



## DETERMINANTS ET SOURCES DE LA BAISSÉ DE LA MORTALITÉ INFANTILE AU BURKINA FASO

### FACTORS OF INFANT MORTALITY DECLINE IN BURKINA FASO

<sup>1</sup>SIRI Alain et <sup>2</sup>SANOGO Souleymane.

<sup>1</sup>Chercheur, Institut National des Sciences de Société,  
alain.siri@inss.gov.bf et sirialain@gmail.com

<sup>2</sup>Assistant de recherche, ISSP/Université Joseph Ki-Zerbo,  
Doctorant en démographie, IDESO/Université de Genève,  
ssanogo@issp.bf, Souleymane.Sanogo@etu.unige.ch

SIRI Alain et SANOGO Souleymane, Déterminants et sources de la baisse de la mortalité infantile au Burkina Faso, *Revue Espace, Territoires, Sociétés et Santé* 3 (6), 167-190, [En ligne] 2020, mis en ligne le 31 Décembre 2020, consulté le 2021-01-11 07:41:18, URL: <https://retssa-ci.com/index.php?page=detail&k=124>

#### Résumé

Le Burkina Faso a connu une baisse sensible de la mortalité infantile dont le taux est passé de 81‰ à 65‰ entre 2003 et de 2010. Cet article vise à identifier les facteurs et les sources de la baisse de la mortalité infantile. Il a utilisé les données des enquêtes démographiques et de santé de 2003 et 2010 relatives à la survie des enfants de moins d'un an. L'analyse statistique de la baisse de la mortalité a eu recours à la méthode de décomposition multivariée.

La baisse de la mortalité infantile au Burkina Faso résulte de sa baisse significative enregistrée en milieu rural. L'étude a révélé que la gémellité et l'intervalle génésique inférieur à 24 mois pour

les enfants de rang élevé étaient positivement associés à la mortalité en 2003 et 2010. Mais l'écart entre le niveau d'éducation du mari et de son épouse était négativement associé au risque de mortalité infantile. Les résultats de la méthode de décomposition ont montré l'importance de l'effet de performance du système de santé qui a porté la baisse de la mortalité tandis que l'effet de composition sociale a eu à la pousser à la hausse en milieu rural.

Les résultats de notre étude suggèrent la poursuite et la consolidation des programmes de promotion de la santé maternelle et infantile qu'il faudra compléter avec le développement de programmes sociaux spécifiques aux caractéristiques des ménages et aux naissances multiples.

**Mots clés** : Mortalité infantile, déterminants, décomposition, effet de composition, effet de performance, Burkina-Faso

#### Abstract

Infant mortality significantly decreased in Burkina Faso from 81‰ to 65‰ between 2003 and 2010. This study aim to access the factors of infant mortality decline. Demographic and Health Survey dataset, realized in 2003 and 2010, on children under one were used with

multivariate decomposition method. The decline in infant mortality in Burkina Faso is the result of the significant decrease observed in rural areas. The study found that twinning and birth interval below 24 months for high-ranking children were positively associated with mortality in 2003 and 2010. But the gap between the education level of the husband and his wife was negatively associated with the risk of infant mortality. The results of the decomposition method showed the importance of the health system performance effect in lowering mortality, while the social composition effect increased mortality in rural areas.

The results of our study suggest the continuation and consolidation of maternal and child health promotion programs, which should be complemented with the development of social programs specific to household characteristics.

**Keywords:** Infant Mortality, factors, decomposition, endowments portion, social change portion, Burkina-Faso

---

## INTRODUCTION

---

Selon les données des Enquêtes Démographiques et de Santé réalisées au Burkina Faso, le taux de mortalité infantile est passé de 81‰ en 2003 à 65‰ en 2010 (INSD et ICF International, 2012, p. 199). Les raisons évoquées dans les rapports nationaux ou venant des institutions multilatérales pour expliquer la baisse de cette mortalité de 16 points, en sept ans, se rapportent à la portée des mesures et actions sanitaires de lutte contre la mortalité infantile (Ministère de la Santé, 2013b, p. 2 ; Ministère de l'Economie et des Finances, 2010, p.5). Cependant, si ces progrès en santé expliquent la baisse constatée de la mortalité infantile, d'autres facteurs au niveau micro peuvent avoir joué un rôle important.

Les cadres conceptuels d'analyse des facteurs explicatifs de l'évolution de la mortalité infantile se rejoignent et s'accordent à indiquer que la composition de la population constitue également un déterminant de cette mortalité (W.

H. Mosley et L. C. Chen, 1984, p. 29), N. Sastry (1997, p. 992) et M. Garenne et P. Vimard (1984, p. 307).

Dans les pays en voie de développement comme le Burkina Faso, il existe une abondante littérature empirique sur les facteurs de mortalité infantile. Parmi les articles portant sur les facteurs de la mortalité dans l'enfance, nombreux sont ceux qui se sont basés sur le cadre analytique de mortalité W. H. Mosley et L. C. Chen (1984, p. 27-29) revue par N. Sastry (1997, p. 992). En effet, l'étude de N. Sastry (1996, p. 222) sur la mortalité des enfants au Brésil conduisit l'auteur à identifier les caractéristiques comme les conditions de vie des ménages et l'insuffisance des infrastructures communautaires comme étant les causes indirectes de la mortalité des enfants. Toujours au Brésil, l'étude menée entre 1994 et 2004 par R. R. Zanini, A. B. De Moraes, E. R.J. Giugliani et J. Riboldi (2009, p. 1035) au moyen des données collectées dans l'Etat de Rio Grande do Sul, a révélé que la mortalité infantile y était affectée par les facteurs individuels à l'image de l'insuffisance pondérale à la naissance, communautaires tels que la faible densité de peuplement et le faible recours à la césarienne. En plus, S. Subramanian et al. (2006, p. 823-824) parviennent au résultat selon lequel ce sont surtout les facteurs socio-économiques qui expliquent le plus la mortalité en Inde. L'étude de E. Frankenberg (1995, p. 157-158) parvient au même résultat selon lequel les facteurs socioéconomiques tels que le nombre de médecins, de maternités ou encore la distance d'avec les centres de soins constituent d'importants facteurs de la mortalité des enfants en Indonésie.

En Afrique sub-saharienne, de nombreuses études sur les facteurs de mortalité ont également été conduites. L'étude de D. W. R. Omariba, R. Beaujot et F. Rajulton (2007, p. 312, 315) au Kenya a abouti au fait que la mortalité infantile était nettement plus déterminée par les facteurs biodémographiques que par les facteurs socio-économiques ; ceux-ci expliquaient davantage la mortalité juvénile. De même, les effets de ces

facteurs biodémographiques sont soulignés par O. K. Ezeh, K. E. Agho, M. J. Dibley, J. Hall et A. N. Page (2014, p. 5), dans la détermination de la mortalité néonatale au Nigeria. L'étude de R. Sear, R. Mace et I. A. McGregor (2000, p. 1646) de la mortalité infantile en zone rurale de Gambie a mis en exergue l'importance pour la survie de l'enfant, des caractéristiques familiales. Une étude de E. Smith-Greenaway et J. Trinitapoli (2014, p. 357-358) indique que l'appartenance de l'enfant à un ménage polygamique accroît son risque de mortalité qui augmente avec la prédominance de la pratique de la polygamie dans les pays de l'Afrique Sub-saharienne. Au contraire, celle de S. Argeseanu (2004, p. 24-25) établit que particulièrement en milieu rural Sud-Africain, la polygamie assure une chance élevée de survie à l'enfant. Dans le même sens, l'étude de A. M. Adams, S. Madhavanb et D. Simon (2002, p. 172) a mis en évidence, l'importance du réseau social pour la survie de l'enfant dans certaines communautés ethniques du Mali.

Enfin, au Burkina Faso, l'analyse des déterminants de la mortalité néo-natale et infantile en milieu rural de H. Becher et al. (2004, p. 266-270) a relevé parmi les principaux facteurs de risque, le décès de la mère et la gémellité. L'âge de la mère à la naissance de l'enfant, l'intervalle de naissance de même que les facteurs communautaires et climatiques tels le village, le groupe ethnique et la distance d'avec la formation sanitaire la plus proche font partie des facteurs de risque de mortalité néo-natale et infantile. L'étude de A. H. Diallo et al. (2012, p. 8) de la mortalité néo-natale en milieu rural Burkinabè a aussi identifié la gémellité et les facteurs tels que la polygamie, la faiblesse de l'état nutritionnel de l'enfant ainsi que l'expérience de la mère dans la perte d'un enfant comme étant les principaux risques de survenue du décès des nourrissons.

Si ces études empiriques ont apporté un éclairage sur les déterminants de la mortalité infantile, les connaissances sur leurs contributions à l'évolution de celle-ci dans le temps restent peu développées. Quels sont les facteurs de la mortalité infantile au Burkina Faso en 2003 et

2010 ? Sa baisse sur cette période est-elle liée à l'effet de comportement ou à l'effet de composition ? Une approche innovante dans la présente étude a utilisé des données individuelles en s'appuyant sur les cadres conceptuels ci-dessus cités de la mortalité infantile. Cette approche fournit des connaissances nouvelles au niveau micro du recul de la mortalité dans l'enfance au Burkina Faso entre 2003 et 2010.

L'objectif global de l'étude est d'identifier les facteurs de la baisse de la mortalité observée des enfants au Burkina Faso entre 2003 et 2010. De façon spécifique, il s'agira de : (i) déterminer la proportion de la baisse de la mortalité des enfants due au changement dans la composition sociale (effet de composition) et (ii) déterminer la proportion de la baisse de la mortalité due au changement des risques de mortalité dans toutes les catégories socio-économiques (effet de performance ou de comportement).

---

## 1. METHODOLOGIE

---

### 1.1. Présentation du Burkina Faso

Le Burkina Faso est un pays enclavé situé dans la boucle du Niger. Il s'étend sur 272 967 km<sup>2</sup> et est limité au nord et à l'ouest par le Mali, au nord-est par le Niger, au sud-est par le Bénin et au sud par le Togo, le Ghana et la Côte d'Ivoire. Le Burkina Faso est un pays à vocation agricole et à faible revenu. Sa population était de 14 017 262 habitants en 2006 avec 52 % de femmes et 17,5% âgée de moins de cinq ans (INSD, 2006, p. 75). Une part importante de ses habitants vit dans la pauvreté qui a connu une évolution différente selon le milieu de résidence entre 2003 et 2009. En effet, les enquêtes sur les conditions de vie des ménages burkinabè de 2003 et 2009 ont révélé, que le pourcentage des pauvres connaît une hausse en milieu urbain (21,7% à 25,2%), mais une baisse relative en milieu rural (54,6% à 52,8%) (INSD, 2011, p. 39). Cependant, la fécondité demeure toujours élevée dans un contexte de forte mortalité malgré ses tendances à la baisse. L'Indice Synthétique de Fécondité

reste quasi stable passant de 6,2 à 6,0 enfants par femmes (INSD et ICF International, 2012, p. 55). En matière de politique sanitaire, le Burkina Faso a lancé plusieurs initiatives de lutte contre les causes immédiates de la mortalité infantile tout en renforçant celles en vigueur depuis le début des années 2000. Fait partie de ces initiatives, la poursuite et le renforcement du Programme Elargi de Vaccination (PEV) initialement lancé au Burkina Faso en juin 1980 (Ministère de la Santé, 2013a, p. 2). En 2005, le plan de Prise en

Charge Intégrée de la Maladie de l'Enfant (PCIME) a été engagé (Ministère de la Santé, 2006, p. 17). Ces interventions consistent d'une part à lutter contre les maladies fréquentes des enfants que sont la tuberculose, la poliomyélite, la rougeole, la fièvre jaune, le tétanos, la diphtérie et la coqueluche, l'*Haemophilus influenzae* B et l'Hépatite B. D'autre part, elles visent l'amélioration de la prise en charge des maladies courantes de l'enfant, pneumonie, diarrhée, paludisme, et malnutrition.

**Carte n°1 : Localisation du Burkina Faso**



Source : INSD et ICF International (2012, p. xxiv)

## 1.2. Données utilisées

L'étude a utilisé les données des EDS (Enquêtes Démographiques et de Santé) 2003 et 2010 (la dernière) du Burkina Faso réalisées. La méthodologie d'échantillonnage de toutes les EDS suit un modèle standard. L'échantillon est représentatif du découpage administratif au niveau régional basé sur un sondage par grappes

stratifiées à deux degrés. Alors les indicateurs de ces enquêtes peuvent faire l'objet de comparaison dans le temps même si la taille l'échantillon a varié d'une enquête à l'autre. Dans chaque EDS, après avoir choisi les grappes de façon aléatoire, les ménages sont sélectionnés dans chaque grappe. Les femmes âgées de 15-49 ans des ménages tirés sont interviewées pour le questionnaire femmes. Il est collecté auprès de celle-ci des informations détaillées sur chacune

des naissances vivantes qu'elles ont obtenues. Le taux de réponses de chacun des deux EDS 2003 et 2010 est supérieur à 90%. La population étudiée est composée des enfants de moins d'un an révolu, vivants ou non, nés au cours des cinq dernières années précédant les deux enquêtes. Ainsi, les naissances vivantes incluses dans cette étude sont 6453 (dont 505 décès) entre 1998 et 2002 pour l'EDS 2003 et 9139 (dont 608 décès) entre et 2005-2009 pour celle 2010.

### 1.3. Cadre théorique de l'étude

Sur le plan conceptuel, cette étude combine deux cadres théoriques de l'analyse de la mortalité des enfants dans les pays en développement. Il s'agit du cadre analytique de la mortalité de W. H. Mosley et L. C. Chen (1984, p. 29), étendu par N. Sastry (1997, p. 992) et le schéma d'analyse proposé par M. Garenne et P. Vimard (1984, p. 307). Le premier de ces cadres analytiques repose sur l'idée selon laquelle les facteurs socioéconomiques, culturels et politiques de mortalité agissent à travers les facteurs biologiques pour influencer la survie. Sur cette base, ce cadre analytique regroupe les déterminants de la mortalité en trois grands groupes. Le premier groupe concerne les facteurs individuels ou génétiques. Le second groupe renferme les variables liées au ménage et le troisième groupe de facteurs concerne les facteurs communautaires.

Le cadre analytique proposé par M. Garenne et P. Vimard (1984, p. 306-309) fait dépendre quant à lui, la cause clinique de la mortalité dans l'enfance de plusieurs variables intermédiaires à savoir, le capital santé, l'exposition aux maladies, le comportement en matière de santé, la nutrition et l'immunité. Ce cadre analytique fait ensuite dépendre, les variables intermédiaires des variables indépendantes, à savoir, le climat, la saison, le milieu de résidence, le revenu du ménage et l'accès aux soins, l'instruction parentale, la qualité de l'habitat, le sexe et l'âge ainsi que les coutumes, les politiques de santé et l'efficacité du système de

santé. Enfin, il fait dépendre, les variables indépendantes des variables discriminantes qui permettent de catégoriser les pays et régions du monde ; le niveau de développement économique, le régime de politique de santé.

La revue empirique des études sur les déterminants de la mortalité infantile en Afrique au Sud du Sahara réalisées en coupe transversale, montre que les facteurs de risque de cette mortalité sont multiples et s'associent en réalité pour expliquer les taux de décès des nourrissons. Ces études accréditent la pertinence du cadre analytique de mortalité de W. H. Mosley et L. C. Chen (1984, p. 27-29), revu par N. Sastry (1997, p. 992) qui se recoupe avec celui M. Garenne et P. Vimard (1984, p. 306-309) dans l'analyse les facteurs de risque de mortalité.

### 1.4. Variables

La variable dépendante dans cet article est la survie de l'enfant de moins d'un an révolu né au cours des cinq dernières années précédant les deux enquêtes.

Les prédicateurs potentiels de la mortalité infantile retenus comprennent des caractéristiques du ménage, de l'enfant, des parents, l'accès aux soins de santé. Font partie des caractéristiques du ménage, le milieu de résidence, le niveau de revenu du ménage et les accès à l'eau potable et aux toilettes hygiéniques. L'accès à l'eau potable, aux toilettes hygiéniques ou résider en milieu urbain sont présumés être associés à de faibles risques de mortalité infantile. Concernant, la taille du ménage, elle est supposée être négativement associée à la mortalité.

Parmi les variables caractéristiques de la mère et du père, ont été retenus, la classe d'âge de la mère, la co-résidence avec son conjoint, sa religion, l'utilisation de moustiquaires imprégnées d'insecticide par la mère, le niveau d'éducation du père et de la mère ainsi que l'interaction entre ces deux variables. Les

maternités précoces et tardives sont supposées être positivement associées à la mortalité infantile. Par contre, il est attendu une relation négative entre le niveau d'éducation des parentes et la mortalité des enfants. Par ailleurs, étant donné que la femme et son époux entretiennent dans leur ménage des rapports humains, cette étude de cas du Burkina Faso innove en étudiant comment se comporte le risque de mortalité dans les différentes configurations des niveaux d'éducation possibles des deux parents. A cet égard, cette étude présume que le risque de mortalité infantile est élevé dans les situations où le niveau d'éducation de la femme est plus élevé que celui de l'homme. En raison de certaines valeurs défendues par les religions autres que chrétiennes, il est attendu de la pratique de ces religions, une plus forte association avec la probabilité de mortalité infantile.

Au nombre des variables caractéristiques de l'enfant, figurent le sexe, la gémellité, l'ordre de naissance, l'intervalle inter-génésique et l'interaction entre le rang de naissance et cet intervalle. Il s'agit ici aussi d'une originalité de cet article par rapport à la littérature existante sur le sujet au Burkina Faso que d'étudier l'interaction entre rang de naissance et l'intervalle inter-génésique. Font également partie des caractéristiques de l'enfant, l'utilisation ou pas par celui-ci de la moustiquaire. Il est attendu de la non utilisation de ce moyen de protection contre les piqûres de moustiques, un risque élevé de mortalité. Pour le sexe de l'enfant, il est attendu de la masculinité, qu'elle soit associée à un risque de mortalité élevé, de même que la gémellité. En ce qui concerne le rang de naissance, il est attendu que les premiers rangs et les rangs de naissance élevés soient associés à des risques de mortalité élevés. Quant à l'interaction entre ordre de naissance et rang de naissance, il est attendu de cette variable, qu'elle mette en évidence que l'association entre rang de naissance élevé et faible intervalle de naissance accroisse le risque de mortalité infantile.

Enfin, le dernier groupe de prédicteurs retenu concerne les variables d'accès aux soins préventifs et curatifs notamment par la mère. Il s'agit notamment de l'accès de la mère aux soins prénataux, aux soins postnataux, de la vaccination de la mère au cours de la grossesse contre le tétanos, du nombre de visites prénatales. Il est attendu de l'accès de la mère aux soins prénataux qu'il soit associé à un faible risque de mortalité infantile. De même, plus grand est le nombre de consultations prénatales et moins élevé est le risque de mortalité de l'enfant. Le risque de mortalité infantile est de même plus faible à mesure que le nombre de vaccins antitétaniques pris est élevé. Ce dernier groupe de variables sont le résultat de la demande de soins satisfaite par l'offre. Elles sont utilisées pour contrôler les effets potentiels des caractéristiques de la mère et du ménage afin de mieux saisir l'effet de comportement ou de performance. Bien que ces informations sur les soins obstétricaux ne soient collectées que pour la dernière naissance vivante, ce sous-échantillon est représentatif des naissances vivantes au cours des cinq années précédant l'enquête.

### 1.5. Analyses statistiques

Le point de départ de l'analyse a consisté en l'estimation des proportions des décès infantiles et selon les prédicteurs identifiés à l'issue de la revue de littérature menée et ce, pour les deux années de l'étude (2003 et 2010). Afin d'identifier les prédicteurs de la mortalité infantile les plus pertinents de ceux ayant découlé de la revue de littérature, les tests de significativité de la différence entre les proportions de décès à l'intérieur de chaque prédicteur entre 2010 et 2003 ont d'abord été réalisés. A cette étape, seuls les prédicteurs pour lesquels la différence des proportions de décès entre les deux dates a été trouvée significative, ont été retenus. Ensuite, ils ont été utilisés comme variables explicatives dans une série de régressions logistiques. Trois modèles de régressions logistiques ont été estimés. Le modèle M1 utilise les prédicteurs concernant les

caractéristiques du ménage, de la mère et de l'enfant. Le modèle M2 utilise les mêmes variables du ménage, de la mère et de l'enfant mais sur les échantillons des dernières naissances des femmes. Le modèle M3 est une extension du modèle M2 en incluant les variables d'accès aux soins préventifs dans la régression. L'objectif de cette stratégie est de contrôler la stabilité des effets des variables du ménage de la mère et de l'enfant. La régression logistique ajustée a servi au calcul du risque relatif ajusté (RRA) associé à chaque prédicteur et à l'estimation de la significativité de ce risque.

Les facteurs de risque de mortalité infantile étant ainsi identifiés, les analyses économétriques ont été poursuivies pour quantifier les contributions

des effets de composition sociale et de performance à la baisse constatée de la mortalité infantile au Burkina Faso entre 2003 et 2010. Ceci a été fait grâce au recours à la technique de décomposition multivariée établie par D. A. Powers, H. Yoshioka et M. Yun, 2011 (2011). Les parts contributives aux effets de composition et de performance de chacun des facteurs de risque retenus dans les estimations logistiques ont ensuite été calculées. La décomposition multivariée est une technique permettant d'analyser la variation entre deux périodes ou entre deux individus, d'un phénomène mesuré par exemple par un taux. Soit la différence de mortalité infantile mesurée dans l'équation 1 ci-après :

$$Y_{2010} - Y_{2003} = F(X_{2010} \beta_{2010}) - F(X_{2003} \beta_{2003}) \quad (1)$$

$$= F(\underbrace{X_{2010} \beta_{2010}}_{\text{Effet de Composition (Dotation)}}) - F(\underbrace{X_{2003} \beta_{2010}}_{\text{Effet de Performance (Coefficients)}}) + F(\underbrace{X_{2003} \beta_{2010}}_{\text{Effet de Performance (Coefficients)}}) - F(\underbrace{X_{2003} \beta_{2003}}_{\text{Effet de Performance (Coefficients)}})$$

**Effet de Composition (Dotation)**

**Effet de Performance (Coefficients)**

La décomposition multivariée permet de répartir la baisse totale de la mortalité infantile entre deux parts : la part liée aux changements dans la composition sociale ou les dotations ( $X_{2010}$  et  $X_{2003}$  dans l'équation 1), et celle liée au changement des effets des variables ou des dotations cernées dans l'équation 1 par  $\beta_{2010}$  et  $\beta_{2003}$ .

## 2. RESULTATS

### 2.1. Les tendances de la mortalité infantile et sa distribution à l'intérieur des prédicteurs

Le tableau n°1 donne à la fois le nombre d'enfants de moins d'un an nés au cours des cinq années précédant l'enquête et les estimations pondérées de la proportion de décès infantile enregistrée en 2003 et 2010. Concernant les caractéristiques du ménage, quelle que soit l'année, la mortalité est plus élevée en milieu

rural qu'en milieu urbain. De même, elle est plus élevée dans les ménages pauvres que dans les ménages riches, dans les ménages de petite taille que dans ceux de grande taille. Elle est également plus élevée dans les ménages vivant sans accès aux toilettes hygiéniques que dans les autres. En ce qui concerne la baisse de la mortalité entre les deux dates, elle est significative au risque d'erreur statistique de 5% pour le milieu rural, pour les ménages fortunés, pour les ménages de petite taille et pour ceux disposant de toilettes hygiéniques.

Concernant les caractéristiques des parents des enfants, quelle que soit l'année considérée, la mortalité est plus élevée chez les mères jeunes que chez les mères des autres classes d'âge. Il en est de même du fait pour la mère de vivre avec son conjoint. La baisse de la mortalité à l'intérieur de ce prédicteur entre 2003 et 2010 n'est pas significative au seuil statistique cité par contre, elle l'est pour l'appartenance de la mère à la classe d'âge (20-29 ans). En ce qui concerne le niveau d'instruction de la mère, la baisse de la mortalité n'est significative que pour les mères

de niveau d'instruction supérieur ou égal au niveau secondaire. En outre, la distribution des décès infantiles à l'intérieur des modalités de la variable « instruction de la mère » a évolué au cours du temps ; le niveau d'instruction secondaire et plus, est passé de modalité associée à une mortalité élevée en 2003, à la modalité associée au plus faible risque de mortalité en 2010. La même tendance est observée dans le temps entre niveau d'instruction du père et la mortalité dans l'enfance; avec ici aussi, le niveau d'instruction secondaire et plus du père, passant de la modalité à risque de mortalité la plus élevée en 2003 à la plus faible en 2010. Ici par contre, la baisse de la mortalité n'est significative que

chez les pères sans aucune instruction. En termes d'interaction entre les niveaux d'instruction des parents, il apparaît que la mortalité est élevée dans les ménages où le niveau d'instruction de la mère est supérieur à celui du père en 2003 et c'est également et uniquement dans cette catégorie de ménage que la baisse de la mortalité s'est révélée significative entre les deux dates. Les religions musulmanes et les autres religions traditionnelles se révèlent être associées à de plus forts risque de mortalité comparativement à la religion chrétienne. Toutefois, la baisse de la mortalité entre les deux années n'est significative que dans la strate des mères de confession musulmane.

**Tableau n°1 : Evolution de la mortalité infantile entre 2003 et 2010 à l'intérieur des prédicteurs – Niveau national**

Variables	EDS 2003				EDS 2010				Diff	p-value
	n	d	%	IC [95%]	n	d	%	IC [95%]		
<b>Caractéristiques du ménage</b>										
<b>Résidence</b>										
Rural	5400	437	8,28	[7,45-9,2]	7196	514	7,04	[6,41-7,73]	-1,24	*
Urbain	1053	68	6,8	[4,89-9,39]	1943	94	4,69	[3,66-6]	-2,11	
<b>Richesse</b>										
Pauvre	2476	231	9,53	[8,16-11,11]	3047	233	7,71	[6,72-8,84]	-1,82	
Moyen	1826	132	7,04	[5,78-8,55]	3046	225	7,29	[6,27-8,45]	0,25	
Riche	2151	142	7,29	[5,88-9,01]	3046	150	4,82	[3,98-5,83]	-2,47	**
<b>Taille ménage</b>										
Faible	935	117	12,67	[10,43-15,31]	1853	165	9	[7,64-10,57]	-3,67	*
Moyenne	1821	142	7,55	[6,19-9,18]	3374	201	5,88	[5,05-6,83]	-1,67	
Grande	3697	246	7,03	[6,03-8,19]	3912	242	6,22	[5,35-7,22]	-0,81	
<b>Source d'eau améliorée</b>										
Non	2855	251	9,21	[7,98-10,61]	2302	199	8,43	[7,26-9,78]	-0,78	
Oui	3595	254	7,12	[6,15-8,24]	6837	409	6	[5,39-6,68]	-1,12	
<b>Type toilette</b>										
Non	4794	394	8,28	[7,4-9,26]	6820	493	7,16	[6,48-7,9]	-1,12	
Oui	1649	109	7,46	[5,97-9,3]	2317	115	5,09	[4,13-6,26]	-2,37	*
<b>Caractéristiques de la mère et du père</b>										
<b>Age de la mère</b>										
<20 ans	1017	111	10,7	[8,72-13,07]	1395	120	8,77	[7,23-10,59]	-1,93	
20-29 ans	3135	235	7,99	[6,86-9,27]	4758	296	6,19	[5,5-6,96]	-1,8	*
30 ans et plus	2301	159	7,02	[5,76-8,55]	2986	192	6,38	[5,38-7,56]	-0,64	
<b>Vivre avec le conjoint</b>										
Non	773	62	7,93	[5,91-10,55]	918	66	7,15	[5,42-9,37]	-0,78	
Oui	5680	443	8,11	[7,27-9,03]	8221	542	6,6	[6,03-7,22]	-1,51	**
<b>Instruction de la mère</b>										

Aucun	5637	440	8,07	[7,26-8,97]	7677	536	7	[6,37-7,68]	-1,07	
Primaire	576	45	7,51	[5,49-10,18]	1017	53	5,09	[3,8-6,79]	-2,42	
Secondaire et plus	240	20	9,7	[6,3-14,66]	445	19	3,87	[2,23-6,64]	-5,83	*
<b>Instruction du père</b>										
Aucun	5712	457	8,25	[7,42-9,15]	7541	529	6,94	[6,3-7,62]	-1,31	*
Primaire	454	27	5,28	[3,41-8,09]	1034	49	5,65	[4,02-7,89]	0,37	
Secondaire	287	21	8,71	[5,21-14,21]	564	30	4,54	[3,04-6,73]	-4,17	
<b>Instruction des parents</b>										
Aucun	5236	414	8,22	[7,36-9,16]	6841	493	7,14	[6,48-7,87]	-1,08	
edufem<edumari	477	32	6,96	[4,54-10,55]	995	53	5,74	[4,23-7,75]	-1,22	
edumari<edufem	503	45	8,35	[6,18-11,17]	771	40	5,08	[3,67-7]	-3,27	*
edu même nivo	237	14	6,58	[3,56-11,84]	532	22	3,94	[2,32-6,63]	-2,64	
<b>Religion de la mère</b>										
Chrétien	1728	131	7,6	[6,11-9,42]	2500	149	6,04	[5,16-7,07]	-1,56	
Musulman	3674	294	8,26	[7,22-9,43]	5639	360	6,47	[5,74-7,28]	-1,79	**
Autre religion	1049	80	8,21	[6,33-10,6]	977	98	9,5	[7,36-12,17]	1,29	
<b>Caractéristiques de l'enfant</b>										
<b>Sexe de l'enfant</b>										
Féminin	3101	238	8,09	[7,01-9,32]	4470	281	6,28	[5,53-7,12]	-1,81	*
Masculin	3352	267	8,09	[7,12-9,17]	4669	327	7,02	[6,25-7,87]	-1,07	
<b>Naissance multiple</b>										
Non	6259	461	7,72	[6,94-8,57]	8787	514	5,88	[5,36-6,46]	-1,84	***
Oui	194	44	19,86	[13,5-28,25]	352	94	25,58	[20,47-31,45]	5,72	
<b>Intervalle de naissance</b>										
<24 mois	2011	202	10,22	[8,66-12,04]	2748	275	9,87	[8,7-11,18]	-0,35	
24-35 mois	1933	181	9,53	[8,09-11,2]	2762	191	6,95	[5,95-8,1]	-2,58	**
35 mois	2500	120	4,96	[4,03-6,1]	3618	139	3,83	[3,22-4,57]	-1,13	
<b>Ordre de naissance</b>										
1 <sup>er</sup>	1231	110	9,01	[7,15-11,3]	1754	129	7,44	[6,16-8,97]	-1,57	
2 à 4	2826	211	7,9	[6,76-9,22]	4197	236	5,76	[5,03-6,59]	-2,14	**
5 et +	2396	184	7,82	[6,59-9,27]	3188	243	7,4	[6,4-8,54]	-0,42	
<b>Ordre et intervalle</b>										
1 ère naissance	1231	110	9,01	[7,15-11,3]	1754	129	7,44	[6,16-8,97]	-1,57	
<24 mois et 2 à 4 <sup>e</sup> rang	427	42	10,29	[7,06-14,77]	539	72	12,36	[9,79-15,48]	2,07	
<24 mois et 5 <sup>e</sup> rang et plus	353	50	14,14	[10,1-19,46]	455	74	15,68	[12,25-19,86]	1,54	
24-35 mois et 2 à 4 <sup>e</sup> rang	1044	101	9,82	[7,92-12,12]	1558	89	6,05	[4,83-7,55]	-3,77	**
24-35 mois et 5 <sup>e</sup> rang et plus	889	80	9,19	[7,28-11,53]	1204	102	8,11	[6,56-9,99]	-1,08	
35 mois et 2 à 4 <sup>e</sup> rang	1346	66	5,39	[4,08-7,1]	2089	72	3,61	[2,82-4,61]	-1,78	*
35 mois et 5 <sup>e</sup> rang et plus	1154	54	4,45	[3,22-6,1]	1529	67	4,14	[3,19-5,36]	-0,31	
<b>Moustiquaire enfant</b>										
Non	5129	414	8,35	[7,45-9,34]	3720	279	7,38	[6,47-8,41]	-0,97	
Oui	1324	91	7,2	[5,76-8,96]	5419	329	6,12	[5,47-6,84]	-1,08	
<b>Accès aux soins curatifs et préventifs<sup>(N1)</sup></b>										
<b>Accès aux soins prénataux</b>										
Non	927	47	4,6	[3,32-6,32]	271	12	4,43	[2,32-8,3]	-0,17	
Oui	2641	85	3,31	[2,56-4,29]	4688	134	2,9	[2,41-3,49]	-0,41	
<b>Nombre cpn</b>										

Déterminants et sources de la baisse de la mortalité infantile au Burkina Faso

Aucune visite	927	47	4,6	[3,32-6,32]	271	12	4,43	[2,32-8,3]	-0,17	
<4 visites	1895	58	3,15	[2,31-4,28]	2920	99	3,5	[2,8-4,37]	0,35	
4 visites et plus	746	27	3,74	[2,44-5,69]	1768	35	1,89	[1,33-2,68]	-1,85	*
<b>Vaccin anti-tétanos</b>										
Aucune injection	1174	52	3,93	[2,92-5,26]	539	21	3,86	[2,41-6,15]	-0,07	
<3 injections	2073	68	3,69	[2,78-4,87]	3906	123	3,22	[2,65-3,91]	-0,47	
+3 injections	321	12	2,63	[1,31-5,21]	514	2	0,49	[0,12-1,98]	-2,14	*
<b>Lieu d'accouchement</b>										
Autre lieu	1968	75	3,47	[2,68-4,48]	1392	49	3,79	[2,73-5,22]	0,32	
Centre de santé	1600	57	3,95	[2,92-5,32]	3567	97	2,66	[2,17-3,27]	-1,29	
<b>Consultation postnatal</b>										
Non	2979	115	4	[3,23-4,94]	803	33	4,23	[2,92-6,08]	0,23	
Oui	589	17	2,08	[1,17-3,66]	4156	113	2,75	[2,24-3,38]	0,67	
<b>Moustiquaire mère</b>										
Non	2140	86	3,95	[3,07-5,07]	1433	49	3,32	[2,48-4,43]	-0,63	
Oui	1428	46	3,33	[2,38-4,63]	3526	97	2,85	[2,27-3,58]	-0,48	
<b>Total enfants nés</b>	<b>6453</b>	<b>505</b>	<b>8,08</b>	<b>[7,30-8,94]</b>	<b>9139</b>	<b>608</b>	<b>6,65</b>	<b>[6,08-7,26]</b>	<b>-1,43</b>	<b>**</b>

Sources : EDS Burkina Faso (2003 et 2010), calculs des auteurs

NOTES : n= nombre d'enfants nés ; d= nombre d'enfants décédés ; IC [95%]= intervalle de confiance au seuil de 95% ; Diff= différence de P entre les EDS 2003 et 2010 ; \* indique p-value<0,05 ; \*\* indique p-value <0,01 et \*\*\* indique p-value <0,001. (N1) concernent uniquement les derniers naissances vivantes, NEDS2003=3568 et NEDS2010=4959

Concernant les caractéristiques de l'enfant, si le sexe de l'enfant n'a pas été un facteur discriminant dans la mortalité en 2003, il l'a été en 2010, grâce à une baisse significative de la mortalité chez les enfants de sexe féminin. Le premier rang de naissance ainsi que ceux élevés (5e et plus) sont associés à des risque de mortalité plus élevé que le rang intermédiaire (2e à 4e). C'est d'ailleurs dans cette classe que le risque de mortalité infantile a significativement baissé entre 2003 et 2010. L'intervalle inter-génésique est également un prédicteur de mortalité. L'analyse de l'association entre la durée de l'intervalle de naissance précédant et la mortalité infantile révèle un risque de mortalité plus élevé pour les intervalles de moins de 24 mois comparativement aux autres durées des intervalles de naissance. En outre, à propos de l'association entre intervalle inter-génésique et mortalité infantile, la baisse de la mortalité entre 2003 et 2010 n'est significative que pour les

intervalles de naissance situés entre 24 et 35 mois. L'interaction entre intervalle de naissance et rang de naissance montre aussi que la baisse de la mortalité n'est significative que pour les rangs de naissance et les intervalles de naissance médians.

Enfin, relativement aux variables d'accès aux soins, ont été trouvées les associations négatives attendues entre le risque de mortalité, le nombre de visites prénatales et le nombre de prises du vaccin antitétanique. Pour le nombre de visites prénatales, la baisse de la mortalité n'est significative qu'à partir de la 4e visite ; pour le vaccin antitétanique, à partir de la troisième prise. Le risque de mortalité est également plus faible chez les enfants nés dans un centre de santé de même que ceux ayant bénéficié de soins post-natals. La possession de moustiquaire par la mère n'est pas facteur discriminant du risque de décès. A ce stade, les variables pour lesquelles la variation de la mortalité a été trouvées non significative, ont été exclues des étapes suivantes de l'analyse à savoir les analyses multivariées. Il s'agit de l'utilisation de moustiquaires par

l'enfant. Mais les variables de soins obstétricaux ont été maintenues pour contrôler les effets des variables (du ménage, de la mère et l'enfant) significatives dans la baisse de la mortalité. Par ailleurs, les variables, instruction (de la mère et du père), rang et intervalle de naissance, ont été exclues. Mais leurs combinaisons ont été retenues : instruction de la mère et du père, rang et intervalle de naissance de l'enfant.

## **2.2. Les facteurs de la mortalité infantile au Burkina en 2003 et 2010**

Recours a été fait à des régressions logistiques multivariées pour identifier les caractéristiques des ménages, des parents des enfants et des enfants eux-mêmes, en les contrôlant par les variables d'accès aux soins qui sont significativement associées au risque de décès des enfants.

Le tableau n°2 ci-dessous présente les risques relatifs (RR) de décès infantile selon chacun des prédicteurs retenus dans les groupes de caractéristiques considérés dans cette analyse. Pour rappel, les modèles M2 et M3, ont servi à vérifier dans le sous échantillon des dernières naissances vivantes des femmes, la stabilité des effets des prédicteurs du modèle M1.

Ainsi, parmi les variables caractéristiques des ménages, seule la taille du ménage s'est révélée significativement associée à la mortalité infantile dans le modèle M1 en 2003 et 2010. En effet, l'association entre la taille du ménage et la survie des enfants met quant à elle en évidence, le fait que les ménages de grandes et moyennes tailles accroissent la survie des enfants. Les RRA ajustés associés aux ménages de grandes et moyennes tailles sont de 0,5 en 2003 et 2010 contre 1, pour les ménages de petites tailles. Ici en tenant compte des facteurs de confusion, l'effet protecteur d'enfants, des ménages de grandes tailles disparaît en 2010 (modèle M3). Particulièrement, le milieu de résidence est significatif dans le modèle M2 en 2003 et 2010. Le RRA de mortalité associé au fait qu'un enfant

réside en milieu urbain est de manière inattendue, 2,5 fois plus élevé que celui lié au fait qu'il réside en milieu rural. Quoiqu'en baisse, cet effet demeure en 2010 même en tenant compte des facteurs de confusions.

Concernant le lien entre les variables caractérisant des parents d'enfants et la mortalité infantile, c'est seulement l'interaction entre les niveaux d'instruction des parents qui est apparue significativement associée au risque de décès avant le premier anniversaire dans le modèle M3. En effet, en 2003, au seuil d'erreur statistique toléré de 5%, c'est seulement dans les ménages où le niveau d'instruction du mari est supérieur à celui de la femme que le RRA de mortalité infantile est significativement faible (41%) comparativement aux ménages dans lesquels, les deux n'ont aucun niveau d'instruction (100%). Ni la classe d'âges de la mère, ni sa religion, encore moins sa co-résidence avec son conjoint ne se sont révélés être significativement associés au risque de mortalité.

En ce qui concerne la relation entre les variables caractéristiques des enfants et leur probabilité de décès avant l'âge d'un an, ce sont seulement, la gémellité et l'interaction entre l'ordre de naissance et l'intervalle inter-général qui se sont révélés être significativement associés au risque de décès infantile. La gémellité accroît d'environ 3,3 fois le risque de décès comparativement à une naissance unique en 2003. L'effet positif de la gémellité sur la mortalité qui demeure significatif en 2010, a de plus, plus que doublé avec un RRA de 6,95 comparativement aux naissances non multiples (RRA=1). En tenant compte des facteurs de contrôle (M3), cette relation demeure en 2003 et 2010. Quant à l'interaction entre le rang et l'intervalle de naissance, elle révèle que les naissances de rang égal ou supérieur à 5 et intervenant après de brefs intervalles inter-général (moins de 24 mois) accroissent substantiellement le risque de décès infantile. En effet, pour les naissances intervenant dans ces circonstances, le RRA est 2,71 fois plus élevé

que celui des naissances de premier rang en 2003. Ce risque relatif ajusté demeure significatif en 2010 (modèle M3).

Enfin, en ce qui concerne les relations entre les variables de contrôle et la mortalité dans le modèle ajusté (modèle M3), des associations significatives ont été trouvées entre le nombre de prises de l'antigène antitétanique par les femmes enceintes et le risque de décès infantile en 2010. En effet, comparativement à une femme n'ayant

pris aucune dose du vaccin contre le tétanos lors de la grossesse, la femme ayant reçu au-delà de 3 doses garantit un faible RRA de 0,18 de décès à son enfant avant son premier anniversaire. Ces résultats du modèle M3 en 2003 et 2010 attestent que les effets trouvés dans le modèle M1 sont stables (sens des relations non perturbés) consistants (faible variation des coefficients de régression) pour évaluer les effets de compositions et les effets de comportement.

**Tableau n°2 : Risques relatifs (RR) de mortalité ajustés associés aux prédicteurs retenus**

Variables	2003			2010		
	M1	M2	M3	M1	M2	M3
<b>Résidence</b>						
Rural	1	1	1	1	1	1
Urbain	0,93	2,51 *	2,31	0,91	1,85 *	1,95 *
<b>richesse</b>						
Pauvre	1	1	1	1	1	1
Moyen	0,79	0,7	0,72	1,04	1,03	1,05
Riche	0,86	0,57	0,61	0,78	0,78	0,82
<b>taille ménage</b>						
Faible	1	1	1	1	1	1
moyenne	0,57 **	0,32 ***	0,32 ***	0,58 ***	0,76	0,76
Grande	0,52 ***	0,27 ***	0,28 ***	0,54 ***	0,67	0,68
<b>source d'eau</b>						
Non	1	1	1	1	1	1
Oui	0,79	0,67	0,67	0,82	0,69	0,74
<b>type toilette</b>						
Non	1	1	1	1	1	1
Oui	1,11	1,4	1,31	1,07	1,02	1,07
<b>Caractéristiques de parents</b>						
<b>âge de la mère</b>						
<20 ans	1	1	1	1	1	1
20-29 ans	0,76	2,02	1,98	0,82	0,91	0,95
30 ans et plus	0,65	3,16	3,04	0,83	1,13	1,22
<b>vivre avec le conjoint</b>						
Non	1	1	1	1	1	1
Oui	1,05	0,75	0,72	0,9	0,79	0,8
<b>instruction des parents</b>						
Aucun	1	1	1	1	1	1
edufem<edumari	0,9	0,44	0,41 *	0,86	0,53	0,55
edumari<edufem	1,11	1,28	1,22	0,81	1,14	1,25
edu même	0,79	0,35	0,34	0,64	0,36	0,39

<b>religion de la mère</b>												
chrétien	1		1		1		1		1		1	
musulman	1,02		0,65		0,63		1		1,01		0,99	
autre religion	0,99		1,05		0,95		1,37		1,42		1,35	
<b>Caractéristiques de l'enfant</b>												
<b>sexe de l'enfant</b>												
féminin	1		1		1		1		1		1	
masculin	1,01		1,23		1,23		1,13		1,3		1,35	
<b>naissance multiple</b>												
Non	1		1		1		1		1		1	
Oui	3,3	***	3,36	**	3,46	**	6,95	***	6,94	***	7,42	***
<b>ordre et intervalle naissance</b>												
1 ère naissance	1		1		1		1		1		1	
<24 mois et 2 à 4 rang	1,35		0,54		0,54		1,92	**	1,72		1,59	
<24 mois et 5è rang et plus	2,71	***	3,79		3,93		2,71	***	3,02	*	2,72	*
24-35 mois et 2 à 4 rang	1,41		2,28		2,28		0,88		0,69		0,64	
24-35 mois et 5è rang et plus	1,63		2,15		2,18		1,22		1,4		1,23	
35 mois et 2 à 4 rang	0,79		1,55		1,54		0,57	**	0,52		0,47	
35 mois et 5è rang et plus	0,77		1,29		1,3		0,58	*	0,89		0,77	
<b>Accès aux soins</b>												
<b>nombre CPN</b>												
aucune visite					1						1	
<4 visites					0,63						1,07	
4 visites et plus					0,78						0,64	
<b>vaccin antitétanique</b>												
aucune injection					1						1	
<3 injections					1,16						1,13	
+3 injections					0,74						0,18	*
<b>lieu d'accouchement</b>												
autre lieu					1						1	
centre de santé					1,3						1,06	
<b>consultation postnatal</b>												
non					1						1	
oui					0,64						0,71	
<b>moustiquaire mère</b>												
non					1						1	
oui					0,92						0,93	
<b>N</b>	<b>6430</b>		<b>3558</b>		<b>3558</b>		<b>9103</b>		<b>4941</b>		<b>4941</b>	

Sources : EDS Burkina Faso 2003 et 2010, calculs des auteurs

NOTES : \* indique p-value<0,05 ; \*\* indique p-value <0,01 et \*\*\* indique p-value <0,001

### 2.3. Les sources de la baisse de la mortalité infantile au Burkina Faso entre 2003 et 2010

La suite de l'analyse a donc consisté à évaluer les parts de chaque facteur dans la baisse constatée de la mortalité entre les deux enquêtes. Toutefois, la baisse entre 2003 et 2010 n'est pas significative dans la strate urbaine (Tableau n°1). Celle-ci a logiquement été exclue de l'analyse

des sources de la baisse du taux de mortalité infantile. Le Tableau n°3 qui présente les résultats globaux de la décomposition des sources de la baisse de la mortalité atteste de la pertinence de ce choix méthodologique. En effet, le modèle de décomposition est inadapté en milieu urbain car ni le coefficient de l'effet de composition, ni celui de l'effet de comportement, ni même le coefficient du différentiel total de la mortalité entre 2003 et 2010 n'ont été trouvés

significatifs. Le milieu urbain comptant pour près de 15% des échantillons, l'emploi du modèle de décomposition des sources de la baisse à l'échelon national en a été également affecté. En effet, le Tableau n°4 qui donne les résultats de la décomposition pour le niveau national, révèle que les effets de composition et de comportement (effet de performance) ne sont pas significatifs selon le milieu de résidence.

**Tableau n°3: Résultats globaux de la décomposition multivariée des sources de baisse de la mortalité en milieu rural**

Entités	Source de baisse	Coefficients	P-value	%
National (N=15592)	Effet de composition	-0,0013087	0,306	-9,06
	Effet de comportement	0,015738	0,002	109,07
	Différence totale	0,01443	0,003	100
Urbain (N=2996)	Effet de composition	-0,0053994	0,159	-24,88
	Effet de comportement	0,027096	0,049	124,89
	Différence totale	0,021696	0,074	100
Rural (N=12596)	Effet de composition	-0,0011559	0,359	-9,30
	Effet de comportement	0,013571	0,013	109,31
	Différence totale	0,012415	0,019	100

Sources : EDS Burkina Faso 2003 et 2010, calculs des auteurs

**Tableau n°4 : Résultats de la décomposition détaillée de la baisse de la mortalité au niveau national**

variables	Décomposition basée sur M1				Décomposition basée sur M3			
	Composition		Changement		Composition		Changement	
	%	Pvalue	%	Pvalue	%	Pvalue	%	Pvalue
<b>Milieu de résidence</b>								
rural	2,09		-13,33		-12,97		-36,25	
urbain	2,09		2,63		-12,93		9,88	
<b>Taille ménage</b>								
faible	-13,69		1,19		-32,45		47,89	
moyenne	10,67		-0,65		19,35		-34,98	
grande	-24,35		-1,79		-49,62		-46,92	
<b>Instruction des parents</b>								
aucun	5,38		-40,51		21,71		-11,90	
edufem<edumari	2,11		-4,00		13,05		-8,28	
edumari<edufem	-0,86		5,47		-6,02		2,83	
edu même	3,89		1,26		12,32		4,28	

<b>Naissance multiple</b>							
non	-4,10		116,87	**	-3,71		114,11
oui	-4,12		-4,58	**	-3,64		-2,83
<b>Ordre et intervalle de naissance</b>							
1 ère naissance	-0,13		-1,28		-5,33		-40,05
<24 mois et 2 à 4 rang	1,25		-8,73	*	-8,58		-26,48
<24 mois et 5è rang et plus	3,03		-4,73		8,86		0,60
24-35 mois et 2 à 4 rang	-0,91		21,91	*	1,00		45,02
24-35 mois et 5è rang et plus	1,05		2,42		3,10		13,05
35 mois et 2 à 4 rang	9,04		16,48		1,51		70,81
35 mois et 5è rang et plus	-1,59		3,18		0,06		22,26
<b>vaccin antitétanique</b>							
aucune injection					36,56		-20,43
<3 injections					-14,80		-146,48
+3 injections					4,88		39,99
constante							
Constantes			17,26				131,85
Total source	-9,07		109,07		-27,97		127,97
<b>N2003 + N2010</b>			<b>15592</b>				<b>8527</b>

*Sources : EDS Burkina Faso (2003 et 2010), calculs des auteurs*

NOTES : \* indique p-value<0,05 ; \*\* indique p-value <0,01 et \*\*\* indique p-value <0,00

Ainsi, le tableau n°3 présente les résultats globaux de l'estimation des sources de la baisse de 12,41 points (de 82,8‰ à 70,4‰), de la mortalité infantile en milieu rural entre 2003 et 2010. La décomposition se base sur les prédicteurs sélectionnés au modèle M1. Cette baisse est attribuée à la fois aux changements intervenus dans les caractéristiques socio-économiques et démographiques des enfants (effet de composition) et à l'effet moyen de ces caractéristiques (effet de comportement). La baisse de la mortalité est toutefois davantage due à l'effet de comportement (-0,01357) qu'à l'effet de composition (0,00115). Ce dernier effet a, au contraire amoindri le recul de la mortalité que l'amélioration de l'effet moyen des caractéristiques sur la réduction de la mortalité aurait permis d'atteindre. L'effet de comportement aurait à lui seul, entraîné une baisse de la mortalité de 109,3%, c'est-à-dire un recul de 13,57 points au lieu du recul observé de 12,41 points. Au contraire, l'effet de composition, c'est-à-dire, les modifications des distributions des différents prédicteurs a occasionné une augmentation virtuelle de la mortalité infantile de 1,15 points, correspondant à -19,4% de la baisse observée entre les deux dates.

Afin de savoir lesquels des prédicteurs significatifs de la mortalité identifiés dans les régressions logistiques multivariées demeurent également associés à la baisse observée de la mortalité, lesdits prédicteurs sélectionnés au modèle M1 ont été inclus dans l'estimation du modèle de décomposition. Les résultats détaillés figurent dans le tableau n°5 ci-dessous. Ce modèle donne en outre la contribution individuelle de chacun de ces prédicteurs

aux effets de composition et de comportement avec le niveau de richesse comme facteur de contrôle ; car la pauvreté a connu une baisse en milieu rural entre 2003 et 2009.

Dans le Tableau n°5 en question, la double colonne « Effet de composition » fournit le niveau de significativité statistique (P. value) et le pourcentage de contribution de chaque prédicteur retenu à l'effet de composition. Cet effet mesure la variation (ici baisse) de la mortalité découlant de l'évolution de la composition sociale (évolution de la distribution de chaque prédicteur) entre les deux dates, en assumant la constance de l'effet du prédicteur sur la mortalité. La double colonne « Effet de performance » contient quant à elle, le niveau de significativité statistique ainsi que le pourcentage de contribution de chaque prédicteur dans l'effet de performance qui mesure la baisse de la mortalité infantile résultant de la variation des effets des prédicteurs, sans que leur distribution n'ait varié.

Ainsi, en ce qui concerne les caractéristiques des ménages, seul l'effet de composition a été trouvé significatif mais en freinant la baisse de la mortalité. Et c'est surtout les modifications enregistrées dans la distribution de la taille des ménages, avec la hausse des poids des ménages de petite taille et la diminution du poids de ceux de grande taille dans les naissances, contribuant respectivement pour 10,1% et 16,1% à une hausse virtuelle de la mortalité. Ces baisses sont quelque peu contrariées par l'impact de 6,1% de l'augmentation de la proportion de ménages de taille moyenne.

Au niveau des caractéristiques de l'enfant, les changements intervenus dans les

distributions et les effets moyens des variables que sont la gémellité et l'interaction entre rang et ordre de naissance ont significativement affecté la baisse de la mortalité. Concernant, l'interaction entre rang et intervalle de naissance, l'accroissement de la proportion des ménages ayant vu leurs enfants de 5e rang et plus, naître avec un intervalle génésique de moins de 24 mois a occasionné une baisse significative de la mortalité avec un apport représentant 2,1% de la baisse constatée entre 2003 et 2010.

Enfin concernant la gémellité, l'accroissement de la proportion des naissances multiples et la baisse de celles non multiple (effet de composition), a eu tendance à accroître de façon virtuelle la mortalité mais sa contribution à l'effet de composition n'est pas significative. On remarquera que c'est surtout la très forte baisse de l'association entre naissance non multiple et mortalité infantile qui explique la baisse observée de cette mortalité. L'ampleur de cet effet de performance (ou de comportement) dans la réduction de la mortalité représente à elle seule, une contribution équivalente à 129,8% de la baisse de la mortalité. En revanche, l'accroissement de l'effet moyen de la gémellité sur le risque de décès entre les deux années aurait entraîné une aggravation de la mortalité d'ampleur équivalant à 5,2% de la baisse de mortalité constatée.

En somme, les résultats ci-dessus présentés montrent que parmi les variables explicatives incluses dans le modèle de décomposition, la baisse de la mortalité a été contrariée notamment par les variations des distributions de certaines d'entre elles (effet de composition). Il s'agit notamment de l'augmentation de la proportion des ménages de moyenne taille et au contraire de la baisse de celle des ménages de grandes tailles dont l'effet protecteur des enfants s'est réduit légèrement. De même, l'augmentation de la proportion de naissance à faible intervalle génésique a pu entraîner une aggravation de la mortalité infantile. La baisse du poids des ménages appartenant à la classe aisée a aussi freiné la baisse de la mortalité. En revanche, la baisse des proportions de naissances d'enfants de rang supérieur ou égal à 2, après un bref intervalle génésique a eu généré un effet réducteur de la mortalité. Il en est de même pour la baisse de la proportion des naissances de rang compris entre 2 et 4, et aux termes d'un long intervalle de naissance (35 mois et plus).

En ce qui concerne la baisse de l'effet moyen des prédictors sur la mortalité (effet de performance ou de comportement), c'est surtout la baisse du risque de décès associé aux naissances non multiples qui de loin, explique la baisse de la mortalité infantile. D'ailleurs ce risque de décès associé à la gémellité n'a fait que s'aggraver entre 2003 et 2010, avec une contribution négative de -5,2%, à la baisse de la mortalité.

**Tableau n°5 : Résultats détaillés de la décomposition multivariée en milieu rural**

	Effet de composition		Effet de comportement	
	%	Pvalue	%	Pvalue
<b>Caractéristiques du ménage</b>				
<b>Richesse</b>				
Pauvre	3,62		3,15	
Moyen	4,83		-28,57	

Riche	-0,27		13,79	
<b>Sous Total</b>	<b>8,19</b>		<b>-11,62</b>	
<b>taille ménage</b>				
Faible	-10,11	*	-2,56	
moyenne	8,76		-1,78	
Grande	-16,10	***	8,78	
<b>Sous Total</b>	<b>-17,46</b>		<b>4,43</b>	
<b>Caractéristiques de l'enfant</b>				
<b>ordre et intervalle de naissance</b>				
1 ère naissance	0,30		0,06	
<24 mois et 2 à 4 rang	1,25		-10,43	
<24 mois et 5è rang et plus	2,11	*	-5,60	
24-35 mois et 2 à 4 rang	-1,21		20,73	
24-35 mois et 5è rang et plus	0,829		4,17	
35 mois et 2 à 4 rang	8,07		13,11	
35 mois et 5è rang et plus	-1,56		7,35	
<b>Sous Total</b>	<b>9,80</b>		<b>29,39</b>	
<b>naissance multiple</b>				
non	-5,14		135,09	**
oui	-5,23		-5,19	**
<b>Sous Total</b>	<b>-10,38</b>		<b>129,89</b>	
constante			-42,35	
<b>Total source</b>	<b>-9,62</b>		<b>109,62</b>	*
<b>N2003+N2010</b>			<b>12596</b>	

Sources : EDS Burkina Faso 2003 et 2010, calculs des auteurs

NOTES : \* indique p-value<0,05 ; \*\* indique p-value <0,01 et \*\*\* indique p-value <0,001

### 3. DISCUSSION

Cette étude a déterminé les sources de la baisse de la mortalité infantile observée au Burkina Faso entre 2003 et 2010. Pour ce faire, elle a d'abord identifié les principaux facteurs de risque de mortalité en analysant les données des Enquêtes Démographiques et de Santé des deux années de référence.

Au niveau national, les résultats des régressions multivariées qui ont permis de mesurer les risques relatifs de mortalité infantile associés à différents prédicteurs. Dans la catégorie des prédicteurs de mortalité liés aux caractéristiques des ménages, la taille du ménage s'est révélée être associée à une faible probabilité de décès infantile en 2003 et 2010. En ce qui concerne les caractéristiques des parents, seul le niveau d'instruction est

positivement associé à la probabilité de décès en 2003 dans le modèle M3. En effet, une particularité des résultats de cette étude vient du fait qu'elle a établi que le risque relatif de décès infantile dans les couples où l'homme a un niveau d'instruction plus élevé que la femme est plus faible que celui encouru par les enfants nés de couple où aucun parent n'a reçu d'instruction ou encore où la femme est plus instruite que l'homme. En plus, dans le ménage où la femme est plus instruite que l'homme, le RRA de décès infantile est certes également plus faible que dans les ménages où les parents des enfants n'ont aucun niveau d'instruction, mais l'effet n'est pas significatif. En soi, ce résultat de l'interaction entre les niveaux d'éducation des parents est proche de celui qu'avait trouvé par B.

Baya (1998, p. 20) en milieu urbain (Bobo-Dioulasso) ; à savoir que l'effet réducteur de la mortalité infantile de l'éducation du père était plus important que celui de l'éducation de la mère. Cela amène à questionner les programmes d'éducation familiale et de promotion du genre dans le contexte burkinabè où la domination masculine reste toujours prononcée. Une étude de M. Wayack Pambè, B. Gnoumou/Thiombiano et I. Kaboré (2014, p. 1152) soutient que les femmes de niveau secondaire et plus sont plus exposées à une violence psychologique que celles non instruites.

Cette recherche n'a pas trouvé d'association significative entre accès à l'eau potable, aux toilettes hygiéniques et mortalité. A propos de l'association entre accès à l'eau potable et aux toilettes hygiéniques, un résultat similaire a été trouvé par R. Winter et al. (2013, p. 42) au Rwanda. Dans le contexte du Burkina Faso, cela signifie que même dans les ménages sans accès à ces facilités, les parents prennent des précautions particulières pour l'alimentation en eau et la gestion des selles de leur enfant.

Une autre particularité des résultats de cette étude est donnée par les risques relatifs de mortalité mesurés par l'introduction dans le modèle de régression multivariée du terme d'interaction entre l'intervalle de naissance et le rang de naissance. En effet, comparativement à la première naissance, cette variable révèle que le risque relatif de décès d'un enfant de rang 5 ou plus, né après un délai génésique de moins de 24 mois est de 2,71 en 2003 et en 2010. Les brefs intervalles de naissance accroissent le risque de mortalité infantile qui s'élève davantage pour les naissances d'enfant de rang élevé. Un résultat similaire a été

trouvé par Ezeh et al. (2014, p. 5) dans le contexte du Nigeria en 2008 et pourrait provenir du fait que de brefs intervalles de naissance intervenant notamment, avant la naissance d'enfant de rang élevé a des conséquences sur la santé de la mère et sur les ressources financières des familles à revenu modeste, pouvant affecter l'accès aux soins de santé de l'enfant. Cela accroît le risque de décès. Ce résultat souligne l'importance de l'espacement de naissance pour la survie de l'enfant. Pour le reste, le risque de décès infantile se trouve aussi être accru par la gémellité et ce résultat significatif demeure en 2003 et 2010. Ce résultat est également conforme aux résultats obtenus par R. Winter et al. (2013, p. 43) et par L. Beck (2008, p. 166) au Rwanda, concernant tous les deux, la mortalité néonatale.

En matière d'accès aux soins de santé préventif et curatif (les facteurs de contrôle), c'est surtout le nombre de prises des vaccins antitétaniques par la femme au moment de la grossesse qui s'est révélé être significativement associé à un faible risque de mortalité en 2010. Ce résultat était également attendu.

Concernant la décomposition des sources de la baisse de la mortalité, les résultats globaux obtenus indiquent que les deux composantes de la variation de la mortalité ont différemment contribué à la baisse. L'effet de composition sociale dans son ensemble a contribué à accentuer le risque de décès infantile. Cet effet négatif a été plus que compensé par l'effet de performance (ou effet de comportement) des prédicteurs de la mortalité, notamment la baisse de l'effet moyen des « naissances non multiples » qui est à la base du recul de la mortalité. L'effet de comportement à lui seul aurait entraîné une réduction de la mortalité de

13,57 points (109,3%). Mais celui-ci issu des modifications des distributions des prédicteurs de mortalité entre 2003 et 2010 a été un peu contrebalancé par la hausse du risque de décès dans certaines modalités des prédicteurs. Celles-ci ont constitué des obstacles équivalant à 9,3% de la baisse de mortalité constatée (1,15 points). Ces catégories où le risque de mortalité a augmenté sont les enfants de ménages de taille faible ou moyenne.

Aussi, il y a la gémellité et l'intervalle génésique de moins de 24 mois associé au rang de naissance élevé qui ont contribué à élever la mortalité des enfants. L'effet néfaste de la gémellité sur la baisse de la mortalité est concordant avec les résultats trouvés par A. Ouédraogo (2020, p. 161-179) sur la persistance dans le temps de la surmortalité gémellaire en Afrique Sub-saharienne. Enfin, J. Molitoris, K. Barclay et M. Kolk (2019, p. 1363) confirment que les intervalles de naissance plus longs (36 mois et plus) ont des effets réducteurs de la mortalité plus fort dans les pays pauvres.

Ces résultats signifient que c'est l'effet de comportement, combiné à la performance du système de santé qui sont responsables en grande partie de la baisse de la mortalité, atténuant même l'effet négatif de la mortalité lié aux changements de la composition sociale. En effet, une amélioration de la couverture et de l'utilisation des services de santé de la femme et de l'enfant est observée et lors de ces soins obstétricaux, les femmes reçoivent des conseils en matière de planification familiale. Sur la période 2003 à 2010, la proportion de femmes ayant reçu des soins prénatals (CPN) est passée de 73% en 2003 à 95%, le taux d'accouchement assisté par un personnel qualifié de 57% en 2003 à 67% et le taux

de consultation post-natale de 47,6 % à 72% (INSD et ICF International, 2012, p. 111-121).

En dépit des nombreux résultats mis en exergue, la présente étude comporte quelques limites. D'abord, les analyses étant basées sur des données individuelles, les données agrégées sur les caractéristiques de l'offre sanitaire n'ont pas été prises en compte. Ce déficit de l'analyse en données agrégées sur les caractéristiques de l'offre sanitaire a néanmoins été minoré par la prise en compte de variables résultantes de l'interaction entre le système de santé et les individus, à l'image du nombre de CPN, du nombre de vaccins anti-tétanos, du lieu d'accouchement et les consultations post-natales qui n'ont toutefois pas été trouvés significatifs dans la prédiction du risque de mortalité. Une deuxième limite est que les données d'enquête en coupe instantanée ne permettent pas d'établir des relations de cause à effet. Aussi, les résultats obtenus ne doivent pas être interprétés en termes d'impact de variables indépendantes sur la mortalité infantile mais plutôt en termes d'effets associés. Enfin, l'application de la méthode de décomposition utilisée suppose selon G. Firebauch (1992, p. 13) que certaines conditions soient satisfaites lorsque les données d'enquêtes répétées sont utilisées sans que les mêmes individus n'aient été suivis dans le temps : les mouvements de population (les décès et les migrations) à l'intérieur des cohortes de naissances doivent être indépendants de la variable dépendante. Dans notre étude le statut de résidence des nourrissons étant étroitement fonction de celui de la mère, la mortalité infantile est potentiellement liée à la migration de la mère. Bien que l'EDS de 2010 n'ait pas

collecté l'information sur la durée de résidence de la mère, la migration de la mère n'a pas été trouvée significativement associée à la mortalité infantile selon les données EDS 2003.

Malgré ces limites, les résultats de cette étude appellent à la fois à maintenir les progrès en santé et à proposer des politiques économiques et sociales visant à aider les ménages non aisés. Aussi, l'étude suggère de politiques spécifiques de santé pour les « naissances multiples ». En plus, ces résultats ont des implications pour les futures recherches. Celles-ci devront considérer plusieurs contextes nationaux marqués par diverses politiques d'urbanisation pour comprendre si le milieu de résidence a des effets différenciés sur la mortalité infantile. Une autre piste de recherche serait d'adopter une approche intégrant des variables macro-structurelles avec celles des ménages et des individus en ayant recours à la méthode de décomposition basée sur le modèle multi-niveaux afin d'avoir une compréhension fine de ces évolutions.

---

## CONCLUSION

---

La survie des enfants de moins d'un an s'est sensiblement accrue au Burkina Faso entre 2003 et 2010. En examinant les sources de la baisse de la mortalité infantile grâce à l'analyse des données des enquêtes EDS conduites au cours de ces deux années, cette étude a évalué l'association entre la mortalité infantile et les prédicteurs de mortalité regroupés au sein des groupes de variables que sont : les caractéristiques des ménages, des parents, de l'enfant, et les caractéristiques d'accès aux soins de santé préventifs et curatifs. Il a résulté de cette recherche menée à

l'échelon national, que parmi les caractéristiques des ménages, seule la taille est négativement associée à la mortalité. Pour les caractéristiques des parents, une association significative a été trouvée entre l'interaction entre les niveaux d'instruction des parents avec un risque de mortalité infantile, plus faible dans les ménages où le mari est plus éduqué que la femme. Concernant les variables caractérisant l'enfant, la gémellité et la brièveté de l'intervalle de naissance notamment pour les enfants de rang élevé se sont révélées négativement associées à la survie de l'enfant. Parmi les caractéristiques d'accès aux soins, le nombre de prises du vaccin antitétanique par la femme au cours de la grossesse a été trouvé comme un facteur allongeant la survie de l'enfant.

En ce qui concerne l'analyse de la décomposition des sources de la baisse de la mortalité, menée sur la strate rurale, elle a révélé que c'est la performance du système de santé (planification familiale) qui a principalement impulsé la baisse de la mortalité. Au contraire, les modifications de la composition sociale ont tendance à réduire la survie des enfants. En conséquence, afin de réduire le risque à la hausse de la mortalité engendré par l'effet de composition sociale, l'étude recommande la mise en place de mesures sociales visant à aider les ménages non aisés ainsi que politiques spécifiques de gestion des « naissances multiples ». Afin de consolider l'impact réducteur de la mortalité engendré par l'effet de performance du système de santé, l'étude recommande la poursuite et le renforcement des interventions et actions de santé publique en cours..

---

**REFERENCES  
BIBLIOGRAPHIQUES**

---

ADAMS Alayne Mary, MADHAVANB Sangeetha et SIMON Dominique, 2002, « Women's social networks and child survival in Mali », *Social Science & Medicine*, vol. 54, n°2, p. 165-178.

ARGESEANU Solveig, 2004, « Risks, Amenities, and Child Mortality in Rural South Africa », *African Population Studies*, vol. 19, n°1, p. 13-33.

BAYA Banza, 1998, « Instruction des parents et survie des enfants au Burkina Faso : cas de Bobo-Dioulasso », *Les dossiers du CEPED*, n°42, 27p.

BECHER Heiko, MÜLLER Olaf, JAHN Albrecht, GBANGOU Adjima, KYNAST-WOLF Gisela. et KOUYATE Bocar, 2004, « Risk factor of infant and child mortality in rural Burkina Faso », *Bulletin of the World Health Organization*, vol. 82, n°4, p. 265-273.

BECK Lise, 2008, « La santé des nouveau-nés au Rwanda. Evolution des facteurs associés aux tendances de la mortalité néonatale », *Santé publique 2009*, vol. 21, n°2, p. 159-172.

DIALLO Abdoulaye Hama, MEDA Nicolas, SOMMERFELT Halvor, TRAORE Germain S, COUSENS Simon et TYLLESKAR Thorkild, 2012, « The high burden of infant deaths in rural Burkina Faso: a prospective community-based cohort study », *BMC Public Health*, vol. 12, 15p.

EZEH Osita Kingsley, AGHO Kingsley Emwinyore, DIBLEY Michael John,

HALL John et PAGE Andrew Nicholas, 2014, « Determinants of neonatal mortality in Nigeria: evidence from the 2008 demographic and health survey », *BMC Public Health*, vol. 14, 10p.

FIREBAUGH Glenn, 1992, « Where does social change come from? », *Popul Res Policy Rev*, vol.11, n°1, p. 1-20. <https://doi.org/10.1007/BF00136392>

FRANKENBERG Elizabeth, 1995, « The effects of access to health care on infant mortality in Indonesia », *Health Transition Review*, vol. 5, n°2, p. 143-163.

GARENNE Michel et VIMARD Patrice, 1984, « Un cadre pour l'analyse des facteurs de la mortalité des enfants », *Cah. O.R.S.T.O.A.I., sér. Sci. Hum.*, vol. XX, n°2, p. 305-310.

Institut National de Statistique et la Démographie (INSD), 2009, « Recensement général de la population et de l'habitation (RGPH) de 2006. Analyse des résultats définitifs. Thème 2 : État et structure de la population », INSD, 180 p.

Institut National de la Statistique et de la Démographie (2011), « Résultats de l'Enquête Intégrale sur les Conditions de Vie des Ménages 2009/2010 ». Ministère de l'Economie et des Finances, Burkina Faso.

Institut National de Statistique et la Démographie (INSD) et ICF International, 2012, « Enquête Démographique et de Santé et à Indicateurs Multiples du Burkina Faso 2010 », Calverton, Maryland, INSD et ICF International,

Ministère de l'Economie et des Finances, 2010, « Rapport pays de suivi de la mise en œuvre des Objectifs du Millénaire pour le Développement : Burkina Faso, OMD en 2010 », Burkina Faso, 77p.

Ministère de la Santé, 2006, « Prise en Charge Intégrée des Maladies de l'Enfant (PCIME) : Plan de Couverture 2005-2010 », Burkina Faso, 42p.

Ministère de la Santé, 2013a, « Guide de vaccination », Burkina Faso, 109p.

Ministère de la Santé, 2013b, « Enquête Nationale sur les Prestations des Services de Santé et la Qualité des Données Sanitaires (EN-PSQD/SARA) », Burkina Faso, 166p.

MOLITORIS Joseph, BARCLAY Kieron et KOLK M, 2019, « When and Where Birth Spacing Matters for Child Survival: An International Comparison Using the DHS », *Demography*, vol.56, n°4, p. 1349–1370.

<https://doi.org/10.1007/s13524-019-00798-y>

MOSLEY Wiley Henry et CHEN Lincoln C, 1984, « An analytical framework for the study of child survival in developing countries », *Population and Development Review*, vol.10, n°1, p. 25-45.

OMARIBA D Walter Rasugu, BEAUJOT Roderic et RAJULTON Fernando, 2007, « Determinants of infant and child mortality in Kenya: an analysis controlling for frailty effects ». *Popul Res Policy Rev*, vol. 26, p. 299–321.

OUEDRAOGO Adama, 2020, « Démographie et santé des jumeaux en Afrique Subsaharienne », UNIVERSITÉ

PARIS 1 PANTHÉON SORBONNE, Paris, 244p

POWERS Daniel A, YOSHIOKA Hirotohi et YUN Myeong-Su, 2011, « mvdcmp: Multivariate Decomposition for Nonlinear Response Models », *The Stata Journal*, vol. 11, n°4, p. 556–576.

SASTRY Narayan, 1996, «Community Characteristics, Individual and Household Attributes, and Child Survival in Brazil», *Demography*, vol. 33, n°2, p. 211-229.

SASTRY Narayan, 1997, « What explains rural-urban differentials in child mortality in Brazil? », *Social science & medicine*, vol. 44, n°7, p. 989-1002.

SEAR Rebecca, MACE Ruth et MCGREGOR Ian A, 2000, « Maternal grandmothers improve nutritional status and survival of children in rural Gambia », *Proc. R. Soc. Lond. B.*, vol. 267, p.1641-1647.

SMITH-GREENAWAY Emily et TRINITAPOLI Jenny, 2014, « Polygynous Contexts, Family Structure, and Infant Mortality in Sub-Saharan Africa », *Demography*, vol. 51, n°2, p. 341–366.

SUBRAMANIAN Sukanya, NANDY Shailen, IRVING Michelle, GORDON Dave, LAMBER Helen et SMITH Davey George, 2006, « The mortality divide in India: the differential contributions of gender, caste, and standard of living across the life course », *American Journal of Public Health*, vol. 96, n°5, p. 818-825.

WAYACK PAMBÈ Madeleine, GNOUMOU/THIOMBIANO Bilampoa et KABORÉ Idrissa, 2014, « Relationship

between women's socioeconomic status and empowerment in Burkina Faso: A focus on participation in decision-making and experience of domestic violence », *African Population Studies*, vol. 28, n°2, p. 1146-1156.

WINTER Rebecca, PULLUM Thomas, LANGSTON Anne, MIVUMBI Ndicunguye V., RUTAYISIRE Pierre C., MUHOZA Dieudonne N., et HAKIBA Solange, 2013, « Trends in Neonatal Mortality in Rwanda, 2000-2010 », *DHS.Further Analysis Reports N°88*. Calverton, Maryland, USA: ICF International.

ZANINI Roselaine Ruviano, DE MORAES Anaelena Bragança, GIUGLIANI Elsa Regina Justo et RIBOLDI João, 2009, « Infant mortality trends in the State of Rio Grande do Sul, Brazil, 1994-2004: a multilevel analysis and community risk factors », *Cad. Saude Publica*, Rio de Janeiro, vol. 25, n°5, p. 1035-1045