

Facteurs prédictifs du décès des enfants de moins de deux ans en milieu rural dans un contexte de supplémentation alimentaire au Burkina Faso : Etude cas témoins appariée nichée dans une cohorte

GARANET F.^{1,2*}, MEDA I. B.^{1,2}, BAGUIYA A.¹, COULIBALY S.², TASSEMBEDO M.², LANOU H.¹, MILLOGO T.², OUEDRAOGO L.¹, ILANA C.³, ROGERS B.³, WEBB P.³, KOUANDA S.^{1,2}

Résumé

L'objectif de cette étude est d'identifier les facteurs prédictifs du décès des enfants en milieu rural dans un contexte de supplémentation alimentaire au Burkina Faso. Il s'agit d'une étude cas témoins appariée (1 :2), nichée dans une cohorte. Une régression de cox a été utilisée pour rechercher les facteurs prédictifs du décès. Un seuil de signification de 0.05 a été considéré. Au total 104 décès et 208 témoins ont été inclus dans l'étude soit un échantillon de 312 enfants. L'âge moyen des mères était de 26,13 ± 6 ans. En analyse multi variée, les jumeaux avaient 5,5 fois plus de risque de mourir avant leur deuxième anniversaire par rapport aux non jumeaux. Les enfants malnutris aigus modérés étaient protégés contre le décès comparés aux malnutris aigus sévères (HR=0,03 ; IC95 % [0,19-0,98], P <0,001). Les autres facteurs prédictifs du décès ont été le non allaitement au sein, l'absence de personnes âgées de plus de 65 dans le ménage, les enfants nés de mères âgées de moins de 18 ans. Conclusion : Une attention particulière doit être apportée à l'alimentation du nourrisson et du jeune enfant né jumeau, pour réduire le risque de mourir avant leur deuxième anniversaire.

Mots-clés : décès, facteurs prédictifs, supplémentation alimentaire, Burkina Faso.

Predictive factors of the under two child mortality in rural areas in a context of food supplementation in Burkina Faso: a paired control case study

Abstract

The aim of our study is to identify the predictive factors of the child mortality in rural areas in a context of food supplementation in Burkina Faso. This is a paired control case study (1: 2), nested in a cohort. A cox regression was used to identify predictors of child mortality. A significance level of 0.05 was considered. A total of 104 deaths and 208 controls were included in the study, a sample of 312 children. The mean age of mothers was 26.13 ± 6 years. In multi-varied analysis, twins were 5.5 times more likely to die before their second birthday than non-twins. Moderate acute malnourished children were protected against death compared to severe acute malnutrition (HR = 0.03, 95 % CI [0.19-0.98], P <0.001). Other predictors child mortality were lack of a private latrine, non-breastfeeding, absence of over 65 in the household, children born to mothers under 18 years of age. Special attention should be given about feeding infants and young child born twins, to reduce the risk of dying before their second birthday.

Keywords: child mortality, predictors, food supplementation, Burkina Faso.

¹ Institut de Recherche en Sciences de la Santé, Département Biomédical et Santé Publique 03 BP7192 Ouagadougou 03, Burkina Faso.

² Institut Africain de Santé Publique, 12 BP 199, Ouagadougou, Burkina Faso.

³ Friedman School of Nutrition Science and Policy Tufts University, 150 Harrison Ave. Boston, MA 02111.

* Auteur correspondant : garanet.franck@gmail.com

Introduction

En 2015, selon l'Organisation mondiale de la santé (OMS), 4,5 millions (75 % de tous les décès des moins de cinq ans) de décès ont eu lieu dans la première année de vie. Le risque pour un enfant de décéder avant son cinquième anniversaire est 8 fois plus élevé dans la Région africaine de l'OMS que dans la Région européenne (1). Des progrès mondiaux substantiels ont été accomplis dans la réduction de la mortalité infantile depuis 1990. Le nombre de décès des enfants de moins de cinq a diminué de 12,7 (IC : 12,6 -13,0) millions en 1990 à 5,9 (IC : 5,7 -6,4) millions en 2015. Dit autrement, le nombre de décès en une journée est passé de 35.000 en 1990 à 16,000 en 1990 (1) soit une baisse de 54 %.

Selon le Fonds des Nations Unies pour l'Enfance (UNICEF), en matière des droits de l'enfant en matière de survie et de développement, la partie est loin d'être gagnée pour les familles les plus pauvres et défavorisées. Le fait qu'un enfant ait moins de chances de survivre ou d'être en bonne santé en raison de circonstances liées à sa naissance constitue une injustice flagrante et une violation de ses droits. Cela représente également un coût humain, économique, social et politique(2). Dans le même rapport, en 2015, les décès néonataux représentaient 45 % du total des décès, soit une hausse proportionnelle de 5 % par rapport à 2000. La part croissante des décès dans la période néonatale illustre la baisse plus rapide du taux de mortalité des enfants âgés de 1 à 59 mois que de celui des nouveau-nés (2).

L'Afrique au sud du Sahara, bien que détenant le taux de mortalité le plus élevé des enfants de moins de cinq dans le monde, enregistre également une baisse considérable. Le taux annuel de réduction est passé de 1,6 pour cent dans les années 1990 à 4,1 pour cent de 2000 à 2015 (3).

Ainsi d'ici à 2030, les Objectifs du Développement Durable (ODD) se fixent comme objectif 3.2 d'éliminer les décès évitables de nouveau-nés et d'enfants de moins de 5 ans, tous les pays devant chercher à ramener la mortalité néonatale à 12 pour 1 000 naissances vivantes au plus et la mortalité des enfants de moins de 5 ans à 25 pour 1 000 naissances vivantes au plus(4). Mosley et Chen ont développé le modèle théorique composé de cinq groupes de déterminants de la santé. Cette approche montre comment cinq groupes de déterminants proches influencent la survie des enfants dans les pays en développement. Les déterminants immédiats sont regroupés en cinq catégories qui sont : les facteurs maternels, la pollution environnementale, les carences en éléments nutritifs, les blessures, et le contrôle personnel de la maladie (prévention, traitement) (5).

Plusieurs autres études ont montré une relation significative entre la mortalité infantile et le niveau d'éducation des parents, l'âge de la mère au cours de la première grossesse, la prématurité, le faible poids de naissance, le type de délivrance et de l'allaitement maternel exclusif (7–11).

Les solutions pour réduire la mortalité infantile se basent sur des interventions entrant dans le cadre de l'amélioration de la santé maternelle et infantile, la lutte contre la malnutrition, l'augmentation du niveau socioéconomique (12–14).

Comme le montre la littérature, il y a eu beaucoup de recherches sur les facteurs associés au décès des enfants de moins de cinq ans (15). Toutes ces études se focalisent sur les décès néonataux et périnataux (6, 10, 16–22). Il existe de toute évidence une lacune de recherche sur les facteurs associés au décès des enfants de la tranche d'âge de 06 à 24 mois dans un contexte de supplémentation alimentaire. Alors qu'à partir de 06 mois, l'allaitement ne suffit plus pour couvrir les besoins de l'enfant et l'introduction des aliments de compléments et les préparatifs du sevrage ont un impact sur la survie de l'enfant.

De juillet 2014 à Septembre 2016, une cohorte d'enfants a reçu une supplémentation alimentaire avec une éducation nutritionnelle des mères dans le cadre de la prévention de la malnutrition et l'amélioration de la santé maternelle et infantile. Dans cette intervention les décès des enfants de 06 à 24 mois n'ont pas été intégrés comme critère de jugement. Pour combler cette lacune afin d'orienter les futures interventions de réduction des décès des enfants de moins de cinq, il nous parut nécessaire de conduire cette étude cas témoins appariée nichée dans la cohorte d'enfants supplémentés pour identifier les facteurs prédictifs du décès des enfants dans un contexte de supplémentation alimentaire et d'éducation nutritionnelle et nutritionnelle des mères en milieu rural au Burkina Faso. Ce type d'étude permet de sélectionner des témoins comparables aux cas et adapté pour les évènements rares.

Matériels et Méthodes

Description de l'intervention

L'intervention a lieu dans la région du centre nord en milieu rural dans 04 communes rurales. Dans ces 04 communes, le Projet Vim a supplémenté une cohorte d'enfants. L'objectif de l'intervention était de réduire la malnutrition chronique et aigue chez les enfants de moins de 05 ans et les femmes enceintes. La mise en œuvre de l'intervention s'est faite en utilisant les points de distribution alimentaire offrant des compléments alimentaires dans quatre bras différents (CSB14, CSB+, RUSF, SC+) aux enfants âgés de 6 à 24 mois. Aussi à partir du premier trimestre de la grossesse, les femmes ont bénéficié d'une ration au cours de la grossesse et d'une ration au cours de l'allaitement. Au Total 199 villages dans les 04 communes (Kaya, Pissila, Namissigma, et Barsalogo) ont été concernés par l'intervention. En plus de la supplémentation des enfants, une éducation nutritionnelle et sanitaire des mères en séances de groupe sur les sites de distribution a été réalisée. Les rations « femme enceinte » et « femme allaitante » étaient composées de petit pois et d'huile végétale enrichie. La ration « enfants de 6 à 24 mois » était composée selon les sous-groupes (ou bras) de :

- Bouillie à base de farine constituée d'un mélange de maïs-soja 14 (CSB14) (avec un concentré de protéines de-lait et une plus grande teneur en micronutriments) et d'huile végétale enrichie (FVO); 75g de CSB14/jour et 22,5g FVO/jour ;
- Complément alimentaire prêt à l'emploi 1 (RUSF1) ; 100g RUSF/jour ;
- Bouillie à base de farine de Super Céréale Plus (SC+) (possède une teneur accrue en micronutriments, du lait écrémé en poudre, et de l'huile FVO); 122g SC+/jour ;
- Bouillie à base de farine constituée d'un mélange de maïs-soja Plus (CSB+) préparé avec de l'huile FVO; 75g CSB+/jour et 22,5g FVO/jour.

Type et période de l'étude

Il s'agit d'une étude cas témoins appariée nichée dans une cohorte prospective d'Août 2014 à Décembre 2016.

Collecte des données

La population d'étude était constituée enfants de 06 à 24 mois de la zone d'intervention.

Une fiche de collecte de données a été élaborée. Le questionnaire a été adressé à la personne en charge de l'enfant. Les données anthropométriques et la morbidité aux cours des deux dernières semaines ont été renseignées à partir de la base de suivi de la cohorte. Les données anthropométriques ont été collectées par une équipe de 04 personnes avec un superviseur. Une balance Salter a été utilisée pour les mesures du poids et la taille a été mesurée en position couchée.

L'ensemble des cas de décès du 31 Août 2014 au 1^{er} Décembre 2016 de la cohorte ont été inclus dans l'étude. Au total 110 cas de décès ont été enregistrés dans la cohorte. Une vérification a été faite avec le ménage pour s'assurer que le décès a bien eu lieu. A l'aide des coordonnées GPS, les indications à domicile, des noms des chefs de ménage et de concession, les noms des personnes en charge consignés dans les dossiers, nous avons effectué une visite dans les ménages pour contacter effectivement le décès des enfants. Mais nous n'avons pas pu avoir des certificats de décès des enfants. Ainsi sur les 110 cas de décès enregistrés dans la cohorte, nous avons pu confirmer 104 décès (avec les personnes en charge de l'enfant) qui ont effectivement été considérés comme les cas dans cette étude. Chaque cas de décès a été apparié à deux enfants du même village comme témoin. Les 06 cas ont été des erreurs de nom d'enfant. Le premier témoin était de sexe féminin et le deuxième témoin de sexe masculin. Ces témoins ont été tirés au hasard pour chaque décès survenu dans un village parmi les enfants vivants de même âge révolus dans le village. Une liste des enfants de mêmes âges et de mêmes sexes a été dressée par village. S'il existe plus de deux enfants de même âge et de même sexe, nous avons procédé à un tirage au sort des deux témoins. Pour chaque enfant tiré comme témoin, il n'est plus éligible pour être témoin d'un autre cas de décès. Ainsi, ils ne feront plus partie de la liste des enfants éligibles dans le village pour éviter des doublons dans les témoins. La variable dépendante a été le statut de l'enfant (décédé/Vivant) et les variables indépendantes ont été les paramètres anthropométriques et les caractéristiques sociodémographiques des ménages.

Périodicité de la collecte des données

Les paramètres anthropométriques (Poids, Taille), la morbidité au cours des deux dernières semaines (Diarrhée, Fièvre), l'allaitement ont été collectés mensuellement. Les données de base à l'inclusion ont été collecté une seule fois à l'âge de 6 mois : le niveau d'éducation de la mère, l'âge de la mère, la possession du ménage et caractéristiques du ménage (sources d'eau, présence de latrine), environnement familial (Niveau d'instruction du chef de ménage, nombre d'enfants de moins de 05 ans), la saison de naissance, le niveau socioéconomique du ménage, le principal type de latrine dans le ménage, la principale source d'eau de boisson du ménage, la taille du ménage.

Echantillonnage

La taille de l'échantillon a été calculée en choisissant une proportion des témoins exposés po de 30%. En utilisant une puissance de 80 %, une signification de niveau $\alpha = 5 \%$, et un Odd Ratio pour détecter une différence entre les deux groupes de 2 et un cas pour deux témoins, nous estimons que nous avons besoin de 104 cas avec la formule si dessous. Avec $OR=2$, nous aurons une proportion des exposés de 0.45 %. La taille de notre échantillon a été donc de $104+2*104 = 312$ enfants.

Analyse des données

Les données ont été saisies avec le logiciel Epi-data 3.1 et analysées avec le logiciel Stata version 14. Un seuil de signification de 0.05 a été considéré.

Les variables pertinentes à étudier ont été sélectionnées et décrites. Une première analyse univariée a été faite avec le test de Mac Nemar.

Les variables dont le degré de signification était inférieur à 0,20 (c'est-à-dire avec une valeur de $p < 0,20$) ont été incluses dans le modèle initial de régression de cox. Aussi, les variables connues pour être associées au décès, même si l'analyse univariée n'a pas abouti à une valeur de $p < 0,20$ (variables « forcées »). Ensuite une régression de cox multiple a été réalisée en incluant progressivement les variables (la procédure en pas à pas ascendante ou forward sélection). Ces variables ont été testées progressivement pour voir leur contribution dans le modèle final.

Aussi, nous avons recherché l'existence d'interaction entre certaines variables. Une fois le modèle obtenu, nous avons vérifié à posteriori s'il n'y a pas de colinéarité entre les variables et le risque de proportionnalité pour les variables catégorielles. La détection de la multi-colinéarité a été faite à travers le facteur d'inflation de la variance (VIF). La spécification du modèle final a été faite par le Linktest. Pour le niveau socioéconomique, 20 items ont été considérés par l'analyse des composantes principales. Ces 20 items sont : la présence de seau, de bols, de tasse, de foyer à gaz, de lit, de matelas, de table, de chaise, de radio fonctionnelle, d'horloge fonctionnelle, de lampe fonctionnelle, de télévision fonctionnelle, de bicyclette fonctionnelle, de moto fonctionnelle, de téléphone fonctionnelle, de charrette fonctionnelle, de brouette fonctionnelle, d'âne ou de cheval, de volaille, de mouton ou chèvre. Pour le statut nutritionnel, l'indice a été calculé selon les normes de croissance publiées par l'OMS en 2010(23). Ensuite les z-scores ont été regroupés en 03 catégories qui sont : Z-scores < -3 (malnutrition sévère) ; $-3 \leq$ Z-scores ≤ -2 (malnutrition modérée) Z-scores > -2 (Bon état nutritionnel). Neuf (09) variables ont été retenues pour le modèle final : Le statut nutritionnel, le nombre d'enfant à la naissance, l'âge de la mère, le statut socioéconomique du ménage, l'allaitement, la présence de fièvre, l'eau de boisson, la présence de latrine, la présence de personnes de plus de 65 ans le ménage. La spécification du modèle a été faite avec le linktest.

Considérations éthiques

Pour des considérations éthiques, seuls les identifiants ont été utilisés pour l'analyse des données. Le consentement éclairé a été demandé au préalable auprès des mères/personnes en charge de l'enfant et obtenu avant la collecte des données. Les données collectées ont été enfermées à clé dans une armoire et accessible uniquement à l'investigateur principal. Le protocole de recherche a été soumis au comité d'éthique de la recherche en santé au Burkina Faso avec un avis favorable pour la conduite de la recherche.

Résultats

Au total 104 décès ont été inclus dans l'étude avec 2 témoins (208) pour chaque décès. Ce qui donne au total 312 enfants. Le diagramme de flux des cas identifiés et des témoins appariés est représenté dans la figure 1.

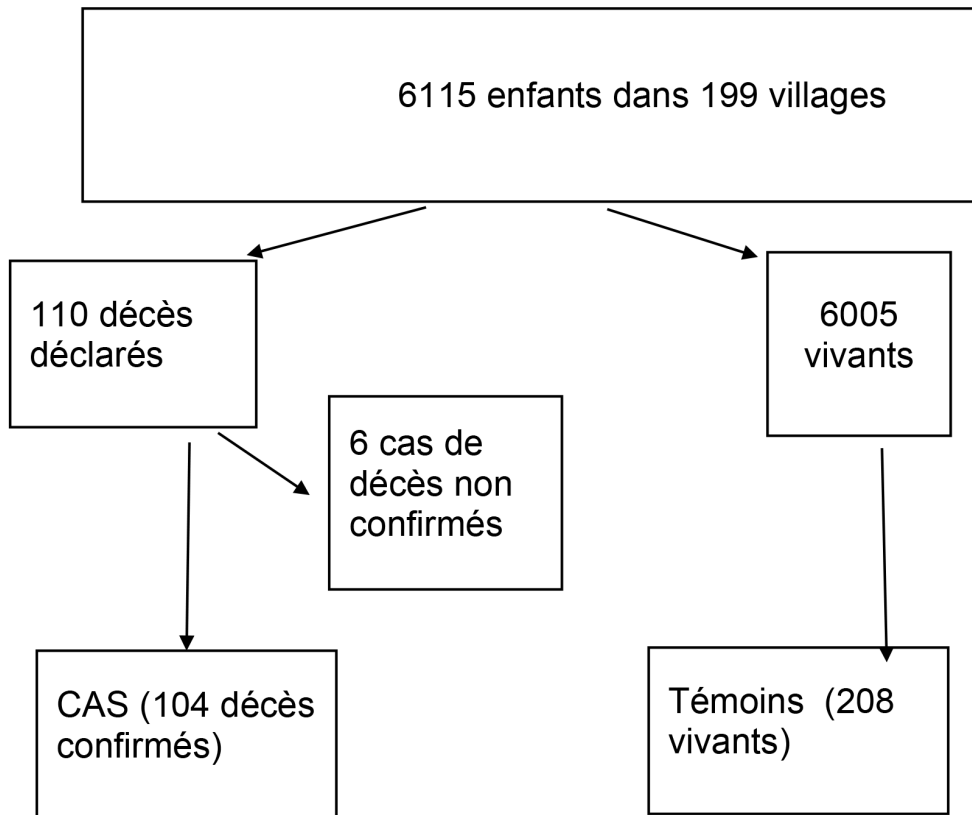


Figure 1. Diagramme de flux des cas et des témoins identifiés nichés dans l'étude de cohorte.

Caractéristiques de base de l'échantillon

Les cas et les témoins étaient comparables en ce qui concerne le statut socioéconomique, l'âge de la mère, le niveau d'éducation de la mère, le niveau d'éducation du chef de ménage, la présence de latrine dans le ménage, la taille du ménage, la principale source d'eau du ménage, statut vaccinal, et le niveau de sécurité alimentaire. Les enfants nés jumeaux étaient plus fréquents chez les décédés comparés aux vivants (9,6 % contre 2,9 %, $P=0,001$). Les nés pendant la saison sèche étaient plus fréquents les cas comparés aux vivants (8,6 % contre 3,3 %, $P=0,04$) (tableau I).

Tableau I. Caractéristiques de base de l'échantillon

	Cas (104)	Témoins (208)	Pvalue
Le statut socioéconomique			
Pauvre	48(47,06%)	103(51,24%)	0,49
Riche	54(52,94%)	98(48,76%)	
Age de la mère			
Moins de 18 ans	14(13,59%)	17(8,21%)	0,14
18-35 ans	80(77,67%)	172(83,09%)	
Plus de 35 ans	9(8,74%)	18(8,70%)	
Niveau d'éducation de la mère			
Aucun	84 (80,7%)	167(80,3%)	0,98
Primaire	15(14,4%)	30(14,4%)	
Secondaire et plus	5(4,8%)	11(5,3%)	
Niveau d'éducation du chef du ménage			
Aucun	31 (29,8%)	47(22,6%)	0,13
Primaire	49(47,1%)	112(53,9%)	
Secondaire et plus	24(23,1%)	49(23,6%)	
Présence de latrine dans le ménage			
Oui	38(36,54%)	87(41,83%)	0,37
Non	66(63,46%)	121(58,17%)	
Principal source d'eau du ménage			
Pompe	83(79,8%)	162(77,9%)	0,67
Puits	9(8,6%)	21(10,1%)	
Eau surface	12(11,5%)	25(12,0%)	
Taille du Ménage			
1 à 6	26(25,49%)	53(25,98%)	0,92
Plus de 6	76(74,51%)	151(74,51%)	
Jumeaux			
Oui	10(9,6%)	6(2,9%)	0,00
Non	94(90,4%)	202(97,1%)	
Statut vaccinal à 06 mois			
A jour	14(13,5%)	24(11,5%)	0,86
Non à jour	90(86,5%)	184(88,5%)	
Saison de Naissance			
Pluvieuse	95(91,3%)	201(96,6%)	0,04
Sèche	9(8,6%)	7(3,3%)	
Insécurité alimentaire			
Oui	6(5,77%)	200(96,15%)	0,44
Non	98(94,23%)	8(3,85%)	

Facteurs prédictifs du décès

En analyse de régression de cox multi variables, les facteurs significativement associés au décès ont été : la malnutrition aigüe sévère, les mères âgées de plus de 35 ans, la présence de personne de plus de 65 ans dans le ménage, l'allaitement maternel, le fait d'être nés jumeaux.

Les jumeaux : Le fait d'être jumeau était associé au décès. Les enfants jumeaux avaient 5 fois plus de chance de mourir que les autres enfants (HRa =5,04, IC95 % = [3,39-7,48] et P=0.001).

L'âge de la mère : Le fait d'être né de mères âgées de plus de 35 ans était associé au décès. Les enfants nés de mères âgées de plus de 35 ans avaient 80 % moins de risque de mourir par rapport aux enfants nés de mères âgées de moins de 18 ans (HRa =0,2, IC95 % = [0,07-0,54] et P=0.001).

Le statut nutritionnel était associé au décès. Les enfants bien nourris avaient 96 % moins de risque de mourir comparés aux enfants malnutris aigues sévères (HRa=0,04 ; IC95 %= [0,02-0,10] ; P-value=0,001).

L'allaitement maternel était associé au décès. Les enfants allaités avaient 24% moins de risque de mourir comparés aux enfants non allaités (HRa=0,76 ; IC95%= [0,01-0,05] ; P-value=0,001).

La présence de personnes de plus de 65 ans dans le ménage était associée au décès. Les enfants vivant dans les ménages ayant au moins une personne âgée de plus de 65 ans avaient 63 % moins de risque de mourir comparés aux autres (HRa=0,37 ; IC95 %= [0,21-0,63] ; P-value=0,001) (tableau II).

Tableau II. Facteurs prédictifs du décès en analyse multi variée et uni variée au décès

	HRb*	IC (95%)	Pvalue	HRa**	IC (95%)	Pvalue
Malnutrition aigue						
Sévère	1			1		
Modéré	0,64	[0,29-1,41]	0,27	0,43	[0,19-0,98]	0,04
Normaux	0,08	[0,04-0,16]	<0,001	0,04	[0,02-0,10]	<0,001
Statut socioéconomique						
Pauvre	1			1		
Riche	1,1	[1,02-1,20]	0,02	0,81	[0,53-1,23]	0,32
Age de la mère						
Moins de 18 ans	1			1		
18-35 ans	1,04	[0,86-1,25]	0,65	0,09	[0,03-0,22]	<0,001
Plus de 35 ans	0,7	[0,56-0,88]	0,02	0,2	[0,07-0,54]	<0,001
Niveau d'éducation (Mère)						
Aucun	1					
Primaire	0,78	[0,68-0,89]	<0,001			
Secondaire et plus	0,74	[0,63-0,88]	<0,001			
Types de latrines						
Privée	1					
Publique	0,97	[0,76-1,24]	0,85			
Brousse	1,08	[0,09-1,16]	0,04			
Taille du Ménage						
Moins de 4	1					
4 à 6	1,16	[1,06-1,35]	<0,001			
plus de 6	0,91	[0,77-1,08]	0,3			
Source d'eau de boisson						
Puits	1			1		
Eau de surface	1,35	[1,21-1,51]	<0,001	0,46	[0,22-0,95]	0,37
Saison de naissance						
Pluvieuse	1					
Sèche	1,7	[1,47-1,95]	<0,001			
Fièvre						
Non	1			1		
Oui	1,35	[1,04-1,75]	0,021	1,16	[0,88-3,01]	0,12
Allaitement						
Non	1			1		
Oui	0,17	[0,13-0,23]	<0,001	0,76	[0,01-0,56]	0,01
Présence de plus de 65 dans le ménage						
Non	1			1		
Oui	0,83	[0,77-0,89]	<0,001	0,37	[0,21-0,63]	<0,001
Jumeaux						
Non	1			1		
Oui	1,12	[0,98-1,28]	0,09	5,04	[3,39-7,48]	<0,001

*=Hazard Ratio Brute **= Hazard Ratio ajusté

Discussions

Limite de l'étude

Il s'agit d'une étude cas témoins appariée nichée dans une cohorte. Le nombre exhaustif des cas identifiés au cours de la période d'étude était de 104 juste le nombre de cas nécessaire pour conduire notre étude au regard des paramètres fixés. Pour augmenter la puissance de notre étude nous avons choisi 1 cas pour deux témoins. Nous n'avons pas investigué les causes de décès des enfants. Certaines informations sur le statut de l'enfant à la naissance n'ont pas été collectées. Malgré ces limites, le design de notre étude (étude cas témoins appariée nichée dans une cohorte) permet d'identifier les facteurs prédictifs du décès des enfants dans un contexte de supplémentation alimentaire.

Les jumeaux et le décès des enfants

En analyse multivariable, le fait d'être jumeau était associé au décès. Le fait d'être jumeau était associé au décès. Les enfants décédés avaient 5 fois plus de chance d'être des non jumeaux. Au Ghana, une analyse multiniveaux concernant 6 900 femmes, âgées de 15 à 49 ans (niveau 1), imbriquées dans 412 communautés (niveau 2) a montré que les jumeaux avaient plus de chance de mourir que les autres. Au Burkina Faso, Becher et al. dans une analyse de survie chez les enfants d'une population de 30 000 personnes couverte par un système de surveillance démographique de 1992 à 1999, ont montré que le facteur de risque de mortalité le plus important était le fait d'être issu d'une grossesse gémellaire (24). Plusieurs autres études ont montré des résultats similaires (1, 17, 18, 25). Nos résultats en analyse multivariée corroborent ceux rapportés dans la littérature. Même dans un contexte de supplémentation alimentaire, les jumeaux restent à risque de mourir avant leur deuxième anniversaire. Un suivi sanitaire régulier et rapproché serait nécessaire chez des enfants nés jumeaux.

Le statut nutritionnel et le décès des enfants dans le contexte de supplémentation alimentaire

Dans notre étude, le statut nutritionnel était associé au décès. La malnutrition est la principale cause de décès des enfants. Les enfants décédés avaient 96 % moins de risque d'être normaux comparés aux enfants malnutris aigus sévères. Dans une étude sur les niveaux de malnutrition et les facteurs de risque de mortalité à Harare Central Hospital-Zimbabwe, Chimhuya et col. ont montré que les enfants malnutris avaient 2,6 fois plus de chance de mourir que les enfants bien nourris (26). En 2017 en Iran, Gholam et collaborateurs ont montré que le faible poids de naissance étaient associés des enfants en milieu rural (6). Plusieurs autres études ont trouvés des résultats similaires (26–30). Nos résultats diffèrent de ceux rapportés dans la littérature. La malnutrition démunie l'immunité et expose les enfants aux infections aigues. Ainsi pour réduire la mortalité chez des enfants de moins de 05 ans plusieurs interventions sont mises en œuvre. Le projet Vim fait partie de ces interventions. Elle est axée sur l'éducation nutritionnelle, la supplémentation et l'amélioration des revenus des ménages. En plus de ce projet dans la région du centre nord, l'Organisation des Nations Unies pour l'Alimentation et l'Agriculture (FAO), Le Programme Alimentaire Mondiale (PAM) en partenariat avec le district sanitaire de Kaya (DSK) dépistent les enfants malnutris dès l'âge de 06 ans suivi d'une prise en charge en ambulatoire ou en milieu hospitalier selon le niveau de gravité. Malgré ces multiples interventions, la malnutrition reste

associée aux décès des enfants avant leur deuxième anniversaire. Ceci pourrait être dû au retard de consultations mais aussi à l'inefficacité des interventions dans la détection précoce, le contrôle et la prise en charge des enfants malnutris.

L'âge de la mère et l'allaitement maternel : Le fait d'être né de mères âgées de plus de 35 ans était associé au décès. Les enfants décédés avaient 80 % moins de risque d'être nés de mères âgées de plus de 35 ans par rapport aux enfants nés de mères âgées de moins de 18 ans. Les enfants décédés avaient 24 % moins de risque d'être allaités comparés aux enfants non allaités.

Dans la plupart des études, le fait d'être né de mères âgées de moins de 20 ans était un facteur associés au décès (31–35). Becher *et al.* ont également montré que les mères âgées de moins de 18 ans avaient plus de risque de perdre leur enfant avant le premier anniversaire. Nos résultats sont similaires à ceux rapportés par Becher. Plusieurs autres auteurs ont rapporté des résultats similaires. En effet les adolescentes sont moins expérimentées pour donner des soins aux enfants.

La présence de personnes de plus de 65 ans dans le ménage

La présence de personnes de plus de 65 ans dans le ménage était associée au décès. Les enfants décédés avaient 63 % moins de risque d'être dans un ménage ayant au moins une personne âgée de plus de 65 ans comparés au ménage sans une personne âgée de plus de 65 ans. Les études n'ont pas exploré la présence de personnes âgées de plus de 65 ans dans les analyses des facteurs associés au décès dans enfants avant leur deuxième anniversaire. En Afrique, la présence de personnes de plus de 65 ans dans le ménage occupe une grande place dans les soins aux enfants et la garde des enfants lors de l'absence des parents. Aussi, les grands parents accorderaient une place importante dans l'alimentation de leurs petits-enfants.

Conclusion

Dans cette étude cas témoins appariée nichée dans une cohorte d'enfants supplémentés avec une éducation sanitaire et nutritionnelle en milieu rural, les jumeaux avaient 5,5 fois plus de risque de mourir avant leur deuxième anniversaire par rapport aux non jumeaux. Les enfants malnutris aigue modérée étaient protégés contre le décès comparés aux malnutris aigues sévères (HR=0,03 ; IC95 % [0,19-0,98], P <0,001). Les autres facteurs prédictifs du décès ont été, le non allaitement au sein, l'absence de personnes âgées de plus de 65 dans le ménage, les enfants nés de mères âgées de moins de 18ans. Une attention particulière doit être apportée à l'alimentation du nourrisson et du jeune enfant né jumeau, pour réduire le risque de mourir avant leur deuxième anniversaire.

Références bibliographiques

1. LIU L., BLACK R. E. Child survival in 2015: much accomplished, but more to do. *The Lancet*. déc 2015;386(10010):22345.
2. **Fonds des Nations unies pour l'enfance.** LA SITUATION DES ENFANTS DANS LE MONDE 2016 :l'égalité des chances pour chaque enfant. New York; UNICEF; 2016 p. 184. [En ligne].https://www.unicef.org/french/publications/files/UNICEF_SOWC_2016_French_LAST.pdf [consulté le 26 novembre 2018].
3. BLACK R. E., MORRIS S. S., BRYCE J. Where and why are 10 million children dying every year? *Lancet*. 28 juin 2003;361(9376):222634.
4. FARIGOUL S. Objectifs de développement durable. Développement durable. [En ligne]. <http://www.un.org/sustainabledevelopment/fr/objectifs-de-developpement-durable/>. [consulté le 26 novembre 2018].

5. **WH MOSLEY & LC CHEN.** An analytical framework for the study of child survival in developing countries. *Population and Development Review* 1984; 10(Suppl): 25-45.
6. **SHARIFZADEH G. R., NAMAKIN K., MEHRJOOFARD H.** An Epidemiological Study on Infant Mortality and Factors Affecting it in Rural Areas of Birjand, Iran. *Iranian Journal of Pediatrics* 2008. 18(4):335-342.
7. **SHIKUR B., DERESSA W., LINDTJØRN B.** Association between malaria and malnutrition among children aged under-five years in Adami Tulu District, south-central Ethiopia: a case-control study. *BMC Public Health*. 2016;16:174.
8. **JIN S. G., YANG G. H., BOS E., WANG J., LUO J. H., YANG J., et al.** Child mortality patterns in rural areas of Anhui and Henan provinces in China, 1990. *Biomed Environ Sci*. sept 1998;11(3):26476.
9. **KIM T., HONG S. I., PARK S. Y., JUNG J., CHONG Y. P., KIM S-H., et al.** Clinical Features and Outcomes of Spontaneous Bacterial Peritonitis Caused by *Streptococcus pneumoniae*: A Matched Case-Control Study. *Medicine (Baltimore)*. mai 2016;95(22):e3796.
10. **DUBE L., TAHA M., ASEFA H.** Determinants of infant mortality in community of Gilgel Gibe Field Research Center, Southwest Ethiopia: a matched case control study. *BMC Public Health*. 27 avr 2013;13:401.
11. **VARGHESE S., PRASAD J. H., JACOB K. S.** Domestic violence as a risk factor for infant and child mortality: a community-based case-control study from southern India. *Natl Med J India*. juin 2013;26(3):1426.
12. **GÜLMEZOĞLU A. M., LAWRIE T. A., HEZELGRAVE N., OLADAPO O. T., SOUZA J. P., GIELEN M., et al.** Interventions to Reduce Maternal and Newborn Morbidity and Mortality. In: Black RE, Laxminarayan R, Temmerman M, Walker N, éditeurs. *Reproductive, Maternal, Newborn, and Child Health: Disease Control Priorities, Third Edition (Volume 2)*. Washington (DC): The International Bank for Reconstruction and Development / The World Bank; 2016. [En ligne] <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/books/NBK361904/>, [consulté le 26 novembre 2018].
13. **COLLINS R., REITH C., EMBERSON J., ARMITAGE J., BAIGENT C., BLACKWELL L., et al.** Interpretation of the evidence for the efficacy and safety of statin therapy. *Lancet Lond Engl*. 19 2016;388(10059):253261.
14. **BRYCE J., EL ARIFEEN S., PARIYO G., LANATA C., GWATKIN D., HABICHT J.-P., et al.** Reducing child mortality: can public health deliver? *Lancet*. 12 juill 2003;362(9378):15964.
15. **MCKINNEY D., HOUSE M., CHEN A., MUGLIA L., DEFRANCO E.** The Influence of Interpregnancy Interval on Infant Mortality. *Am J Obstet Gynecol*. 2017;216(3):316.e1-316.e9.
16. **RASELLA D., AQUINO R., SANTOS C.A.T., PAES-SOUSA R., BARRETO M. L.** Effect of a conditional cash transfer programme on childhood mortality: a nationwide analysis of Brazilian municipalities. *Lancet*. 6 juill 2013;382(9886):5764.
17. **MENDES K. G., OLINTO M.T.A., Da COSTA J. S. D.** Case-control study on infant mortality in Southern Brazil. *Rev Saude Publica*. avr 2006;40(2):2408.
18. **GHOSH R., BHARATI P.** Determinants of infant and child mortality in periurban areas of Kolkata city, India. *Asia Pac J Public Health*. janv 2010;22(1):6375.
19. **SANTOS S. L. D., SANTOS L. B., CAMPELO V., SILVA A. R.V. Da.** Factors Associated with Infant Mortality in a Northeastern Brazilian Capital. *Rev Bras Ginecol E Obstet Rev Fed Bras Soc Ginecol E Obstet*. oct 2016;38(10):48291.
20. **SWENSON I. E., NGUYEN M. T., PHAM B. S., VU Q. N., VU D. M.** Factors influencing infant mortality in Vietnam. *J Biosoc Sci*. juill 1993;25(3):285302.
21. **YIRGU R., MOLLA M., SIBLEY L., GEBREMARIAM A.** Perinatal Mortality Magnitude, Determinants and Causes in West Gojam: Population-Based Nested Case-Control Study. *PLoS ONE*. 2016;11(7):e0159390.
22. **WAITE A. J., COOMBS R. C., MCKENZIE A., DAMAN-WILLEMS C., COHEN M. C., CAMPBELL M. J., et al.** Mortality of babies enrolled in a community-based support programme: CONI PLUS (Care of Next Infant Plus). *Arch Dis Child*. juill 2015;100(7):63742.
23. **OMS, Organisation Mondiale de la Santé.** WHO child growth standards: length/height-for-age, weight-for-age, weight-for-length, weight-for-height and body mass index-for-age ; methods and development. Geneva: WHO Press; 2006. 312 p. [En ligne]. https://www.who.int/childgrowth/standards/Technical_report.pdf (consulté le 26 novembre 2018).
24. **BECHER H., MÜLLER O., DAMBACH P., GABRYSCH S., NIAMBA L., SANKOH O., et al.** Decreasing child mortality, spatial clustering and decreasing disparity in North-Western Burkina Faso. *Tropical Medicine & International Health*. avr 2016;21(4):54655.

- 25. DUBE L., TAHA M., ASEFA H.** Determinants of infant mortality in community of Gilgel Gibe Field Research Center, Southwest Ethiopia: a matched case control study. *BMC Public Health*. 27 avr 2013;13:401.
- 26. CHIMHUYA S., KAMBARAMI R. A., MUJURU H.** The levels of malnutrition and risk factors for mortality at Harare Central Hospital-Zimbabwe: an observation study. *Cent Afr J Med*. août 2007;53(58):304.
- 27. BLACK R. E., ALLEN L. H., BHUTTA Z. A., CAULFIELD L. E., DE ONIS M., EZZATI M., et al.** Maternal and child undernutrition: global and regional exposures and health consequences. *Lancet*. 19 janv 2008;371(9608):24360.
- 28. BEREKA S. G., HABTEWOLD F. G.** Under-Five Mortality of Children and its Determinants in Ethiopian Somali Regional State, Eastern Ethiopia. *Health Sci J*. 2017;11:3.
- 29. SADEK M.** Infant Mortality Factors of Bangladesh. 2016 [cité 1 juill 2018]; Disponible sur: <http://lup.lub.lu.se/student-papers/record/8878528>
- 30. ETTARH R. R., KIMANI J.** Determinants of under-five mortality in rural and urban Kenya. *Rural Remote Health*. 2012;12:1812.
- 31. DERIBEW A., TESSEMA G. A., DERIBE K., MELAKU Y. A., LAKEW Y., AMARE A. T., et al.** Trends, causes, and risk factors of mortality among children under 5 in Ethiopia, 1990-2013: findings from the Global Burden of Disease Study 2013. *Popul Health Metr*. 2016;14:42.
- 32. MUSAFILI A., ESSÉN B., BARIBWIRA C., BINAGWAHO A., PERSSON L.-Å., SELLING K. E.** Trends and social differentials in child mortality in Rwanda 1990-2010: results from three demographic and health surveys. *J Epidemiol Community Health*. 2015;69(9):83440.
- 33. LEE H.-Y., VAN DO D., CHOI S., TRINH O. T. H., TO K. G.** Trends and determinants of infant and under-five childhood mortality in Vietnam, 1986–2011. *Glob Health Action*. 2016 Feb 29;9:29312. doi: 10.3402/gha.v9.29312. eCollection 2016. [En ligne]. <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC4780095/>. [consulté le 26 novembre 2018].
- 34. KHADKA K. B., LIEBERMAN L. S., GIEDRAITIS V., BHATTA L., PANDEY G.** The socio-economic determinants of infant mortality in Nepal: analysis of Nepal Demographic Health Survey, 2011. *BMC Pediatr*. 2015 [En ligne]. <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC4603581/> [consulté le 26 novembre 2018].
- 35. ROCHE N. E., ABDUL-HAKEEM F., DAVIDOW A. L., THOMAS P., KRUSE L.** The Epidemiology of Infant Mortality in the Greater Newark, New Jersey Area: A New Look at an Old Problem. *Journal of the National Medical Association*. févr 2016;108(1):4553.