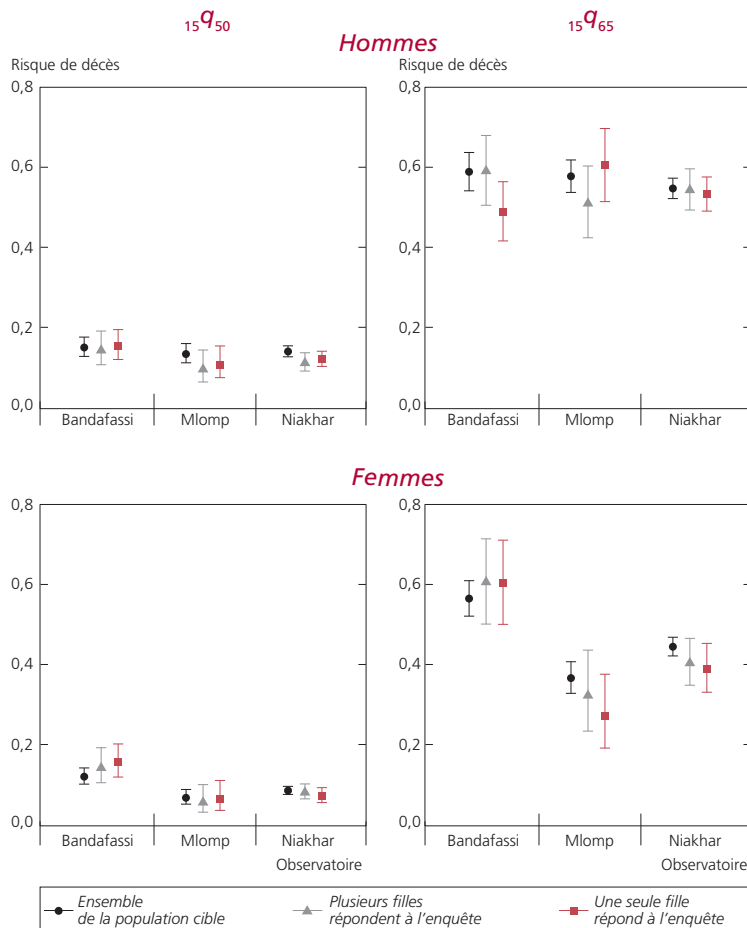
Notre étude exploite des données exhaustives de trois observatoires de population et de santé du Sénégal, pour évaluer le biais de sélection induit par les déclarations sur la survie des parents. Nos résultats indiquent que les individus « sans enfant connu » se caractérisent par un taux de survie plus bas. Ce constat corrobore plusieurs études antérieures qui montrent les effets bénéfiques du mariage et de la présence d'enfants sur les personnes âgées⁽¹¹⁾ (Manzoli *et al.*, 2007 ; Rendall *et al.*, 2011). Néanmoins, la catégorie « sans

(9) Les personnes-années à risque des 50-64 ans sont similaires à celles des 65-79 ans, mais le nombre de décès est beaucoup plus faible.

(10) Nous n'avons pas estimé ${}_{10}q_{80}$ en raison de l'insuffisance des données (décès et personnes-années).

(11) La procréation reste étroitement liée au mariage dans de nombreux pays, en particulier en Afrique du Nord et en Afrique sahélienne (Bongaarts et Casterline, 2022).

Figure 3. Probabilités de décès entre 50 et 65 ans et entre 65 et 80 ans estimées à partir d'une simulation d'enquête sur la survie des parents



Note : Analyse des décès survenus entre 2000 et 2019 de toutes les personnes de 50 à 89 ans identifiées par les observatoires, des parents dont plusieurs filles répondent à l'enquête, et des parents dont une seule fille répond à l'enquête. Les segments indiquent les intervalles de confiance à 95 %.

Source : Calculs des auteurs à partir des données des observatoires de population et de santé du Sénégal, données disponibles auprès de l'IRD.

enfant connu » de notre étude peut inclure des émigrés dont les enfants résident ailleurs et les émigrés internes s'exposent généralement à un risque de mortalité plus élevé (Ginsburg *et al.*, 2021). Pour autant, l'écart de survie entre les adultes avec enfants et les adultes sans enfant connu se réduit au fil du temps. Cette tendance peut s'expliquer par l'évolution des schémas migratoires, l'amélioration de la qualité des données des observatoires (plus le site fonctionne longtemps, plus il est probable qu'il identifie tous les individus) et un meilleur soutien psychosocial et économique des personnes sans enfant (par le biais d'interventions au sein des communautés, par exemple).

Nos résultats révèlent également que, parmi les personnes appariées à des enfants, le fait d'avoir plus de filles est associé à une meilleure survie pour les hommes et à une survie un peu plus faible pour les femmes. Les transferts intergénérationnels reçus par les pères peuvent contribuer à améliorer leur bien-être (Lee *et al.*, 1994 ; Weinreb, 2002 ; Cunningham *et al.*, 2013). Ces aides semblent plus probables lorsque les enfants adultes sont jeunes (et leurs pères également) et qu'ils n'ont pas encore fondé leur propre famille. Aux âges plus avancés, la présence de nombreuses filles semble moins protectrice (figure 2). Les femmes ayant une ou deux filles vivantes présentent un risque de décès accru, qui pourrait s'expliquer par une concentration des décès au sein des familles. Ce phénomène, documenté par différentes études portant sur la mortalité des jeunes enfants et des frères et sœurs plus âgés (Smith-Greenaway et Weitzman, 2020), pourrait également concerner les mères. Les chances de survie des filles, et de leurs parents, sont plus grandes au sein des familles en bonne santé. En effet, les familles vivent généralement dans des conditions semblables : elles partagent des pratiques d'hygiène et d'alimentation et certains facteurs environnementaux, comme la pollution de l'air, qui influencent leur santé et leur longévité. Bien que ces éléments ne soient pas nécessairement propres à chaque sexe, ils peuvent contribuer aux différences observées entre hommes et femmes.

Notre travail examine la relation entre le nombre d'enfants (nés vivants et survivants) et la mortalité des parents. Toutefois, le risque de décès des enfants adultes à la suite du décès d'un parent peut entraîner un biais de sélection. La littérature atteste que le décès d'une mère peut accroître le risque de décès de son enfant et souligne son rôle essentiel dans la croissance en bas âge (Bocquier *et al.*, 2021). En revanche, le lien entre le décès du père et la survie de l'enfant est moins clair (Sear et Coall, 2011). Ces conclusions portent principalement sur les enfants de moins de 5 ans. L'effet de la présence des parents sur la survie des adolescents et des adultes est moins établi. La transmission du statut socio-économique, l'exposition aux maladies transmissibles (en cas de corésidence) et les transferts intergénérationnels sont autant de facteurs pouvant agir sur la survie des enfants adultes. Compte tenu des taux de mortalité relativement faibles chez les jeunes adultes (15-49 ans), il est néanmoins peu probable que de tels biais de sélection influencent significativement les estimations issues des données sur la survie des parents.

Conclusion

Les données sur la survie des parents peuvent permettre de mesurer la mortalité aux âges élevés dans les pays où les statistiques de l'état civil sont déficientes. Notre étude se penche sur le biais de sélection que peut comporter ce nouvel outil. Nos modèles établissent une relation significative entre le nombre d'enfants en vie, mesuré par trois indicateurs différents, et la survie

des personnes d'âge élevé, en particulier des hommes. Selon nos résultats, les déclarations sur la survie des parents, collectées au sein d'enquêtes et de recensements auprès de femmes âgées de 15 à 49 ans, produiraient des estimations biaisées : la mortalité masculine aux âges élevés serait sous-estimée. Cependant, notre analyse note également qu'un tel biais n'est pas systématique et n'entraîne pas de surestimation ou de sous-estimation significative de la mortalité aux âges élevés. Des recherches complémentaires pourraient être menées dans des contextes où la fécondité est plus faible ou la prévalence du VIH plus élevée, afin de valider ces résultats.

Bien que notre analyse des données des observatoires de population sénégalais révèle un biais de sélection limité, il convient tout de même d'envisager une correction. Dans l'idéal, connaître le nombre de frères et sœurs nés de la même mère et/ou du même père permettrait d'ajuster les estimations des mortalités féminine et masculine. Des indications sur l'âge des frères et sœurs permettraient en outre d'identifier celles et ceux qui auraient pu être inclus dans l'échantillon. Les EDS recueillent d'ores et déjà des données complètes sur les frères et sœurs nés de même mère. Grâce à ces informations, les données pourraient être pondérées pour donner moins de poids aux familles surreprésentées, conformément aux méthodes développées par des travaux antérieurs dédiés à la mortalité entre 15 et 60 ans (Masquelier, 2013). Cependant, notre analyse laisse penser que la pondération visant à tenir compte de la redondance des déclarations n'évacuerait pas tous les biais. Il est également essentiel de remédier à l'absence d'information sur les parents sans enfant pouvant servir de répondant.

Les données exploitées dans le cadre de notre étude comportent de fortes proportions de personnes de plus de 50 ans appariées à leurs enfants. Toutefois, une limite importante provient du traitement des individus n'ayant jamais eu d'enfant. En effet, notre catégorie « sans enfant connu » n'inclut pas uniquement les femmes nullipares et les hommes sans enfant. Nos résultats doivent donc être interprétés avec prudence. Des analyses approfondies sont nécessaires pour différencier les personnes n'ayant jamais eu d'enfant en exploitant, par exemple, les données rétrospectives recueillies par les observatoires lors du recensement initial. Compte tenu de ces nuances, nos résultats montrent que le fait de ne pas avoir d'enfants (vivants, résidant sur place, ou jeunes adultes) est associé à un risque de décès plus élevé chez les hommes. La raison en est probablement sociale : en veillant au bien-être de leurs parents, directement ou indirectement, les enfants peuvent contribuer à maintenir ou à améliorer leur santé et leur longévité.

Malgré un possible biais de sélection, les données sur la survie des parents offrent une approche prometteuse pour appréhender la mortalité aux âges élevés en l'absence de statistiques de l'état civil suffisantes. Le vieillissement des populations exige de mieux étudier la mortalité aux âges élevés pour répondre aux besoins de santé des personnes âgées (Lloyd-Sherlock, 2000) ou

pour évaluer la durée de la prise en charge simultanée de jeunes enfants et de parents âgés fragiles (Alburez-Gutierrez *et al.*, 2021). Introduire des questions sur la survie des parents dans les enquêtes peut aider à anticiper l'augmentation des populations âgées, à mieux préparer la société à leurs besoins et à surveiller les décès de ce groupe d'âge souvent négligé.

Remerciements : Cette recherche a bénéficié des financements R01HD088516 et R03AG070660 des *National Institutes of Health* (chercheur principal : Helleringer) et d'un parrainage du consortium RAMMPS (financé par la fondation Gates). Nous remercions Laurence Fleury et Valérie Delaunay, de l'Institut de recherche pour le développement, pour l'utilisation des données des observatoires de population et de santé du Sénégal. Nous exprimons également notre reconnaissance à Yacouba Compaoré et aux participants qui ont commenté ce travail lors de la Conférence internationale sur la population de 2021.



RÉFÉRENCES

- ALBUREZ-GUTIERREZ D., MASON C., ZAGHENI E. 2021. The 'Sandwich Generation' revisited: Global demographic drivers of care time demands. *Population and Development Review*, 47(4), 997-1023. <https://doi.org/10.1111/padr.12436>
- AZOMAHOU T. T., YITBAREK E. 2020. Intergenerational mobility in education: Is Africa different? *Contemporary Economic Policy*, 39(3), 503-523. <https://doi.org/10.1111/coep.12495>
- BAUDIN T., DE LA CROIX D., GOBBI P. 2020. Endogenous childlessness and stages of development. *Journal of the European Economic Association*, 18(1), 83-133. <https://doi.org/10.1093/jeea/jvy042>
- BENDAVID E., SELIGMAN B., KUBO J. 2011. Comparative analysis of old-age mortality estimations in Africa. *PLoS One*, 6(10), e26607. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0026607>
- BLACKER J. 1984. Experiences in the use of special mortality questions in multi-purpose surveys: The single-round approach. In Nations unies (dir.), *Data bases for mortality measurement* (p. 79-89). United Nations.
- BOCQUIER P., GINSBURG C., MENASHE-OREN A., COMPAORÉ Y., COLLINSON M. 2021. The crucial role of mothers and siblings in child survival: Evidence from 29 Health and Demographic Surveillance Systems in sub-Saharan Africa. *Demography*, 58(5), 1687-1713. <https://doi.org/10.1215/00703370-9429499>
- BONGAARTS J., CASTERLINE J. 2022. Extramarital fertility in low- and middle-income countries. *Demographic Research*, 47(3), 59-72. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2022.47.3>
- BOUTAYEB A. 2006. The double burden of communicable and non-communicable diseases in developing countries. *Transactions of the Royal Society of Tropical Medicine & Hygiene*, 100(3), 191-199. <https://doi.org/10.1016/j.trstmh.2005.07.021>
- CHASUKWA M., CHOKO A. T., MUTHEMA F., NKHALAMBA M. M., SAIKOLO J., TLHAJOANE M., RENIERS G., DULANI B., HELLERINGER S. 2022. Collecting mortality data via mobile phone surveys: A non-inferiority randomized trial in Malawi. *PLoS Global Public Health*, 2 (8), e0000852. <https://doi.org/10.1371/journal.pgph.0000852>
- COMPAORÉ Y. 2021. *Dynamiques familiales et santé des enfants : Perspectives longitudinales en Afrique de l'Ouest* [thèse de doctorat, Université Catholique de Louvain].
- COTTON C. 2021. An enduring institution ? Child fostering in sub-Saharan Africa. *Population and Development Review*, 47(4), 1179-1206. <https://doi.org/10.1111/padr.12439>
- CUNNINGHAM S. A., YOUNT K. M., ENGELMAN M., AGREE E. 2013. Returns on lifetime investments in children in Egypt. *Demography*, 50(2), 699-724. <https://doi.org/10.1007/s13524-012-0147-3>
- DUTHÉ G., PISON G., DELAUNAY V., DOUILLOT L. 2016. L'effet à long terme de la vie reproductive sur la mortalité des femmes en milieu rural sénégalais. *African Population Studies*, 30(1), 2135-2148. <https://doi.org/10.11564/30-1-796>
- FIELD E., MOLITOR V., SCHOONBROODT A., TERTILT M. 2016. Gender gaps in completed fertility. *Journal of Demographic Economics*, 82(2), 167-206. <https://doi.org/10.1017/dem.2016.5>

- FOTTRELL E., BYASS P., BERHANE Y. 2008. Demonstrating the robustness of population surveillance data: Implications of error rates on demographic and mortality estimates. *BMC Medical Research Methodology*, 8(13). <https://doi.org/10.1186/1471-2288-8-13>
- GINSBURG C., BOCQUIER P., MENASHE-OREN A., COLLINSON M. A. 2021. Migrant health penalty: Evidence of higher mortality risk among internal migrants in sub-Saharan Africa. *Global Health Action*, 14(1930655). <https://doi.org/10.1080/16549716.2021.1930655>
- HELLERINGER S., PISON G., KANTÉ A. M., DUTHÉ G., ANDRO A. 2014. Reporting errors in siblings' survival histories and their impact on adult mortality estimates: Results from a record linkage study in Senegal. *Demography*, 51(2), 387-411. <https://doi.org/10.1007/s13524-013-0268-3>
- KEBEDE E., STRIESSNIG E., GOUJON A. 2021. The relative importance of female education on fertility desires in sub-Saharan Africa: A multilevel analysis. *Population Studies*, 76(1), 137-156. <https://doi.org/10.1080/00324728.2021.1892170>
- KENDALL J., ANGLEWICZ P. 2018. Living arrangements and health at older ages in rural Malawi. *Ageing & Society*, 38(5), 1018-1040. <https://doi.org/10.1017/S0144686X16001422>
- KOHLER I. V., KOHLER H.-P., ANGLEWICZ P., BEHRMAN J. R. 2012. Intergenerational transfers in the era of HIV/AIDS: Evidence from rural Malawi. *Demographic Research*, 27(27), 775-834. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2012.27.27>
- KUDO S., MUTISYA E., NAGAO M. 2015. Population aging: An emerging research agenda for sustainable development. *Social Sciences*, 4(4), 940-966. <https://doi.org/10.3390/socsci4040940>
- LEE Y.-J., PARISH W. L., WILLIS R. J. 1994. Sons, daughters, and intergenerational support in Taiwan. *American Journal of Sociology*, 99(4), 1010-1041. <https://www.jstor.org/stable/2781738>
- LOYD-SHERLOCK P. 2000. Population ageing in developed and developing regions: Implications for health policy. *Social Science and Medicine*, 51(6), 887-895. [https://doi.org/10.1016/S0277-9536\(00\)00068-X](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(00)00068-X)
- MANZOLI L., VILLARI P., PIRONE G. M., BOCCIA A. 2007. Marital status and mortality in the elderly: A systematic review and meta-analysis. *Social Science & Medicine*, 64(1), 77-94. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2006.08.031>
- MASCARENHAS M. N., FLAXMAN S. R., BOERMA T., VANDERPOEL S., STEVENS G. A. 2012. National, regional, and global trends in infertility prevalence since 1990: A systematic analysis of 277 health surveys. *PLoS Medicine*, 9(12), e1001356. <https://doi.org/10.1371/journal.pmed.1001356>
- MASQUELIER B. 2013. Adult mortality from sibling survival data: A reappraisal of selection biases. *Demography*, 50(1), 207-228. <https://doi.org/10.1007/s13524-012-0149-1>
- MASQUELIER B., NDIAYE C. T., PISON G., DIEME N. B., DIOUF I., HELLERINGER S., NDIAYE O., DELAUNAY V. 2016. Évaluation des estimations indirectes de mortalité dans trois observatoires de population au Sénégal. *African Population Studies*, 30 (1), 2227-2241. <https://doi.org/10.11564/30-1-803>
- MIKKELSEN L., PHILLIPS D. E., ABOUZAHR C., SETEL P. W., DE SAVIGNY D., LOZANO R., LOPEZ A. D. 2015. A global assessment of civil registration and vital statistics systems: Monitoring data quality and progress. *The Lancet*, 386(10001), 1395-1406. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(15\)60171-4](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(15)60171-4)
- NATIONS UNIES. 2022. *World population prospects: The 2022 revision* [Data set]. United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division.

- NAUCK B. 2010. Intergenerational relationships and female inheritance expectations: Comparative results from eight societies in Asia, Europe, and North America. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 41(5-6), 690-705. <https://doi.org/10.1177/0022022110375161>
- OBERMEYER Z., RAJARATNAM J. K., PARK C. H., GAKIDOU E., HOGAN M. C., LOPEZ A. D., MURRAY C. J. L. 2010. Measuring adult mortality using sibling survival: A new analytical method and new results for 44 countries, 1974-2006. *PLoS Medicine*, 7(4), e1000260. <https://doi.org/10.1371/journal.pmed.1000260>
- OUEDRAOGO S. 2020. Estimation of older adult mortality from imperfect data: A comparative review of methods using Burkina Faso censuses. *Demographic Research*, 43(38), 1119-1154. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2020.43.38>
- OUEDRAOGO S. 2022. Niveaux et tendances de la mortalité des personnes âgées en Afrique subsaharienne. Comparaison des sources et des estimations [thèse de doctorat, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne].
- PALLONI A., MASSAGLI M., MARCOTTE J. 1984. Estimating adult mortality with maternal orphanhood data: Analysis of sensitivity of the techniques. *Population Studies*, 38(2), 255-279. <https://doi.org/10.1080/00324728.1984.10410289>
- PIRAINO P. 2015. Intergenerational earnings mobility and equality of opportunity in South Africa. *World Development*, 67, 396-405. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2014.10.027>
- PISON G., BECK B., NDIAYE O., DIOUF P. N., SENGHOR P., DUTHÉ G., FLEURY L., SOKHNA C., DELAUNAY V. 2018. Profile: Mlomp Health and Demographic Surveillance System (Mlomp HDSS), Sénégal. *International Journal of Epidemiology*, 47(4), 1025-1033. <https://doi.org/10.1093/ije/dyy075>
- PISON G., DOUILLOT L., KANTE A. M., NDIAYE O., DIOUF P. N., SENGHOR P., SOKHNA C., DELAUNAY V. 2014. Health & Demographic Surveillance System profile: Bandafassi Health and Demographic Surveillance System (Bandafassi HDSS), Sénégal. *International Journal of Epidemiology*, 43(3), 739-748. <https://doi.org/10.1093/ije/dyu086>
- RENDALL M. S., WEDEN M. M., FAVREAU M. M., WALDRON H. 2011. The protective effect of marriage for survival: A review and update. *Demography*, 48(2), 481-506. <https://doi.org/10.1007/s13524-011-0032-5>
- SEAR R., COALL D. 2011. How much does family matter? Cooperative breeding and the demographic transition. *Population and Development Review*, 37(Suppl. 1), 81-112. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2011.00379.x>
- SMITH-GREENAWAY E., WEITZMAN A. 2020. Sibling mortality burden in low-income countries: A descriptive analysis of sibling death in Africa, Asia, and Latin America and the Caribbean. *PLoS ONE*, 15(10), e0236498. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0236498>
- TIMÆUS I. M. 2013. Indirect estimation of adult mortality from orphanhood. In Moultrie T., Dorrington R., Hill A., Hill K., Timæus I. M., Zaba B. (dir.), *Tools for demographic estimation* (p. 222-243). International Union for the Scientific Study of Population.
- VAN DIJK I. K. 2018. Early-life mortality clustering in families: A literature review. *Population Studies*, 73(1), 79-99. <https://doi.org/10.1080/00324728.2018.1448434>
- VERKROOST F. C. J., MONDEN C. W. S. 2022. Childlessness and development in sub-Saharan Africa: Is there evidence for a u-shaped pattern? *European Journal of Population*, 38, 319-352. <https://doi.org/10.1007/s10680-022-09608-5>
- WEINREB A. A. 2002. Lateral and vertical intergenerational exchange in rural Malawi. *Journal of Cross-Cultural Gerontology*, 17, 101-138. <https://doi.org/10.1023/A:1015834300553>
- YOUNT K. M., CUNNINGHAM S. A., ENGELMAN M., AGREE E. M. 2012. Gender and material transfers between older parents and children in Ismailia, Egypt. *Journal of Marriage and Family*, 74(1), 116-131. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2011.00881.x>

Abstract

Ashira MENASHE-OREN, Bruno MASQUELIER, Benjamin-Samuel SCHLÜTER, Stéphane HELLERINGER • **OLD-AGE MORTALITY IN DATA-SPARSE COUNTRIES: ASSESSING SELECTION BIAS IN ESTIMATES USING PARENTAL SURVIVAL HISTORIES**

Not enough is known about old-age mortality in countries with limited civil registration and vital statistics systems. Surveys using parental survival histories (PSH) could help bridge this gap, providing estimates on deaths over age 50. We assess the potential for sample selection biases in these mortality estimates with data from three Health and Demographic Surveillance Systems in Senegal, covering around 9,600 women and 8,500 men. We use Cox models to estimate variation in mortality of men and women aged 50–89 according to the number of their adult daughters (typical survey respondents). Results indicate that older adults without surviving children are associated with a higher risk of mortality. PSH-based mortality estimates might therefore be lower than the ‘true’ levels of mortality over age 50, though we found no systematic bias. PSH is thus a promising instrument for measuring mortality in old ages, with sample selection bias likely minimal.

Resumen

Ashira MENASHE-OREN, Bruno MASQUELIER, Benjamin-Samuel SCHLÜTER, Stéphane HELLERINGER • **ESTIMACIÓN DE LA MORTALIDAD A EDADES AVANZADAS EN PAÍSES CON DATOS INCOMPLETOS: ¿SE VEN AFECTADAS LAS ESTIMACIONES BASADAS EN LA SUPERVIVENCIA DE LOS PADRES POR EL SESGO DE SELECCIÓN?**

La mortalidad a edades avanzadas sigue estando mal documentada en los países en los que los sistemas de registro y las estadísticas vitales son incompletos. Las encuestas que incluyen preguntas sobre la supervivencia de los padres pueden ayudar a llenar este vacío proporcionando estimaciones de la mortalidad por encima de los 50 años. Nuestro artículo evalúa si el sesgo de selección podría alterar la calidad de estas estimaciones. Analizamos los datos de tres observatorios de población y salud que abarcan a 9.600 mujeres y 8.500 hombres. Aplicamos modelos de Cox para estimar la mortalidad de las mujeres y los hombres de 50 a 89 años en función del número de sus hijas adultas (que suelen ser las que responden a las encuestas). Los resultados indican que las personas sin hijos vivos en el momento de la encuesta se enfrentan a un mayor riesgo de muerte. Por tanto, es probable que las estimaciones de mortalidad deducidas a partir de las declaraciones de supervivencia de los padres subestimen los niveles de mortalidad después de los 50 años, aunque no se aprecia ningún sesgo sistemático. La recopilación de datos sobre la supervivencia de los padres es, por tanto, una herramienta prometedora para medir la mortalidad a edades más avanzadas, dado el bajo riesgo de sesgo de selección.

Keywords parental survival, old-age mortality, selection bias, Health and Demographic Surveillance Systems, Senegal