

Déterminants de la mortalité infantile et infanto-juvénile et la pauvreté au Niger

Youssoufou HAMADOU DAOUDA

*Faculté de Droit, d'Economie et de Gestion – Université de Tahoua (Niger)
LAREfi – Groupe d'Economie du Développement (Université Montesquieu-Bordeaux IV)
Email : yankori2000@yahoo.fr*

Résumé : Dans un pays caractérisé par une faiblesse du développement humain et une précarité des conditions de vie, cet article analyse les déterminants de la mortalité des enfants au Niger, à partir de l'Enquête Démographique et de Santé de 2006. D'une part, les facteurs individuels, comme l'instruction et l'âge de la mère, présentent un effet positif sur le risque de mortalité infantile et infanto-juvénile. D'autre part, le contrôle par les variables du ménage – ethnies, localisation géographique, niveau de vie – indique que l'incidence de la mortalité des enfants est très forte dans les régions les plus pauvres du pays où les questions de reproduction et de sexualité restent particulièrement régies par des traditions et coutumes peu enclines à l'utilisation des méthodes sanitaires modernes. Dans ce contexte, le rôle des autorités est double : adopter des politiques et actions visant à la fois une scolarisation plus accessible et continue, et une réduction des disparités géographiques en termes d'accès aux *inputs* de santé.

*Mots clés : Mortalité infantile – mortalité juvénile – pauvreté – Niger
Classification JEL : I12 – I31 – I32*

Determinants of infant and under-five mortality and poverty in Niger

Abstract: In a country characterized by a low human development and precarious living conditions, this paper analyzes the determinants of child mortality in Niger from the Demographic and Health Survey of 2006. On the one hand, individual factors such as education and age of the mother have a positive effect on the variability of the risk of infant and under-five mortality. On the other hand, the control by household variables – ethnicity, geographic location, standard of living – indicates that the incidence of child mortality is very high in the poorest regions of the country where the reproduction and sexuality questions are particularly governed by traditions and customs reluctant to use modern sanitary methods. In this context, the role of the authorities is twofold: to adopt policies and actions to make education more accessible and continuous, and to reduce geographical disparities in access to health inputs.

*Keywords: infant mortality – under-five mortality – poverty – Niger
JEL Classification: I12 – I31 – I32*

1. Introduction

S'il y a un des Objectifs de Développement du Millénaire qui a plus de chances de se réaliser, c'est vraisemblablement celui de la réduction de la mortalité des enfants. En effet, ces dernières années, des efforts considérables ont été accomplis au niveau mondial en matière de santé¹, notamment grâce au développement socio-économique, aux progrès sanitaires, à l'accroissement des rendements productifs, et au développement des infrastructures (Akoto, 1994 ; Banque mondiale, 2011 ; Barbieri, 1991 ; Pison, 2010 ; Wagstaff, 2002). De même, l'engagement des décideurs tant publics (gouvernements, institutions publiques) que privés (ONG, bailleurs de fonds, etc.) a été déterminant. En réalité, l'amélioration du bien-être et le développement des enfants sont devenus une préoccupation largement partagée dans les programmes de développement des pays et dans l'agenda des bailleurs de fonds.

Toutefois, malgré les progrès en matière de santé au plan global, les niveaux de mortalité des enfants demeurent encore à un niveau relativement élevé dans maints pays en développement. Le Niger en est une illustration. En effet, pays sahélien enclavé et faiblement urbanisé, le Niger dispose d'un PIB par habitant de 641 dollars en parité de pouvoir d'achat, soit l'un des plus faibles d'Afrique (PNUD, 2011). Au cours de la période 1990-2010, le revenu par tête a régressé de 0,4% en moyenne par an (Banque mondiale, 2012). Certains handicaps structurels semblent expliquer les attermoissements du processus de développement économique et social. Par exemple, l'agriculture, la seule activité pour environ 85% des nigériens, reste fortement tributaire des aléas climatiques. Parallèlement, l'enclavement, la taille limitée du marché interne, la précarité des infrastructures, la faiblesse du capital humain, l'inadaptation des technologies, la forte croissance de la population, des stratégies de développement peu appropriées et l'instabilité politique contribuent à expliquer la faiblesse des changements socioéconomiques. Le Niger demeure ainsi un pays à très faible développement humain. En 2011, l'Indicateur de développement humain n'était que de 0,295 – ce qui correspond à une espérance de vie à la naissance de 54,7 ans, à une durée moyenne de scolarisation de 1,4 an, à une durée attendue de scolarisation de 4,9 ans. Sur le plan de la santé, l'utilisation des services sanitaires reste très faible, avec environ 20% pour le curatif et moins de 50% pour la consultation prénatale (OMS, 2009).

En matière de santé des enfants, bien que la mortalité infantile et infanto-juvénile ait diminué au cours de ces vingt dernières années, passant, respectivement, de 140 à 81, et de 320 à 198 pour mille entre 1986 et 2006 (Institut National de la Statistique, 2007), elle reste au-dessus de la moyenne de l'Afrique Subsaharienne

¹ Rien qu'en Afrique, les progrès enregistrés dans le domaine de la santé ont permis à certains pays (Ethiopie, Malawi, Gambie, Rwanda) de réduire leur mortalité infantile d'au moins 25% par rapport à la décennie passée (Banque Mondiale, 2011).

(100 décès pour mille naissances). La mortalité des enfants est manifestement associée à la précarité de l'environnement sanitaire et des conditions de vie de la mère. Ainsi, en matière de soins prénatals et de conditions d'accouchement, seulement 46% des femmes ont effectué au moins une visite prénatale auprès d'un personnel médical, alors que 82% des naissances ont lieu dans les foyers (Institut national de la statistique, 2007). Par ailleurs, la mortalité des enfants semble avoir un lien avec le niveau de pauvreté du pays : alors qu'en 2008, 62,1% de la population nigérienne sont pauvres (Hamadou Daouda, 2010), les taux de mortalité infantile et infanto-juvénile sont respectivement de 12,5 et 18,9%². Ce sont les ménages des régions les plus pauvres au Sud (Maradi) et à l'Est (Zinder) du pays qui ont des taux situés au-dessus de la moyenne nationale. A titre d'exemple, le taux de mortalité infanto-juvénile est d'environ 25% dans ces deux régions.

Fondamentalement, ces niveaux élevés des taux de mortalité des enfants au Niger ne sont pas dissociables des comportements des nigériens en matière de reproduction³. En effet, étant donné la probabilité de décès des enfants, les familles accroissent leur fécondité (en moyenne 7,1 enfants par femme selon l'Institut national de la statistique) de façon à s'assurer de la survie de certains d'entre eux. Comme le soulignent Benefo et Schultz (1996), ce choix des parents résulte d'un effet de remplacement *ex post* des enfants qui meurent, et d'un effet d'adaptation des comportements pour anticiper les niveaux élevés de mortalité constatés. Une fécondité élevée est donc la réponse des parents pour contrebalancer le risque inhérent à la mort d'un enfant (Lachaud, 2002, Pison, 2010)⁴.

Ce comportement assurantiell des parents nigériens – forte demande d'enfants – est expliqué par deux raisons. D'une part, par les rigidités des normes sociales et religieuses qui limitent l'adhésion des communautés à adhérer aux politiques de planification familiale. D'autre part, par le faible accès des femmes aux services de la santé de la reproduction, tel que mentionné précédemment. Dans ce contexte, notre objectif est de montrer que l'appréhension des facteurs qui influencent la mortalité des enfants peut mieux contribuer à définir des stratégies de réduction de celle-ci et, *in fine*, de la fécondité. Plus précisément, en modélisant les facteurs qui déterminent la mortalité infantile et infanto-juvénile, à partir des informations de l'Enquête Démographique et de Santé de 2006, cet article appréhende les relations qui prévalent entre cette dernière et la pauvreté (notamment en termes d'actifs des ménages). En contribuant à la connaissance des facteurs de mortalité des enfants, cette étude comble ainsi une lacune, car à notre connaissance il n'existe pas d'études récentes ayant proposé de modéliser les déterminants de la mortalité des

² Nos estimations à partir de l'EDS 2006. Voir tableau A1 en annexe.

³ À 3,3% par an, le taux de croissance démographique nigérien reste le plus élevé au monde.

⁴ Pison (2010) fait remarquer que dans la France du 18^{ème} siècle, la mortalité des enfants constituait un risque inévitable que seule une fécondité élevée pouvait contrebalancer.

enfants. Il est donc tout à fait espéré que ce travail puisse contribuer au développement de la recherche sur la santé et le bien-être au Niger.

Après une revue de littérature à la deuxième section, la troisième section expose tout d'abord le modèle et les options économétriques. Elle décrit ensuite les données et spécifie les variables. La quatrième section présente les résultats et les discussions, et la cinquième propose la conclusion.

2. Revue de littérature

La mortalité, avec des indicateurs tels que l'espérance de vie à la naissance ou le quotient de mortalité infantile, est une des caractéristiques de la pauvreté. Sen (1998) estime que l'étude la mortalité en relation avec le bien-être des individus est importante à plusieurs égards. D'une part, en raison de l'importance intrinsèque que l'on accorde à la vie, puisque la plupart des *Capabilités*⁵ que nous valorisons sont contingentes au fait d'être vivant. D'autre part, les données sur la mortalité par âge peuvent constituer une approximation des échecs ou des réalisations auxquels les individus attachent une certaine importance. Indiscutablement, la mortalité peut être due à des facteurs en liaison avec la pauvreté des conditions de vie - *Capabilités*. En effet, l'état nutritionnel, l'environnement hygiénique, le système de santé, le niveau d'instruction de la mère sont donc des variables qui dépendent du niveau de bien-être dans une société. La malnutrition, associée à un mauvais état sanitaire, est par exemple un facteur lié à la pauvreté, conduisant parfois à une mortalité élevée. Dans le même temps, les maladies diarrhéiques constituent la cause immédiate de décès la plus fréquente parmi les populations qui ont un niveau élevé de malnutrition. En fait, l'état nutritionnel des pauvres réduit leur résistance aux maladies et surtout aux maladies infectieuses.

Les premières études sur les déterminants de la mortalité des enfants apparaissent au cours des années 1980. Meegama (1980) est l'un des premiers auteurs à s'intéresser à l'étude des causes de la mortalité infantile et juvénile. Il identifie trois catégories de causes de décès des enfants. La première, inhérente à une inadéquation ou une absence d'assistance au moment de la naissance, regroupe le tétanos néonatal, l'asphyxie postnatale et les complications lors de l'accouchement. La deuxième catégorie est composée de facteurs relatifs à l'immaturité et aux malformations congénitales de l'enfant. Quant à la troisième, elle regroupe les infections néonatales et les convulsions liées à l'environnement malsain. Comme

⁵ Chez Sen, les Capabilités représentent la capacité qu'ont les individus de faire ou d'être et de l'étendue de la liberté dont ils jouissent pour mener le mode de vie qu'ils ont raison de valoriser. Il souligne plus précisément que : « une vie est faite d'un ensemble de Capabilités liées entre elles, composées d'états et d'actions. [...] Les Capabilités pertinentes peuvent aller de l'élémentaire – avoir suffisamment à manger, être en bonne santé, échapper aux maladies évitables et à la mortalité prématurée, etc. – au plus complexe – être heureux, rester digne à ses propres yeux, prendre part à la vie en communauté, etc. » (Sen, 1992 : 65).

on peut le constater ces causes de décès sont directement influencées par des variables indépendantes liées à l'environnement sanitaire et physique de l'enfant. Il s'agit des facteurs climatiques, la salubrité du milieu et la qualité de l'eau, l'hygiène, les ressources alimentaires et les caractéristiques du logement et la situation financière de la mère (Pace et Mastrorocco, 2002).

Mais l'étude des déterminants de la mortalité des enfants trouve un fondement avec le cadre d'analyse de Mosley et Chen (1984)⁶. En effet, en combinant des facteurs issus des sciences sociales (facteurs socioéconomiques) et médicales (variables biologiques et nutritionnelles), les deux auteurs proposent une approche synthétique de la mortalité des enfants. Selon eux, la maladie n'est plus la cause immédiate de la mortalité des enfants, mais la conséquence de nombreux mécanismes qui découlent de *variables intermédiaires* (ou déterminants proches), et des *déterminants socio-économiques* à partir desquelles tout le processus se développe⁷.

Il apparaît dès lors que la mortalité des enfants est déterminée par une série de variables biologiques, socio-économiques, culturelles, démographiques, environnementales qui interagissent entre elles de façon multifactorielle. La santé des individus dépasse ainsi le cadre strict du médico-sanitaire pour s'insérer dans un projet de vie social, qui tient compte non seulement des aspects liés au système de soins, mais aussi aux conditions d'existence (La Rosa et al., 2007). En d'autres termes, au-delà des causes pathologiques reconnues, la mortalité des enfants peut être imputable aux facteurs individuels, environnementaux, nutritionnels, et de morbidité (Hammerslough, 1990 ; Akoto, 1994), aux normes sociales (Caldwell, 1990 ; Barbieri, 1991), à l'appartenance ethnique et coutumière, au milieu de résidence et aux pratiques religieuses (Boco et al., 2008 ; Brockerhoff et al., 2000 ; Gyimah, 2006).

Le rôle des *variables socio-économiques* sur le risque de mortalité des enfants est abondamment discuté dans la littérature. Ces variables socioéconomiques se subdivisent en deux grandes catégories. La première concerne les *facteurs individuels*. Parmi ceux-ci, on cite le rôle instrumental de l'instruction, celui de la

⁶ Eux-mêmes fortement inspirés du modèle des déterminants de la fécondité de Davis et Blake (1956) et de Bongaarts (1978).

⁷ Mosley et Chen (1984) identifient cinq catégories à travers lesquelles les variables intermédiaires peuvent interagir avec les facteurs socio-économiques pour provoquer la mort : (i) les *facteurs maternels* (âge de la mère à la naissance, rang de naissance de l'enfant, et intervalle intergénéral) ; (ii) la *contamination de l'environnement* (de l'air, des aliments, de l'eau, de la peau, etc.) ; (iii) les *carences nutritionnelles* (en nombre de calories, protéines, vitamines et sels minéraux) ; (iv) les *blessures* (accidentelles ou fortuites, volontaires ou intentionnelles) ; (v) le *contrôle individuel sanitaire* (hygiène, prévention, normes sociales, etc.). Pour plus de détails sur ces variables intermédiaires, le lecteur pourra se référer utilement à Bongaarts (1983).

mère notamment, sur le risque de décès ou de survie de l'enfant⁸. Dans beaucoup d'études, une relation statistique entre la mortalité infantile et le niveau d'instruction de la mère semble largement partagée (Caldwell, 1979, 1986 ; Farah et Preston, 1982 ; Barbieri, 1991 ; Barbieri et al., 2003 ; Akoto, 1994 ; Tabutin et Schoumaker, 2004 ; Ferry, 2007). Toutefois, l'effet réel du niveau d'instruction de la mère n'est lisible que dans un cadre global de facteurs socio-économiques, sanitaires et politiques favorables (Pace et al., 2002 ; Akoto, 1994). Car en effet, lorsqu'une femme vit dans une communauté avec des standards de vie bas associés à un contexte économique stagnant et à une rigidité des normes sociales, son niveau d'éducation pourrait n'avoir pas suffisamment d'influence sur la santé des enfants. L'appartenance ethnique de la mère, en tant qu'indicateur de sa culture d'origine, est aussi un facteur non négligeable qui agit sur la mortalité des enfants (Cantrelle *et al.*, 1986). Ainsi au Cameroun, au Kenya et au Sénégal, on constate une forte variation inter-ethnique de la mortalité infanto-juvénile à la fois en milieu rural et urbain (Akoto, 1993).

Les pratiques et croyances ancestrales vulgarisées au sein d'une population peuvent également affecter plus ou moins la santé des enfants (Morley, 1973, Cantrelle et Locoh, 1990). En effet, certaines pratiques issues de la pharmacopée traditionnelle ou certains tabous et interdits alimentaires⁹, conduisant dans certains cas au rejet de l'enfant, peuvent soit aggraver l'état sanitaire de ce dernier soit provoquer des carences protéiniques. L'utilisation des services de santé dépend elle-même de certaines pratiques sanitaires et croyances locales. Leurs rigidités peuvent carrément, dans certains pays en développement, réduire considérablement l'impact des systèmes de santé modernes (Massamba et al., 1998). Chez les populations d'Afrique noire, on recourt souvent à la médecine moderne ou traditionnelle selon les croyances, de sorte qu'il est possible d'utiliser faussement un des services en lieu et place de l'autre.

Enfin au sein de la cellule familiale, le niveau des ressources financières constitue une variable déterminante de la santé des enfants. Il existe un lien positif fort entre le niveau de revenu et l'amélioration de la santé. En effet, les ressources économiques conditionnent la possession de nombreux biens et services pouvant affecter la mortalité ou la survie des enfants (Barbieri, 1991). La qualité de la nourriture, la présence d'installations sanitaires adéquates et d'une source d'eau potable, l'état du logement, et la disponibilité d'actifs physiques (biens durables et animaliers) sont autant de facteurs qui garantissent le bon équilibre physiologique. La disponibilité de ces facteurs au sein du ménage détermine ainsi le degré

⁸ L'instruction du père joue aussi un rôle dans la baisse de la mortalité des enfants, même si son ampleur est moins forte que celle de la mère (Akoto et Tabutin, 1989).

⁹ Par exemple, l'interdiction aux enfants de manger des œufs dans certaines tribus béninoises, au risque que les enfants ne deviennent des voleurs car les œufs constituent un aliment de luxe que les parents ne peuvent toujours pas offrir à leurs enfants. Voir Barbieri (1991).

d'exposition au risque pour de nombreuses maladies infectieuses et respiratoires. Par exemple, les bonnes pratiques d'hygiène sont relativement difficiles à observer là où les conditions locales d'approvisionnement en eau et d'assainissement sont mauvaises (Wagstaff, 2002).

La deuxième catégorie renvoie aux *facteurs communautaires* qui incluent l'environnement physique, les politiques publiques de santé, et l'organisation économique. Dans le premier cas, la littérature admet que les facteurs climatiques et écologiques (température, altitude, pluviométrie, variations saisonnières, etc.) influencent fortement la mortalité chez les enfants, à travers leur impact sur le développement des maladies tropicales (paludisme, méningite, choléra, etc.). Les pays d'Afrique de l'ouest, situés en basse altitude avec un climat humide, connaissent des niveaux élevés de mortalité dus au paludisme (Blacker, 1991). En outre, les sécheresses et les crises alimentaires au Sahel et dans la corne d'Afrique, provoquées en partie par un environnement climatique dégradant, ne sont pas étrangères aux niveaux de mortalité élevés qu'on y observe (Akoto, 1994).

Quant au rôle des politiques publiques sanitaires, il convient de noter que les taux de mortalité à tous les niveaux sont fortement faibles dans les pays dans lesquels les problèmes de santé sont des priorités nationales. Lorsque l'État investit massivement dans les programmes sanitaires, il s'ensuit une amélioration générale du bien-être des populations et une baisse de la mortalité des enfants, à condition, bien sûr, que les sommes investies soient gérées prudemment et de façon saine (Rajkumar et Swaroop, 2008 ; Wagstaff et Claeson, 2004). Ces programmes qui peuvent prendre la forme de campagnes de vaccination, de contrôle des épidémies, des subventions des biens et services médicaux (médicaments, réduction des frais de consultation, assistance sociale, etc.) ont tous un impact direct sur la santé. En Ouganda par exemple, une étude de Deininger et Mpuga (2004) démontre l'importance de la suppression des frais de consultation sur le niveau d'utilisation des services de santé et la baisse de la mortalité. Enfin, les campagnes actives de sensibilisation sur les bonnes pratiques sanitaires et l'utilisation effective des services de santé peuvent modifier favorablement le comportement de la mère à l'égard de la santé de l'enfant (Mosley et Chen, 1984 ; Banerjee, Deaton et Duflo, 2004).

3. Données, modélisation et options économétriques

3.1. Les données

Cette étude utilise les informations de l'Enquête Démographique et de Santé (EDS) réalisée entre février et avril 2006 par l'Institut national de la statistique du Niger avec l'assistance technique de *Macro International Inc.*, une agence américaine en charge du programme international des EDS. Les informations sont collectées auprès de 7760 ménages représentatifs au niveau national, dont 9223 femmes âgées

de 15-49 ans, et 3549 hommes âgés de 15-59 ans. Elles renseignent, entre autres, sur les niveaux de fécondité et de mortalité des enfants, la connaissance et l'utilisation des méthodes de planification familiale, les pratiques d'allaitement et l'état nutritionnel des femmes et des enfants de moins de cinq ans, les attitudes et les comportements des femmes et des hommes vis-à-vis du sida et autres infections sexuellement transmissibles. Étant donné que la mortalité concerne les femmes ayant eu des enfants, nous utilisons donc la femme comme *unité d'analyse* en référence à plusieurs études relatives aux déterminants de la mortalité des enfants (Benefo et Schultz, 1996 ; Millington et Cameron, 1999 ; Mackinnon, 1995).

L'EDS a aussi collecté des informations sur la possession de certains biens durables (télévision, radio, réfrigérateur, mobylette/bicyclette, voiture/camion, etc.) et les caractéristiques du logement (présence d'eau potable, utilisation de sanitaire adéquate, matériaux utilisés pour recouvrir le sol, utilisation d'une source d'énergie, etc.). Par ailleurs, en l'absence de questionnaire sur les revenus et les dépenses, les informations collectées sur les actifs (biens durables, nature du logement, type de toilette utilisé, etc.) offrent une mesure de la richesse des ménages (Filmer et Pritchett, 2001, Gwatkin et al., 2000). Cela permet, dans notre cas, d'agréger les ménages selon le niveau de vie, c'est-à-dire par quintile de richesse (pauvres, moyens, riches) calculé à l'aide d'une analyse en composante principale non linéaire tenant compte de la présence (non précarité) ou de l'absence (précarité) des actifs dans le foyer. A cet égard, un ménage précaire est un ménage qui ne dispose pas d'électricité, dont le logement ne dispose pas d'une eau potable courante et de toilette adéquate, dont le sol de la maison est recouvert en terre battue ou sable, et enfin qui n'a pas accès aux biens durables cités ci-haut¹⁰.

3.2. Modélisation et spécifications des variables

Nous utilisons le modèle microéconomique de base applicable aux décisions familiales (Singh et al. 1986 ; Appleton et Song, 1999). Dans ce modèle, un ménage recourt à une fonction de production de santé qui combine temps et biens et services pour atteindre un niveau H de santé. En d'autres termes, on considère un ménage qui maximise sa fonction d'utilité au travers d'une fonction de production de santé, sous contrainte du temps, de ses ressources et de ses caractéristiques.

¹⁰ La méthode de l'analyse en composante principale permet de calculer un indice du niveau de vie à partir des composantes orthogonales. Ainsi pour chaque actif, elle attribue des scores normalisés par rapport à une distribution normale de moyenne nulle et d'écart-type unitaire. La figure A1 en annexe montre que les variables ont des coordonnées factorielles élevées sur la première dimension. 8 variables sur 11 sont corrélées avec la première dimension : radio, bicyclette, mobylette, habitat, aisance (ou sanitaire), eau, électricité, télévision. Quant à la deuxième dimension, elle est corrélée avec la possession de voiture, d'auto et de réfrigérateur.

$$\begin{cases} \text{Max}U = u(H, L, X) \\ H = h(Z, T, \mu, \eta) \\ S / C : P_x X + P_z Z = w(T - L) \end{cases} \quad (1)$$

où : H est la santé de l'enfant, L l'offre de travail, Z les biens constituant un *input* pour la santé (la nourriture, par exemple), X l'ensemble des autres biens et services, T le temps de travail consacré à la santé de l'enfant, μ et η , respectivement, les caractéristiques observables et non observables de l'individu, du ménage et de la communauté influençant la santé de l'enfant, P le prix des biens et services de consommation, et w le taux de salaire des membres du ménage.

Dans le présent papier, la pauvreté – *variable d'intérêt* – est mesurée à l'aide d'un indice de richesse construit à partir des caractéristiques du logement (eau potable, nature des murs et du sol, les installations sanitaires, le mode d'éclairage, etc.) et des biens durables et animaliers du ménage. Calculé à l'aide d'une analyse en composante principale non linéaire, l'indice de richesse sert donc de *proxy* pour évaluer le statut économique du ménage. Pour les besoins de l'analyse, l'indice de richesse a été décomposé en trois variables binaires (riches, moyens, pauvres) dont deux seront introduites dans les estimations multivariées (moyens et pauvres). Notre hypothèse sous-jacente est que l'impact de l'indice de richesse sur le statut nutritionnel des enfants est d'autant plus important que ce dernier est plus déficitaire dans les ménages les plus pauvres.

Les déterminants de la mortalité des enfants, dérivés de (1), peuvent donc être donnés par l'équation réduite (2) :

$$HM_f = m(C_{fd}, C_{cd}, C_m, D_{fd}, D_{ch}, B_m, G_m, V_e, V_f, \varepsilon_f) \quad (2)$$

La variable expliquée HM_f est le taux de mortalité infantile (proportion d'enfants nés au moins 5 ans avant l'enquête mais décédés avant leur 1^{er} anniversaire) ou infanto-juvénile (proportion d'enfants nés au moins 5 ans avant l'enquête mais décédés avant leur 5^{ème} anniversaire). Elle dépend des variables explicatives telles que les caractéristiques démographiques des femmes C_{fd} et du mari C_{cd} , les caractéristiques du ménage C_m , les dotations en capital des femmes D_{fd} et des hommes D_{ch} , les biens durables du ménage B_m , la localisation géographique du ménage, G_m , les facteurs communautaires liés aux enfants V_e et aux femmes V_f , et un terme aléatoire.

Dans notre échantillon, ces variables explicatives sont spécifiées de la façon suivante. Tout d'abord, elles concernent les *facteurs individuels* dont l'instruction des parents et l'âge de la mère. S'agissant du premier, les niveaux d'instruction de la mère surtout, et du mari dans une moindre mesure indiquent l'effet d'une année supplémentaire d'instruction sur la mortalité des enfants pour le primaire et le secondaire. Quant à l'âge de la mère (reconstitué selon la tranche d'âge 25-49 ans), il constitue un indicateur de la santé physique et de la capacité de reproduction de la mère. Lorsqu'il est élevé, la probabilité de mourir de l'enfant l'est probablement aussi. Au Niger, une femme qui a 45 ans¹¹ par exemple au moment de l'enquête (en 2006) aurait eu des enfants dans les années 1980 où les dépenses de santé (et donc l'accès à la santé) se sont considérablement réduites à cause des mesures d'ajustement structurel qui ont opérées des coupes importantes dans les dépenses liées au capital humain. Les femmes âgées sont celles donc qui ont eu plus d'enfants, mais aussi une proportion plus importante de mortalité parmi ces derniers.

Ensuite, au *niveau ménage*, la mortalité des enfants peut être liée à plusieurs facteurs dont la composition du ménage (présence ou non du mari), le genre du chef de ménage et l'appartenance ethnique¹² et régionale¹³, et les actifs du ménage. Ces variables qui sont toutes exogènes peuvent renforcer l'appréhension de l'effet du niveau de vie sur la mortalité des enfants. D'une part, l'absence de contrôle par l'hétérogénéité géographique peut induire un biais quant à l'effet des caractéristiques spatiales de la mortalité. D'autre part, au Niger, la sexualité et le processus reproductif restent encore régis par des normes sociales favorables à une forte fécondité et à un mariage précoce en fonction des régions et souvent de l'appartenance ethnique.

Enfin, étant donné que l'EDS n'a pas collecté des informations quant à l'accès aux services de santé communautaires (distance parcourue pour se rendre à un centre de santé par exemple), la présente étude a reconstitué plusieurs *variables communautaires* inhérentes aux enfants V_e et aux femmes V_f par rapport aux grappes de l'enquête (cluster). Ces variables représentent des moyennes par grappe pour les femmes ayant eu des enfants vivants cinq ans avant la date de l'enquête, c'est-à-dire depuis janvier 2001. Elles sont ainsi considérées comme des situations moyennes sur le plan sanitaire pour des cohortes spécifiques d'enfants et de femmes.

¹¹ Les femmes de 45-49 ans représentent 11,5% des femmes de l'échantillon. Voir tableau A1, en annexe.

¹² Il y a huit ethnies au Niger à savoir les Haoussas, les Djerma-Songhaïs, les Peulhs, les Touaregs, les Kanuris, les Toubous, les Gourmantchés, les Arabes.

¹³ Le Niger compte huit régions. Voir carte en annexe.

Dans notre cas, nous avons retenu cinq variables communautaires. Les quatre premières se réfèrent aux enfants. Il s'agit, d'une part, de la proportion par grappe des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés depuis janvier 2001, qui ont eu au cours des 24 dernières heures ou des deux dernières semaines : (i) soit de la diarrhée ; (ii) de la fièvre ; (iii) de la toux ; et d'autre part, (iv) la proportion par grappe du même groupe d'enfants ayant été vaccinés (BCG, polio et DTCoq). La cinquième variable (v) concerne la moyenne par grappe de l'Indice de Masse Corporelle (ou indice de Quételet) des femmes ayant eu des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés depuis janvier 2001, et le pourcentage de femmes par grappe ayant eu, cinq ans avant le début de l'enquête pour au moins un enfant, un accouchement assisté par du personnel médical qualifié (médecin, infirmière, sage-femme). L'indice de Masse Corporelle mesure le rapport entre le poids en kg et la taille en m² des femmes. Ainsi une valeur inférieure à 18,5 kg/m² exprime une malnutrition aiguë.

3.3. Options économétriques

Par souci de comparer la solidité des résultats obtenus, nous utilisons deux modèles dont les formes fonctionnelles sont liées à l'estimation des taux de mortalité infantile et infanto-juvénile de la relation (2). Le premier est un modèle linéaire exprimé par le maximum de vraisemblance, avec hétéroscédasticité multiplicative – *unité d'analyse = femme*¹⁴ (3) :

$$Mf = \beta' X_f + \eta' C_m + v' Z_c + \varepsilon_f \quad (3)$$

avec $Var(\varepsilon_f) = \sigma_f^2 = \sigma \exp(c' t_f)$

Le deuxième se rapporte au modèle non linéaire Tobit avec hétéroscédasticité multiplicative – *unité d'analyse = femme* (4) :

$$Mf^* = \beta' X_f + \eta' C_m + v' Z_c + \varepsilon_f \quad (4)$$

avec $Var(\varepsilon_f) = \sigma_f^2 = \sigma \exp(c' t_f)$

où : Mf est le taux de mortalité infantile ou infanto-juvénile par femmes f , Mf^* une variable latente non observable se rapportant aux taux de mortalité des enfants par femme f , X_f , C_m et Z_c sont, respectivement, les caractéristiques des

¹⁴ Pour rappel, la plupart des études sur les déterminants de la mortalité des enfants recommandent de prendre en compte les femmes comme unité d'analyse (Mackinnon, 1995 ; Mellington et Cameron 1999 ; Benefo et Schultz, 1996).

femmes, du ménage et de la communauté, t_f représente le logarithme du nombre total d'enfants nés par femme f , et ε_f se réfère au terme résiduel.

Le recours au modèle non linéaire est justifié étant donné que pour beaucoup de femmes de l'échantillon, le taux de mortalité des enfants est nul. La variable expliquée de la relation (4) est donc censurée, ce qui implique l'estimation du modèle Tobit de la manière suivante : (i) $M_f = 0$ si $M_f^* \geq 0$ et $M_f = M_f^*$ si $M_f^* > 0$; (ii) et ε_f suit une distribution normale : $\varepsilon_f \rightarrow N(0, \sigma^2 t_f^\alpha)$.

Enfin, les équations [3] et [4] prennent en compte l'hypothèse d'hétéroscédasticité multiplicative par rapport au log du nombre total d'enfants nés, afin de prendre en compte la variance des résidus, plus faible pour les femmes ayant eu beaucoup d'enfants. À cet égard, les tests de Lagrange ou du rapport de vraisemblance montrent que les modèles admettent l'hypothèse d'hétéroscédasticité, sauf dans le cas du maximum de vraisemblance lié à la mortalité infantile (Tableau 1).

4. Résultats et discussions

Tout d'abord, les résultats du tableau A1 (en annexe), qui affichent quelques statistiques descriptives, indiquent que les taux de mortalité infantile et infanto-juvénile sont, respectivement, de 12,5 et 18,9% pour l'ensemble du Niger. Ces résultats corroborent les informations du rapport général inhérent à l'EDS de 2006. Ces dernières, fondées essentiellement sur des statistiques descriptives, admettent que les quotients de mortalité infantile et infanto-juvénile sont respectivement de 81 et 198 pour mille au niveau national (Institut national de la statistique, 2007). Toutefois, il existe des disparités de mortalité selon l'appartenance à un milieu de résidence. Dans les zones rurales où la pauvreté est plus élevée (63,9% des individus), les taux de mortalité infantile et infanto-juvénile représentent près du double de ceux enregistrés en milieu urbain. En effet, ils sont respectivement de 15,9 et 24,0% dans les campagnes, contre 8,6 et 13,7% dans les villes. Par ailleurs, l'incidence de la mortalité des enfants est aussi fonction du niveau de vie. Par exemple, la mortalité infantile s'élève à 13,5% chez les ménages pauvres, contre 9,8% chez les familles riches.

Ensuite, l'estimation économétrique des déterminants de la mortalité des enfants fournit des résultats intéressants qui appellent les commentaires suivants (tableaux 1 et 2). Premièrement, s'agissant des variables individuelles, on constate que le niveau d'instruction de la mère est inversement relié au taux de mortalité des enfants, avec un impact plus significatif pour le niveau secondaire. À cet effet, les effets marginaux du modèle Tobit (tableau 2) indiquent qu'une variation d'une

année d'instruction secondaire des mères réduit, respectivement, le taux de mortalité infantile et infanto-juvénile de 0,020 et 0,035 points, toutes choses égales par ailleurs. Les mêmes résultats prévalent, lorsqu'on contrôle par l'instruction du père, même si l'ampleur est ici relative. Il s'agit là d'un résultat important qui serait à mettre au compte des programmes d'éducation familiale dispensés au secondaire à l'intention des filles¹⁵. Nos résultats sur l'effet positif de l'instruction de la mère sur la santé de l'enfant au Niger sont largement comparables à ceux obtenus pour d'autres pays en développement comme le Burkina Faso et les Comores (Lachaud, 2002, 2004) et Haïti (Beaulière et al., 2008).

Quant à l'âge de la mère, lié à la capacité de reproduction de celle-ci, il exerce une influence significative sur la mortalité des enfants. En effet, les estimations par le maximum de vraisemblance et Tobit confirment le fait que la mortalité des enfants s'accroisse avec l'âge des mères. Ainsi, les effets marginaux du Tobit suggèrent que les taux de mortalité infantile et infanto-juvénile augmentent, respectivement, de 0,111 et 0,148 points pour les femmes âgées de 45-49 ans, comparativement, à celles qui ont 15-24 ans.

Tableau 1 – Coefficients de régression des estimations par le maximum de vraisemblance des déterminants de la mortalité des enfants, unité d'analyse = femmes, Niger 2006

Paramètres	Taux de mortalité infantile ¹		Taux de mortalité infanto-juvénile ¹	
	β	t^2	β	t^2
Constante	-0,003	-0,061	0,062	1,046
Variables individuelles				
<i>Instruction de la mère³</i>				
Primaire	-0,002	-1,006	-0,003	-1,345
Secondaire	-0,005	-1,395	-0,008	-2,151
<i>Age des femmes⁴</i>				
25-29 ans	-0,006	-0,623	-0,004	-0,295
30-34 ans	0,015	1,453	0,016	1,435
35-39 ans	0,036	3,381	0,043	3,808
40-44 ans	0,038	3,460	0,058	4,973
45-49 ans	0,052	4,370	0,070	5,682
<i>Instruction du mari³</i>				
Primaire	-0,003	-1,906	-0,004	-2,250
Secondaire	-0,002	-1,154	-0,005	-2,221
Variables du ménage				
<i>Présence du mari⁵</i>	0,002	0,258	-0,002	-0,201
<i>Femme chef de</i>	-0,018	-1,119	-0,004	-0,390

¹⁵ Il s'agit de cours consacrés à l'amélioration du bien-être familial, à la santé et la reproduction de la mère et de l'enfant. Ces cours sont dispensés à partir du collège.

<i>ménage</i> ⁵				
<i>Niveau de vie du ménage</i> ⁶				
Moyens	0,016	2,039	0,005	0,611
Pauvres	0,001	0,184	-0,007	-0,805
<i>Régions</i> ⁷				
Agadez	0,012	0,502	-0,018	-0,729
Diffa	-0,006	-0,282	-0,043	-1,977
Dosso	0,031	1,833	0,033	2,013
Maradi	0,087	4,712	0,098	5,310
Tahoua	0,041	2,378	0,043	2,425
Tillabéry	0,000	0,037	0,005	0,303
Zinder	0,095	5,033	0,122	6,441
<i>Ethnie</i> ⁸				
Haoussa et assimilés	0,042	2,117	0,069	3,412
Djerma-songhai et assimilés	0,054	2,675	0,089	4,320
Toubou	-0,003	-0,095	-0,044	-1,209
<i>Variables communautaires</i> ⁹				
<i>Variables reconstituées Enfants</i>				
Fièvre	0,0001	0,591	0,0005	1,837
Toux	-0,0002	-0,958	-0,0003	-1,381
Diarrhée	0,0002	0,827	0,0002	0,600
Vaccination	0,0000	0,145	-0,0005	0,254
<i>Variable reconstituées Femmes</i>				
Indice de Masse Corporelle (IMC)	0,0018	0,816	0,0011	0,473
Accouchement assisté	-0,0002	-0,945	-0,0005	-2,363
Hétéroscédasticité multiplicative	-0,046	-1,333	-0,404	-11,649
Log de vraisemblance		1025,572		955,004
χ^2 (sig)		2,126 (0,145)		158,3 (0,000)
LM/LR ¹⁰		2,567 (0,109)		195,5 (0,000)
N		5706		5706
(1) la variable dépendante est le taux de mortalité infantile et infanto-juvénile ;(2) Probabilité « two-tailed » que le coef. soit égal à 0. Le t représente le rapport entre β et l'erreur-type ; (3) nombre d'années par niveau d'éducation ; (4) base = 15-24 ans ; (5) oui = 1 ; (6) base = riches ; (7) base = Niamey (capitale) ; (8) base = arabe ; (9) variables inhérentes à la santé des enfants et de la mère reconstituées par grappe pour exprimer les services de santé communautaires ; (10) Test de Lagrange ou du rapport de vraisemblance LR ; un LM ou LR <3,84 signifie que le modèle rejette l'hypothèse d'hétéroscédasticité par rapport au nombre total d'enfants nés. <i>Source : à partir des bases de données de l'EDS 2006.</i>				

Tableau 2 – Coefficients de régression des estimations Tobit des déterminants de la mortalité des enfants, unité d'analyse = femmes, Niger 2006

Paramètres	Taux de mortalité infantile ¹			Taux de mortalité infanto-juvénile ²		
	B	t ²	Eff. marg	B	t ²	Eff. marg
Constante	-0,979	-4,678	-0,385	-0,394	-3,519	-0,268
<i>Variables individuelles</i>						
<i>Instruction de la mère</i>						
Primaire	-0,002	-0,465	-0,001	-0,003	-0,849	-0,002
Secondaire	-0,052	-2,656	-0,020	-0,051	-4,786	-0,035
<i>Age des femmes⁴</i>						
25-29 ans	0,043	1,432	0,017	0,048	2,215	0,033
30-34 ans	0,173	5,383	0,068	0,118	5,548	0,081
35-39 ans	0,264	7,858	0,104	0,191	8,945	0,130
40-44 ans	0,247	7,296	0,097	0,208	9,774	0,142
45-49 ans	0,283	7,948	0,111	0,218	9,967	0,148
<i>Instruction du mari³</i>						
Primaire	-0,004	-0,755	-0,002	-0,003	-1,002	-0,002
Secondaire	-0,021	-2,074	-0,008	-0,020	-3,546	-0,013
<i>Variables du ménage</i>						
<i>Présence du mari⁵</i>	0,065	2,594	0,025	0,035	2,332	0,024
<i>Femme chef de ménage⁵</i>	-0,008	-0,262	0,003	0,013	0,708	0,008
<i>Niveau de vie du ménage⁶</i>						
Moyens	0,031	1,449	0,012	-0,003	-0,269	-0,002
Pauvres	0,001	0,075	0,002	-0,007	-0,622	-0,005
<i>Régions⁷</i>						
Agadez	0,128	1,406	0,050	0,002	0,005	0,001
Diffa	0,125	1,481	0,049	-0,031	-0,617	-0,068
Dosso	0,194	3,451	0,076	0,093	3,029	0,063
Maradi	0,345	5,736	0,136	0,200	6,246	0,136
Tahoua	0,208	3,641	0,082	0,104	3,393	0,070
Tillabéry	0,114	2,026	0,044	0,050	1,624	0,034
Zinder	0,366	5,974	0,144	0,251	7,680*	0,171
<i>Ethnie⁸</i>						
Haoussa et assimilés	0,143	1,643	0,056	0,145	3,579	0,101
Djerma et assimilés	0,152	1,731	0,059	0,168	3,976	0,114
Toubou	-0,126	-0,749	-0,049	-0,143	-1,57	-0,10
<i>Variables communautaires</i>						
<i>Variables reconstituées Enfants</i>						
Fièvre	0,002	0,252	0,0002	0,007	1,81	0,005
Toux	0,001	0,201	0,0007	0,002	0,520	0,001
Diarrhée	0,005	0,687	0,0002	0,000	0,018	0,001
Vaccination	0,002	0,459	0,0001	0,001	0,376	0,001

<i>Variables reconstituées Femmes</i>						
IMC	0,012	1,621	0,005	0,006	1,453	0,004
Accouchement assisté	-0,001	-0,156	-0,004	-0,001	-2,632	-0,007
Hétéroscédasticité multiplicative	-	-	-	-0,582	-17,5*	-0,067
Log de vraisemblance	-3400,585		-2390,524			
χ^2 (sig)	403,975 (0,000)			733,38 (0,000)		
LM/LR ¹⁰	33,844 (0,000)			524,93 (0,000)		
N		5706			5706	
(1) la variable dépendante est le taux de mortalité infantile et infanto-juvénile ; (2) Probabilité « two-tailed » que le coef. soit égal à 0. Le t représente le rapport entre β et l'erreur-type ; (3) nombre d'années par niveau d'éducation ; (4) base = 15-24 ans ; (5) oui = 1 ; (6) base = riches ; (7) base = Niamey (capitale) ; (8) base = arabe ; (9) variables liées à la santé des enfants et de la mère reconstituées par grappe pour exprimer les services de santé communautaires ; (10) Test de Lagrange LM ou du rapport de vraisemblance LR ; un LM ou LR < 3,84 signifie que le modèle rejette l'hypothèse d'hétéroscédasticité par rapport au nombre total d'enfants nés.						
<i>Source : à partir des bases de données de l'EDS 2006.</i>						

Deuxièmement, parmi les variables caractéristiques du ménage, deux semblent avoir un impact plus significatif sur la mortalité des enfants. Tout d'abord, la localisation géographique. Les tableaux 1 et 2 montrent que l'incidence de la mortalité des enfants est plus forte dans les régions de Maradi et Zinder, et dans une moindre proportion à Dosso et Tahoua. Par exemple, le modèle Tobit indique que le taux de mortalité infantile croît de 0,136 et 0,144 points, respectivement, à Maradi et Zinder, par rapport à Niamey la capitale. Ce résultat est tout à fait attendu puisque c'est dans ces deux régions le taux de pauvreté est plus fort. En outre dans ces deux régions, les questions de reproduction et de sexualité restent particulièrement régies par des traditions et coutumes peu enclines à l'utilisation des méthodes sanitaires modernes¹⁶.

Ensuite, la variable ethnique montre que l'appartenance à l'ethnie Toubou est inversement reliée à la mortalité des enfants. L'organisation familiale centrée sur la femme chez les Toubous, associée à des comportements alimentaires sains¹⁷ pourraient expliquer ce résultat. Ce dernier est d'ailleurs conforté partiellement par le signe négatif du coefficient relatif à la région de Diffa où les Toubou sont essentiellement localisés. La prévalence de la mortalité des enfants est par ailleurs plus importante chez les Djerma et Haoussa, les deux ethnies majoritaires du pays.

¹⁶ Les médias rapportent souvent des récits d'hommes religieux demandant publiquement aux ménages de ces localités de ne pas vacciner leurs enfants contre la polio, au motif que ces vaccins empêchent plus tard la procréation.

¹⁷ Il s'agit de l'hygiène alimentaire. Le lait est l'aliment principal chez les Toubous. En outre, dès leur tendre âge, les enfants Toubous reçoivent une éducation alimentaire, réprimant la glotonnerie et encourageant la modestie.

Enfin, les variables relatives au niveau de vie ne sont statistiquement significatives que lorsqu'elles sont mises en relation directe avec la mortalité des enfants. Ainsi par exemple, le tableau A2, en annexe, indique que le taux de mortalité infanto-juvénile augmente de 0,046 points chez les ménages pauvres, c'est-à-dire ceux qui appartiennent aux 30% du bas de la distribution des actifs physiques – comparativement aux ménages riches, qui sont situés dans le haut de la distribution des actifs. Ce résultat n'est pas surprenant puisque, dans notre cas, la variable de la richesse des ménages dépend arbitrairement des informations disponibles (biens durables et caractéristiques du logement) pour son calcul. Il faut néanmoins noter que la localisation géographique capte déjà en partie le niveau de vie des ménages. En effet, la modélisation montre que la mortalité est influencée par le fait de vivre dans les régions pauvres du Niger.

Troisièmement, les variables communautaires prises en compte dans les estimations économétriques ont un impact différencié sur la mortalité des enfants. Alors que la survenue d'épisodes morbides (diarrhée, fièvre et toux) semble avoir des effets plutôt mitigés sur la mortalité des enfants en bas âge, le poids des femmes à la naissance des enfants et les conditions d'accouchement ont un impact plus important. Ainsi, les variables liées à la santé des femmes – l'Indice de Masse Corporelle et l'accouchement assisté – ont un effet significatif sur la mortalité des enfants. D'une part, l'indice de Quételet, qui exprime une malnutrition chez les femmes ayant eu des enfants, augmente l'ampleur de la mortalité des enfants – les effets marginaux sont positifs et significatifs dans le cas de la mortalité des enfants de moins de 5 ans. D'autre part, le modèle Tobit montre que l'accouchement assisté par un personnel médical induit une baisse de la mortalité des enfants d'environ 0,005 point (Tableau 2)¹⁸. Cependant, en ce qui concerne les variables reconstituées pour les enfants, l'effet est ambigu. Seuls les coefficients des pourcentages des enfants qui ont eu une fièvre et une diarrhée, au cours des deux semaines précédant l'enquête, possèdent une influence significative sur les taux de décès des enfants.

5. Conclusion

Dans un pays marqué par une précarité des conditions de vie, et des niveaux encore élevés de mortalité des enfants, l'objectif de cette étude est d'appréhender les facteurs qui expliquent cette mortalité. Plusieurs conclusions peuvent être faites. Tout d'abord, la recherche confirme l'importance des indicateurs liés à la femme – instruction et âge de la mère, accouchement assisté, Indice de Masse Corporelle – sur les taux de mortalité des enfants. Dans notre échantillon, l'instruction

¹⁸ Mais il existe des disparités selon le milieu. En effet, si 77,7% des femmes urbaines sont assistées pendant leur accouchement, seules 11% des femmes rurales sont concernées par un accouchement assisté (tableau A1 en annexe).

secondaire des mères est associée à une diminution du décès infantile et infanto-juvénile. Ce résultat est à relier aux *programmes d'éducation familiale* dispensés aux filles au cycle d'enseignement secondaire. Ainsi, compte tenu des effets positifs de ces programmes sur les chances de survie des enfants, il peut s'avérer utile de les initier dès le cycle primaire, de façon à ce qu'ils concernent la grande majorité des filles avant leur sortie du système éducatif – 73,5% des femmes de l'échantillon ont le niveau primaire, mais seulement 11% des femmes de l'enquête atteignent le secondaire. Nous concluons que l'instruction des filles est l'une des voies les plus prometteuses pour le développement de la santé des enfants.

Ensuite, l'étude montre une association entre la mortalité des enfants et le niveau de vie des nigériens. En effet, les régions et les zones rurales les plus pauvres sont celles qui ont également une incidence de la mortalité infantile et infanto-juvénile plus forte. À cet égard, les politiques de lutte contre la pauvreté peuvent intégrer des volets sanitaires qui visent prioritairement la réduction des disparités géographiques en termes d'accès aux *inputs* de santé. Une intervention plus ciblée et un plus grand accès aux services de santé peuvent contribuer à la réduction des taux de décès des enfants au Niger. En soutien aux politiques de développement sanitaire, il peut être également opportun de vulgariser les comportements liés à l'hygiène alimentaire et de favoriser une plus grande autonomie des femmes dans le développement des enfants. Dans cette étude, la variable liée à l'ethnie montre un net avantage pour les femmes *Toubous* quant aux chances de survie de leurs enfants. Ceci est probablement dû à leurs mœurs beaucoup plus favorables à une implication du genre féminin dans la gestion familiale et à une éducation sexuelle administrée aux jeunes filles avant leur mariage¹⁹.

En associant ainsi des politiques qui prennent davantage en compte l'amélioration du bien-être des femmes et des enfants, et leur accès aux services de santé, il serait possible à la fois de réduire le niveau de mortalité des enfants au Niger, mais aussi, *in fine*, le niveau de fécondité, qui est une variable d'ajustement face aux risques de décès de l'enfant. Dans cette perspective, il est important de poursuivre et renforcer la politique de gratuité des soins pour les enfants de moins de 5 ans, mise en place par les autorités nationales seulement en 2006. En complément à cela, et en raison de l'effet positif de l'assistance médicale pendant l'accouchement sur la mortalité des enfants, il est également nécessaire de mener une politique d'extension des centres de maternité rurale pour permettre les accouchements en milieu sanitaire.

¹⁹ En outre, la femme Toubou jouit d'une liberté et d'une autonomie auxquelles elle attache une importance particulière (Baroin, 2001). Ce statut leur permet de prendre part activement aux décisions familiales, et même d'en être les actrices.

Références bibliographiques

- Akoto E.M., (1992), Mortalité et morbidité des enfants, in Akoto E., Gulngnldo J.G., et Tabutin D., Ceds, *L'état et le devenir de la population du Bénin*, Porto-Novo, CNPMS, pp. 155-198.
- Akoto E.M., (1993), *Déterminants socioculturels de la mortalité des enfants en Afrique Noire, Hypothèses et recherche d'explication*, Louvain la Neuve, Académia.
- Akoto E. M., (1994), « Évolution et déterminants de la mortalité en Afrique », in *Maîtrise de la croissance démographique et développement en Afrique*, Koffi N'Guessan et al., (dir.), Séminaire international, ENSEA-ORSTOM, 26-29 novembre 1991, Abidjan, éditions ORSTOM, 1994, Paris, pp. 49-69.
- Akoto E.M., Tabutin D., (1989), « Les inégalités socioéconomiques et culturelles devant la mort », in pison G., Van de Walle E. et Sala-Diakanda (eds.) *Mortalité et Société en Afrique*, Paris, INED, Travaux et Documents, Cahier n° 124, pp. 35-63.
- Banerjee A., Deaton A., Duflo E., (2004), « Wealth, Health and Health Services in Rural Rajasthan », *American Economic Review* 94 (2), 326–330.
- Banque mondiale, (2011), *Rapport annuel. Bilan de l'exercice*, Washington, Banque mondiale.
- Banque mondiale, (2012), *Niger at a glance*, Washington, Banque mondiale.
- Barbieri M., (1991), *Les déterminants de la mortalité des enfants dans le Tiers-monde*, les dossiers du CEPED n°18, Centre Français sur la Population et le Développement, Paris, Octobre, 40 p.
- Barbieri M., Catteau, C., (2003), « L'évolution de la mortalité infantile à la réunion depuis cinquante ans », *Population* 58 (2), 229-251.
- Baroin C., (2001), « La contestation chez les Toubou du Sahara occidental », *Etudes rurales* (157-158), 159-171.
- Beaulière, A., Flori, Y-A., (2008), « Pauvreté des conditions de vie et mortalité infanto-juvénile en Haïti », *Sciences Sociales et Santé* 26 (2), 39-70.
- Benfo K., Schultz T.P., (1996), « Fertility and child mortality in Côte d'Ivoire and Ghana », *The World Bank Economic Review* 10 (1), 123-158.
- Berthelemy J.-C., Seban J., (2009), « Dépenses de santé et équité dans l'accès aux services de santé dans les pays en développement », *Revue d'économie du développement* 23 (1), 33-71.
- Blacker, J.C., (1991), « Infant and child mortality: development, environment and custom », in Feachem R.G. and D.T. Jamison (eds), *Disease and mortality in Sub-Saharan Africa*, Oxford, Oxford University Press (World Bank), pp. 75-86.
- Bocco, A.G., Bignami, S., (2008), « Religions et survie des enfants de 0-5 ans en Afrique au Sud du Sahara », in *Démographie et culture (Acte du colloque de Québec de 2008)*, Association Internationale des Démographes de Langue Française, pp. 1119-1137.

- Bongaarts J., (1983), « The proximate determinants of natural marital fertility ». R. Bulatao et R. Lee (Eds.), *Determinants of Fertility in Developing Countries*. Volume I. Academic Press, New York, pp. 103-138.
- Bongaarts, J., (1978), « A framework for analyzing the proximate determinants of fertility ». *Population and Development Review* 4 (1), 105-132.
- Brockerhoff M., Hewett, P., (2000), « Inégalités de la mortalité de l'enfant chez des groupes ethniques de l'Afrique subsaharienne », *Bulletin de l'Organisation mondiale de la Santé : la revue internationale de santé publique : recueil d'articles*, Vol. 3, pp. 29-40.
- Caldwell J., (1979), « Education as a factor in mortality decline », *Population Studies* 33 (3), 395-413.
- Caldwell J., (1986), « Routes to low mortality in poor countries », *Population and Development Review* 12 (2), 171-220.
- Caldwell J., (1990), « Cultural and Social Factors Influencing Mortality Levels in Developing Countries », *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 510, pp. 44-59.
- Cantrelle P., Diop L., Garenne M., Guèye M., Sadio A., (1986), « The profile of mortality and its determinants in Senegal: 1966-1980 », in Nations Unies (ed), *Determinants of mortality change and differentials in developing countries*, Population Studies, n°94, pp. 86-116.
- Cantrelle P., Locoh T., (1990), « Facteurs culturels et sociaux de la santé en Afrique de l'Ouest », *Les Dossiers du CEPED* n°10, CEPED, Paris.
- Davis K., Blake J., (1956), « Social structure and fertility: An analytical framework », *Economic Development and Cultural Change* 4, 211-235.
- Deininger K., Mpuga P., (2004), « Economic and Welfare Effects of the Abolition of Health User Fees: Evidence from Uganda », *Working Paper* n° 3276, Washington, Banque mondiale.
- Farah A., Preston S., (1982), « Child mortality differentials in Sudan », In *Demographic transition in metropolitan Sudan*, Australian National University Press, Canberra.
- Ferry B. (éd.) (2007), *L'Afrique face aux défis démographiques. Un avenir incertain*, Paris, AFD-CEPED-Karthala.
- Filmer D., Pritchett L.H., (2001), « Estimating wealth effects without expenditure data or tears: an application to educational enrollments in states of India ». *Demography* 38 (1), 115-132.
- Gwatkin D. R., Rustein S., Johnson K., Oande R., Wagstaff A., (2000), *Socio-economic differences in health, nutrition, and population in Comoros*, Washington, mimeo, Banque mondiale.
- Gyimah S.O., (2006), « Cultural Background and Infant Survival in Ghana », *Ethnicity and Health* 11, 101-120.
- Hamadou Daouda, Y. (2010), *Dynamiques de pauvreté, inégalité et croissance économique en Afrique subsaharienne : une investigation appliquée au cas du Niger*. Thèse de Doctorat ès Sciences Economiques, soutenue le 19 novembre 2010. Pessac, Université Montesquieu-Bordeaux IV.

- Hammerslough C., (1990), « Une enquête sur la mortalité infantile et juvénile au Siné Saloun (Sénégal). Le poids des facteurs d'environnement », *Population* 45 (3), 652-656.
- Hobcraft J.P., (1985), « The interplay of health and society: towards new surveys of mortality determinants », In J. Casterline ed., *The collection and analysis of community data*, World Fertility Survey, International Statistical Institute, Voorburg, The Netherlands, pp. 147-155.
- Institut national de la statistique, (2007), Enquête Démographique et de Santé, et à Indicateur Multiple 2006, *Ministère de l'Economie et des Finances*, République du Niger.
- La Rosa E., Dubois G., Tonnellier F., (2007), « La responsabilité sociale en santé et la situation sanitaire dans le monde. À propos des nouveaux indicateurs sanitaires et sociaux », *Santé Publique* 19 (3), 217-227.
- Lachaud, J.-P., (2002), « Modélisation des déterminants de la mortalité des enfants et pauvreté au Comores », in *Pauvreté monétaire et privations des capacités en Afrique. Contribution à l'analyse des interactions*, Pessac, Centre d'économie du développement.
- Lachaud, J.-P., (2004), « Modelling determinants of child mortality and poverty in the Comoros », *Health & Place* 10, 13-42.
- Mackinnon, J., (1995) « Health as an informational good: The determinants of child nutrition and mortality during political and economic recovery in Uganda », *Working Paper*, n°9, Oxford, Centre for the Studies of African Economics.
- Massamba J., Massamba J.P., Trèche S., (1998), « Attitudes, croyances, perception culturelles et facteurs socio-économiques de nature à détériorer le statut nutritionnel du nourrisson et de l'enfant d'âge préscolaire », in *Conférence internationale sur la nutrition du nourrisson et de l'enfant d'âge préscolaire*, Ibadan, Nigeria, 16-21 novembre.
- Meegama S.A., (1980), « Socio-economic determinants of infant and child mortality in Sri Lanka : An analysis of post-war experience », *WFS Scientific Report*, n°8.
- Mellington, N., Cameron, L., (1999), *Female education and child mortality in Indonesia*, Melbourne, Research paper 693, The University of Melbourne, Department of economics.
- Morley, D., (1973), *Pediatric priorities in the developing world*, Butterworth, London.
- Mosley W.H., (1984), « Child survival: research and policy », *Population and Development Review* 10, 3-24.
- Mosley W.H., Chen L.C., (1984), « An analytical framework for the study of child survival in developing countries », *Population and Development Review* 10, 25-49.
- OMS (2009), Niger : Stratégies de coopération, un aperçu, <http://www.who.in/countries/ner/fr>.

- Pace, R., Mastrorocco, N. (2002), « Déterminants de la mortalité infantile à travers quelques parcours causaux », pp. 779-789, in *Enfants d'aujourd'hui : diversité des contextes, pluralité des parcours*, Colloque international de Dakar, Association Internationales des Démographes de Langue Française, 10-13 décembre, numéro 11, tome 2, 1083 pages.
- Pison G. (2010), « Le recul de la mortalité des enfants dans le monde : de grandes inégalités entre pays », *Population & Société*, n°463, janvier.
- PUND, (2011), *Rapport sur le développement humain 2011. Durabilité et Equité : un meilleur avenir pour tous*, PNUD, New York.
- Rajkumar A. S., Swaroop V., (2008), « Public Spending and Outcomes: Does Governance Matter? », *Journal of Development Economics* 86, 96-111.
- Sen A, (1998), « Mortality as an indicator of success or failure », *Economic Journal* 108, 1-25.
- Sen, A.K., (1992), *Inequality Re-examined*, Oxford: Clarendon Press, trad fr. de Sophie Marnat, *Ethique et Economie*, Paris: Presses Universitaires de France, 1993, 364 p.
- Tabutin D. (1986), « Les transitions de mortalité dans le Tiers monde : quelques problèmes et aspects explicatifs », in *Les changements ou les transitions démographique dans le monde contemporain en développement*, Paris : ORSTOM, pp. 83-123.
- Tabutin D., Schoumaker, B., (2004), « La démographie de l'Afrique au sud du Sahara des années 1950 aux années 2000. Synthèse des changements et bilan statistique », *Population* (3-4), 519-620.
- Trussell J., Hammerslough C., (1983), « A hazard-model analysis of the covariates of infant and child mortality in Sri-Lanka », *Demography* 20, 1-26.
- Wagstaff A., (2002), « Poverty and Health », *Bulletin of the World Health Organization* 80 (2), 97-105.
- Wagstaff, A., Claeson, M., (2004), *The Millennium Development Goals for Health: Rising to the Challenges*, Washington, Banque Mondiale.

Annexes

Tableau A1 – Statistiques descriptives

Paramètres	Rural		Urbain		Ensemble	
	moyen	Ecart-type	moyen	Ecart-type	Moyen	Ecart-type
Taux mort. < 1an	0,142	0,218	0,083	0,171	0,125	0,208
Taux mort. < 5 ans	0,215	0,222	0,127	0,199	0,189	0,470
Variables individuelles						
<i>Instruction de la mère</i>						
Primaire	0,288	1,132	1,784	2,564	0,735	1,825
Secondaire	0,016	0,228	0,574	1,709	0,183	0,987
<i>Age des femmes⁴</i>						
25-29 ans	0,245	0,430	0,209	0,407	0,234	0,424
30-34 ans	0,215	0,411	0,195	0,396	0,204	0,406
35-39 ans	0,186	0,389	0,211	0,408	0,194	0,395
40-44 ans	0,140	0,347	0,171	0,377	0,149	0,357
45-49 ans	0,108	0,310	0,132	0,338	0,115	0,319
<i>Instruction du mari³</i>						
Primaire	0,399	1,374	1,851	2,679	0,833	1,977
Secondaire	0,075	0,612	1,183	2,791	0,406	1,687
Variables du ménage						
<i>Présence du mari⁵</i>	0,788	0,408	0,803	0,398	0,792	0,405
<i>Femme chef de ménage⁵</i>	0,130	0,336	0,082	0,275	0,116	0,320
<i>Niveau de vie du ménage⁶</i>						
Moyens	0,371	0,483	0,067	0,249	0,280	0,449
Pauvres	0,407	0,491	0,013	0,115	0,289	0,453
Variables communautaires						
<i>Variables reconstituées Enfants</i>						
Fièvre en%	30,248	18,066	25,104	13,167	28,71	16,91
Toux en%	30,087	20,711	29,316	17,186	29,85	16,92
Diarrhée en%	23,169	13,477	19,326	10,308	22,02	12,73
Vaccination en%	16,927	16,792	64,927	21,090	31,27	28,52
<i>Variables reconstituées Femmes</i>						
IMC	20,952	1,166	23,624	1,889	17,22	13,57
Accouch. Ass en%	11,018	14,157	77,853	19,638	30,98	34,52

Source : à partir des bases de données de l'EDS 2006.

Tableau A2 – Coefficients de régression des estimations Tobit des déterminants de la mortalité des enfants selon le niveau de vie, unité d'analyse = femmes, Niger 2006

Paramètres	Taux de mortalité infantile			Taux de mortalité infanto-juvénile		
	β	t^2	Eff. marg	B	t^2	Eff. marg
Constante	-0,749	-22,625	-0,285	-0,466	-20,743	-0,287
<i>Niveau de vie</i>						
Moyens	0,102	5,579	0,038	0,077	7,758	0,047
Pauvres	0,070	3,786	0,026	0,075	7,548	0,046
Hétéroscédasticité multiplicative	0,337	20,687	0,128	0,316	29,668	0,110
Log de vraisemblance	-3349,778			-2326,935		
χ^2 (sig)	539,43 (0,000)			632,25 (0,000)		
N			5706			5706

Source : à partir des bases de données de l'EDS 2006.

Figure A1 – Niveau de vie des ménages en termes de biens durables et de logement : analyse en composante principale – Niger 2006

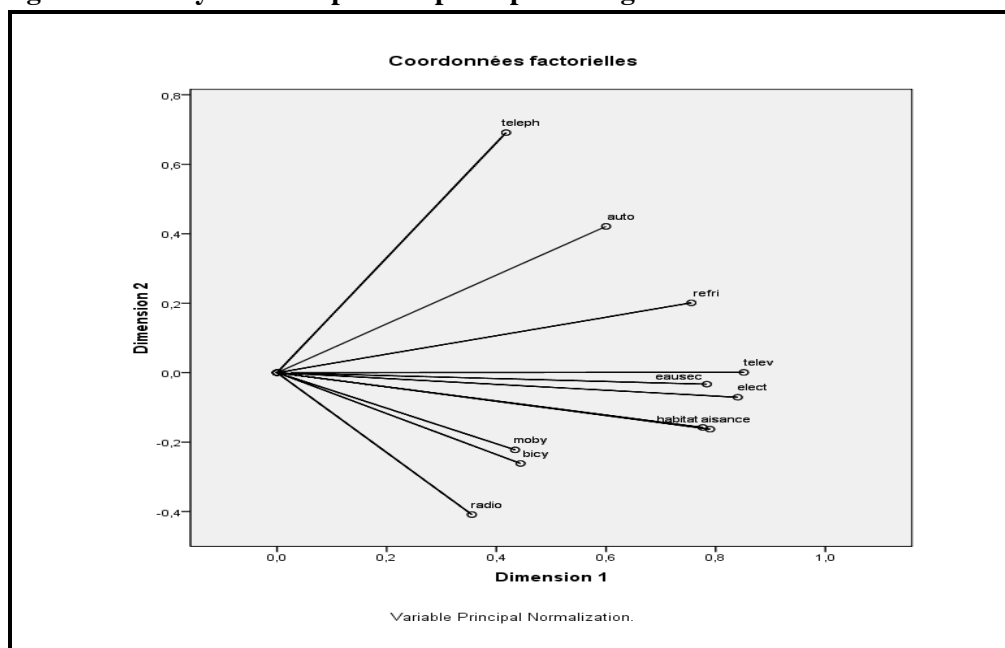


Figure A2 – Carte du Niger, avec indication des chefs-lieux de régions (gros points noirs) et des villes secondaires (petits points noirs)

