Revue Française d'Économie et de Gestion
ISSN : 2728- 0128
Volume 7 : Numéro 11

Mortalité des enfants au Sénégal : une comparaison temporelle des déterminants à partir des EDS de 2005 à 2023

Child mortality in Senegal: a temporal comparison of its determinants based on DHS data from 2005 to 2023

NDIAYE Oumy
Chercheure associée au Centre de Recherche en Économie Appliquée (CREA).
Université Cheikh Anta Diop de Dakar, Sénégal
LABORATOIRE D'ANALYSE DES POLTTIQUES ECONOMIQUES ET SOCIALES (LApES)
ORCID ID : 0009-0009-0507-1370

Date de soumission : 02/09/2026

Date d'acceptation : 30/10/2026

Pour citer cet article :

NDIAYE. O. (2026) « Mortalité des enfants au Sénégal : une comparaison temporelle des déterminants à partir des EDS de 2005 à 2023 », Revue Française d'Economie et de Gestion « Volume 7 : Numéro 11 » pp : 481- 507.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0 International License



Résumé

La mortalité infanto-juvénile demeure un enjeu important de santé publique au Sénégal. Cette étude vise à identifier les principaux facteurs associés au décès des enfants avant l'âge de cinq ans à partir des données de l'EDS-C 2023, sur un échantillon de 34 884 enfants. La méthodologie repose sur une analyse bivariée à l'aide du test du Khi-deux, puis sur une régression logistique tenant compte du plan de sondage. Les résultats montrent qu'un intervalle intergénésique de 24 à 35 mois et d'au moins 36 mois est associé respectivement à 41,8% et 59,2% de chances de décès en moins. Les filles, les enfants des ménages de niveau moyen ou riche et ceux dont la mère a atteint le niveau secondaire présentent également moins de chances de décéder. Ces résultats sont ensuite comparés à ceux obtenus à partir des EDS de 2005, 2011 et 2017. Ils soulignent l'importance de l'espacement des naissances, de l'éducation maternelle et des conditions de vie des ménages.

Mots clés : Mortalité infanto-juvénile ; Déterminants ; Régression logistique ; EDS ; Sénégal.

Abstract

Infant and child mortality remains a major public health issue in Senegal. This study aims to identify the main factors associated with the death of children before the age of five, using data from the 2023 Continuous DHS on a sample of 34,884 children. The methodology relies on a bivariate analysis using the Chi-square test, followed by a logistic regression that accounts for the survey design. The results show that a birth interval of 24-35 months and of at least 36 months is associated with 41.8% and 59.2% lower odds of death, respectively. Girls, children from middle-income or rich households and those whose mother reached secondary education also have lower odds of dying. These results are then compared with those obtained from the 2005, 2011 and 2017 DHS. They highlight the importance of birth spacing, maternal education and household living conditions.

Keywords: Under-five mortality; Determinants; Logistic regression; DHS; Senegal.

Introduction

La mortalité infanto-juvénile constitue un enjeu majeur de santé publique et un indicateur essentiel des conditions sanitaires, sociales et économiques dans lesquelles vivent les populations. Elle désigne la probabilité, pour un enfant né vivant, de décéder avant son cinquième anniversaire et s'exprime généralement pour 1 000 naissances vivantes.

À l'échelle mondiale, des progrès considérables ont été réalisés au cours des trois dernières décennies. Le taux de mortalité des enfants de moins de cinq ans est passé de 93,5 décès pour 1 000 naissances vivantes en 1990 à 37,4 en 2024, soit une réduction d'environ 60%. Toutefois, malgré cette amélioration, 4,9 millions d'enfants sont encore décédés avant l'âge de cinq ans en 2024, ce qui représente près de 13 300 décès par jour, dont la majorité était due à des causes évitables.

Les disparités régionales demeurent particulièrement marquées. L'Afrique subsaharienne est la région la plus touchée au monde, avec un taux de 71,2 décès pour 1 000 naissances vivantes en 2024, soit près de deux fois la moyenne mondiale. Environ 60% de l'ensemble des décès d'enfants de moins de cinq ans surviennent dans cette région, où un enfant sur quatorze meurt avant son cinquième anniversaire.

En Afrique de l'Ouest et centrale, la situation reste également préoccupante. Cette sous-région concentre à elle seule près de 1,9 million de décès d'enfants de moins de cinq ans chaque année, soit la plus forte charge de mortalité du continent africain.

Au Sénégal, la mortalité des enfants a considérablement diminué au cours des dernières décennies, mais elle demeure une question importante de santé publique. Selon les résultats de l'Enquête Démographique et de Santé Continue de 2023 (EDS-C, 2023), le quotient de mortalité infanto-juvénile est estimé à 40 décès pour 1 000 naissances vivantes au cours des cinq années précédant l'enquête, contre 49 pour 1 000 au cours de la période 2009-2013. Le quotient de mortalité infantile s'établit à 31 pour 1 000, tandis que le quotient de mortalité juvénile est estimé à 9 pour 1 000.

Toutefois, ces moyennes nationales masquent des disparités importantes. Selon l'EDS-C 2023, le risque de décéder avant l'âge de cinq ans est estimé à 45 pour 1 000 en milieu rural, contre 31 pour 1 000 en milieu urbain. Des différences sont également observées selon le sexe : le quotient de mortalité infanto-juvénile atteint 45 pour 1 000 chez les garçons, contre 34 pour 1 000 chez les filles. Ces écarts montrent que la survie des enfants demeure liée à des caractéristiques individuelles, familiales et contextuelles.

Dès lors, la question centrale de cette étude est la suivante : **dans quelle mesure les caractéristiques démographiques, reproductives et socioéconomiques sont-elles associées à la mortalité infanto-juvénile au Sénégal ?**

Dans cette perspective, le présent papier s'appuie sur les données de l'Enquête Démographique et de Santé Continue du Sénégal de 2023 afin d'analyser les facteurs associés à la mortalité infanto-juvénile. Les résultats obtenus sont ensuite comparés à ceux des EDS de 2005, 2011 et 2017.

L'objectif général est d'identifier et d'analyser les principaux déterminants du décès des enfants avant leur cinquième anniversaire.

Sur la base de la revue de littérature, trois hypothèses sont formulées. La première est qu'un intervalle intergénésique court est associé à une mortalité infanto-juvénile plus élevée. La deuxième est que le niveau d'instruction de la mère et le niveau de vie du ménage sont associés à de meilleures chances de survie de l'enfant. La troisième est que ces facteurs restent associés à la mortalité des enfants sur la période 2005-2023.

1. Revue de littérature

Afin de mieux appréhender les déterminants de la mortalité infantile et infanto-juvénile, cette revue de littérature s'appuie sur les principales théories explicatives ainsi que sur les résultats des travaux empiriques réalisés dans différents contextes.

1.1. Revue théorique

1.1.1. Le cadre analytique de Mosley et Chen (1984)

Le cadre analytique proposé par Mosley et Chen (1984) constitue l'une des principales références théoriques pour l'étude des déterminants de la mortalité infanto-juvénile dans les pays en développement. Les auteurs soutiennent que les facteurs socioéconomiques, tels que le niveau d'instruction des parents, le revenu du ménage, le lieu de résidence ou encore les caractéristiques culturelles, n'agissent pas directement sur la survie des enfants. Leur influence s'exerce à travers des déterminants dits « proximaux » ou « intermédiaires », qui affectent directement l'état de santé de l'enfant.

Selon ce cadre, ces déterminants proximaux sont regroupés en cinq catégories : les facteurs maternels (âge de la mère, rang de naissance, intervalle entre les naissances), la contamination environnementale (accès à l'eau potable, assainissement et hygiène), les carences nutritionnelles, les blessures ainsi que les pratiques de prévention et les services de santé (vaccination, consultations prénatales, assistance à l'accouchement, etc.). Ainsi, la réduction de

la mortalité infantile passe nécessairement par une amélioration de ces déterminants intermédiaires.

1.1.2. La théorie de l'éducation maternelle de Caldwell (1979)

Dans son étude sur le rôle de l'éducation dans la baisse de la mortalité des enfants, Caldwell (1979) met en évidence l'importance du niveau d'instruction de la mère dans l'amélioration de la survie des enfants. Selon cet auteur, l'éducation permet aux mères d'acquérir les connaissances nécessaires pour adopter des comportements favorables à la santé de leurs enfants.

En effet, une mère instruite est davantage susceptible de recourir aux services de santé, de respecter le calendrier vaccinal, de reconnaître rapidement les signes de maladie, d'adopter de meilleures pratiques d'hygiène et de nutrition, ainsi que de prendre des décisions éclairées concernant les soins à apporter à son enfant. Cette théorie explique ainsi pourquoi le niveau d'instruction maternel est régulièrement identifié comme un déterminant majeur de la mortalité infantile et infanto-juvénile dans la littérature empirique.

1.1.3. La théorie du capital humain de Becker (1965)

La théorie du capital humain développée par Becker (1965) considère la santé comme une forme de capital dans laquelle les individus et les ménages peuvent investir afin d'améliorer leur bien-être et leur productivité. Dans cette perspective, les dépenses consacrées à la santé, à l'alimentation, à l'éducation ou encore à la prévention constituent des investissements susceptibles d'accroître les chances de survie des enfants.

Appliquée à la mortalité infantile et infanto-juvénile, cette théorie suggère que les ménages disposant de ressources économiques plus importantes sont mieux à même de financer les soins médicaux, une alimentation adéquate, les vaccinations, ainsi que de meilleures conditions de logement et d'assainissement. À l'inverse, les ménages les plus pauvres font face à des contraintes financières limitant leur accès aux services de santé et augmentant ainsi le risque de décès des enfants.

1.1.4. Le cadre des déterminants sociaux de la santé de l'OMS (2008)

Le cadre des déterminants sociaux de la santé, formalisé et diffusé par la Commission de l'Organisation mondiale de la Santé (OMS) en 2008, propose une compréhension plus large des inégalités de santé en considérant que l'état de santé des populations dépend avant tout des conditions dans lesquelles les individus naissent, grandissent, vivent, travaillent et vieillissent. Selon l'OMS, les écarts de mortalité ne sont pas uniquement la conséquence de facteurs

médicaux, mais résultent également d'une répartition inégale des ressources économiques, de l'éducation, de l'emploi, des infrastructures et des services de santé.

Cette théorie distingue les déterminants structurels des déterminants intermédiaires. Les déterminants structurels renvoient à la position sociale des ménages, notamment leur niveau de richesse, le niveau d'éducation des parents, leur statut professionnel et leur lieu de résidence. Les déterminants intermédiaires concernent quant à eux les conditions matérielles d'existence, telles que le logement, l'accès à l'eau potable, l'assainissement, la nutrition et les services de santé, qui affectent plus immédiatement la santé de l'enfant.

Dans cette recherche, ce cadre théorique permet d'expliquer pourquoi les enfants issus des ménages les plus pauvres ou vivant en milieu rural présentent souvent un risque de mortalité plus élevé. Les variables relatives à la classe de richesse, au milieu de résidence, au niveau d'instruction et à l'activité économique de la mère traduisent ainsi les inégalités sociales susceptibles d'influencer la survie des enfants. L'approche de l'OMS complète donc le modèle de Mosley et Chen en mettant davantage l'accent sur les mécanismes d'inégalités sociales qui précèdent les déterminants biologiques.

1.2. Revue empirique

La littérature empirique consacrée à la mortalité infanto-juvénile met en évidence la diversité des facteurs susceptibles d'influencer la survie des enfants.

Dans leur étude intitulée « ***Demographic Determinants of Infant and Early Child Mortality : A Comparative Analysis*** », Hobcraft et al. (1985) s'intéressent aux déterminants démographiques de la mortalité infantile et infanto-juvénile dans les pays en développement. Pour ce faire, les auteurs exploitent les données issues du World Fertility Survey (WFS) couvrant 39 pays en développement. À partir de modèles de régression multivariée, ils analysent l'influence des caractéristiques démographiques et socioéconomiques sur la survie des enfants. Les résultats montrent que l'âge de la mère à la naissance, le rang de naissance, l'intervalle entre les naissances ainsi que le niveau d'instruction maternel constituent les principaux facteurs associés à la mortalité des enfants.

Par la suite, Anand et al. (1993), dans leur étude intitulée « ***A Comparison of Empirical Models on Determinants of Infant Mortality : A Cross-National Study on Africa*** », examinent les facteurs expliquant les écarts de mortalité infantile entre les pays africains. À cette fin, ils utilisent des données transversales portant sur 28 pays d'Afrique et estiment plusieurs modèles de régression afin d'évaluer l'influence des variables socioéconomiques et sanitaires. Les résultats révèlent que le revenu par habitant, le niveau de scolarisation et l'accès aux services

de santé contribuent significativement à la réduction de la mortalité infantile. En revanche, certaines variables, telles que les dépenses publiques de santé et l'accès à l'eau potable, perdent leur significativité après la prise en compte des autres facteurs explicatifs.

Quelques années plus tard, Wang (2003), dans son étude intitulée « ***Determinants of Child Mortality in LDCs: Empirical Findings from Demographic and Health Surveys*** », analyse les déterminants de la mortalité des enfants dans les pays les moins avancés. L'auteur mobilise les données des Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS/DHS) provenant de plus de 60 pays à faible revenu. Les résultats montrent que l'amélioration du revenu des ménages, l'accès à l'électricité, la vaccination des enfants au cours de leur première année de vie ainsi que l'augmentation des dépenses publiques de santé contribuent à réduire significativement la mortalité infantile et infanto-juvénile. Toutefois, l'étude souligne que ces effets sont moins marqués dans les zones rurales où les inégalités d'accès aux infrastructures sanitaires demeurent importantes.

Dans une perspective plus spécifique, Omariba et al. (2007), à travers leur étude « ***Determinants of Infant and Child Mortality in Kenya : An Analysis Controlling for Frailty Effects*** », cherchent à identifier les déterminants de la mortalité infantile et infanto-juvénile au Kenya. Les auteurs utilisent les données de l'Enquête Démographique et de Santé du Kenya de 1998 (KDHS 1998). Afin de tenir compte de l'hétérogénéité non observée entre les enfants, ils estiment un modèle de survie de Weibull avec effet de fragilité. Les résultats montrent que les facteurs biologiques, notamment les naissances multiples, le faible poids à la naissance et le rang de naissance, influencent davantage la mortalité infantile, tandis que les facteurs socioéconomiques, culturels et sanitaires expliquent principalement la mortalité des enfants âgés de 1 à 5 ans.

Par ailleurs, Mekonnen et al. (2013), dans leur étude intitulée « ***An Analysis of the Trends, Differentials and Key Proximate Determinants of Infant and Under-Five Mortality in Ethiopia*** », analysent l'évolution et les déterminants de la mortalité des enfants de moins de 5 ans en Éthiopie. Pour ce faire, ils exploitent les données des Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS) de 2000, 2005 et 2011. L'analyse repose sur des statistiques descriptives complétées par des modèles de régression multivariée. Les résultats mettent en évidence une baisse progressive de la mortalité des enfants au cours de la période étudiée. Toutefois, l'instruction maternelle, le milieu de résidence, les consultations prénatales, l'espacement des naissances ainsi que le niveau de vie des ménages demeurent des déterminants majeurs de la survie des enfants.

Enfin, Abate et al. (2020), dans leur étude intitulée « ***Proximate Determinants of Infant Mortality in Ethiopia*** », examinent les facteurs immédiats associés à la mortalité infantile en Éthiopie. L'étude s'appuie sur les données de l'Enquête Démographique et de Santé d'Éthiopie de 2016 (EDHS 2016). Pour analyser le risque de décès des enfants, les auteurs utilisent l'estimateur de Kaplan-Meier ainsi qu'un modèle de Cox à risques proportionnels. Les résultats indiquent que le sexe de l'enfant, les naissances multiples, l'allaitement, l'intervalle entre les naissances, l'âge de la mère et le recours aux services de santé influencent significativement la mortalité infantile.

Plus récemment, Ahinkorah et al. (2022), dans leur étude intitulée « ***Socio-economic and Proximate Determinants of Under-Five Mortality in Guinea*** », analysent les déterminants socioéconomiques et immédiats de la mortalité des enfants de moins de 5 ans en Guinée. Les auteurs utilisent les données de l'Enquête Démographique et de Santé de Guinée de 2018 (EDS 2018) et estiment un modèle de régression logistique multivariée afin d'identifier les facteurs associés au décès des enfants. Les résultats montrent que l'absence de suivi postnatal, la petite taille à la naissance ainsi que le faible niveau de vie des ménages augmentent significativement le risque de mortalité avant 5 ans. À l'inverse, un espacement adéquat entre les naissances réduit ce risque de manière significative.

Au Sénégal, Ndiaye et al. (2023), dans leur étude intitulée « ***Les déterminants de la mortalité infantile au Sénégal : Une analyse économétrique*** », analysent les principaux facteurs expliquant la mortalité des enfants de moins de 5 ans au Sénégal. Pour ce faire, les auteurs utilisent des données nationales en séries temporelles couvrant la période de 1980 à 2015. Afin d'identifier les facteurs associés à la mortalité infantile, ils estiment un modèle de régression linéaire. Les résultats montrent que la consommation de médicaments antipaludiques ainsi que l'amélioration de l'accès aux sources d'eau potable, aussi bien en milieu urbain qu'en milieu rural, contribuent significativement à la réduction de la mortalité des enfants.

En définitive, la revue empirique met en évidence que la mortalité infantile et infanto-juvénile est un phénomène multidimensionnel influencé par un ensemble de facteurs démographiques, socioéconomiques, sanitaires et environnementaux. Malgré la diversité des contextes géographiques, des bases de données mobilisées et des approches méthodologiques adoptées, les études convergent vers l'importance de variables telles que l'instruction de la mère, l'âge maternel, l'espacement des naissances, le rang de naissance, le niveau de vie des ménages, le recours aux services de santé ainsi que les conditions de résidence.

2. Source de données et méthodologie

2.1. Source de données

La présente étude s'appuie sur les données de la septième Enquête Démographique et de Santé du Sénégal (EDS-C 2023)**.** Cette enquête est réalisée dans le cadre du programme international des Enquêtes Démographiques et de Santé (Demographic and Health Surveys -DHS), qui vise à fournir des données fiables et comparables sur les principales caractéristiques démographiques, sanitaires et socioéconomiques de la population.

L'EDS-C 2023 a été mise en œuvre par l'Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie (ANSD), avec l'appui technique d'ICF dans le cadre du programme DHS, ainsi que le soutien de plusieurs partenaires techniques et financiers. L'enquête couvre l'ensemble du territoire national et repose sur un plan de sondage probabiliste à deux degrés, garantissant la représentativité des résultats aux niveaux national, urbain/rural et régional.

Les données collectées portent notamment sur la fécondité, la mortalité, la santé maternelle et infantile, la planification familiale, la nutrition, les maladies infantiles, ainsi que les caractéristiques socioéconomiques des ménages et des individus. Elles constituent ainsi une source d'information pertinente pour l'analyse des déterminants de la mortalité infantile et infanto-juvénile au Sénégal.

2.1.1. Présentation de la base de données

La base de données utilisée dans cette étude est issue de l'Enquête Démographique et de Santé du Sénégal de 2023 (EDS-C 2023). Elle comprend 39 490 individus décrits par 1 300 variables, couvrant un large éventail d'informations démographiques, socioéconomiques et sanitaires.

Toutefois, l'ensemble de ces observations n'est pas utilisé dans la régression. Après sélection des enfants concernés par l'analyse et exclusion des observations présentant des valeurs manquantes sur les variables du modèle, l'échantillon retenu compte 34 884 enfants, dont 1 998 décédés avant l'âge de cinq ans et 32 886 ayant survécu.

- **Présentation de notre variable dépendante**

La variable à expliquer, dans le cas de notre étude, est la variable « *mortalité infanto-juvénile* ». C'est une variable binaire qui prend la valeur 1 si l'enfant est décédé avant ses 5 ans et 0 sinon. Cette variable est utilisée pour modéliser la probabilité qu'un enfant décède avant ses 5 ans.

- **Présentation des variables explicatives**

L'identification des variables susceptibles d'expliquer la mortalité infanto-juvénile a été réalisée à partir de la revue de littérature. Ainsi, les variables retenues sont les suivantes :

Variable	Description	Modalités
Mortalité infanto-juvénile (mort_5ans)	Indique si l'enfant est décédé avant l'âge de 5 ans.	Survit jusqu'à 5 ans ; Décédé avant 5 ans
Âge de la mère (age_mere_classe)	Indique la classe d'âge de la mère.	Moins de 20 ans ; 20 ans et plus
Sexe de l'enfant (sexe_enfant)	Indique le sexe de l'enfant.	Masculin ; Féminin
Âge du père (age_pere_classe)	Indique la classe d'âge du père	Moins de 25 ans ; 25-29 ans ; 30-34 ans ; 35-39 ans ; 40-44 ans ; 45-49 ans ; 50 ans et plus
Milieu de résidence (mil_res)	Indique le milieu de résidence du ménage (mil_res)	Urbain ; Rural
Ethnie (ethnie)	Indique l'appartenance ethnique du ménage.	Pulaar ; Sérère ; Mandingue ; Soninké ; Autre
Intervalle intergénésique (inter_nai)	Mesure l'intervalle entre deux naissances successives.	Moins de 24 mois ; 24-35 mois ; 36 mois et plus
Niveau d'instruction du mari (niv_inst_mari)	Indique le niveau d'instruction du mari.	Aucun ; Primaire ; Secondaire ; Supérieur
Moustiquaire (moust)	Indique si le ménage utilise une moustiquaire.	Non ; Oui
Rang de l'enfant (rang_enf)	Indique la position de l'enfant parmi les naissances de la mère.	1er enfant ; 2e enfant ; 3e enfant ; 4e enfant ; 5e enfant ; 6e enfant ; 7e et plus
Classe de richesse (classe_richesse)	Indique le niveau socioéconomique du ménage à partir de l'indice de richesse.	Pauvre ; Moyen ; Riche
Niveau d'instruction (v106)	Indique le niveau d'instruction atteint de la mère.	Aucun ; Primaire ; Secondaire ; Supérieur
Activité de la mère (activite_mere)	Indique si la mère exerce une activité.	Non ; Oui

2.2. Méthodologie

Dans notre recherche, l'objectif est d'expliquer la mortalité infanto-juvénile. Pour ce faire, nous disposons d'une variable binaire, avec les modalités : « 1 » et « 0 ». Par conséquent, il n'est pas approprié d'utiliser un modèle de régression linéaire, conçu pour modéliser des variables quantitatives continues. Nous avons donc opté pour un modèle spécifiquement adapté à l'analyse des variables qualitatives.

La régression logistique est une méthode statistique utilisée lorsque la variable dépendante *Y* est dichotomique**.** Contrairement à la régression linéaire classique, elle modélise la probabilité d'appartenir à une des deux modalités en fonction d'un ensemble de variables explicatives.

Hypothèse de base du modèle logistique

On considère un échantillon de N individus indexés par $i = 1,2, \dots, N$. Pour chaque individu i, on observe si un certain événement s'est réalisé. On définit alors une variable binaire $y_i$telle que :

$$y_i = \begin{cases} 1 \ \ si\ l'enfant\ est\ mort\ avant\ ses\ 5\ ans \\ 0\ sinon \end{cases}$$

L'espérance de $y_i$est donnée par :

$$\mathrm{E}(y_i) = Prob(y_i = 1) \times 1 + Prob(y_i = 0) \times 0 = Prob(y_i = 1) = p_i$$

Où p_i représente la probabilité que l'enfant i soit mort avant ses 5 ans.

Spécification du modèle logit

Le modèle logistique admet pour variable dépendante la probabilité d'apparition de l'événement $y_i = 1$, conditionnellement aux variables explicatives. Ainsi, on considère le modèle suivant :

$$p_i = P(y_i = 1|X_i)$$

Où :

- X_i est le vecteur des caractéristiques pour l'individu i,

Le modèle se spécifie comme suit :

$$\log\left(\frac{p_i}{1 - p_i}\right) = \beta_0 + X_i'\beta$$

Les paramètres β sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance.

Les données de l'EDS-C 2023 sont issues d'un sondage stratifié à deux degrés. Les estimations tiennent donc compte du plan de sondage : les observations sont pondérées à l'aide du poids échantillonnage de l'enquête. Les résultats sont présentés sous forme d'odds ratios (OR). Ils doivent être lus comme des associations statistiques, les données transversales de l'EDS ne permettant pas d'établir des relations de causalité.

3. Présentation des résultats

3.1. Analyse bivariée

Au niveau national, toutes les variables sont significativement associées à la mortalité des enfants au seuil de 1% sauf l'activité de la mère.

Âge de la mère

La répartition de la mortalité infanto-juvénile selon l'âge de la mère montre une différence entre les groupes. Parmi les enfants décédés avant l'âge de 5 ans, 62,0% sont issus de mères âgées de moins de 20 ans, contre 38,0% pour les mères âgées de plus de 20 ans. Chez les enfants ayant survécu jusqu'à 5 ans, ces proportions sont respectivement de 56,1% et 43,9%.

Sexe de l'enfant

Selon le sexe de l'enfant, les garçons représentent 56,2% des enfants décédés avant 5 ans, contre 43,8% pour les filles. Chez les enfants ayant survécu jusqu'à 5 ans, la proportion de garçons est de 51,1%, contre 48,9% de filles.

Âge du père

La distribution des enfants décédés selon l'âge du père montre une concentration particulièrement importante dans la catégorie 50 ans et plus, qui représente 53,1% des décès avant 5 ans, contre 45,0% chez les enfants ayant survécu. Les catégories 40-44 ans et 45-49 ans représentent respectivement 14,5% et 16,0% des décès. À l'inverse, les décès sont relativement moins représentés chez les enfants dont le père appartient aux classes d'âge les plus jeunes.

Intervalle entre les naissances

L'intervalle entre les naissances présente également des différences dans la répartition de la mortalité. Parmi les enfants décédés avant 5 ans, 28,5% sont nés avec un intervalle inférieur à 24 mois, tandis que 22,1% correspondent à un intervalle de 24 à 35 mois et 49,4% à un intervalle d'au moins 36 mois. Chez les enfants ayant survécu, la proportion associée à un intervalle inférieur à 24 mois est plus faible, soit 17,9%. Ces résultats suggèrent que les intervalles de naissance courts sont davantage représentés parmi les enfants décédés avant 5 ans.

Ethnie

La répartition selon l'ethnie montre que les Sérères représentent 44,1% des enfants décédés avant 5 ans, suivis des Pulaars avec 30,6%, des Soninkés avec 12,4%, des Mandingues avec 10,6% et des autres ethnies avec 2,2%. Chez les enfants ayant survécu jusqu'à 5 ans, les Sérères représentent également la proportion la plus importante (39,6%), suivis des Pulaars (34,7%).

Milieu de résidence

Le milieu de résidence fait apparaître une concentration plus importante des décès en milieu rural. En effet, 70,6% des enfants décédés avant 5 ans résident en milieu rural, contre 29,4% en milieu urbain. Chez les enfants ayant survécu jusqu'à 5 ans, la proportion vivant en milieu rural est de 63,6%.

Niveau d'instruction du mari

Selon le niveau d'instruction du mari, les enfants décédés avant 5 ans sont majoritairement issus de ménages où le mari n'a aucun niveau d'instruction, avec une proportion de 84,5%. Cette proportion est de 79,1% chez les enfants ayant survécu jusqu'à 5 ans. Les décès représentent 9,2% pour le niveau primaire, 4,8% pour le secondaire et 1,6% pour le supérieur.

Utilisation de moustiquaires

Concernant l'utilisation de moustiquaires, 76,1% des enfants décédés avant 5 ans appartiennent à des ménages déclarant utiliser une moustiquaire, contre 23,9% dans les ménages n'en utilisant pas. Chez les enfants ayant survécu jusqu'à 5 ans, ces proportions sont respectivement de 72,4% et 27,6%. La majorité des décès est donc observée dans les ménages utilisant une moustiquaire, ce qui doit être interprété avec prudence. Cette distribution ne permet pas, à elle seule, de conclure à un effet protecteur ou défavorable de la moustiquaire.

Activité de la mère

La répartition selon l'activité de la mère est pratiquement identique entre les deux groupes. Parmi les enfants décédés avant 5 ans, 58,5% ont une mère qui n'exerce pas d'activité, contre 41,5% dont la mère exerce une activité. Ces proportions sont presque similaires chez les enfants ayant survécu, avec respectivement 58,7% et 41,4%.

Rang de l'enfant

Concernant le rang de naissance, les enfants décédés avant 5 ans sont principalement des premiers enfants, qui représentent 31,1% des décès, suivis des deuxièmes enfants avec 20,7% et des troisièmes avec 14,8%. Les rangs 4, 5, 6 et 7 ou plus représentent respectivement 11,2%, 7,4%, 6,1% et 8,7% des décès. Comparativement aux enfants ayant survécu, les premiers enfants sont proportionnellement davantage représentés parmi les décès.

Classe de richesse

La classe de richesse présente une différence assez nette. Parmi les enfants décédés avant 5 ans, 66,6% appartiennent à des ménages pauvres, contre 19,5% dans les ménages de niveau moyen et 13,9% dans les ménages riches. Chez les enfants ayant survécu jusqu'à 5 ans, la proportion issue des ménages pauvres est plus faible, à 55,5%, tandis que les ménages riches représentent 23,8%.

Niveau d'instruction de la mère

Enfin, selon le niveau d'instruction de la mère, 77,9% des enfants décédés avant 5 ans ont une mère sans niveau d'instruction, contre 15,1% ayant une mère de niveau primaire, 6,5% de niveau secondaire et 0,6% de niveau supérieur. Chez les enfants ayant survécu jusqu'à 5 ans, la proportion associée aux mères sans instruction est de 68,4%.

3.2. Analyse des déterminants de la mortalité infanto-juvénile

3.2.1. Validation des résultats du modèle

Dans un premier temps, la significativité globale du modèle est appréciée à partir du test du rapport de vraisemblance. Les résultats indiquent une p-value associée de 0,001. Ainsi,

l'hypothèse nulle selon laquelle les variables explicatives n'ont aucun effet conjoint sur la mortalité infanto-juvénile est rejetée au seuil de 5%. Le modèle logistique est donc globalement significatif, ce qui montre que les variables retenues contribuent collectivement à expliquer la probabilité de décès avant l'âge de cinq ans. Toutefois, le Pseudo-R^2 de McFadden de 0,0364 révèle un pouvoir explicatif relativement limité. Ce résultat doit être interprété avec prudence, car le pseudo-R^2 d'un modèle logistique n'a pas la même signification que le R^2 d'une régression linéaire.

Par ailleurs, la qualité d'ajustement est évaluée à l'aide du test de Hosmer-Lemeshow. Celui-ci fournit une probabilité de 0,3891. Comme cette dernière est supérieure à 5%, l'hypothèse nulle d'une concordance entre les valeurs observées et celles prédites par le modèle ne peut pas être rejetée. Le modèle présente ainsi une qualité d'ajustement satisfaisante aux données.

Ensuite, la capacité discriminante du modèle est appréciée à partir de la courbe ROC. L'aire sous la courbe est de 0,6548, ce qui signifie que le modèle possède une capacité de discrimination supérieure à celle d'un modèle sans pouvoir discriminant, pour lequel l'AUC serait égale à 0,5. Toutefois, cette valeur reste modérée. Le modèle permet donc de distinguer les enfants décédés avant cinq ans des survivants, mais cette distinction demeure imparfaite.

Au regard du pseudo-R^2 et de l'AUC, les résultats présentés dans la suite doivent être interprétés avec prudence. Le modèle met en évidence des associations significatives, mais une part importante des différences de mortalité entre les enfants relève de facteurs qui ne sont pas pris en compte dans le modèle.

Enfin, le taux global de classification correcte atteint 94,27%. Cependant, ce résultat ne doit pas être interprété isolément. En effet, le tableau de classification révèle que les 1 998 décès ne sont correctement classés dans aucun cas, tandis que les 32 886 survivants sont correctement identifiés. Le taux élevé de classification globale s'explique donc principalement par la forte proportion d'enfants ayant survécu dans l'échantillon. Ainsi, malgré ce pourcentage de classification apparemment élevé, le modèle présente une capacité très limitée à identifier les décès. Dans cette situation, l'AUC de 0,6548 constitue un indicateur plus pertinent de la capacité discriminante du modèle que le seul taux de classification globale.

3.2.2. Présentation et interprétation des résultats du modèle

L'analyse des résultats montre tout d'abord que l'âge de la mère est significativement associé à la mortalité infanto-juvénile. En comparaison avec la catégorie de référence, les enfants dont la mère a plus de 20 ans ont 16,8% moins de chances de décéder avant l'âge de 5 ans, toutes choses égales par ailleurs. Cette différence est statistiquement significative au seuil de 1%.

Ainsi, un âge maternel plus élevé semble être associé à de meilleures chances de survie de l'enfant.

Concernant le sexe de l'enfant, les résultats indiquent que les filles ont 17,9% moins de chances de décéder avant 5 ans que les garçons, toutes choses égales par ailleurs. Cette différence est statistiquement significative. Le sexe de l'enfant apparaît donc comme un facteur associé à la mortalité infanto-juvénile, avec un avantage de survie en faveur des filles.

En revanche, l'âge du père ne présente pas d'association statistiquement significative avec la mortalité infanto-juvénile. Les différentes classes d'âge ne se distinguent pas significativement de la catégorie de référence. Même si les enfants dont le père a 50 ans ou plus présentent une tendance à avoir davantage de chances de décéder, cette différence n'est pas suffisamment importante pour être considérée comme statistiquement significative au seuil de 5%. L'âge paternel ne semble donc pas associé de manière significative à la mortalité avant 5 ans dans ce modèle.

S'agissant de l'intervalle intergénésique, les résultats mettent en évidence une relation particulièrement importante avec la survie de l'enfant. Les enfants nés après un intervalle de 24 à 35 mois ont 41,8% moins de chances de décéder que ceux appartenant à la catégorie de référence. Cette réduction atteint 59,2% lorsque l'intervalle entre les naissances est de 36 mois ou plus. Ces résultats, statistiquement significatifs, suggèrent qu'un espacement plus important des naissances est associé à une diminution des chances de mortalité infanto-juvénile.

Pour ce qui est de l'ethnie, les résultats révèlent des différences selon les groupes. Les enfants appartenant au groupe sérère ont 11,8% plus de chances de décéder que ceux de la catégorie de référence, et cette différence est statistiquement significative, bien que faible. De manière plus marquée, les enfants appartenant au groupe soninké ont 42,7% plus de chances de décéder. Cette association est également statistiquement significative. En revanche, aucune différence statistiquement significative n'est observée pour les groupes mandingue et « autre ».

En ce qui concerne le milieu de résidence, aucune différence statistiquement significative n'est observée entre les enfants vivant en milieu rural et ceux de la catégorie de référence. Les chances de mortalité sont pratiquement identiques entre les deux groupes. Ainsi, une fois les autres caractéristiques prises en compte dans le modèle, le milieu de résidence ne semble pas être associé de manière significative à la mortalité infanto-juvénile.

De même, le niveau d'instruction du mari ne présente pas d'association statistiquement significative avec la mortalité avant 5 ans. Bien que les enfants dont le mari de la mère a un niveau secondaire ou supérieur présentent une tendance à avoir moins de chances de décéder,

les différences observées ne sont pas statistiquement significatives. Il n'est donc pas possible de conclure à une association propre entre le niveau d'instruction du mari et la survie des enfants à partir de ces résultats.

Par ailleurs, la variable relative à la moustiquaire présente une association statistiquement significative. Les enfants vivant dans les ménages ayant répondu « oui » à cette variable ont 19,5% plus de chances de décéder que ceux de la catégorie de référence. Ce résultat peut sembler contre-intuitif, notamment si la variable traduit l'utilisation ou la possession d'une moustiquaire. Il doit donc être interprété avec prudence. Il s'agit toutefois d'une association statistique et non d'une preuve d'un effet causal de la moustiquaire sur la mortalité.

Concernant l'activité de la mère, les enfants dont la mère exerce une activité ont 10,9% plus de chances de décéder avant 5 ans que ceux de la catégorie de référence. Cette association est statistiquement significative au seuil de 5%. Toutefois, comme précédemment, cette interprétation doit rester prudente puisqu'il s'agit d'une association observée dans le modèle.

Le rang de naissance apparaît ensuite comme l'un des facteurs les plus fortement associés à la mortalité infanto-juvénile. Comparativement au premier enfant, les enfants de deuxième rang ont 50,9% moins de chances de décéder, tandis que cette réduction atteint 58,4% pour le troisième enfant et 60,5% pour le quatrième. Pour les enfants de cinquième rang, la diminution atteint 65,3%. Elle est de 59,2% pour le sixième enfant et de 55,4% pour ceux de septième rang ou plus. Toutes ces différences sont statistiquement significatives.

La classe de richesse du ménage constitue également un facteur important. Par rapport aux enfants issus des ménages pauvres, ceux appartenant aux ménages de niveau moyen ont 17,0% moins de chances de décéder avant 5 ans. Cette réduction est encore plus importante pour les enfants vivant dans les ménages riches, qui ont 40,9% moins de chances de décéder. Ces résultats sont statistiquement significatifs et mettent en évidence un gradient socioéconomique de la mortalité. Autrement dit, l'amélioration des conditions économiques du ménage semble être associée à de meilleures chances de survie de l'enfant.

Enfin, le niveau d'instruction de la mère est significativement associé à la mortalité pour certains niveaux. Les enfants dont la mère possède un niveau primaire ont 14,2% moins de chances de décéder que ceux de la catégorie de référence. Cette réduction atteint 39,5% lorsque la mère possède un niveau secondaire. En revanche, aucune différence statistiquement significative n'est observée pour le niveau supérieur. Ces résultats suggèrent ainsi que l'instruction maternelle, particulièrement aux niveaux primaire et secondaire, est associée à une réduction des chances de mortalité infanto-juvénile.

3.3. Discussion

Les résultats du modèle mettent en évidence l'importance de plusieurs facteurs démographiques, reproductifs et socioéconomiques dans la mortalité infanto-juvénile. Dans l'ensemble, ces résultats sont en accord avec plusieurs travaux présentés dans la revue empirique, notamment ceux de Hobcraft et al. (1985), Wang (2003), Mekonnen et al. (2013), Abate et al. (2020) et Ahinkorah et al. (2022).

Tout d'abord, l'association observée entre l'âge de la mère et la mortalité infanto-juvénile rejoint les résultats de Hobcraft et al. (1985), qui identifient l'âge maternel parmi les principaux déterminants démographiques de la survie de l'enfant. De même, Abate et al. (2020), à partir de l'EDS d'Éthiopie de 2016, montrent que l'âge de la mère influence significativement la mortalité infantile. Cette convergence peut s'expliquer par le fait que les maternités précoces peuvent être associées à une plus grande vulnérabilité biologique ainsi qu'à une expérience limitée dans la prise en charge de l'enfant.

Par ailleurs, l'association entre le sexe de l'enfant et la mortalité rejoint les résultats d'Abate et al. (2020), qui identifient également le sexe de l'enfant parmi les facteurs significativement associés à la mortalité infantile en Éthiopie. Cette similitude suggère que la différence de survie entre garçons et filles ne constitue pas une particularité du contexte sénégalais. Elle pourrait notamment être liée à une plus grande vulnérabilité biologique des garçons au cours des premières années de vie.

En revanche, l'absence d'association significative entre l'âge du père et la mortalité ne permet pas de confirmer une association propre de cette caractéristique dans notre contexte. Cette absence d'association pourrait s'expliquer par le fait que les caractéristiques du père sont en partie captées par les conditions économiques du ménage ou par les caractéristiques de la mère et de la reproduction.

En ce qui concerne l'intervalle intergénésique, le résultat obtenu est particulièrement cohérent avec la littérature. En effet, Hobcraft et al. (1985) identifient déjà l'espacement des naissances comme un déterminant important de la mortalité, tandis que Mekonnen et al. (2013) et Ahinkorah et al. (2022) montrent également qu'un espacement adéquat réduit le risque de mortalité des enfants. Cette convergence pourrait s'expliquer par le fait qu'un intervalle suffisamment long permet à la mère de récupérer après une grossesse, de consacrer davantage de temps à l'enfant et de mieux répartir les ressources du ménage.

S'agissant de l'ethnie, les différences observées entre les groupes doivent être interprétées avec prudence. En effet, les travaux présentés dans la revue empirique mettent davantage l'accent

sur les caractéristiques socioéconomiques, démographiques et sanitaires que sur l'appartenance ethnique. Ainsi, l'association observée dans notre étude pourrait plutôt refléter des différences dans les conditions de vie, les pratiques sanitaires, l'accès aux soins ou encore la localisation géographique des populations. Le modèle ne permet toutefois pas d'identifier précisément les mécanismes à l'origine de ces écarts.

De même, l'absence d'association significative du milieu de résidence après ajustement est intéressante au regard des résultats de Wang (2003) et de Mekonnen et al. (2013), qui soulignent l'existence d'inégalités entre zones urbaines et rurales. Cette divergence peut toutefois s'expliquer par le contrôle simultané d'autres facteurs, notamment la richesse du ménage, l'instruction maternelle et les caractéristiques reproductives. Ainsi, une partie des différences entre milieux de résidence pourrait être attribuable aux conditions socioéconomiques plutôt qu'au lieu de résidence lui-même.

Concernant le niveau d'instruction du mari, son absence d'association significative contraste avec l'importance accordée à l'éducation dans plusieurs travaux de la revue, notamment Anand et al. (1993), Hobcraft et al. (1985) et Mekonnen et al. (2013). Cependant, ces études mettent principalement en évidence le rôle de l'instruction générale ou de l'instruction maternelle. Dans notre analyse, l'association avec l'éducation semble davantage portée par l'instruction de la mère, ce qui pourrait s'expliquer par son rôle plus direct dans les soins, l'alimentation et le recours aux services de santé pour l'enfant.

Par ailleurs, l'association observée pour la moustiquaire doit être interprétée avec beaucoup de prudence. Le résultat ne signifie pas que la moustiquaire augmente la mortalité. Plusieurs biais peuvent intervenir. D'abord, un effet de sélection est possible : les actions de lutte contre le paludisme, dont la distribution de moustiquaires, sont souvent plus intenses dans les zones où la maladie est la plus présente et où le risque de décès des enfants est déjà plus élevé. Les ménages qui disposent d'une moustiquaire ne sont donc pas directement comparables à ceux qui n'en ont pas. Ensuite, une causalité inverse ne peut pas être exclue. La variable est observée au moment de l'enquête, alors que le décès a pu survenir plusieurs années auparavant. Un ménage ayant perdu un enfant, notamment à la suite d'un épisode de paludisme, peut avoir adopté la moustiquaire après ce décès. De plus, la variable renseigne sur le ménage et non sur l'utilisation effective de la moustiquaire par l'enfant décédé. Cette variable pourrait donc davantage refléter le niveau d'exposition au risque palustre qu'un effet de la moustiquaire. Cette interprétation reste toutefois à approfondir, car les études présentées dans la revue, notamment

celles de Wang (2003) et Ndiaye et al. (2023), mettent plutôt en évidence l'importance des interventions sanitaires dans la réduction de la mortalité.

Concernant l'activité de la mère, le résultat obtenu doit également être interprété avec prudence. La revue empirique ne permet pas d'établir une comparaison directe avec cette variable, puisque les études retenues mettent davantage l'accent sur les caractéristiques démographiques, économiques et sanitaires. Toutefois, l'association observée pourrait s'expliquer par les contraintes de temps auxquelles certaines mères actives peuvent être confrontées pour assurer les soins et la surveillance de l'enfant. Cette relation peut néanmoins dépendre du type d'activité exercée et des possibilités de garde disponibles.

Ce résultat peut également traduire un effet de sélection ou une causalité inverse. Le statut d'activité est observé au moment de l'enquête : une mère ayant perdu un enfant peut avoir repris ou commencé une activité après ce décès, alors que la présence de jeunes enfants en vie tend plutôt à limiter l'activité des femmes. En outre, les femmes actives ne forment pas un groupe homogène, une partie d'entre elles exerçant des activités agricoles ou informelles peu rémunérées au sein de ménages pauvres. Une analyse selon le type d'activité permettrait de mieux comprendre cette relation.

Le rang de naissance constitue également un résultat important. Il rejoint directement les conclusions de Hobcraft et al. (1985), qui identifient le rang de naissance parmi les principaux déterminants démographiques de la mortalité. La situation particulière des premiers-nés pourrait notamment être liée à l'expérience limitée de la mère en matière de soins et de reconnaissance des signes de maladie. Toutefois, le rang de naissance étant fortement lié à l'âge maternel et à l'intervalle intergénésique, cette association doit être interprétée conjointement avec ces facteurs reproductifs.

Sur le plan socioéconomique, la classe de richesse confirme les résultats de la littérature. Anand et al. (1993) montrent que le revenu par habitant contribue à la réduction de la mortalité infantile, tandis que Wang (2003) et Ahinkorah et al. (2022) soulignent également l'importance du niveau de vie des ménages. Cette convergence s'explique par le fait que les ménages disposant de davantage de ressources sont généralement mieux en mesure d'assurer une alimentation adéquate, d'accéder aux soins et d'améliorer les conditions de logement et d'hygiène.

Enfin, l'association observée avec l'instruction maternelle rejoint fortement les résultats de Hobcraft et al. (1985), Anand et al. (1993) et Mekonnen et al. (2013). Ces travaux montrent qu'une meilleure instruction est généralement associée à une réduction de la mortalité des

enfants. Cette convergence peut s'expliquer par le fait que l'éducation améliore les connaissances de la mère en matière de nutrition, d'hygiène, de prévention et de recours aux soins. Ainsi, l'éducation maternelle apparaît comme un levier important de la survie de l'enfant.

4. Comparaison temporelle des déterminants de la mortalité infanto-juvénile (2005-2023)

Afin d'apprécier l'évolution des déterminants de la mortalité infanto-juvénile au Sénégal, les résultats obtenus à partir des données de l'EDS-C 2023 sont comparés à ceux des travaux antérieurs de Ndiaye (2019), qui a analysé les données des EDS de 2005, 2011 et 2017 à l'aide de modèles de régression logistique.

Il ne s'agit pas d'une analyse longitudinale au sens strict, puisque les mêmes enfants ne sont pas suivis dans le temps : chaque EDS porte sur un échantillon différent. L'exercice consiste donc à comparer les résultats de modèles estimés sur des enquêtes successives. Seules les variables présentes à la fois dans les modèles antérieurs et dans celui de 2023 sont comparées, à savoir l'âge de la mère, le sexe de l'enfant, le niveau de vie du ménage, le milieu de résidence, le niveau d'instruction de la mère et l'activité de la mère. Les autres variables du modèle de 2023, en particulier l'intervalle intergénésique et le rang de naissance, ne figurent pas dans les modèles antérieurs et ne sont présentées qu'à titre complémentaire. Il faut aussi noter que les modèles antérieurs présentent des rapports de chances de survie, alors que le modèle de 2023 porte sur le décès. Un rapport supérieur à 1 dans les premiers et un OR inférieur à 1 dans le second vont donc dans le même sens.

La comparaison des résultats des modèles de régression logistique permet d'apprécier la stabilité ou, au contraire, l'évolution des facteurs associés à la mortalité infanto-juvénile au Sénégal entre 2005 et 2023. La comparaison met en évidence une certaine permanence de plusieurs déterminants, notamment les caractéristiques maternelles, le niveau de vie du ménage, le sexe de l'enfant et le niveau d'instruction.

En premier lieu, l'âge de la mère apparaît comme un déterminant relativement stable de la survie de l'enfant. Dans les modèles antérieurs, les enfants de mères âgées de 19 à 34 ans présentent de meilleures chances de survie que ceux dont les mères appartiennent à la catégorie de référence. L'association demeure statistiquement significative en 2005 et 2011, ainsi qu'en 2017, avec des rapports de chances de survie respectivement de 1,216 en 2011 et de 1,143 en 2017. En 2023, cette relation demeure significative. Les enfants dont la mère a plus de 20 ans ont 16,8% moins de chances de décéder avant l'âge de cinq ans que ceux de la catégorie de référence. Ainsi, malgré une catégorisation légèrement différente en 2023, l'association entre l'âge maternel et la survie de l'enfant demeure présente sur l'ensemble de la période.

Le sexe de l'enfant constitue également un facteur dont l'association reste remarquablement stable. Dans les modèles de 2005, 2011 et 2017, le sexe féminin est systématiquement associé à de meilleures chances de survie, avec des rapports de chances de survie de 1,143 en 2005, 1,188 en 2011 et 1,134 en 2017. En 2023, le même constat est observé puisque les filles présentent 17,9% moins de chances de décéder avant cinq ans que les garçons, toutes choses égales par ailleurs, et cette différence demeure statistiquement significative.

Le niveau de vie du ménage constitue un autre déterminant dont l'importance se maintient dans le temps. En 2005, les enfants appartenant aux ménages de niveau de vie moyen et riche présentent respectivement des rapports de chances de survie de 1,184 et 1,817 par rapport aux ménages pauvres. Ces valeurs s'établissent à 1,277 et 1,495 en 2011, puis à 1,151 et 1,366 en 2017. En 2023, l'association reste significative : les enfants appartenant aux ménages de niveau moyen ont 17,0% moins de chances de décéder, tandis que ceux des ménages riches ont 40,9% moins de chances de décéder que ceux des ménages pauvres. Toutefois, l'intensité de l'association varie selon les années, ce qui indique que l'avantage associé à la situation économique n'est pas constant dans le temps.

L'évolution du milieu de résidence est particulièrement intéressante. Dans les modèles antérieurs, l'appartenance au milieu urbain était significativement associée à de meilleures chances de survie. Le rapport de chances de survie des enfants urbains était de 1,071 en 2005, 1,169 en 2011 et 1,208 en 2017. Cependant, cette relation disparaît dans le modèle de 2023. En effet, le milieu de résidence n'est plus statistiquement significatif, avec un OR de 1,003 et une p-value de 0,965. Cette évolution suggère que l'association propre entre le milieu de résidence et la mortalité s'est atténuée dans le modèle le plus récent, une fois les autres caractéristiques individuelles, familiales et socioéconomiques prises en compte.

L'instruction maternelle constitue également un déterminant qui conserve son importance au fil du temps. Les modèles antérieurs montrent une association positive entre le niveau d'instruction et les chances de survie de l'enfant. En 2011, par exemple, les rapports de chances de survie atteignent 1,407 pour le niveau primaire et 1,967 pour le niveau secondaire, tandis que le niveau supérieur présente un rapport de 2,215. En 2017, les rapports correspondants sont de 1,368 pour le primaire et 1,834 pour le secondaire, tandis que le niveau supérieur présente une association positive mais non significative. En 2023, l'instruction de la mère demeure un facteur significativement associé à la mortalité, confirmant la persistance de cette dimension dans le modèle.

Par ailleurs, le statut d'activité de la mère présente également une association significative dans les modèles antérieurs et dans celui de 2023, mais l'interprétation de son évolution doit rester prudente. En 2017, l'activité de la mère est associée à une meilleure survie, avec un rapport de chances de 0,839 dans le modèle présenté. En 2023, le résultat va dans le sens opposé. Les enfants dont la mère exerce une activité présentent 10,9% de chances de décès supplémentaires, association significative au seuil de 5%. Elle ne permet toutefois pas de conclure à un changement causal du rôle de l'activité maternelle, car les catégories, les contextes et les variables contrôlées peuvent différer entre les modèles.

Enfin, le modèle de 2023 fait apparaître avec une importance particulière les facteurs reproductifs, notamment l'intervalle intergénésique et le rang de naissance. En revanche, leur présence dans le modèle récent apporte un éclairage supplémentaire sur les mécanismes associés à la survie. L'intervalle entre les naissances est fortement associé à la mortalité : par rapport à un intervalle inférieur à 24 mois, les intervalles de 24-35 mois et de 36 mois ou plus sont associés respectivement à 41,8% et 59,2% de chances de décès en moins. De même, le rang de naissance apparaît fortement associé à la mortalité, les enfants de deuxième rang ou plus présentant des chances de décès significativement inférieures à celles des premiers-nés.

Au total, la comparaison des modèles entre 2005 et 2023 met en évidence une forte persistance de certains déterminants de la mortalité infanto-juvénile, notamment le niveau de vie, l'instruction maternelle, l'âge de la mère et le sexe de l'enfant. Ces facteurs conservent une association statistique avec la survie malgré l'évolution du contexte. En revanche, le milieu de résidence connaît une évolution importante, puisqu'il est significatif dans les modèles antérieurs mais ne l'est plus en 2023. Parallèlement, le modèle de 2023 met davantage en évidence des facteurs liés à la dynamique reproductive, notamment l'espacement des naissances et le rang de l'enfant. L'évolution observée ne traduit donc pas une disparition des déterminants classiques de la mortalité, mais plutôt une transformation de la structure des facteurs qui demeurent associés à la survie des enfants au fil du temps.

Conclusion

La mortalité infanto-juvénile demeure un enjeu important de santé publique, malgré les progrès enregistrés au Sénégal au cours des dernières décennies. La présente étude avait pour objectif d'identifier les principaux facteurs associés à la mortalité des enfants avant l'âge de cinq ans, à partir des données de l'Enquête Démographique et de Santé Continue du Sénégal de 2023.

L'analyse a permis de mettre en évidence le caractère multidimensionnel de la mortalité infanto-juvénile. Les résultats montrent notamment l'importance des caractéristiques démographiques et reproductives, avec un rôle significatif de l'âge de la mère, du sexe de l'enfant, de l'intervalle intergénésique et du rang de naissance. Par ailleurs, les conditions socioéconomiques apparaissent également déterminantes, notamment à travers la classe de richesse du ménage et le niveau d'instruction de la mère.

L'étude met également en évidence que certaines variables qui peuvent apparaître importantes au niveau descriptif ne conservent pas nécessairement une association significative après la prise en compte simultanée des autres facteurs. C'est notamment le cas du milieu de résidence, de l'âge du père et du niveau d'instruction du mari.

Ces résultats doivent toutefois être lus comme des associations. Le caractère transversal des données et le pouvoir explicatif limité du modèle ne permettent pas d'établir des relations de causalité.

Au total, la réduction durable de la mortalité infanto-juvénile ne peut être envisagée uniquement sous l'angle de l'offre de soins. Elle nécessite également d'agir sur les conditions dans lesquelles les enfants naissent et grandissent, notamment l'espacement des naissances, l'éducation des femmes et les conditions économiques des ménages.

Au regard des résultats obtenus, plusieurs recommandations peuvent être formulées.

Premièrement, renforcer les actions de planification familiale et d'espacement des naissances. L'importance de l'intervalle intergénésique dans le modèle souligne la nécessité de renforcer l'information et l'accès aux services de planification familiale, particulièrement pour les femmes exposées aux grossesses rapprochées.

Deuxièmement, poursuivre les efforts en faveur de l'éducation des filles et des femmes. Le rôle significatif du niveau d'instruction maternel montre l'intérêt de maintenir les politiques visant à améliorer la scolarisation et le maintien des filles à l'école.

Troisièmement, renforcer les interventions en faveur des ménages économiquement défavorisés. L'association observée entre la classe de richesse et la mortalité montre que les conditions économiques constituent un déterminant important de la survie des enfants. Les

politiques de réduction de la pauvreté et d'amélioration de l'accès aux services essentiels devraient donc accorder une attention particulière aux ménages les plus vulnérables.

Quatrièmement, renforcer les actions de prévention et de prise en charge des maladies infantiles. Les interventions relatives au paludisme, à la vaccination, à la nutrition, à l'hygiène et au recours rapide aux soins doivent continuer à être développées, en accordant une attention particulière aux populations les plus exposées.

Enfin, renforcer le suivi des facteurs de risque de mortalité au niveau national. Des analyses complémentaires pourraient également être menées afin de mieux comprendre certains résultats spécifiques de cette étude, notamment les associations observées avec l'utilisation des moustiquaires, l'activité de la mère et l'appartenance ethnique.

Ainsi, les efforts de réduction de la mortalité infanto-juvénile devraient s'inscrire dans une approche intégrée combinant santé, planification familiale, éducation et amélioration des conditions socioéconomiques.

Bibliographie

Abate, M. G., Angaw, D. A., & Shaweno, T. (2020). Proximate determinants of infant mortality in Ethiopia, 2016 Ethiopian Demographic and Health Survey: Results from a survival analysis. *Archives of Public Health, 78*, 4. https://doi.org/10.1186/s13690-019-0387-4.

Ahinkorah, B. O. (2021). Under-5 mortality in sub-Saharan Africa: Is maternal age at first childbirth below 20 years a risk factor? *BMJ Open, 11*, e049337.

Ahinkorah, B. O., Budu, E., Seidu, A.-A., et al. (2022). Socio-economic and proximate determinants of under-five mortality in Guinea. *PLOS ONE, 17*(5), e0267700. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0267700.

Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie (ANSD) & ICF. (2023). *Enquête Démographique et de Santé Continue (EDS-Continue) 2023*. Dakar, Sénégal & Rockville, Maryland, USA : ANSD et ICF.

Bampoky, C. (2013). Can clean drinking water and sanitation reduce child mortality in Senegal? *Pepperdine Policy Review, 6*(3).

Basha, G. W., Woya, A. A., & Tekile, A. K. (2020). Determinants of neonatal mortality in Ethiopia: An analysis of the 2016 Ethiopia Demographic and Health Survey. *African Health Sciences, 20*(2), 715-723. https://doi.org/10.4314/ahs.v20i2.23.

Ettarh, R., & Kimani, J. (2012). Determinants of under-five mortality in rural and urban Kenya. *Rural and Remote Health, 12*, 1812.

Ezeh, O. K., Agho, K. E., Dibley, M. J., Hall, J. J., & Page, A. N. (2014). Determinants of neonatal mortality in Nigeria: Evidence from the 2008 demographic and health survey. *BMC Public Health, 14*, 521.

Hobcraft, J., McDonald, J. W., & Rutstein, S. O. (1985). Demographic determinants of infant and early child mortality: A comparative analysis. *Population Studies, 39*(3), 363-385.

Mekonnen, Y., Tensou, B., Telake, D. S., Degefie, T., & Bekele, A. (2013). Neonatal mortality in Ethiopia: Trends and determinants. *BMC Public Health, 13*, 483. https://doi.org/10.1186/1471-2458-13-483.

NDIAYE, Oumy. (2019). « Déterminants sociaux et économiques de la mortalité des enfants de moins cinq ans en Afrique subsaharienne : cas du Sénégal ». Actes de la conférence internationale Enjeux et perspectives économiques en Afrique francophone, Dakar (Sénégal), 4-6 février 2019. Observatoire de la Francophonie économique, Université de Montréal.

Ronsmans, C. (1996). Birth spacing and child survival in rural Senegal. *International Journal of Epidemiology, 25*(5), 989-997.

Wang, L. (2003). Determinants of child mortality in LDCs: Empirical findings from demographic and health surveys. *Health Policy, 65*(3), 277-299.

Annexes

Tableau A1 : Résultats du test du Khi-deux

Variables	χ^2 de Pearson	ddl	p-value	Association significative
Âge de la mère	30,125	1	< 0,001	Oui
Sexe de l'enfant	22,581	1	< 0,001	Oui
Âge du père	60,117	6	< 0,001	Oui
Intervalle entre les naissances	157,584	2	< 0,001	Oui
Ethnie	59,808	4	< 0,001	Oui
Milieu de résidence	44,826	1	< 0,001	Oui
Niveau d'instruction du mari	46,162	3	< 0,001	Oui
Utilisation de moustiquaire	14,819	1	< 0,001	Oui
Activité de la mère	0,023	1	0,881	Non
Rang de l'enfant	35,936	6	< 0,001	Oui
Classe de richesse	138,211	2	< 0,001	Oui
Niveau d'instruction de la mère	100,775	3	< 0,001	Oui

Source : Auteur ; EDS-C (2023)

Tableau A2 : Résultats du modèle de régression logistique (N = 34 884)

Variables	Modalités	OR	IC à 95 %	p-value
Âge de la mère	20 ans et plus	0,832	[0,755 ; 0,917]	<0,001***
Sexe de l'enfant	Féminin	0,821	[0,749 ; 0,899]	<0,001***
Âge du père	25-29 ans	0,733	[0,397 ; 1,352]	0,319
	30-34 ans	0,899	[0,522 ; 1,549]	0,702
	35-39 ans	1,159	[0,682 ; 1,970]	0,585
	40-44 ans	1,195	[0,708 ; 2,015]	0,505
	45-49 ans	1,244	[0,737 ; 2,097]	0,413
	50 ans et plus	1,571	[0,939 ; 2,627]	0,085
Intervalle intergénésique	24-35 mois	0,582	[0,511 ; 0,662]	<0,001***
	36 mois et plus	0,408	[0,355 ; 0,467]	<0,001***
Ethnie	Sérère	1,118	[1,001 ; 1,250]	0,049*
	Mandingue	0,958	[0,814 ; 1,128]	0,608
	Soninké	1,427	[1,222 ; 1,666]	<0,001***
	Autre	0,811	[0,590 ; 1,116]	0,199
Milieu de résidence	Rural	1,003	[0,886 ; 1,135]	0,965
Niveau d'instruction du mari	Primaire	0,985	[0,838 ; 1,159]	0,856

Variables	Modalités	OR	IC à 95 %	p-value
	Secondaire	0,863	[0,686 ; 1,086]	0,209
	Supérieur	0,856	[0,588 ; 1,246]	0,417
Moustiquaire	Oui	1,195	[1,074 ; 1,331]	0,001***
Activité de la mère	Oui	1,109	[1,005 ; 1,223]	0,039*
Rang de naissance	2e enfant	0,491	[0,419 ; 0,575]	<0,001***
	3e enfant	0,416	[0,350 ; 0,493]	<0,001***
	4e enfant	0,395	[0,328 ; 0,474]	<0,001***
	5e enfant	0,347	[0,282 ; 0,427]	<0,001***
	6e enfant	0,408	[0,327 ; 0,510]	<0,001***
	7e enfant et plus	0,446	[0,365 ; 0,546]	<0,001***
Classe de richesse	Moyen	0,830	[0,727 ; 0,947]	0,006***
	Riche	0,591	[0,499 ; 0,701]	<0,001***
Niveau d'instruction de la mère	Primaire	0,858	[0,748 ; 0,985]	0,029*
	Secondaire	0,605	[0,491 ; 0,744]	<0,001***
	Supérieur	0,899	[0,477 ; 1,696]	0,743

Source : Auteur ; EDS-C (2023)