

Université de Montréal

**La gratuité des soins associée à l'amélioration de la qualité des soins est-elle efficace pour maintenir l'utilisation des services à long terme et améliorer la santé infantile au Burkina Faso ?**

Y.S. David Zombré

Département de médecine sociale et préventive  
École de santé publique

Thèse présentée à l'École de santé publique  
En vue de l'obtention du grade de Philosophiae Doctor (PhD) en Santé publique  
Option Épidémiologie

Avril 2018

© Y.S. David Zombré, 2018

## Resumé

**Problématique :** L'amélioration de l'accessibilité financière aux soins de santé est essentielle pour réduire la morbidité et de la mortalité infantile dans les pays à ressources limitées. Cependant, les preuves disponibles sur la relation entre un accès accru aux soins et l'amélioration la santé infantile, dans le long terme, demeurent insuffisantes et parfois inconnues. Dans le contexte spécifique de la région du Sahel au Burkina Faso où les niveaux élevés de morbidité et de malnutrition coïncident avec un faible recours aux soins, une intervention de santé publique associant la gratuité des soins à l'amélioration de la qualité des soins et à la prise en charge de la malnutrition dans la communauté a été mise en œuvre en septembre 2008.

**Objectifs :** En utilisant des approches statistiques et épidémiologiques appliquées aux données transversales et de séries chronologiques, cette thèse vise à apporter une meilleure compréhension de la façon dont la présence de l'intervention dans les communautés peut augmenter et maintenir l'utilisation des services de santé à long terme et améliorer la santé des enfants de moins de cinq ans. Les objectifs spécifiques sont : 1) évaluer le maintien à long terme des effets de l'intervention sur l'utilisation des services de santé chez les enfants de moins de cinq ans, 2) évaluer l'effet contextuel de l'intervention, quatre ans après le début de sa mise en œuvre, sur la probabilité de survenue d'une maladie et sur la probabilité d'utilisation des services de santé chez les enfants de moins de cinq ans, et 3) évaluer l'effet contextuel de l'intervention, quatre ans après le début de sa mise en œuvre, sur le retard de croissance chez les enfants de moins de cinq ans.

**Méthodes :** Les données proviennent du système national d'information sanitaire, d'une enquête rétrospective sur les services de santé ainsi que d'une enquête de ménages réalisée quatre ans après le début de l'intervention dans 41 villages du district d'intervention et 51 villages du district de comparaison. Nous avons utilisé un plan quasi expérimental à séries temporelles interrompues avec groupe de comparaison pour évaluer les effets immédiats et à long terme de l'intervention sur les taux d'utilisation des services de santé. Ensuite, un plan d'étude transversale post-intervention avec un groupe de comparaison nous a permis d'évaluer l'effet contextuel de l'intervention sur la probabilité de survenue d'une maladie, sur la probabilité d'utilisation des services de santé et sur le retard de croissance chez les enfants de moins de cinq ans. La stratégie analytique a combiné la méthode de pondération par les scores

de propension pour équilibrer les covariables entre les deux groupes, la modélisation binomiale négative à effets mixtes, les régressions linéaire et logistique multiniveaux.

**Résultats :** L'intervention de gratuité des soins associée à l'amélioration de la qualité des soins et à la prise en charge de la malnutrition dans la communauté était associée à l'augmentation et au maintien de l'utilisation des services de santé au-delà de quatre ans (ratio des taux d'incidence = 2,33 ; IC 95 % = 1,98 – 2,67). En outre, comparativement aux enfants vivant dans le district de contrôle, la probabilité d'utiliser les services de santé était de 17,2 % plus élevée chez les enfants vivant dans le district d'intervention (IC 95 % = 15,01–26,6) ; et de 20,7 % plus élevée lorsque l'épisode de maladie était sévère (IC 95 % = 9,9–31,5). Ces associations étaient significatives, quels que soient la distance par rapport aux centres de santé et le statut socio-économique du ménage. Par ailleurs, alors que le contexte de résidence expliquait 9,36 % de la variance du retard de croissance (corrélation intraclasse = 9,36 % ; IC 95 % = 6,45–13,38), la présence de l'intervention dans les villages n'explique que 2 % de la variance du retard de croissance. Cependant, nous n'avons pas pu démontrer que la présence de l'intervention dans les communautés était associée à une réduction de la probabilité de survenue d'un épisode de maladie (Différentiel des probabilités = 4.4 ; IC 95% = -1.0 – 9.8), ni à une amélioration significative de l'état nutritionnel des enfants de moins de cinq ans (RC = 1,13 ; IC 95 % = 0,83–1,54).

**Conclusion :** Cette thèse souligne que la gratuité des soins associée à l'amélioration de la qualité des soins et à la prise en charge de la malnutrition dans la communauté est efficace pour augmenter et maintenir l'utilisation des services de santé et réduire les inégalités géographiques de recours aux soins. Cependant, cette intervention n'était pas associée à une amélioration des résultats de santé infantile. Bien que des études longitudinales rigoureuses soient nécessaires pour comprendre pleinement l'influence potentielle de cette intervention sur la morbidité, cette thèse plaide pour la nécessité d'agir simultanément sur les autres déterminants sociaux de la santé et d'intégrer, de manière synergique, des interventions spécifiques à la nutrition pour plus d'impact sur la santé infantile.

**Mots clés :**

Gratuité des soins, exemption des paiements, maintien des effets à long terme, accès aux soins de santé, santé infantile, inégalités de santé, morbidité, statut nutritionnel, retard de croissance, effets contextuels, intervention populationnelle, pays à faible revenu, analyses multiniveaux,

pondération par la probabilité inverse de sélection, séries temporelles interrompues contrôlées, régression boostée généralisée, proportion de la variance expliquée.

# Abstract

**Introduction:** Improving financial access to health care is believed to be essential for reducing the burden of child morbidity and mortality in resource-limited settings, but the available evidence on the relationship between increased access and health remains scarce and the long-term issues are still unknown. In the specific context of the Sahel region in Burkina Faso where high levels of morbidity and malnutrition coincide with low health care use, a pilot intervention for free health care including quality of care improvement and management of malnutrition at the community level was implemented in September 2008.

## **Objectives:**

Using statistical and epidemiological approaches applied to cross-sectional and time series data, this thesis aims to provide a better understanding of how the presence of intervention in communities can increase and maintain long-term use of health services and improve the health of children under five years. The specific objectives are: 1) to evaluate the long-term effects of the intervention on the use of health services in children under the age of five, 2) to estimate the contextual effect of intervention on the probability of occurrence of and the likelihood of health services being used by children under five, four years after the start of its implementation, and 3) to evaluate the contextual effect of the intervention on stunting in children under five, four years after the start of its implementation.

**Methods:** The data for the analyses were provided from a variety of sources including the national health information system, a retrospective health services survey, and a household survey conducted four years after the intervention onset in 41 villages in the intervention district and 51 villages in the comparison district. We used a quasi-experimental controlled interrupted time-series design group to analyze the immediate and long-term effects of the intervention on the rate of health services utilization in children under five. Then, a quasi-experimental post-test-only design that included a control group allowed us to evaluate the contextual effect of the intervention on the probability of occurrence of a disease, on the probability of use of health services, and stunting in children under five. The analytic strategy combined the propensity score weighting method to balance the covariates between the two groups, two-level mixed-effects negative binomial, and linear and logistic regression models to account for the hierarchical structure of data.

**Results:** The intervention for free health care including quality of care improvement and management of malnutrition at the community level was associated with an increased and maintained use of health services beyond four years after the onset of intervention (incidence rate ratio = 2.33; 95% CI = 1.98–2.67). In addition, compared to children living in the comparison district, the probability of using health services was 17.2% higher among those living in the intervention district (95% CI = 15.0–26.6); and 20.7% higher when the illness episode was severe (95% CI = 9.9–31.5). These associations were significant regardless of the distance to health centers and the socio-economic status of households. In addition, inequalities in the use of care were less pronounced in the intervention villages compared to those in the control village. Finally, the results also showed that the residence context accounted for 9.36% of the variance in stunting (intra-class correlation = 9.36% ; 95% CI = 6.45–13.38), and only 2% of the variance in stunting was explained by the intervention. However, we could not demonstrate that the intervention in these communities was associated with a reduced probability of an illness occurring (AME=4.4 (95% CI: -1.0 – 9.8), nor with a significant improvement in the nutritional status among children under five (OR = 1.13; 95% CI = 0.83–1.54).

**Conclusion:** This thesis underlines the importance that affordable health care, including quality of care, as well as improving the management of malnutrition at the community level, are effective in increasing and maintaining the use of health services and reduce geographical inequalities in the use of care. However, this intervention was not associated with improved child health outcomes. Although rigorous longitudinal studies are necessary to fully understand the potential influence of this intervention on morbidity, this thesis highlights the need to simultaneously act on other social determinants of health and to synergistically integrate nutrition-specific interventions for greater impact on child health.

**Keywords:**

User fee removal, free care policies, population intervention, maintained effects, access to health care, child health, health inequalities, morbidity, nutritional status, stunting, contextual effects, low-income countries, multilevel analysis, controlled-interrupted time series, generalized boosted regression, proportion of variance explained.

# Table des matières

Resumé.....	i
Abstract.....	iv
Liste des tableaux.....	ix
Liste des figures.....	x
Liste des sigles .....	xi
Remerciements .....	xiii
<b>Introduction.....</b>	<b>1</b>
<b>Chapitre 1. État des connaissances.....</b>	<b>6</b>
1.1. Contexte du Burkina Faso .....	6
1.1.1. Données sociodémographiques et sanitaires .....	6
1.1.2. Financement et organisation du système de santé .....	7
1.2. Revue de la littérature .....	9
1.2.1. Les mesures de l'utilisation des services de santé .....	9
1.2.2. Les facteurs associés à l'utilisation des services .....	10
1.2.3. Les mesures de la morbidité infantile.....	11
1.2.4. Les facteurs associés à la morbidité infantile .....	12
1.2.5. La malnutrition, le statut nutritionnel et les facteurs associés.....	13
1.2.6. Les déterminants contextuels de l'utilisation des services et de la morbidité infantile .....	18
1.2.7. Les interventions pour réduire la morbidité infantile .....	19
1.2.8. Les stratégies visant à améliorer l'accès aux soins.....	20
1.2.9. Les effets des politiques de gratuité des services .....	22
1.3. Les lacunes de la littérature sur les effets des politiques de gratuité .....	25
<b>Chapitre 2. La contribution de l'épidémiologie à la recherche interventionnelle et à l'évaluation des interventions de santé publique .....</b>	<b>28</b>
2.1. L'évaluation des interventions de santé publique .....	28
2.2. La contribution de l'épidémiologie.....	28
2.2.1. La contribution de l'épidémiologie à l'établissement des preuves en santé publique .....	29
2.2.2. La contribution de l'épidémiologie à l'estimation de l'effet causal des interventions en santé publique .....	29
2.2.3. La contribution de l'épidémiologie au choix des plans d'étude et des méthodes d'analyse appropriés .....	30
<b>Chapitre 3. Le contexte l'intervention, le cadre conceptuel et les objectifs de la thèse...32</b>	
3.1. Contexte de l'étude et de l'intervention .....	32
3.1.1. Contexte de l'étude.....	32
3.1.2. L'intervention .....	33
3.2. Cadre conceptuel de la thèse .....	35
3.3. Objectifs et hypothèses .....	38
<b>Chapitre 4. Méthodologie.....</b>	<b>40</b>

4.1. Plan de l'étude.....	42
4.2. Sources des données.....	43
4.2.1 Données spécifiques à l'objectif 1 (article 1) .....	43
4.2.2 Données spécifiques aux objectifs 2 et 3 (articles 2 et 3).....	44
4.3. Description des variables .....	47
4.3.1. Variables de résultat.....	47
4.3.2. Variable d'exposition .....	49
4.3.3. Covariables de l'étude .....	50
4.4. Considérations éthiques .....	52
4.5. Analyses statistiques .....	52
4.5.1. Analyses statistiques spécifiques à l'objectif 1 (article 1).....	52
4.5.2. Analyses statistiques spécifiques aux objectifs 2 et 3 (article 2 et 3).....	54
<b>Chapitre 5. Le maintien des effets à long terme de l'intervention de gratuité des soins associée à l'amélioration de la qualité des soins sur l'utilisation des services de santé infantile .....</b>	<b>57</b>
5.1. Préface.....	57
5.2 Article 1.....	58
<b>Chapitre 6. Les effets contextuels de la gratuité des services sur le recours aux soins et la morbidité générale .....</b>	<b>80</b>
6.1 Préface.....	80
6.2 Article 2.....	81
<b>Chapitre 7. Les effets contextuels de la gratuité des services sur le statut nutritionnel des enfants de moins de cinq ans.....</b>	<b>101</b>
7.1 Préface.....	101
7.2 Article 3.....	102
<b>Chapitre 8. Discussion .....</b>	<b>125</b>
8.1 Sommaire des résultats.....	125
8.2 Contribution de la thèse .....	127
8.2.1 Contribution pour la politique actuelle de gratuité des soins au Burkina Faso .....	127
8.2.2 Enseignements tirés du cadre conceptuel pour évaluer les politiques de gratuité.....	129
8.2.3 Contribution de l'épidémiologie à l'évaluation des politiques de gratuité.....	131
8.3. Implications pour la recherche et la pratique en santé publique .....	135
8.3.1 Besoin d'études d'impact à long terme .....	135
8.3.2 Hétérogénéité des effets et facteurs associés.....	136
8.4 Forces et limites de la thèse .....	136
8.4.1. Forces.....	137
8.4.2. Validité interne .....	138
8.4.3. Validité externe.....	140
<b>Conclusion .....</b>	<b>142</b>
<b>Références.....</b>	<b>143</b>
<b>Annexe A – Approbation éthique .....</b>	<b>xiv</b>

<b>Annexe B – Questionnaire de l’enquête de ménages .....</b>	<b>xvi</b>
<b>Annexe C – Questionnaire maladie d’enfants.....</b>	<b>xxiv</b>
<b>Annexe D – Questionnaire de l’enquête sur les services de santé.....</b>	<b>xxx</b>

# Liste des tableaux

## Thèse

Tableau 1. Récapitulatifs des objectifs, méthodes et sources des données utilisées dans la thèse .....	41
Tableau 2. Synthèse des données des enquêtes de ménage .....	45

## Article 1

Table 1. Descriptive statistics of the comparison and intervention group .....	69
Table 2. Results comparing fitting of models using different kind of post intervention trend	70
Table 3. Parameter estimates, 95% confidence intervals and p-values from the most parsimonious segmented regression models .....	71
Table 4. Absolute and relative effects of the user fees exemption policy on the use of health service among children under five (one to six years' post-policy) .....	72

## Article 2

Table 1. Characteristics between intervention and comparison group on all covariates before and after propensity score weighting .....	92
Table 2. Predicted probabilities of an illness episode and use of health services according to distance, SES, and illness severity (95% confidence interval) (Comparing Simple Multilevel regression with boosted propensity score with IPTW) .....	94

## Article 3

Table 1. Characteristics of children in the intervention and comparison group before and after balancing by propensity score .....	116
Table 2. Relationship between intervention and child anthropometric measurements for children .....	117
Table 3. Multilevel logistic regression analysis of stunting status in the children under five .....	118
Table 4. Single level (Model 1) and multilevel (Models 2 and 3) logistic regression analyses modeling risk of stunting .....	119

## Liste des figures

### Thèse

Figure 1. Cadre de référence pour analyser les déterminants de la malnutrition.....	17
Figure 2. Cadre conceptuel des déterminants de la morbidité infantile.....	27
Figure 3. Localisation des quatre districts et leurs centres santé .....	33
Figure 4. Description du modèle logique de l'intervention .....	35
Figure 5. Modèle conceptuel de la relation entre l'exposition à l'intervention et ses composantes, l'utilisation des services et la morbidité infantile.....	37

### Article 1

Figure 1. Location of the 4 districts with their primary health care facilities.....	63
Figure 2. Evolution of the mean rate of health services utilization among children under five in comparison and intervention districts, 2004-2014.....	73

### Article 2

Figure 1. Predicted probabilities of health service use by distance to health facility, by district .....	95
Figure 2. Predicted probabilities of health services use in the event of severe illness stratified by distance and household wealth.....	96

### Article 3

Figure 1. Potential pathways of impact for the intervention.....	111
--	-----

## Liste des sigles

CHU : Centre hospitalier universitaire  
CMA : Centre médical avec antenne chirurgicale  
COGES : Comités de gestion  
CSPS : Centre de santé et de promotion sociale  
ECHO : Commission d'aide humanitaire de l'Union européenne  
EDS : Enquêtes démographiques et de santé  
EPI : Expanded Program on Immunization  
ET : Écart type  
GBM : Generalized boosting modeling  
GPS : Global positioning system  
HAZ : Height-for-age z-score  
IPTW : Inverse probability of treatment weights  
MICS : Enquêtes en grappes à indicateurs multiples  
OMS : Organisation mondiale de la santé  
ONG : Organisation non gouvernementale  
PSN : Politique sanitaire nationale  
SMART : Enquêtes nationales sur la nutrition  
UFR : User fees removal  
UNICEF : Fonds des nations unies pour l'enfance  
USD : Dollar américain  
WAZ : Weight-for-Age Z-scores

*À ma mère Aminata, à Adissa, à mon fils et à mon cher et regretté père,  
À mon très cher ami et regretté Seydou Sebgo qui a été arraché à notre affection si tôt.*

# Remerciements

Cette thèse est le fruit d'une aventure humaine, d'une collaboration scientifique unique et exemplaire entre un jeune chercheur en quête de renforcer ses connaissances en santé publique et des chercheurs issus de milieux multidisciplinaires et complémentaires.

Tout d'abord, je tiens à remercier Valéry Ridde, mon directeur de thèse et mentor, pour ses années de soutien, de partage et d'encouragements à poursuivre des aventures intellectuelles et analytiques. Valéry m'a conseillé tout au long du processus de rédaction de cette thèse et m'a fourni des commentaires qui ont façonné et amélioré énormément mon travail. Merci d'avoir cru en moi, merci pour le soutien humain et intellectuel hors du commun et les précieux conseils et merci de m'avoir offert l'occasion de collaborer dans plusieurs projets de recherche depuis 2011.

Je suis aussi particulièrement reconnaissant à ma codirectrice Manuela de Allegri pour ses conseils méthodologiques, la rigueur scientifique et le souci du détail. Je suis profondément reconnaissant pour sa disponibilité et pour son soutien et ses encouragements tout au long de ce parcours.

L'expression de ma profonde gratitude s'adresse également à ma codirectrice Kate Zinszer pour sa confiance, son soutien méthodologique pour améliorer cette recherche et renforcer mes compétences en épidémiologie. Merci pour son implication cruciale, pour les nombreuses heures de réunions pour aborder les défis et les décisions analytiques.

Vous m'avez tous amené à me dépasser et à réfléchir au-delà des préceptes épidémiologiques tout en me permettant de développer des compétences multiformes et de renforcer ma confiance en tant que jeune chercheur.

Merci à Maria Victoria Zunzunegui pour ses conseils avisés pour améliorer mes compétences en épidémiologie.

Merci au Dr Slim Haddad pour son soutien et pour ses conseils méthodologiques et son aide au début de la thèse.

Mes remerciements vont également à Kristina Yambré, à Serge Alfred Sedego, à Laurent Nikiéma, à Ludovic Queuille, à Adama Hema, à Monica Rinaldi et à toute l'équipe de l'ONG

Help pour m'avoir grandement ouvert les portes de leur institution et pour avoir facilité mes séjours sur le terrain.

Je remercie également Moussa Bougma et Isabelle Agier ainsi que Rolf Heinmuller pour la collaboration et leur soutien lors de la collecte des données à Dori et à Gorom-Gorom en 2012.

Merci aux enquêteurs, aux responsables des districts de Dori, Gorom-Gorom, Djibo et Sebba ainsi qu'à toutes les personnes interrogées dans le cadre de cette recherche.

Ce travail n'aurait pu être possible sans le soutien financier de mon directeur de recherche ainsi que plusieurs institutions canadiennes. Je remercie le Fonds de recherche en santé du Québec, le Centre de recherche sur le développement international, le Programme de formation à la recherche en santé mondiale (Santé-Cap), la Faculté des études supérieures et postdoctorales de l'Université de Montréal, le Réseau de recherche en santé publique du Québec.

Merci à Marc-Antoine Tutt-Guérrette pour la relecture de ce travail.

Enfin, je suis très reconnaissant à beaucoup de gens merveilleux qui m'ont encouragé et soutenu tout au long du processus de rédaction de cette thèse.

À Diane Saré pour son affection, son soutien et pour sa présence.

Merci à Joël Kiendrébéogo, à ma grande sœur Kadidiatou Kadio, à Bertrand Méda mon partenaire d'échanges et de réflexions méthodologiques, à René Tabsoba, à Marie-Claire-Ishimo, à Diane Dondbzanga, à Ina Traoré, à Gauthier Tougri, à Ghislain Nikiéma, à Isidore Solieunou, Paul Yarga, à Artistide et Deborah, à Rita, à Émilie Robert, à Loubna Belaid et à Thomas Druetz à Lara Gautier pour leurs amitiés et encouragements.

Je suis également reconnaissant à mes parents, qui m'ont inculqué les valeurs du courage et de la persévérance et sans qui cette thèse n'aurait pu voir le jour.

À ma mère et à ma tante Adissa, merci de toujours croire en moi et d'être toujours si fière de moi.

Toute ma gratitude à mes frères et sœurs, à Nadine et Ulrich, à Jacques Zombré et à mon grand-père André Zombré pour leurs prières, leurs bénédictions et leurs soutiens multiformes.

## Introduction

Malgré les progrès significatifs réalisés ces dernières années, la santé des enfants demeure une préoccupation majeure dans les pays à faible revenu et au Burkina Faso, en particulier. En 2016, 85 enfants burkinabè sur 1 000 sont morts avant d'avoir atteint leur cinquième anniversaire et la plupart d'entre eux durant leur première année de vie [1]. Plus de la moitié de ces décès sont dues à des infections respiratoires aiguës, à la diarrhée, à la rougeole et au paludisme. En outre, plus d'un million d'enfants sont encore affectés chaque année par la malnutrition qui demeure le principal facteur sous-jacent à la morbidité avec 45 % des décès infantiles [2].

Pourtant, des interventions simples et peu coûteuses existent pour réduire ce fardeau de la morbidité infantile [3, 4], mais l'accès aux soins de santé demeure extrêmement faible dans ce pays ; puisque seulement un enfant sur deux a accès aux soins de santé formels, en cas de maladie [5]. Si ce manque d'accès aux soins de santé explique 6 à 70 % de la morbidité infantile, un nombre élevé de décès s'expliquent également par les retards dans la recherche de soins [6]. À l'évidence, la probabilité de recours aux soins en réponse à l'apparition de symptômes et de signes des maladies infectieuses les plus couramment associées à morbidité infantile et à la malnutrition est négativement influencée par un grand nombre de facteurs. Notamment, les frais que les utilisateurs des centres de santé s'acquittent au point de service ont été identifiés comme l'un des plus grands obstacles à l'accès aux soins [7-9]. En réalité, ces frais entraînent une réduction de l'utilisation des services de santé, un diagnostic tardif et le manque d'accès à un traitement approprié pour les mères et leurs enfants, contribuant ainsi à accroître la morbidité et la mortalité chez les enfants de moins de cinq ans [10]. D'un point de vue économique, les conséquences du paiement des services de santé incluent la faiblesse de la capacité d'agir des femmes [11], les dépenses de santé appauvrissantes ou parfois l'obligation d'emprunter de l'argent ou de vendre les actifs [12], ce qui peut pousser les ménages vers une pauvreté plus profonde et un endettement à long terme [13].

D'un point de vue de santé publique, la faiblesse du recours aux soins infantiles principalement attribuée à la barrière financière et les conséquences, qui y sont associées, justifient la nécessité d'intervenir de manière efficace. Dans cette perspective, les États membres de l'Organisation mondiale de la santé (OMS) se sont engagés, en 2005, à œuvrer pour la couverture universelle

en santé [14]. L'OMS fournit d'ailleurs une feuille de route aux pays pour atteindre cet objectif [15]. Ainsi, la couverture universelle nécessite la restructuration des systèmes de santé et de financement pour améliorer l'accès aux services de santé, réduire les difficultés financières et accroître l'efficacité et l'équité du système de santé [15].

Aujourd'hui, l'accent est de plus en plus mis sur les interventions à base communautaire et les incitations financières pour améliorer l'accès aux soins [4, 16]. Dans ce sens, l'Organisation mondiale de la santé (OMS) et la Banque mondiale ainsi que d'autres organisations internationales et communautaires et de nombreux chefs d'État africains ont plaidé en faveur de la gratuité des services de santé pour les femmes et les enfants [14, 17].

Les politiques de gratuité consistent à abolir les paiements formels directs payés par le patient aux prestataires de santé [18]. Elle s'applique à certains groupes spécifiques plus ou moins importants ou à l'ensemble de la population présente sur un territoire [18] et à un panier de soins couverts qui peut se limiter à certains services spécifiques ou couvrir un panier de soins plus large, voire même l'ensemble du panier de soins délivré au niveau des services de santé primaire [18]. Elle se distingue des mesures d'exemption directement attribuées par le personnel de santé ou par les autorités locales au point de service, le plus souvent pour les indigents [18].

Les politiques de gratuité des soins ont progressivement été mises en œuvre au cours des dix dernières années, principalement en Afrique subsaharienne [18, 19]. Si elles visent, en premier lieu, à réduire les barrières financières en éliminant les frais acquittés au niveau du prestataire [18], elles sont de plus en plus utilisées comme stratégies politiques pour lutter contre la pauvreté, promouvoir la recherche de soins et améliorer la santé des populations [20, 21]. En effet, l'amélioration de l'accessibilité financière peut avoir un impact indirect sur des mesures plus globales de santé en améliorant la protection des ménages contre les dépenses appauvrissantes et en libérant ainsi des revenus pour la consommation alimentaire [22]. L'augmentation de la consommation alimentaire peut, à son tour, avoir un impact positif contre la morbidité infantile [22]. D'ailleurs, une récente étude a estimé que le passage à l'échelle de la gratuité des services permettrait de sauver chaque année la vie d'environ 14 000 à 19 000 enfants de moins de cinq ans au Burkina Faso [23].

Dans le contexte spécifique de la région du Sahel du Burkina où les niveaux élevés de morbidité et de malnutrition coïncident avec un faible recours aux soins [24, 25], une intervention de gratuité des services a été mise en œuvre en septembre 2008 dans deux des quatre districts de la région du Sahel. Le principe de l'intervention était de rendre les soins gratuits au point de service pour les femmes enceintes et les enfants de moins de cinq ans et d'encourager les mères à faire soigner leurs enfants plus tôt, dès l'apparition des premiers symptômes de maladie, et ainsi d'augmenter l'utilisation de services par tous les enfants malades. L'intervention comprenait également des activités liées à l'amélioration de la qualité du service rendu dans les centres de santé par la formation et la supervision médicale des agents de santé. Par ailleurs, pour parvenir à des résultats plus convaincants dans la lutte contre la malnutrition, la gratuité des services a été associée à la prise en charge médicale de la malnutrition dans la communauté. Ainsi, les enfants souffrant de malnutrition sont détectés, ensuite référés et pris en charge gratuitement dans les centres de santé couverts par l'intervention. L'intervention s'est bien intégrée au système de santé et a été maintenue grâce à la politique nationale de gratuité des soins qui a débuté en avril 2016.

En tant qu'intervention en santé publique facilitant l'utilisation des services de santé, la présence de la gratuité des services dans les villages de la région du Sahel au Burkina Faso s'est traduite un an après sa mise en œuvre, par une hausse substantielle de l'utilisation des services de santé [23, 26], une meilleure protection financière des ménages contre les risques financiers associés à la mauvaise santé [27] ainsi qu'un environnement favorable au renforcement du pouvoir d'agir des femmes [11].

Bien qu'elles aient été reconnues comme des interventions majeures de santé publique susceptibles d'influencer positivement la santé des enfants, la recherche actuelle ne fournit qu'une image partielle du maintien à long terme des effets des politiques de gratuité. En effet, ces interventions ont largement été évaluées en relation à leur impact sur l'accès aux soins à court terme, notamment, d'un à trois ans après leur début de mise en œuvre [7, 8, 28]. Ces évaluations suggèrent que la gratuité des services pour les enfants de moins de cinq ans accroît l'utilisation des soins de santé [7, 8] et contribue à réduire les inégalités d'accès aux soins [26, 29].

Alors que certains auteurs soulignent la faiblesse des devis utilisés dans les précédentes études [7, 8], à ce jour, la recherche sur la relation entre la gratuité des soins et la morbidité infantile est encore rare et les résultats mitigés [7, 30, 31]. Surtout, même si la gratuité des soins peut être considérée comme une intervention sensible à la nutrition [32], dans la mesure où elle influe sur les déterminants sous-jacents de la malnutrition tels que l'accès aux soins et la pauvreté [32], l'association entre la gratuité des soins et l'état nutritionnel des enfants n'a pas encore suffisamment été explorée.

Du moment où plusieurs pays se sont résolument engagés dans la voie de la couverture universelle en santé [33] dont l'accessibilité aux soins demeure l'un des principaux piliers, une meilleure connaissance des effets à long terme de la politique de gratuité des soins sur l'utilisation des soins et la morbidité infantile permettra d'informer la planification et la mise en œuvre de politiques avec l'objectif d'atteindre une meilleure équité en santé au Burkina Faso et dans les autres pays en développement.

Cette recherche s'inscrit dans cette perspective et vise à apporter une meilleure compréhension de la façon dont cette intervention en santé publique, associant la gratuité des soins à l'amélioration de la qualité des soins et à la prise en charge de la malnutrition dans les communautés, peut contribuer à créer un contexte propice à l'augmentation et au maintien de l'utilisation des services de santé, ainsi qu'à l'amélioration de la santé des enfants de moins de cinq ans.

La structure globale de la thèse consiste en une collection de trois articles ainsi que des chapitres séparés pour fournir un corpus de travail cohérent. Chaque article correspond à un chapitre et comprend également une préface qui explique le but de l'article et sa relation avec les objectifs de la thèse.

Le contexte de cette recherche est présenté dans le premier chapitre suivi d'une recension des écrits sur les déterminants individuels et contextuels de l'utilisation des services et de la morbidité infantile. Cette partie inclut également une revue des plus récentes publications sur la relation entre les politiques de gratuité, l'utilisation des services de santé et la morbidité infantile. Le deuxième chapitre expose le cadre conceptuel et les objectifs de la thèse. Le troisième présente une description détaillée de la méthodologie que nous avons utilisée pour répondre aux objectifs de cette thèse. Nous décrivons les devis, la population et l'échantillon

de l'étude, la planification et le déroulement des collectes de données ainsi que les variables et les méthodes d'analyse utilisées.

Les résultats de la thèse sont présentés au chapitre quatre, cinq et six sous la forme de trois articles qui correspondent aux trois objectifs spécifiques de la thèse.

Le premier article (publié dans la revue *Social Science & Medecine*) présente une évaluation du maintien des effets à long terme de la politique de gratuité sur le taux d'utilisation des services de santé chez les enfants de moins de cinq ans, entre janvier 2004 et décembre 2014, à l'aide d'un devis de séries temporelles interrompues avec groupe de comparaison non équivalent.

Le second article (publié dans la revue *Maternal and Child Health Journal*) porte sur l'effet contextuel de l'intervention sur la probabilité de survenue d'un épisode de maladie et la probabilité d'utiliser les services quatre ans après son début de mise en œuvre. Nous avons utilisé un devis transversal comparatif exploitant les données recueillies quatre ans après le début de l'intervention dans un district d'intervention et un district de comparaison.

Le troisième article (en révision dans la revue *BMC Nutrition*) a porté sur l'effet contextuel de la gratuité des services associée à l'amélioration de la qualité des soins et à la prise en charge de la malnutrition dans la communauté sur le statut nutritionnel. En effet, pour mieux comprendre les effets contextuels de l'intervention sur l'état nutritionnel des enfants de moins de cinq ans, dans les zones rurales du Burkina Faso, nous avons examiné les résultats d'une enquête auprès des ménages, menée quatre ans après le début de l'intervention.

Le chapitre sept est consacré à la discussion générale des principaux résultats et résumant les contributions de la thèse, ses forces et limites, les retombées pour la santé publique et une réflexion sur les perspectives pour les futures recherches.

La conclusion expose les implications générales de la thèse pour la santé publique et les activités de partage de connaissances prévues pour la diffusion des résultats de cette recherche. Enfin, toutes les publications citées dans le corps de la thèse et dans chacun des articles sont listées dans la section références à la fin de la thèse.

# Chapitre 1. État des connaissances

## 1.1. Contexte du Burkina Faso

### 1.1.1. Données sociodémographiques et sanitaires

Le Burkina Faso est un pays subsaharien à faible revenu et enclavé dont les ressources naturelles sont limitées [5]. Avec un indice de développement humain de 0,402 en 2015, le Burkina Faso occupe le 185<sup>e</sup> rang sur 188 pays, ce qui le classe dans la catégorie des pays à développement humain faible. Il est situé au cœur de l’Afrique de l’Ouest, avec une superficie de 274 200 km<sup>2</sup>. Sa population, qui croît en moyenne de 3,1 % par an, a été estimée à près de 18,6 millions d’habitants en 2016 [34]. Cette population est caractérisée par son extrême jeunesse (46,4 % ont moins de 15 ans) ainsi que par la supériorité numérique des femmes (51,7 %). La grande majorité de la population (79,7 %) réside en milieu rural. L’économie est fortement tributaire de l’agriculture, avec près de 80 % de la population active employée dans le secteur [5]. Le taux de pauvreté a légèrement diminué entre 2009 et 2014, passant de 46 % à 40,1 % [34]. Cette situation de pauvreté est caractérisée par une difficulté d’accès aux services sociaux de base et au transport, des conditions de vie précaire, un statut de la femme peu avantageux, ainsi qu’un niveau élevé de malnutrition [5].

Au Burkina Faso, le fardeau global de la maladie consiste principalement en des maladies infectieuses, notamment à travers l’apparition de maladies non transmissibles ces dernières années. Les enfants de moins de cinq ans et les femmes restent les principales victimes. Malgré une nette amélioration ces dernières années au Burkina Faso, les indicateurs de santé maternelle et infantile n’ont pas encore atteint les objectifs fixés dans les objectifs de développement durable des Nations Unies et dans le Plan national de développement économique et social. Le taux de mortalité maternelle est passé de 484 pour 100 000 naissances vivantes en 1998 à 341 pour 100 000 naissances vivantes en 2015, tandis que l’utilisation des méthodes contraceptives est passée de 34,3 % en 2014 à 31,1 % en 2015, avec un taux de fécondité de 5,4 enfants par femme en âge de procréer. Le pourcentage d’accouchements assistés par un personnel de soins qualifié est passé de 76 % à 83,4 %, en 2015. Le taux de mortalité des moins de cinq ans est également passé de 129 décès pour 1 000 naissances vivantes à 85 décès pour 1 000 naissances vivantes, tandis que le taux de mortalité néonatale est passé de 31 décès pour 1 000 naissances

vivantes en 2003 à 23 décès pour 1 000 naissances vivantes en 2015 [34]. L'espérance de vie à la naissance est de 58,6 ans (2014). Malgré une tendance à la baisse, la malnutrition reste endémique, avec une prévalence de malnutrition aiguë de 7,6 % en 2015 contre 15,5 % en 1998, et une incidence de retard de croissance de 27,3 % en 2015 contre 34,6 % en 1998 [34].

### **1.1.2. Financement et organisation du système de santé**

Les principales sources de financement de la santé au Burkina incluent le financement public, le financement privé et les sources extérieures. Les ménages demeurent la première source de financement des dépenses de santé. En effet, ils ont contribué à hauteur de 36,3 % des dépenses totales de santé en 2015 [35], ce qui constitue un lourd fardeau étant donné que moins de 1 % de la population bénéficie d'une couverture maladie. Le renforcement des mécanismes de subvention et de gratuité, la mise en place de l'assurance maladie universelle, le développement des mutuelles de santé et les systèmes de partage des coûts pourraient contribuer à réduire le poids des dépenses faites par les ménages. En 2014, le Burkina Faso a accordé 13,6 % de son budget national au financement de santé [36], ce qui est en dessous de l'objectif de consacrer 15 % [19].

L'évolution du système de santé et de l'état de santé de la population burkinabè est tributaire des programmes et actions mis en œuvre depuis 1960, la période de l'indépendance [5]. De 1960 à 1979, le système sanitaire était caractérisé par l'élaboration et la mise en œuvre d'un plan-cadre qui ont mis l'accent sur l'application et le renforcement des campagnes de lutte contre les maladies transmissibles [5]. Par contre, la période 1980 à 1990 s'est distinguée par la mise en œuvre de la programmation sanitaire nationale dont l'une des caractéristiques est le renforcement de la décentralisation des services de santé. Entre 1991 et 2000, l'administration sanitaire a été marquée par une grande décentralisation des services de santé qui s'est matérialisée par division du territoire en treize régions sanitaires correspondant aux régions administratives. Sur le plan administratif, le système de santé comprend trois niveaux : i) le niveau central, organisé autour du cabinet du ministre de la Santé et du Secrétariat général, est chargé de l'élaboration des politiques, de la mobilisation des ressources, du contrôle de gestion et de l'évaluation des performances ; ii) Le niveau intermédiaire comporte 13 directions régionales de la santé chargées de la coordination et de l'appui aux districts ; iii) Le niveau périphérique compte actuellement 63 districts sanitaires administrés par des équipes-cadres de

district. Sur le plan opérationnel, les structures publiques de soins sont également organisées en trois niveaux :

i) Les centres de santé et de promotion sociale ou CSPS constituent le premier contact avec la population. Dans chaque CSPS, une équipe généralement composée de deux infirmiers et une accoucheuse qualifiée offrent des soins de santé de base curatifs et préventifs (vaccination, consultation prénatale). Les CSPS fournissent aussi des soins obstétricaux d'urgence de base (accouchement vaginal sans complication, épisiotomie). Les comités de gestion (COGES), dont les membres sont élus par la communauté sont responsables de la gestion financière des centres de santé. Ils collaborent avec l'équipe sanitaire du CSPS à l'achat des médicaments issus des recettes des consultations, des médicaments, de la maintenance des centres de santé. Ils participent aussi à la diffusion des activités sanitaires, comme les campagnes de vaccinations.

ii) Le deuxième échelon ou échelon de référence, les centres médicaux avec antenne chirurgicale ou CMA qui jouent le rôle d'hôpitaux de district. Des services de chirurgie et de transfusion sanguine y sont offerts. Ce niveau offre tous les soins obstétricaux de base, les césariennes et les complications obstétricales (pré-éclampsie, hémorragies).

iii) Le troisième niveau constitué par les hôpitaux universitaires ou CHU. Par ailleurs, le Service de santé des forces armées nationales, l'Office de santé des travailleurs, la Caisse nationale de sécurité sociale et les Services de santé scolaires et universitaires contribuent à différents niveaux à l'offre de soins. Il existe également des structures privées à but lucratif, au nombre de 272, toutes catégories confondues et plusieurs autres structures privées à but non lucratif, gérées par des ordres religieux, des ONG et associations. En outre, la médecine et la pharmacopée traditionnelles, reconnues depuis 1994 dans le code de la Santé publique, jouent un rôle important dans la prise en charge des maladies.

Une politique sanitaire nationale (PSN) a été instituée et adoptée par le gouvernement en février 2000. L'objectif général de la PSN est d'améliorer l'état de santé des populations et trois objectifs spécifiques ont été déterminés : i) réduire la morbidité et la mortalité, ii) renforcer la lutte contre le VIH/sida, et iii) réduire les facteurs de risque. Cette nouvelle politique sanitaire accorde une place importante aux problèmes d'accessibilité financière et géographique, puisque le recouvrement des coûts à travers l'initiative de Bamako a éloigné les pauvres des

services de santé ou appauvri les ménages fragiles sur le plan socioéconomique [37]. Pour lever la barrière financière pour les populations vulnérables, en particulier les mères et les enfants, une politique de gratuité des soins a été mise en œuvre depuis le 2 juin 2016 [35]. La politique fait écho aux recommandations visant à supprimer les paiements directs dans les établissements de santé qui ont été récemment formulées par les principaux acteurs mondiaux de la santé [38]. Spécifiquement, elle vise à favoriser l'accès des groupes vulnérables aux services et soins de santé de qualité, de réduire, de façon significative, les dépenses de santé appauvrissantes ainsi que les décès maternels et infanto-juvéniles évitables [35].

## **1.2. Revue de la littérature**

### **1.2.1. Les mesures de l'utilisation des services de santé**

L'utilisation des services est définie comme étant le résultat de l'interaction entre un professionnel de la santé et un patient [39]. Elle peut donc être appréciée selon deux perspectives : celle du patient et celle du professionnel [40].

La première perspective est plutôt subjective puisqu'elle se base sur les services tels que rapportés par les patients [40]. Elle peut être objective dès lors qu'on a recours à un instrument de mesure objectif [39]. Cette dimension est mesurée en utilisant une variable dichotomique distinguant les individus avec au moins un contact avec le système de santé de ceux sans contact sur une période de temps [41]. Par exemple, dans les enquêtes démographiques et de santé [42], l'utilisation des services de santé au niveau individuel s'estime par la réponse des répondants au sujet de leurs contacts avec les services de santé au cours des deux dernières semaines précédant l'enquête [42].

La deuxième perspective est plus objective puisqu'elle s'appuie sur les volumes de services médicaux tels que le nombre d'enfants de moins de cinq ans reçus en consultation curative, le nombre d'hospitalisations par an, le nombre d'actes, le nombre de patients, le nombre de consultations offertes par les médecins aux patients et répertoriées dans des banques de données [40, 41]. Des études sur l'utilisation des services de santé ont souvent mesuré cette variable en utilisant le volume d'utilisation sur une période de temps [41, 43].

### **1.2.2. Les facteurs associés à l'utilisation des services**

L'utilisation des services de santé qui reflète le recours au système de santé publique résulte d'un besoin de services de santé déterminé par un professionnel de la santé, un organisme de santé, une communauté, un individu ou une famille [44]. Plusieurs cadres conceptuels sont utilisés dans la littérature sur l'utilisation des services de santé pour aborder les questions d'utilisation des services de santé et des déterminants de la morbidité infantile [10], mais le modèle d'accès aux soins d'Andersen [39, 45, 46] est le plus courant. Dans ce modèle, trois paramètres sont proposés pour expliquer l'utilisation des services de santé [39] : le système de santé, les facteurs liés à l'environnement externe et les caractéristiques populationnelles. Le système de santé comprend les politiques de santé, l'organisation des soins et les ressources [39]. Les facteurs environnementaux externes concernent les composantes sociales, économiques et physiques. Les déterminants au niveau populationnel sont expliqués à travers trois sous-catégories, les caractéristiques prédisposantes (démographie, structure sociale et croyances en matière de santé), les ressources habilitantes (caractéristiques familiales et communautaires) et les besoins (perçus et évalués) [39]. Les comportements de santé tiennent compte des pratiques de santé personnelles (alimentation et exercice) et l'utilisation des services de santé (type et but de l'utilisation). Andersen a souligné la nécessité de prendre en compte les résultats de santé lors de l'évaluation de l'utilisation, y compris la satisfaction des consommateurs et l'état de santé évalué et perçu [39].

Dans la littérature sur l'utilisation des services en Afrique, étant donné que les soins ne sont pas toujours gratuits et la faiblesse des systèmes de couverture maladie, l'accès aux soins de santé, dans les secteurs publics et privés, dépend, en grande partie, de la capacité des utilisateurs à faire face aux dépenses du point de service [10, 47-50]. L'accessibilité financière aux services de santé est considérée comme l'un des déterminants les plus importants de l'accès [13]. Les conséquences économiques du paiement des services de santé incluent la restriction à l'accès des femmes aux soins, l'affaiblissement ou le maintien de leur position sociale en les obligeant à chercher des ressources auprès de leur conjoint ou à s'engager dans des activités qui compromettent leur statut, comme la vente de biens ménagers ou l'endettement [11, 12]. Elles incluent également les risques de dépenses appauvrissantes ou le fait d'emprunter de l'argent ou de vendre des actifs, ce qui peut pousser les gens vers une pauvreté plus profonde et une dette à plus long terme [13]. Par exemple, selon la plus récente enquête démographique de

santé au Burkina Faso (2010), plus de 71,7 % des mères n'ont pas les ressources financières nécessaires pour accéder aux soins maternels et infantiles [51]. Outre les coûts directs du traitement et les paiements informels, il existe également des coûts indirects qui dissuadent les plus pauvres d'accéder aux soins. Ces coûts indirects comprennent le coût d'opportunité du patient et de ses accompagnateurs, les frais de transport de nourriture et d'hébergement [13].

Au-delà des coûts des soins, les facteurs géographiques, environnementaux et culturels sont aussi déterminants pour l'accès aux soins infantiles. En effet, la durée du trajet pour rejoindre le service de santé [10, 48, 52] ainsi que les niveaux élevés de précipitations sont négativement associés à l'utilisation des services [53]. Par exemple, dans le contexte du Burkina Faso, 43.6 % des mères d'enfants de moins de cinq ans n'ont pas recours aux soins du fait de la distance [5], tandis que 21.1 % doivent avoir la permission de leur conjoint avant d'aller se faire soigner et 18.4 % manquent parfois d'accompagnant pour accéder aux services [5].

Par ailleurs, d'autres études ont montré que les besoins de santé, l'état de santé et la sévérité des épisodes de maladie sont positivement associés au recours aux soins [49] tandis que la baisse de la qualité des soins [48, 54] est négativement associée à l'utilisation des services. Au Ghana, par exemple, en 1994, une baisse de la qualité des soins a été associée à une diminution de 40 % de l'utilisation des services [55]. Sur le plan sociodémographique, le sexe, l'âge, l'éducation, le revenu, la taille du ménage [48, 56, 57] et le lieu de résidence [52, 58] sont associés au recours aux soins.

### **1.2.3. Les mesures de la morbidité infantile**

La morbidité est définie dans le dictionnaire d'épidémiologie comme tout écart, subjectif ou objectif, d'un état de bien-être physiologique ou psychologique [59]. En pratique, la morbidité englobe les maladies, les blessures et les incapacités. Du point de vue épidémiologique, elle peut donc être mesurée de façon subjective comme dans les enquêtes démographiques et de santé par le fait de déclarer la survenue de quelconques symptômes de maladie sur une période bien déterminée [42]. Objectivement, elle peut être mesurée par des outils de mesure appropriés basés sur des tests de laboratoire et celles dans lesquelles, par exemple, un clinicien, ou un agent de santé émettent un jugement qui constitue l'indicateur de santé [39, 60]. La mesure la plus directe de la morbidité consiste à compter simplement les cas de conditions diagnostiqués

par le personnel de soins pour une population ou une unité géographique déterminée [61]. Ainsi, les mesures couramment utilisées sont celles de la fréquence de la morbidité qui caractérise le nombre de personnes dans une population qui tombent malades (incidence) au cours d'une période de temps donnée ou le nombre de personnes qui sont malades à un moment donné (prévalence) [59].

Depuis la fin des années 1990, les enquêtes démographiques et de santé incluent des modules pour la collecte de plusieurs biomarqueurs liés à la nutrition, par exemple, l'hémoglobine pour mesurer l'anémie, en utilisant des tests sanguins simples conçus pour les enquêtes sur le terrain [42]. Le retard de croissance chez les enfants étant reconnu comme étant le meilleur indicateur global de l'état de santé et du bien-être des enfants [62], les données anthropométriques, basées sur la taille et le poids, sont souvent collectées pour évaluer l'état nutritionnel des femmes et des enfants [42].

#### **1.2.4. Les facteurs associés à la morbidité infantile**

Selon les cadres conceptuels définis par Mosley et Chen [63] et de l'UNICEF [64], la santé des enfants, en particulier dans les pays les moins développés est le résultat d'un ensemble complexe de facteurs agissant à plusieurs niveaux. Ces cadres conceptuels mettent en évidence les déterminants distaux, proximaux et intermédiaires de la morbidité infantile [63, 64]. En effet, la plupart des problèmes de santé en général et de la santé infantile en particulier dans les pays en développement peuvent être attribués à la pauvreté, au manque de ressources ou, plus fréquemment, à leur répartition inégale entre les pays et à l'intérieur des pays [65]. Selon ces modèles, les déterminants distaux tels que le revenu, le statut social et l'éducation agissent, par l'intermédiaire des facteurs de risque environnementaux et comportementaux qui, à leur tour, conduisent à des causes proximales de la morbidité telles que l'accès aux soins [66], la sous-alimentation, les maladies infectieuses et les blessures [63, 64]. D'autres comportements liés à la santé reproductive, comme l'espacement des naissances, sont également des facteurs de risques importants de morbidité infantile [67] et la malnutrition est reconnue comme étant le principal facteur sous-jacent [2].

Des études examinant les facteurs contribuant à la mortalité infantile ont révélé que le manque d'accès aux soins et la recherche inappropriée des soins de santé expliquent 6 à 70 % des décès

et un nombre élevé de décès est également attribué à des retards dans la recherche de soins [6]. Une évaluation internationale des interventions de prise en charge intégrée des maladies infantiles a conclu que les populations pauvres et à risque élevé de malnutrition ont besoin de services de santé proximaux pour améliorer les résultats de santé [68]. D'autres études ont justifié les taux élevés et persistants de décès à domicile par le déficit constaté au niveau de l'utilisation des services et préconisent l'amélioration de l'accès des services au profit des populations les plus vulnérables [10, 58, 69]. Au Libéria et au Congo, par exemple, un programme intensif de soins de santé pour les enfants [70] a entraîné une réduction de la mortalité infantile de 19 % et 32 % respectivement. Il a aussi été constaté une réduction des taux de mortalité infantile de 350 à 81 pour 1 000 naissances vivantes, sur une période de 25 ans, dans une région du Sénégal avec la mise en place de services de santé modernes [71]. Bien que l'amélioration de l'accès aux soins soit importante pour réduire la mortalité et la morbidité, cela dépend fortement de la qualité des soins [6].

### **1.2.5. La malnutrition, le statut nutritionnel et les facteurs associés**

#### *Définition*

La malnutrition est l'un des principaux problèmes de santé et de bien-être qui affectent les enfants dans les pays à faibles revenus en général et au Burkina Faso, en particulier [5]. En 2016, l'OMS estimait à 155 millions le nombre d'enfants âgés de moins de cinq ans qui présentaient un retard de croissance dans le monde, alors que 41 millions étaient en surpoids ou obèses [72]. La malnutrition joue un rôle dans environ 45 % des décès d'enfants âgés de moins de 5 ans [73]. Ces décès interviennent principalement dans les pays à faible revenu ou intermédiaire [73]. L'OMS définit la « malnutrition », par les carences, les excès ou les déséquilibres dans l'apport énergétique et/ou nutritionnel d'une personne [74]. Elle résulte aussi bien d'une alimentation inadéquate que d'un environnement sanitaire déficient [74].

#### *Mesure du statut nutritionnel*

La malnutrition peut être évaluée par des critères cliniques, des analyses biochimiques ou des mesures anthropométriques [75]. Cependant, pour des raisons pratiques, la plupart des enquêtes nutritionnelles utilisent des indicateurs anthropométriques [75]. Chez les enfants âgés de moins de cinq ans, les indicateurs les plus utilisés sont le poids en fonction de l'âge (poids pour âge),

la taille en fonction de l'âge (taille pour âge) et le poids en fonction de la taille (poids pour taille) [73]. Ces indices sont exprimés en nombre d'unités d'écart-type (Z-score), par rapport à la médiane de la population de référence internationale OMS 2006 [75]. On qualifie d'émaciation un faible rapport poids/taille (WHZ). Il est souvent le signe d'une perte de poids récente et grave due au fait qu'une personne n'a pas ingéré assez d'aliments et/ou qu'elle a été atteinte d'une maladie infectieuse, par exemple, la diarrhée, qui lui a fait perdre du poids [72]. Un jeune enfant souffrant d'émaciation modérée ou sévère présente un risque accru de décès, mais cette affection peut être traitée [72].

Le retard de croissance est un faible indice taille/âge (HAZ). Il résulte d'une sous-nutrition chronique ou récurrente à laquelle sont habituellement associés plusieurs facteurs : des conditions socioéconomiques défavorisées, un mauvais état de santé et une mauvaise nutrition de la mère, des maladies fréquentes, et/ou une alimentation et des soins non adaptés du nourrisson et du jeune enfant [72]. Le retard de croissance empêche les enfants de réaliser leur potentiel physique et cognitif. Cet indice taille-âge (retard de croissance) est moins sensible aux pénuries alimentaires temporaires et semble donc être considéré comme l'indicateur le plus fiable. Enfin, les enfants présentant un faible indice poids/âge (WAZ) souffrent d'insuffisance pondérale. Un enfant en insuffisance pondérale peut présenter un retard de croissance et/ou souffrir d'émaciation [72].

La définition conventionnelle de la malnutrition chez les enfants proposée par l'Organisation mondiale de la santé [75] est le poids pour âge, la taille pour âge ou le poids pour taille inférieurs à -2 écarts type (-2ET) de la médiane de la population de référence. Lorsque les indices sont inférieurs à -3 écarts type (-3ET) de la médiane de la population de référence, la malnutrition est considérée comme sévère. Les enfants sont considérés obèses lorsque l'indice poids pour taille est supérieur à +2 écarts-type (+2ET) de la médiane de la population de référence [75].

Le cadre conceptuel développé par l'UNICEF [76] sert de base pour analyser les causes présumées de la malnutrition. Selon ce cadre, de nombreux facteurs peuvent être à l'origine de la malnutrition, dont la plupart ont trait à une mauvaise alimentation ou infections graves et répétées, en particulier dans les populations défavorisées, avec la pauvreté qui joue un rôle central [76]. Ce cadre met aussi en évidence les causes fondamentales et sous-jacentes de la

dénutrition, y compris les facteurs contextuels environnementaux, économiques et sociopolitiques. Les facteurs environnementaux et sociaux ainsi que les habitudes d'hygiène et l'accès aux soins sont reconnus comme les facteurs de risque les plus importants associés à l'état nutritionnel [32, 66, 76, 77].

### *Biais et contrôle de la qualité des mesures anthropométriques*

Les enquêtes démographiques et de santé (EDS), les enquêtes nationales sur la nutrition (SMART) et les enquêtes en grappes à indicateurs multiples (MICS) sont des sources importantes d'information sur la santé et l'état nutritionnel des enfants, dans les pays à faible revenu [42]. Mais, des menaces potentielles à la qualité des données peuvent survenir à différents stades de la recherche, de l'élaboration des enquêtes et des questionnaires, à la formation, au travail sur le terrain, à la saisie des données, au nettoyage et à l'analyse des données [78].

Premièrement, il y a une variabilité intrinsèque dans la précision et la validité des outils de mesure anthropométrique [78]. De plus, des erreurs de mesure peuvent survenir, notamment lors de la lecture et de l'enregistrement de mesures. Ceux-ci peuvent être identifiés à l'aide d'une entrée de données numériques sur site ou de contrôles sur le terrain [79].

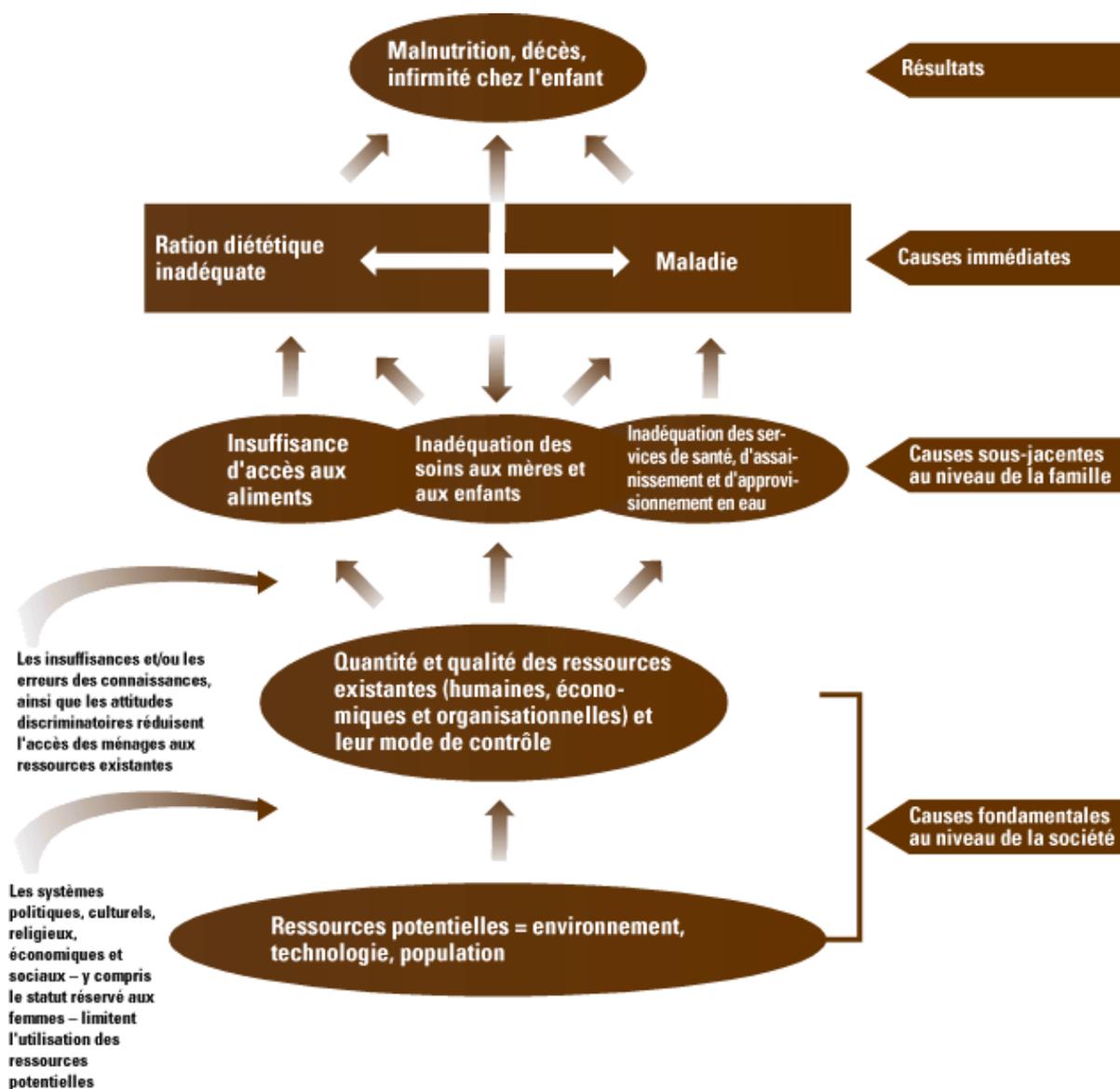
Deuxièmement, des variations subsistent chez les enquêteurs sur le terrain sur la manière dont les mesures sont prises, ce qui peut considérablement biaiser les résultats, mais cette erreur reste moins apparente que l'erreur due à la variation des instruments de mesure [80]. En outre la présence de données anthropométriques manquantes ou aberrantes est souvent signalée dans les enquêtes EDS et MICS [78].

Enfin, il existe un potentiel biais de sélection dans certaines enquêtes dans la mesure où la population étudiée n'est pas représentative de la population cible [81]. Toutefois, des mesures sont proposées pour réduire les biais inhérents aux données anthropométriques. Il s'agit des contrôles et des vérifications en temps réel et la nécessité d'une réévaluation des enfants lors des enquêtes sur le terrain et avant de quitter un village particulier [78]. Également, la mise en œuvre de procédure de contrôle de la qualité des données pendant le processus de collecte et pendant les analyses pourrait aider à améliorer à la fois la collecte et l'interprétation des données anthropométriques dans les pays à ressources limitées [78].

### *Déterminants de la malnutrition*

Le cadre de référence, pour analyser les déterminants de la malnutrition, est celui développé par l'UNICEF (figure 1). Ce cadre met en évidence les causes immédiates, sous-jacentes et fondamentales de la malnutrition, y compris les facteurs contextuels environnementaux, économiques et sociopolitiques, la pauvreté jouant un rôle central [76, 82]. Les deux principales causes immédiates du mauvais état de santé et de la malnutrition sont l'inadéquation de la ration alimentaire et la maladie. Leur interaction tend à créer un cercle vicieux. En effet, l'enfant malnutri résiste moins bien à la maladie, il est fréquemment malade, et de ce fait demeure dans un état nutritionnel instable [76, 82].

Les causes sous-jacentes se classent en trois groupes, aboutissant à l'inadéquation de la ration alimentaire et à la maladie. Il s'agit de l'insécurité alimentaire des ménages, l'insuffisance des services de santé et d'assainissement, et la mauvaise qualité des soins apportés aux enfants et aux femmes et l'accès au service de santé [82]. En particulier, les comportements de recherche de soins en réponse à l'apparition de symptômes et de signes des maladies infectieuses les plus courantes associées à la dénutrition (diarrhée, pneumonie, fièvre, paludisme) demeurent un facteur sous-jacent important contribuant à la morbidité infantile [10] et la malnutrition de manière spécifique [32, 66, 77]. Les causes fondamentales de la dénutrition se trouvent au niveau national et international. Elles incluent le contexte social, économique et politique ainsi que les facteurs juridiques et culturels. [82]



**Figure 1. Cadre de référence pour analyser les déterminants de la malnutrition**

Source : Unicef (1998): *La situation des enfants dans le monde 1998: regard sur la nutrition*. Unicef [82]

Dans la littérature sur les déterminants, la malnutrition, les facteurs associés à la malnutrition chez les enfants de moins de cinq ans peuvent être classés selon les caractéristiques individuelles, les caractéristiques du ménage et les caractéristiques spécifiques de la communauté [76, 83, 84].

Des études ont établi un lien entre la malnutrition infantile et l'éducation maternelle [85, 86], le soutien familial et le réseau social [87], le niveau de revenu et la taille du ménage [88, 89]. D'autres ont également associé la malnutrition infantile à un certain nombre de caractéristiques démographiques, telles que l'intervalle intergénéral [86], l'âge maternel à l'accouchement, l'âge de l'enfant et son sexe [90], l'allaitement maternel et l'indice de masse corporelle de la mère [85]. Plusieurs études mettent en évidence l'importance des facteurs contextuels pouvant être associés à la malnutrition tels que le niveau d'éducation et le revenu moyen, le contexte géopolitique, la disponibilité des services de santé, de l'eau et de l'assainissement, le lieu de résidence [90-93].

### **1.2.6. Les déterminants contextuels de l'utilisation des services et de la morbidité infantile**

Il est reconnu que les principaux facteurs ayant une incidence sur la santé de la population vont au-delà des caractéristiques individuelles [94]. Pourtant, plusieurs études, sur les déterminants de l'utilisation des services de santé et de la morbidité, se sont focalisées sur les déterminants individuels. Cependant, avec les possibilités analytiques offertes par les approches multiniveaux [95], il existe un intérêt croissant dans la littérature scientifique quant à l'influence des facteurs contextuels sur l'utilisation des services de santé et la morbidité infantile, au-delà des facteurs individuels [96].

En effet, selon la Commission sur les déterminants sociaux de la santé de l'OMS, les circonstances dans lesquelles les individus naissent, grandissent, vivent, travaillent et vieillissent ainsi que les systèmes en place influent sur la santé et le bien-être des populations [94]. Par ailleurs, les individus ayant des caractéristiques similaires peuvent avoir des expériences de santé différentes selon qu'ils vivent dans une communauté ou dans une autre [97]. Les individus vivant dans la même communauté ont tendance à avoir un état de santé similaire, puisqu'en partie, ils sont soumis à des influences contextuelles communes [97]. Ce phénomène contextuel, qui s'exprime comme un regroupement de l'état de santé individuel dans les communautés de résidence, est une notion fondamentale en épidémiologie sociale [97]. Ces facteurs contextuels peuvent se regrouper autour des caractéristiques socioéconomiques et démographiques du lieu de résidence, les facteurs environnementaux, les conditions sanitaires du lieu de résidence, les caractéristiques des services de santé, la présence

de projets ou programmes de santé [96]. Ces facteurs se mesurent au niveau global (densité de population, existence d'une politique de santé spécifique), par agrégation des valeurs individuelles (la proportion de fumeurs ou le revenu familial médian) ou au niveau environnemental (niveau de pollution de l'air...) [98]. Ils peuvent agir comme des médiateurs ou des facteurs de confusion et ainsi influencer la validité interne et externe des études [96, 98] s'ils ne sont pas pris en compte avec les méthodes d'analyses appropriées [99].

De récentes études ont examiné l'influence du contexte sur les résultats en matière de santé [53, 92, 100, 101]. En utilisant les bases de données de l'EDS de cinq pays africains, des études suggèrent que les caractéristiques des lieux de résidence et l'instabilité politique des États et les conflits affectent l'état de santé des enfants de moins de cinq ans, dans les pays en développement [85, 100]. Par ailleurs, une étude réalisée au Sénégal a montré que la présence d'une organisation non gouvernementale (ONG) ou d'un poste de santé influence positivement le statut nutritionnel des enfants [93]. D'autres études ont montré que le niveau d'éducation de la communauté améliore le statut nutritionnel des enfants [91] tandis que les inégalités économiques [102] et le manque d'accès à l'eau potable ainsi que les conditions environnementales défavorables influencent négativement le statut nutritionnel des enfants de moins de cinq ans [103].

### **1.2.7. Les interventions pour réduire la morbidité infantile**

Nous avons examiné les données probantes démontrant l'efficacité de diverses interventions pour réduire la morbidité infantile. Ces interventions comprennent des approches préventives qui peuvent réduire l'exposition aux infections ou à la maladie ou réduire la probabilité d'une exposition menant à la maladie, ainsi que les approches préventives et thérapeutiques pour réduire la probabilité que la maladie ou la maladie entraîne la mort [104].

Une revue de 18 études [105] a montré l'efficacité substantielle de l'allaitement maternel exclusif, dans la réduction de la mortalité et la morbidité infantiles liées à la pneumonie et aux maladies diarrhéiques. En outre, une revue d'études randomisées et d'études quasi expérimentales et observationnelles a montré que les interventions en matière d'eau, d'assainissement et d'hygiène réduiraient les risques de diarrhée de 17 à 48 % [106]. La réduction des facteurs de risques environnementaux, tels que la promiscuité, l'exposition à la

fumée de tabac et la pollution de l'air intérieur sont également des mesures de protection importantes [4, 107].

En ce qui concerne les mesures préventives, les vaccins contre le choléra et les rotavirus sont une option bien tolérée et efficace pour prévenir les maladies pneumococciques et une myriade d'autres maladies mortelles qui peuvent affecter les enfants [108, 109]. En matière de prise en charge, un diagnostic précoce pour s'assurer que les enfants reçoivent des soins médicaux appropriés et précoces pour la pneumonie, la diarrhée et d'autres maladies mortelles est essentiel [4]. En particulier, les sels de réhydratation orale et la supplémentation en vitamine A, en fer et en zinc [3] ainsi qu'un traitement approprié avec des antibiotiques qui coûtent généralement moins d'un dollar par jour permettent de réduire substantiellement les risques de mortalité infantile [3]. Il a été reconnu que des gains accélérés sont possibles et environ un cinquième du fardeau actuel de retard de croissance peut être évité en utilisant ces approches, si l'accès est ainsi amélioré [3]. Bien que l'efficacité de ces interventions ne soit plus à démontrer, elles ne sont pas accessibles aux personnes qui en ont le plus besoin et leur couverture et leur disponibilité pour les populations pauvres et marginalisées varient considérablement [4]. Par conséquent, l'accent est de plus en plus mis sur les stratégies pour améliorer l'accès aux soins.

### **1.2.8. Les stratégies visant à améliorer l'accès aux soins**

Les interventions visant à accroître l'accès aux soins de santé infantile ciblent à la fois les facteurs liés à l'offre et à la demande de soins et peuvent être financières ou non monétaires [110]. Du côté de l'offre, les interventions visant à améliorer les services de santé s'attaquent aux problèmes d'acceptabilité et de disponibilité en vue de fournir des services de qualité répondant aux besoins et aux attentes des utilisateurs. Il s'agit notamment des interventions à base communautaires et les interventions visant à améliorer les services de santé. Les interventions à base communautaire permettent aux agents de santé communautaires de promouvoir la santé et de prendre en charge directement au niveau communautaire ou à domicile les cas de pneumonie, de diarrhée, de malnutrition et du paludisme [16]. Ces interventions ciblent donc les barrières géographiques et financières en réduisant les coûts de déplacement et les coûts d'opportunité associés aux recours aux soins [16]. Des études ont montré que les interventions communautaires fournies par les agents de santé communautaires

augmenteraient significativement de 52 % le niveau d'utilisation des services de santé maternelle et infantile et changeraient significativement le comportement de prise en charge de la morbidité néonatale des mères [111].

Les interventions de nature financière visant à améliorer les services de santé, incluent le financement basé sur les résultats, la contractualisation ainsi que les autres formes d'interventions s'attaquant à la disponibilité et l'acceptabilité des services [16]. Le financement basé sur les résultats est de plus en plus promu par les donateurs et mis en œuvre dans les pays à faible revenu. Cependant, les données probantes concernant l'efficacité du financement basé sur la performance et l'amélioration de l'utilisation des services sont mitigées, et il y a peu de preuves de son efficacité et de son équité [112].

Du côté de la demande, les interventions non financières les plus couramment identifiées dans la littérature concernent les programmes de promotion de la santé et d'éducation visant à influencer les connaissances et attitudes des utilisateurs, ainsi que les obstacles géographiques [16]. En outre, d'autres interventions ciblent la dimension d'acceptabilité de l'accès en améliorant les connaissances et les attitudes de l'utilisateur à l'égard du service au moyen de messages de rappel ou la promotion de la santé [16].

Enfin, des interventions visant à améliorer l'accessibilité financière des services incluent les aides financières, par exemple, des transferts monétaires, les coupons ou les incitations alimentaires conditionnées par l'utilisation des services et l'exemption des paiements [16]. Ces incitations financières sont de plus en plus utilisées comme des stratégies politiques pour lutter contre la pauvreté, promouvoir la recherche de soins et améliorer la santé des populations [4, 21]. Dans une revue de la littérature sur l'efficacité des interventions visant à accroître la couverture des interventions et les changements de comportement en matière de santé ciblant les enfants de moins de cinq ans, les effets plus importants ont été obtenus par les interventions qui suppriment directement les frais d'utilisation pour l'accès aux services de santé [21].

## **1.2.9. Les effets des politiques de gratuité des services**

### ***1.2.9.1. Les effets des politiques de gratuité des soins sur l'utilisation des services***

Plusieurs études ont analysé les effets de la gratuité sur les résultats en santé maternelle, d'autres se sont également intéressées aux effets sur les résultats en santé infantile. En particulier, McKinnon et coll. (2014) ont montré que l'exemption des frais d'utilisation était associée à une augmentation de 3,1 accouchements pour 100 naissances vivantes et une réduction estimée de 2,9 décès néonataux pour 1 000 naissances dans trois pays d'Afrique subsaharienne [113].

Au Ghana, la mise en place de la gratuité des accouchements assistés par un personnel de santé qualifié a durablement et considérablement augmenté le taux d'accouchements assistés par du personnel de santé qualifié [114]. Ces résultats sont concordants avec ceux issus d'une étude quasi expérimentale réalisée dans 5 pays africains qui a montré que l'exemption des paiements a augmenté de 27 % le taux d'accouchements assistés par du personnel de santé qualifié et le taux de césarienne de 0,7 % [115]. Dans cette étude et dans une autre réalisée dans 4 autres pays africains, les femmes pauvres et non éduquées ainsi que celles des zones rurales en ont le plus bénéficié [115].

En ce qui concerne le contexte du Burkina Faso, des études visant à évaluer les effets de la gratuité des services sur les résultats de santé maternelle et infantile et sur l'équité dans l'accès aux soins ont été réalisées dans le cadre d'un programme de recherche réunissant l'Université de Montréal, l'organisation non gouvernementale HELP et ECHO, la branche humanitaire de la Commission européenne [24, 26, 27, 116-119]. En s'appuyant sur des données d'enquêtes de ménages répétées et des données issues du système national d'information sanitaire, ces études ont montré que la gratuité des services a augmenté le recours aux soins infantiles lorsqu'on ajuste pour la distance et le niveau de sévérité de l'épisode de maladie autorapporté (RR = 1,52 ; IC 95 % = 1,23–1,88) [26]. Les effets étaient plus importants pour les enfants issus de familles pauvres lorsque le besoin de santé est grave et les services à proximité (RR = 5,23 ; IC 95 % = 1,30–20,99) [26] tandis que l'association n'était pas significative pour ces mêmes enfants habitant à plus de 5 km des centres de santé (RR = 1,28 ; IC 95 % = 0,90–1,82) et pour les épisodes de maladie non sévères, quelle que soit la distance [26]. En plus, elle a été

associée à la réduction des dépenses de santé appauvrissantes et des dépenses de santé des ménages particulièrement pour les ménages les plus pauvres [27, 119]. Par ailleurs, une récente étude a montré que la gratuité des services de santé a permis de renforcer le pouvoir d’agir des femmes de cette région pour une meilleure prise en charge des enfants en cas de maladie, de sorte qu’elles n’ont plus besoin de l’autorisation de leur conjoint pour conduire les enfants dans les centres de santé en cas de maladie [11]. En l’absence de groupes contrôles, ces études comparaient les résultats dans la même population avant et après le début des interventions, sur une très courte période, ce qui limite la portée des résultats dans le sens où il est impossible de prédire le maintien des effets à long terme.

Dans les autres pays d’Afrique subsaharienne, la même tendance à l’augmentation du recours aux soins a été aussi observée. Ainsi, la gratuité des services était associée à une augmentation immédiate de l’utilisation des services chez les enfants de moins de cinq ans au Mali, avec une fréquentation 1,5 plus élevée pendant la saison pluvieuse comparativement à la saison sèche [120]. L’effet a été maintenu dans tous les centres de santé jusqu’à trois ans après le début de l’intervention [120].

En utilisant les données de trois enquêtes répétées dans les mêmes ménages (un an avant et deux après l’intervention), une étude réalisée au Kenya a montré que la mise en place de la gratuité des services a augmenté le recours aux soins pour les enfants malades des villages ayant bénéficié de l’intervention par rapport aux villages sans intervention [121], ajusté sur l’âge, le lieu de résidence et la sévérité de la maladie (RR = 5.31; IC 95 % = 2.64–10.67).

Lagarde et collaborateurs ont montré à l’aide de données du système national d’information sanitaire que l’exemption des paiements a entraîné une augmentation des taux d’utilisation des services de santé de 40 % en Zambie et de 98 % au Niger, mais cet effet ne s’est pas maintenu dans le temps, dans ces deux pays [122]. En revanche, dans une étude réalisée en Zambie, Masiye et coll. n’ont trouvé aucune preuve de changements dans le recours aux soins pour les moins de cinq ans ni sur la détérioration de la qualité des services, mais une hausse de la charge de travail des agents de santé [123].

Mpuga et collaborateurs, combinant des données d’enquête de ménages (un an avant et un an après l’intervention) et des données administratives ont montré que l’exemption des paiements a entraîné une réduction de 8 % de la probabilité de non-recours aux soins en cas d’épisode de

maladie chez les enfants de moins de cinq ans et une hétérogénéité des effets à l'échelle régionale en Ouganda [31]. Cependant, des résultats mitigés ont été mis en évidence dans le contexte sud-africain [124]. Effet, s'il y a eu une augmentation des consultations curatives à la suite de la mise en œuvre de la gratuité, les services préventifs ont connu une baisse durant la période d'étude. Par ailleurs, le nombre de nouvelles inscriptions, pour la surveillance de la vaccination et de la croissance, a augmenté, dans un premier temps, avant de diminuer par la suite.

### ***1.2.9.2. Les effets des politiques de gratuité des soins sur la santé infantile***

Si la plupart des études sur les effets des politiques de gratuité se sont focalisées sur l'utilisation des services, très peu ont analysé les effets de ces politiques sur la morbidité infantile. Dans un essai randomisé communautaire réalisé au Ghana, Ansah et collaborateurs n'ont trouvé aucune association entre l'exemption des paiements et la morbidité mesurée par la prévalence de l'anémie sévère et modérée et le statut nutritionnel [125, 126].

En revanche, les résultats d'une étude transversale répétée en Ouganda ont montré que l'exemption des paiements a réduit de 4,4 % de la propension d'épisodes de maladies autorapportées chez les moins de cinq ans [31]. Une autre étude a rapporté une baisse de 40 % de la proportion d'enfants présentant une maladie fébrile au Mali, grâce à un accès accru aux services préventifs, à la suite de la mise en œuvre de plusieurs interventions en santé publique, dont l'exemption des paiements [127].

Par ailleurs, une récente étude utilisant des données d'enquêtes démographiques et de santé, à deux passages, réalisée dans plusieurs pays d'Afrique a conclu à une réduction des décès néonataux de 2,9 pour 1 000 naissances (IC 95 % = -6,8-1,0), suite à la mise en œuvre des politiques d'exemption des paiements [113].

Enfin, en ce qui concerne l'impact sur la mortalité infantile, une étude de simulation réalisée en 2005 a estimé que l'élimination des paiements directs permettrait de sauver chaque année la vie d'environ 233 000 enfants de moins de cinq ans dans 20 pays d'Afrique [128]. Au Burkina Faso, une autre étude de simulation a montré que la mise en œuvre de l'intervention pilote d'exemption des paiements a permis de sauver 593 vies d'enfants de moins de cinq ans (minimum = 168, maximum = 1060) un an après la mise œuvre dans les deux districts [23].

Ceci équivaut à une baisse du taux de mortalité infantile de 235 décès pour 1 000 naissances vivantes en 2008, à 210 en 2009 [23]. Cette étude a aussi révélé que le passage à l'échelle de cette intervention sauverait entre 14 000 et 19 000 vies d'enfants de moins de cinq ans [23].

### **1.3. Les lacunes de la littérature sur les effets des politiques de gratuité**

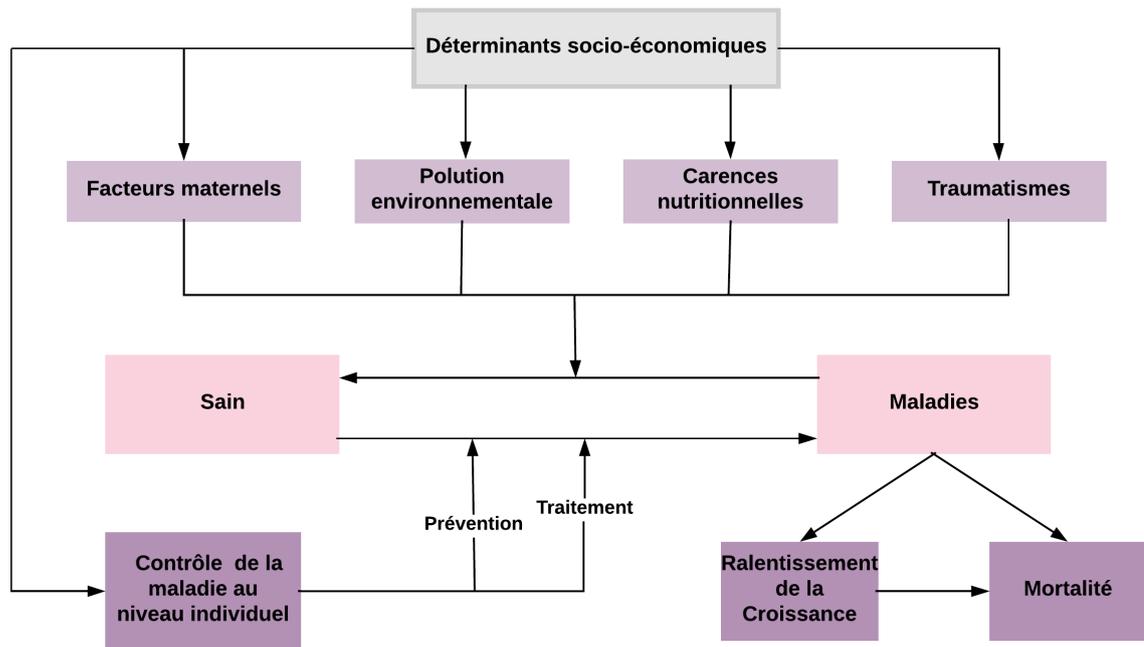
Les États membres de l'Organisation mondiale de la santé se sont engagés à œuvrer pour la couverture universelle en santé [14, 15] dont l'accès aux soins représente l'un des principaux piliers [15]. De ce fait, les politiques de gratuité représentent un enjeu pour la couverture santé [18, 129], mais les données disponibles sur le maintien des effets à long terme des politiques de gratuité des soins sur l'utilisation des services de santé et sur la morbidité infantile demeurent insuffisantes. Il est donc primordial de mieux comprendre l'influence de la gratuité des services sur l'utilisation des services de santé et la morbidité infantile.

Au-delà des enjeux méthodologiques et conceptuels liés à l'évaluation des effets des politiques de gratuité, cette thèse vise à contribuer à la littérature sur la relation entre la gratuité des services, l'utilisation et la santé infantile en s'attaquant aux lacunes spécifiques suivantes :

1. La plupart des évaluations ont été effectuées tôt, dans l'année suivant la mise en œuvre des interventions et presque toutes sont axées sur le recours aux soins de santé plutôt que sur la santé [7, 8, 130]. De plus, dans les études précédentes disponibles, peu ont tenu compte des facteurs confondants et des tendances à long terme, c'est-à-dire si les effets des politiques de gratuité des soins se sont maintenus après quatre à six ans de mise en œuvre [28, 131]. En outre, comme il existe peu de données post intervention, cela ne donne pas de marge de manœuvre pour modéliser adéquatement et expliquer la tendance post-intervention de l'utilisation des services de santé. Jusqu'à présent, à notre connaissance, aucune preuve n'a confirmé si les effets de la gratuité des services sur l'utilisation des services se maintiennent dans le temps.
2. Les quelques rares études traitant de l'impact de l'exemption des paiements sur l'utilisation des services de santé au niveau individuel et sur les inégalités socioéconomiques dans l'utilisation des services ont également montré des résultats mitigés [26, 29]. Ainsi,

l'impact sur l'équité dans l'accès aux soins dépend du contexte. La possibilité de maintenir une forte association des interventions de gratuité des soins, l'utilisation des services et la réduction de la morbidité infantile en général et des inégalités au-delà d'un an n'a pas encore été démontrée.

3. Les études sur la relation entre l'élimination des frais d'utilisation et la morbidité infantile sont encore très rares avec des résultats mitigés [30, 126, 132]. Il convient de noter qu'à l'exception des études de simulation [23, 128], ces études se sont basées sur des devis de court terme, c'est-à-dire un an après le début des interventions [126, 133]. Il se pourrait que l'augmentation de l'utilisation des services à court terme n'ait pas été suffisante pour contribuer à améliorer les résultats escomptés sur la santé infantile. En outre, à l'exception de l'étude réalisée au Ghana [126], les autres n'ont pas inclus de groupe de comparaison. Ceci limite de manière importante la validité de leurs résultats.
4. L'association entre la gratuité des services et les mesures spécifiques de l'état de santé, tel que le statut nutritionnel n'a pas encore été exploré. La plupart des recherches, dans les domaines de la malnutrition et de la santé publique, ont mis l'accent sur l'évaluation de l'impact des interventions spécifiques à la nutrition. Or, selon le cadre conceptuel des déterminants de la morbidité infantile (figure 4) [63, 64], les facteurs non nutritionnels, comme l'exemption des paiements favorisant l'accès aux soins, peuvent aussi avoir une influence sur le statut nutritionnel [66].



**Figure 2. Cadre conceptuel des déterminants de la morbidité infantile**

Source : Mosley WH, Chen LC: *An analytical framework for the study of child survival in developing countries. Population and development review* 1984:25-45.

## **Chapitre 2. La contribution de l'épidémiologie à la recherche interventionnelle et à l'évaluation des interventions de santé publique**

### **2.1. L'évaluation des interventions de santé publique**

Les interventions de santé publique visent à promouvoir, à protéger la santé ou à prévenir les problèmes de santé dans la population [134]. Elles peuvent être de nature biomédicale telles que les programmes de vaccination, de dépistage, d'élimination de la présence d'un facteur de risque comme l'hypertension artérielle [135]. Elles peuvent également être de nature éducative comme la formation de professionnels de santé à la prise en charge précoce ou à la prévention d'une maladie ou d'un facteur de risque, ou même encore la promotion de mesures préventives au niveau de la population. Elles peuvent enfin, avoir un caractère social ou économique tel que les mesures politiques comme la gratuité des services pour inciter l'utilisation de services préventifs ou curatifs, ou les actions sociales ciblant des groupes défavorisés [135].

L'évaluation des interventions de santé publique est un domaine essentiel du processus d'élaboration des politiques de santé publique [136] et également une fonction essentielle de l'épidémiologie [137]. Elle est perçue comme le processus de détermination, de manière aussi systématique et objective que possible, de la pertinence, de l'efficacité, de l'efficience et de l'impact des interventions par rapport aux objectifs établis [137].

### **2.2. La contribution de l'épidémiologie**

La contribution de l'épidémiologie à l'évaluation des interventions de santé publique s'inscrit dans le contexte plus général de la science de l'application des connaissances issues de la recherche (implementation science) [138]. Ainsi, l'épidémiologie peut contribuer 1) à l'établissement des preuves en santé publique, 2) à l'estimation de l'effet causal des interventions en santé publique, 3) à orienter le choix des plans d'étude et des méthodes d'analyse appropriés.

### **2.2.1. La contribution de l'épidémiologie à l'établissement des preuves en santé publique**

Les preuves pertinentes pour la prise de décision et l'application des connaissances en santé publique peuvent prendre plusieurs formes, notamment en tant que données sur l'ampleur des problèmes de santé publique, sur les causes des problèmes de santé publique et sur les interventions de santé publique efficaces pour améliorer la santé des populations [139].

Les interventions de santé publique basées sur des preuves sont au cœur de l'application des connaissances issues de la recherche, car l'accent est souvent mis sur la possibilité de mise à l'échelle et la diffusion des interventions de santé publique éprouvées [139]. Dans le domaine de l'application des connaissances issues de l'évaluation des interventions de santé publique, l'épidémiologie permet de décrire et de valider la qualité de ces preuves en analysant la validité interne et le potentiel de généralisabilité [140, 141].

### **2.2.2. La contribution de l'épidémiologie à l'estimation de l'effet causal des interventions en santé publique**

Dans le domaine de l'évaluation des interventions en santé publique, les chercheurs comparent en général les résultats de santé d'une population exposée à une intervention à ceux d'un groupe de contrôle externe non exposé à la même intervention [142]. Le but est d'estimer l'effet causal, c'est-à-dire une mesure quantitative de la différence entre le niveau de résultat de santé si la population cible a été exposée et le niveau de résultats si cette même population n'a pas été exposée [143].

Déterminer qu'une association ou que l'effet d'une intervention de santé est causal peut avoir de profondes implications en matière de santé publique, indiquant la nécessité ou au moins la possibilité de prendre des mesures pour réduire l'exposition à un facteur de risque dangereux ou pour augmenter l'exposition à une intervention bénéfique [144]. Par conséquent, l'inférence causale est implicitement et parfois explicitement intégrée à la formulation des pratiques et des interventions de santé publique [144].

L'inférence causale est un domaine fondamental pour les épidémiologistes [145]. Ainsi, pour estimer l'effet causal, les épidémiologistes s'appuient en général sur les critères classiques de

causalité de Hill [146]. Toutefois, ces critères se sont révélés très utiles pour la recherche sur l'étiologie, mais le sont moins pour les études sur l'efficacité des interventions de santé publique ou pour les études pour leur extension à plus grande échelle [147]. En effet, la relation entre l'exposition, les résultats de santé, les facteurs de confusion et les covariables peuvent être complexes, nécessitant ainsi une formulation explicite des relations entre ces facteurs [144]. Par conséquent, dans le domaine de l'évaluation des interventions de santé publique, l'épidémiologie contribue à élargir la vision de la causalité [147, 148], notamment en adoptant des méthodes d'analyse pour réduire la confusion telle que la stratification, l'appariement, la standardisation, la pondération par la probabilité inverse, l'estimation G et la méthode des variables instrumentales [144].

### **2.2.3. La contribution de l'épidémiologie au choix des plans d'étude et des méthodes d'analyse appropriés**

La compréhension de la manière dont une intervention de santé publique est efficace pour améliorer la santé des populations est primordiale et passe nécessairement par l'évaluation de son impact [149]. Cela implique la spécification de modèles conceptuels et théoriques de l'impact de l'intervention sur les résultats de santé [65] et le recours à des devis de recherche et des méthodes d'analyse épidémiologique appropriées pour mesurer son efficacité en milieu clinique ou dans les conditions réelles de mise en oeuvre sur le terrain [149, 150]. En ce sens, l'épidémiologie propose des devis de recherche expérimentale et non expérimentale que les chercheurs choisissent en fonction du contexte de l'étude et des ressources. L'épidémiologie fournit également les méthodes d'analyse quantitatives appropriées en fonction des objectifs de recherche, la nature de l'exposition à l'intervention et la nature des variables de résultat [151, 152]. L'évaluation va donc s'intéresser à mesurer l'impact de l'intervention sur l'état de santé de la population selon des indicateurs quantitatifs globaux et à long terme comme la mortalité ou spécifiques et à plus ou moins court terme comme l'incidence ou la prévalence d'une maladie ou, enfin, concerner un facteur de risque comme la prévalence d'une conduite à risque ou d'un comportement de prévention [135].

Les essais contrôlés randomisés sont considérés comme la méthode de référence pour évaluer le lien de causalité et constituent donc un premier choix [150]. Cependant, dans les conditions réelles de mise en oeuvre, le contexte d'une étude donnée peut influencer la capacité du

chercheur à randomiser une intervention, en raison de contraintes pratiques, éthiques, sociales ou logistiques [150]. Comme alternative, pour parvenir à un équilibre entre la validité interne et externe afin de réduire les biais dans l'évaluation des interventions [150], les épidémiologistes utilisent les devis quasi expérimentaux avec ou sans groupe de contrôle [153] tels que les séries chronologiques interrompues, les devis à niveau de bases multiples (où la mise en oeuvre de l'intervention est échelonnée selon le contexte et le temps) ou la discontinuité de régression (lorsque l'exposition à l'intervention est prédéterminée par un seuil établi) [154].

Par ailleurs, les interventions de santé publique peuvent fonctionner différemment selon les caractéristiques des populations ou le contexte de leur mise en oeuvre [96, 155]. Les facteurs contextuels peuvent d'ailleurs confondre le lien entre l'intervention et son impact potentiel [96]. Ils peuvent également modifier l'effet de l'intervention, agissant ainsi sur la généralisabilité des résultats [96] ou la réplication de l'intervention. Par conséquent, lorsque la puissance statistique le permet, les épidémiologistes évaluent la modification de l'effet des interventions de santé publique pour informer la prise de décision [155, 156].

Enfin, la nature de l'exposition aux interventions de santé publique peut influencer le choix des devis et des méthodes d'analyse. En outre, les individus vivant dans la même communauté sont soumis à des influences contextuelles communes [97]. En effet, lorsque l'exposition à l'intervention se mesure au niveau global, il peut être souhaitable d'estimer l'effet contextuel de résider dans une région ayant expérimenté l'intervention sur les résultats de santé en contrôlant pour les caractéristiques individuelles et communautaires. Cette perspective analytique s'inscrit dans le cadre de l'analyse contextuelle ou multiniveau [97]. Cette thèse s'inscrit dans ladite perspective [157] en évaluant les effets contextuels, c'est-à-dire les effets des caractéristiques ou des expositions collectives sur les résultats au niveau individuel [157]. De manière empirique, l'analyse contextuelle implique l'incorporation de variables de groupe et des variables individuelles dans les modèles appropriés pour évaluer leurs effets au niveau individuel [157].

## **Chapitre 3. Le contexte l'intervention, le cadre conceptuel et les objectifs de la thèse**

### **3.1. Contexte de l'étude et de l'intervention**

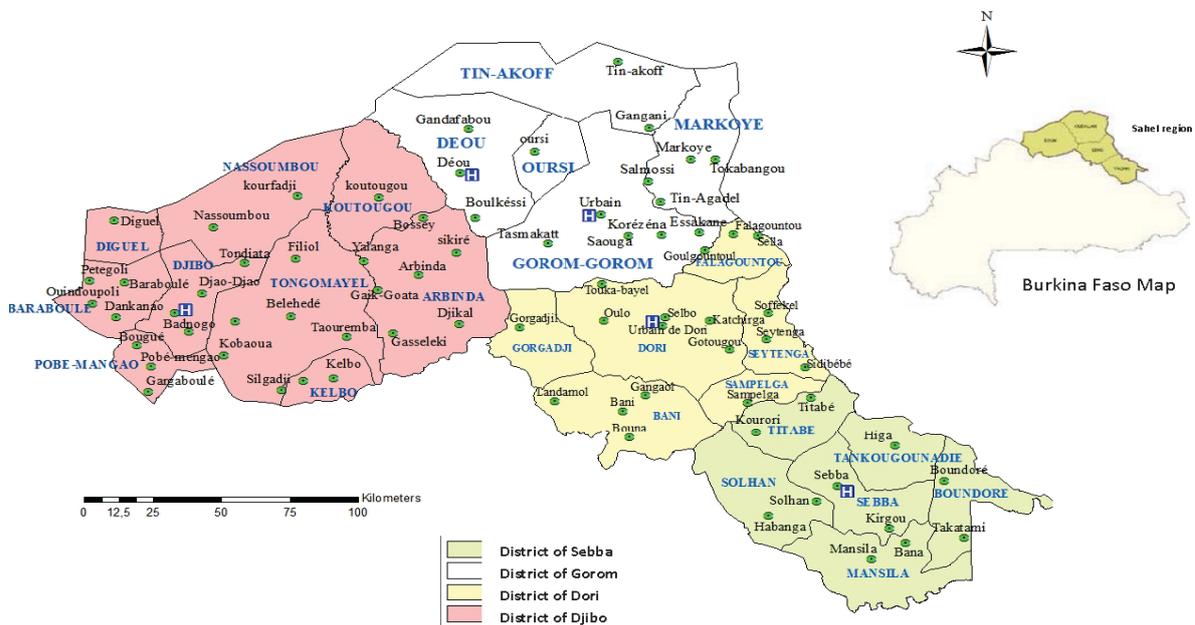
#### **3.1.1. Contexte de l'étude**

L'étude a été réalisée dans la région sanitaire du Sahel, située dans le nord du Burkina Faso. C'est l'une des régions les plus défavorisées du pays, où les indicateurs de santé sont les moins reluisants et où le faible accès aux soins coïncide avec des niveaux très élevés de morbidité et de malnutrition infantile [5]. En 2008, le taux d'anémie sévère chez les enfants de moins de cinq ans (20 %), les taux de retard de croissance (46,1 %) et d'émaciation (17,6 %) étaient les plus élevés au pays alors que la couverture vaccinale (65 % pour toutes les vaccinations) et l'utilisation des centres de santé sont les plus faibles (seulement 32 % des enfants utilisaient services de santé). Tout comme dans l'ensemble du pays, les infections respiratoires, le paludisme et les diarrhées sont les plus grandes causes de morbidité et de mortalité infantile. Les inégalités d'accès aux soins demeurent substantielles. Par exemple, 54 % des enfants ayant de la fièvre dans les familles aisées étaient traités dans des centres de santé publics, alors que cette proportion n'était que de 22 % pour les enfants des familles pauvres [158].

En septembre 2008, les autorités sanitaires régionales, en collaboration avec une ONG allemande (HELP), ont décidé de mettre en place une expérimentation de gratuité des soins au profit des femmes enceintes et des enfants de moins de cinq ans avec un financement de la commission d'aide humanitaire de l'Union européenne (ECHO). L'ONG a concentré ses efforts sur deux des quatre districts de la région, Dori (290 000 habitants, 18 CSPPS en 2009) et Sebba (180 000 habitants, 11 CSPPS en 2009). Les districts voisins de Gorom (237 000 habitants, 18 centres de santé) et Djibo (415 776 habitants ; 28 centres de santé) avaient maintenu des frais d'utilisation standard pour les services de santé infantile, où les individus doivent payer 0,20 USD (100FCFA) pour toute consultation, le prix des médicaments et les frais journaliers de 0,60 USD (300FCFA) pour les hospitalisations [26].

Les données du système national d'information sanitaire et de l'enquête nutritionnelle de 2009 montrent que parmi les quatre districts de la région, le district de Dori et le district de Gorom-

Gorom présentait des tendances quasi similaires en matière d'utilisation des services de santé par les enfants de moins de cinq ans [116, 117], d'accouchements assistés [116] et de leurs statuts nutritionnels [159]. En effet, le taux de retard de croissance était estimé à 45,8 % à Gorom-Gorom (IC à 95 %: 40,6-51,2) et à 46,3 % à Dori (IC à 95 %: 41,0 à 51,6) [159], tandis qu'en moyenne les centres de santé de ces deux districts réalisaient 10 accouchements assistés par mois avant le début de l'intervention[117].



**Figure 3. Localisation des quatre districts et leurs centres santé**

Source : Direction générale de l'information et des statistiques sanitaires, Secrétariat général. Ministère de la Santé du Burkina Faso, Annuaire statistique 2012, ministère de la Santé Burkina Faso

### 3.1.2. L'intervention

Le principe de l'intervention tel que défini dans la figure 2 [25] était de rendre les soins gratuits au point de service pour les femmes enceintes et les enfants de moins de cinq ans et

d'encourager les mères à faire soigner leurs enfants plus tôt, dès l'apparition des premiers symptômes de maladie, et ainsi d'augmenter l'utilisation de services par tous les enfants malades, y compris les plus pauvres et les plus démunis. Les populations bénéficiaires de la gratuité des soins implémentée par l'intervention étaient exemptées de tout paiement dans toutes les formations sanitaires publiques des districts concernés [24].

L'intervention ne se limitait pas à la gratuité des soins, elle comprenait également des activités liées à la mobilisation sociale dans les communautés bénéficiaires de la gratuité des soins, des campagnes d'information et de sensibilisation à l'éducation sanitaire, à l'amélioration de la qualité du service rendu dans les centres de santé, la formation et la supervision médicale des agents de santé ainsi qu'au suivi et contrôle financier des centres de santé [25, 26].

Par ailleurs, pour parvenir à des résultats plus convaincants dans la lutte contre la malnutrition, la gratuité des services a été associée à la prise en charge médicale de la malnutrition dans la communauté. Ainsi, les enfants souffrant de malnutrition sont détectés, ensuite référés et pris en charge gratuitement dans les centres de santé couverts par l'intervention. Débutée en septembre 2008, l'intervention a été intégrée au système de santé et maintenue grâce à la politique nationale qui a commencé en avril 2016 et présentement en cours dans tous les centres de santé du pays.

#### *Processus*

Les agents de santé documentent l'ensemble des frais relatifs (consultations, produits pharmaceutiques, examens, analyses, etc.) [24]. En fin de période, les responsables des centres de santé rapportent ces informations à l'équipe de district, qui, après validation, fait la demande de remboursement au projet partenaire. Après le traitement de la demande et une vérification de comptabilité, les centres de santé étaient remboursés pour les prestations de services rendus [24]. L'ONG agissait ainsi en tant que tiers-payeurs, au même titre qu'un gouvernement ou une caisse nationale d'assurance maladie [25].

#### *Effets attendus*

L'intervention visait une amélioration à court terme de l'accès aux soins de santé, à long terme à améliorer la protection financière des ménages et au renforcement du pouvoir d'agir des

femmes. À plus long terme, elle visait à réduire la pauvreté et à améliorer la santé maternelle et infantile. En conséquence, par rapport aux communautés voisines qui n'ont pas bénéficié d'intervention, des études ont montré que la présence de l'intervention combinée à la prise en charge médicale de la malnutrition dans la communauté a engendré, à court terme, un contexte marqué par une fréquence élevée d'utilisation des services de santé [26] et une réduction des risques des dépenses de santé appauvrissantes [27] ainsi que le renforcement du pouvoir d'agir des femmes [11].

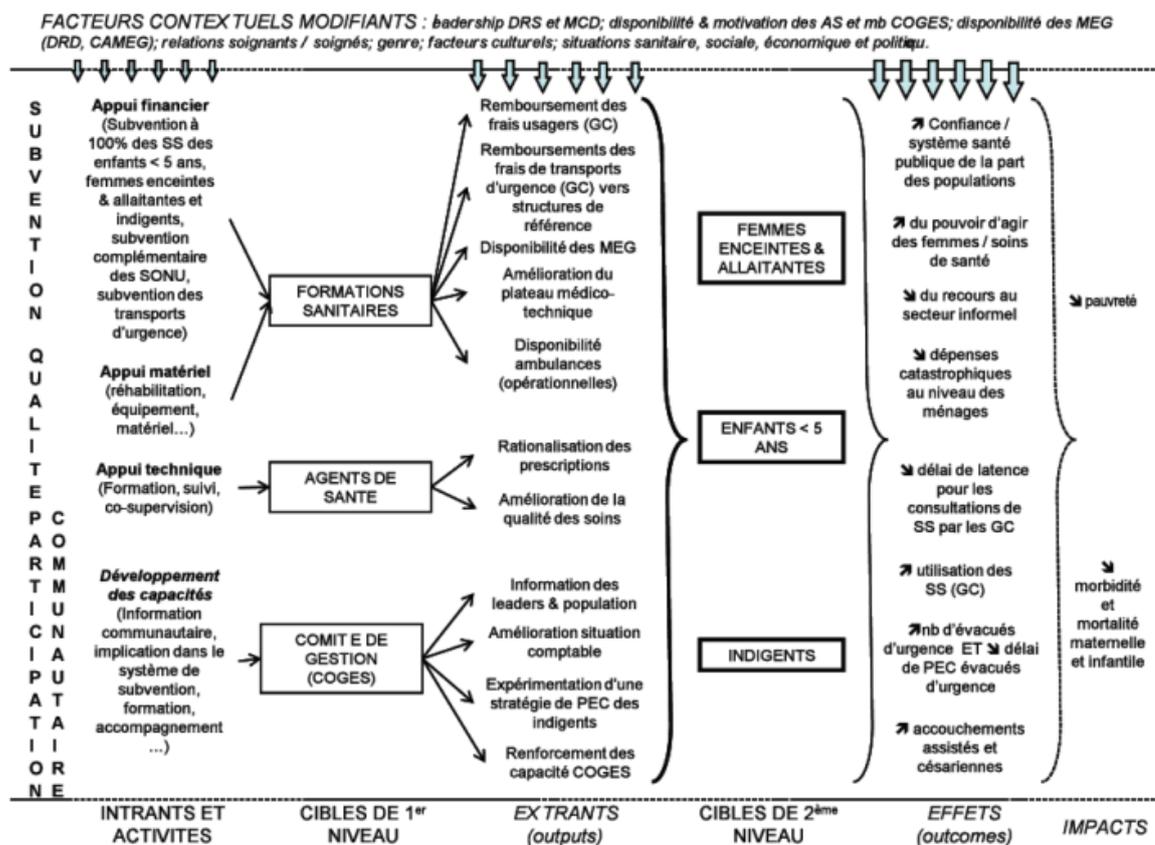


Figure 4. Description du modèle logique de l'intervention

Source : Ridde V, Queuille L(2010): L'exemption du paiement: un pas vers l'accès universel aux soins de santé. Expériences pilotes au Burkina Faso. 2010. UdeM/CRCHUM/HELP

### 3.2. Cadre conceptuel de la thèse

Nous proposons, dans cette section, un cadre conceptuel décrivant les canaux par lesquels l'intervention pourrait augmenter l'utilisation des services et améliorer la santé infantile. Ce

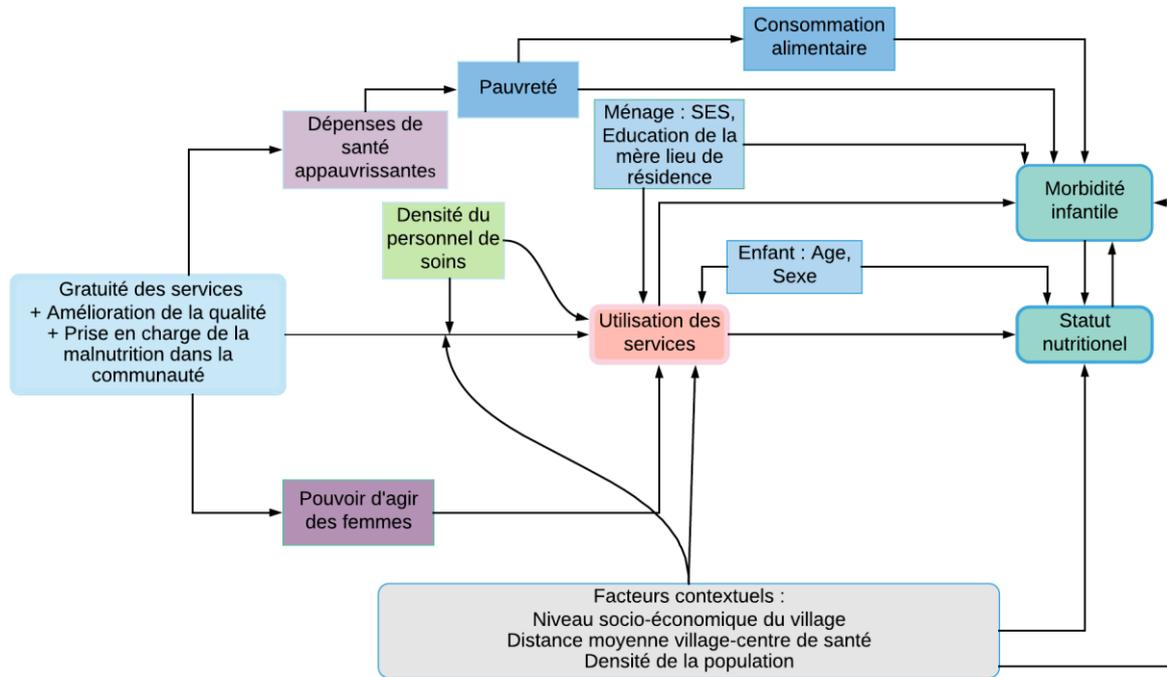
cadre conceptuel prend appui sur le modèle logique de l'intervention (figure 3) [25], les travaux d'Andersen [39], de Mosley et Chen [63] et du cadre conceptuel l'UNICEF [76] ainsi que la théorie de moyenne (portée récemment développée pour décrire l'utilisation des services dans un contexte de gratuité des services) [160].

Sur le plan conceptuel, la gratuité des services agirait comme un facteur contextuel habilitant [161], permettant aux utilisateurs de faire des choix quant à leur utilisation des services de santé publique [160] lorsqu'un besoin perçu se présente [39]. En supprimant les obstacles financiers à l'accès aux soins de santé, les individus et les ménages changeront leur comportement de recherche de santé [160, 162] et utiliseront plus souvent les services de santé [22]. Ils seront probablement plus susceptibles d'avoir une source régulière de soins [22, 39], ils maintiendront leur utilisation des services de santé en améliorant ainsi leur état de santé [10, 22, 63, 163]. Ce changement au niveau individuel du comportement d'utilisation des services dépend aussi des facteurs prédisposants individuels tels l'âge et le sexe, l'éducation de la mère et ses aptitudes et connaissances en matière de santé et des services de santé infantile. Il peut aussi être influencé par les besoins de santé telle que la perception de la gravité de la maladie et les facteurs limitants comme la longue distance à parcourir pour accéder aux soins et le statut socio-économique. Ces facteurs agissent comme modificateurs de l'effet contextuel de la gratuité des services sur l'utilisation des services de santé.

Par ailleurs, par son influence positive sur le pouvoir d'agir des femmes, l'intervention contribue à renforcer la capacité des femmes à prendre des décisions en matière de santé en leur évitant de négocier avec leur conjoint l'accès aux ressources du ménage, ce qui réduirait les retards dans l'utilisation des services de santé [11]. En outre, de par la mobilisation communautaire, le renforcement du leadership des agents de santé, le contrôle permanent et le suivi de sa mise en œuvre, ainsi que le contrôle permanent de la qualité des soins, l'intervention devrait contribuer à renforcer l'utilisation des services et ainsi réduire la morbidité infantile [25].

Enfin, la gratuité des services peut avoir un impact indirect sur les déterminants proximaux sous-jacents de la santé des enfants en passant par la réduction des dépenses de santé appauvrissantes, facteur d'appauvrissement des ménages. En améliorant la protection financière des ménages [27, 119] et en libérant ainsi des revenus, cela permettrait de réduire la

pauvreté et contribuerait à améliorer la consommation alimentaire [126]. L'augmentation de la consommation devrait, à son tour, avoir un impact positif sur les mesures de l'état de santé infantile, en particulier la malnutrition et, en général, réduire les risques d'épisodes de maladie plus fréquents lorsque les ménages sont démunis [22].



**Figure 5. Modèle conceptuel de la relation entre l'exposition à l'intervention et ses composantes, l'utilisation des services et la morbidité infantile**

### 3.3. Objectifs et hypothèses

La présente thèse vise à contribuer à combler les lacunes de la littérature actuelle en abordant trois objectifs correspondant à trois articles.

#### **Objectif 1 :**

Évaluer le maintien à long terme des effets de l'intervention de gratuité des services de santé associée à l'amélioration de la qualité des soins et à la prise en charge de la malnutrition dans la communauté sur les taux d'utilisation des services de santé par les enfants de moins de cinq ans, dans la région du Sahel au Burkina Faso.

**Hypothèse 1a :** L'intervention a plus que doublé le taux d'utilisation des services et l'a maintenu plus de quatre ans après le début de sa mise en œuvre.

**Hypothèse 1b :** Les facteurs contextuels et certaines caractéristiques des services de santé modèrent l'association entre l'intervention et l'utilisation des services de santé.

#### **Objectif 2 :**

Évaluer l'effet contextuel de l'intervention de gratuité des services de santé associée à l'amélioration de la qualité des soins et à la prise en charge de la malnutrition dans la communauté sur la probabilité de survenue d'une maladie et sur la probabilité d'utilisation des services de santé chez les enfants de moins de cinq ans quatre ans après le début de sa mise en œuvre.

**Hypothèse 2a :** Quatre ans après le début de l'intervention, les enfants résidant dans le district d'intervention seront moins malades comparativement aux enfants n'ayant pas bénéficié de l'intervention.

**Hypothèse 2b :** Quatre ans après le début de l'intervention, les enfants résidant dans le district d'intervention auront une plus grande probabilité de recourir aux soins en cas de maladie, comparativement aux enfants de moins de cinq ans résidant dans le district n'ayant pas bénéficié de l'intervention.

**Hypothèse 2c :** La mise en œuvre de l'intervention contribuera à réduire les inégalités, dans l'utilisation des services de santé, selon le statut socio-économique, la distance par rapport au centre de santé et les besoins de santé.

**Objectif 3 :**

Évaluer l'effet contextuel de l'intervention de gratuité des services de santé associée à l'amélioration de la qualité des soins et à la prise en charge de la malnutrition dans la communauté sur le retard de croissance chez les enfants de moins de cinq ans, quatre ans après le début de sa mise en oeuvre.

**Hypothèse 3a :** Comparativement aux enfants de moins de cinq ans n'ayant pas bénéficié de l'intervention, les enfants résidant dans le district d'intervention connaîtront moins de retard de croissance.

**Hypothèse 3b :** L'intervention contribuerait à expliquer les disparités dans l'état nutritionnel entre les communautés.

## **Chapitre 4. Méthodologie**

Dans ce chapitre, nous donnons un aperçu global du contexte de la recherche, du devis, des sources de données et des méthodes utilisées pour répondre à nos objectifs de recherche (tableau 1). Puisque ces aspects sont détaillés dans chacun des articles, cette section a pour but de donner un aperçu de nos choix de méthodes et d'examiner les défis méthodologiques auxquels nous avons été confrontés.

**Tableau 1. Récapitulatifs des objectifs, méthodes et sources des données utilisées dans la thèse**

	<b>Objectifs</b>	<b>Hypothèses</b>	<b>Devis</b>	<b>Sources de données</b>
Objectif 1 (Article 1)	Évaluer le maintien des effets à long terme de l'intervention sur les taux d'utilisation des services de santé par les enfants de moins de cinq ans dans les centres de santé, dans la région du Sahel au Burkina Faso	<p><b>Hypothèse 1a</b> : Les effets de l'intervention sont substantiels et se maintiennent dans le temps.</p> <p><b>Hypothèse 1b</b> : Les facteurs contextuels et certaines caractéristiques des services de santé modèrent l'association entre l'intervention et l'utilisation des services de santé.</p>	Devis de séries temporelles interrompues	<p>1. Système national d'information sanitaire.</p> <p>2. Enquête rétrospective sur les caractéristiques des services de santé et leurs contextes.</p>
Objectif 2 (Article 2)	Évaluer l'effet contextuel de l'intervention sur la probabilité de survenue d'une maladie et sur la probabilité d'utilisation des services de santé chez les enfants de moins de cinq ans.	<p><b>Hypothèse 2a</b> : Comparativement aux enfants de moins de cinq ans n'ayant pas bénéficié d'intervention, les enfants résidant dans le district d'intervention auront une plus grande probabilité de recourir aux soins, en cas de maladie quatre ans, après le début de l'intervention.</p> <p><b>Hypothèse 2b</b> : Comparativement aux enfants de moins de cinq ans n'ayant pas bénéficié de l'intervention, les enfants résidant dans le district d'intervention seront moins malades quatre ans après le début de l'intervention.</p> <p><b>Hypothèse 2c</b> : La mise en œuvre de l'intervention contribuera à réduire les inégalités dans l'utilisation des services de santé, selon le statut socio-économique, la distance par rapport au centre de santé et les besoins de santé.</p>	Devis transversal post intervention avec groupe de comparaison	Enquête de ménage post intervention dans les deux groupes.
Objectif 3 (Article 3)	Évaluer l'effet contextuel de l'intervention sur le retard de croissance chez les enfants de moins de cinq ans.	<p><b>Hypothèse 3a</b> : Comparativement aux enfants de moins de cinq ans n'ayant pas bénéficié d'intervention, les enfants résidant dans le district d'intervention connaîtront moins de retard de croissance.</p> <p><b>Hypothèse 3b</b> : L'intervention contribuerait à expliquer les disparités dans l'état nutritionnel entre les communautés.</p>	Transversal post intervention avec groupe de comparaison	Enquête de ménage post intervention dans les deux groupes.

## 4.1. Plan de l'étude

Cette recherche s'appuie sur deux plans d'étude. Le premier est un plan à séries temporelles interrompues avec groupe de contrôle non équivalent [153] impliquant 85 centres de santé, incluant 34 centres de santé des deux districts d'intervention (Dori et Sebba) et 51 centres de santé des deux districts de comparaison (Gorom et Djibo). Ces centres de santé ont été observés entre janvier 2004 et décembre 2014, l'intervention ayant démarré en septembre 2008. Nous avons utilisé ce plan d'étude quasi expérimentale dans le premier article pour analyser les effets immédiats et soutenus de l'intervention sur le taux d'utilisation des services de santé. Ce plan d'études est approprié pour étudier les effets de l'intervention dans ce contexte, dans la mesure où elle n'a pas été randomisée. Ainsi, pour réduire les risques de confusion, nous avons essayé d'imiter le processus de randomisation avec des données d'observation en recherchant des districts témoins qui sont comparables aux districts d'intervention [153, 164] sur les niveaux d'utilisation des services de santé et les caractéristiques populationnelles. C'est ainsi que le devis a été conçu en impliquant les centres de santé des deux districts limitrophes de la même région sanitaire, comme groupe de comparaison, car ils sont les meilleurs comparateurs.

L'intervention ayant été déployée rapidement dans un contexte d'aide humanitaire, il n'était pas possible de réaliser une évaluation de base simultanément dans les quatre districts de la région. Nous avons donc utilisé un plan d'étude transversale post-intervention avec groupe de comparaison [153] pour analyser l'association entre l'intervention, l'utilisation des services et la morbidité d'une manière générale et la relation entre l'intervention et le statut nutritionnel des enfants de moins de cinq ans de manière spécifique. Ce devis transversal a été conçu en impliquant 41 villages du district d'intervention de Dori et 51 villages du district de Gorom-Gorom choisis comme comparatifs sur la base de leur proximité et la similarité de leurs caractéristiques sociodémographiques, sanitaires et environnementales. En effet, les résultats de l'enquête nutritionnelle de 2009 ont montrés une similitude au niveau des taux de malnutrition chronique entre les deux districts, soit 45,8 % dans le district de comparaison et 46,3 % dans le district d'intervention [159]. De plus, les données du système national d'information sanitaire révèlent également une tendance similaire des taux d'accouchement assistés [165] et de l'utilisation des

services de santé par les enfants de moins de cinq ans dans le district d'intervention et de comparaison avant le début de l'intervention [117, 166]. En outre, la pluviométrie annuelle moyenne dans les districts se situe autour de 400mm[167].

## **4.2. Sources des données**

Cette thèse a exploité trois sources de données : Le système national d'information sanitaire et une enquête rétrospective sur les services de santé pour répondre aux questions de recherche de l'objectif 1 et une enquête de ménages réalisée quatre ans après le début de l'intervention pour répondre aux objectifs 2 et 3. L'auteur de la présente thèse a été impliqué dans tout le processus de collecte des données, allant de la rédaction des protocoles, l'élaboration des outils de collecte, la formation des enquêteurs, la supervision de la collecte des données et la gestion des bases de données.

La collecte des données complémentaires a été rendue possible par le financement reçu à titre individuel de la part du programme de bourse du CRDI pour la recherche en santé, dans les pays en développement. Cette section présente les sources de données dans l'ordre des articles de la thèse.

### **4.2.1 Données spécifiques à l'objectif 1 (article 1)**

#### *Données administratives*

Pour répondre à l'objectif de recherche sur les effets à long terme de la gratuité des services, nous avons utilisé les données mensuelles d'utilisation des services de santé infantile. Ces données ont été extraites par les responsables régionaux du système d'information sanitaire de chacun des quatre districts sanitaires. La qualité et l'exhaustivité des données ont été évaluées dans chaque bureau de district la première semaine de chaque mois et vérifiées par la direction des statistiques de la santé du ministère de la Santé. Elles ont été une seconde fois vérifiées, nettoyées, compilées et reparamétrées par nous. Elles concernent l'enregistrement mensuel du nombre d'enfants de moins de cinq ans ayant reçu une consultation curative, toutes pathologies confondues dans

l'ensemble des 85 centres de santé des quatre districts sanitaires de la région du Sahel de janvier 2004 à décembre 2014 (soit 56 mois avant et 76 mois après l'intervention).

En outre, nous avons obtenu, de la même source et sur la même période, des données sur la population des enfants de moins de cinq et de leur répartition dans les zones d'attraction des centres de santé selon la distance. Nous avons limité l'échantillon sur les centres de santé ayant au moins 12 observations avant et après l'intervention. Ainsi, 17 centres de santé, qui ont été ouverts dans les 12 mois suivant la mise en place de l'intervention, ont été retirés de l'analyse.

#### *Enquête rétrospective sur les caractéristiques des services de santé et leurs contextes*

Pour compléter les données administratives sur l'utilisation des services, nous avons réalisé une enquête rétrospective sur les centres de santé. Cette enquête a permis de collecter des données sur la disponibilité des médicaments essentiels et génériques (disponibilité et durée mensuelle de ruptures de stock), la disponibilité du personnel de santé (nombre et qualifications) et les infrastructures sur la période de janvier 2004 à décembre 2014. Les données sur le contexte concernent les niveaux mensuels de précipitations, les difficultés d'accès aux soins selon le relief, les coûts moyens du transport entre les villages et les centres de santé, les différentes interventions qui ont été mises en œuvre au cours de la période d'étude. À partir de ces données, nous avons extrait et paramétré les variables pour le premier article de la thèse. Les données ont été recueillies dans les centres de santé entre janvier 2015 et mai 2015 par 16 enquêteurs, dont huit dans le groupe d'intervention et huit dans le groupe de comparaison. Ils ont reçu deux jours de formation et procédé à un prétest avant la collecte des données.

### **4.2.2 Données spécifiques aux objectifs 2 et 3 (articles 2 et 3)**

Les données pour répondre aux objectifs 2 et 3 sont issues d'une série d'enquêtes de panels de ménages qui ont été réalisées en 2008, 2009 et 2012 (tableau 1). Ces enquêtes avaient pour but de recueillir des données répétées pour analyser les effets de l'intervention sur l'utilisation des services de santé, et les résultats de santé infantile.

Les deux premières enquêtes ont été réalisées en 2008 et 2009 dans l'un des 2 districts d'intervention à l'étude (Dori) et une troisième vague en 2012 simultanément dans le district d'intervention et dans l'un des districts de comparaison. Lors de cette dernière vague, l'auteur de la présente thèse a été impliqué dans la formation des enquêteurs, la coordination de la collecte des données dans les deux sites, le recueil et le traitement des données. Puisque nous ne disposions pas de données avant l'intervention pour le district de comparaison (Gorom), nous avons utilisé les données collectées en 2012, pour répondre aux objectifs 2 et 3 de cette thèse.

**Tableau 2. Synthèse des données des enquêtes de ménage**

District sanitaire	Dori (intervention)			Gorom (sans intervention)
	2008	2009	2012	2012
Ménages enquêtés par année	1 251	1 191	1 040	1 123
Enfants de moins de 5 ans enquêtés	1 458	1 389	1 297	1 476

### *Échantillonnage*

La population d'étude concernait les enfants de moins de cinq ans, cible de l'intervention. La puissance statistique a été fixée à 80 %, pour atteindre la signification statistique ( $\alpha = 5\%$ ) d'une différence de probabilité d'utilisation des services de santé de 10 % entre les districts d'intervention et de contrôle. Les calculs étaient similaires pour les comparaisons transversales et longitudinales où est comparée une mesure post-intervention à une mesure préintervention. Un « effet de plan d'échantillonnage » de deux a été supposé, soit un doublement de la taille de l'échantillon, nécessaire pour neutraliser la perte de puissance due aux corrélations naturelles des données, comparé avec un échantillon aléatoire simple [168]. Par ailleurs, étant donné la proximité des deux districts sanitaires à l'étude situés dans la même région sanitaire, les zones de dénombrement du district de comparaison (Gorom-Gorom) ont été choisies à au moins 30 km de la frontière entre les deux districts pour éviter toute contamination des effets de l'intervention.

L'échantillonnage des ménages a été basé sur la « méthode EPI » [169, 170], un plan de tirage systématique à deux degrés. Au premier degré, les unités primaires d'échantillonnage ou zones de

dénombrement (ZD) issues du dernier recensement de la population ont été sélectionnées avec une probabilité proportionnelle à leur taille. Ces zones de dénombrement correspondent approximativement aux villages dans les zones rurales. Dans chaque village, 40 ménages ont été choisis aléatoirement avec des probabilités approximativement égales. Troisièmement, tous les enfants de moins de cinq ans présents dans chaque ménage sélectionné ont été systématiquement enquêtés.

### ***Procédures et mesures***

Des enquêteurs formés ont interrogé les mères ou les tuteurs d'enfants, de moins de cinq ans, sur les épisodes de maladie infantile survenus au cours des 30 derniers jours précédents l'enquête et l'utilisation des services de santé pour ces épisodes de maladie. En outre, les chefs de famille ont été interviewés pour obtenir des informations sur les caractéristiques socio-économiques et démographiques des ménages, et sanitaires. Par ailleurs, nous avons collecté des données anthropométriques et de morbidité objective telles que l'anémie et le paludisme). Les détails sur ces mesures seront précisés dans les lignes suivantes).

Des téléphones intelligents ont servi de support de collecte et ont permis de géolocaliser les ménages à l'aide de récepteurs GPS intégrés. Le taux de réponse des ménages échantillonnés était de 98 % lors de l'enquête de base. Le taux d'attrition des ménages dans le district d'intervention est estimé à 5,4 % entre 2008 et 2009, à 19,1 % entre 2009 et 2012 et de 23,5 % entre 2008 et 2012, essentiellement dû à la mobilité des populations surtout des régions urbaines et de certaines zones rurales durant la saison pluvieuse, pour les activités agricoles, pastorales et aurifères. Le taux de réponse dans le district de comparaison pour l'enquête de 2012 a été estimé à 96 %.

### ***Morbidité et utilisation des services autorapportés***

L'identification des épisodes de maladies et de recours aux soins s'est basée sur un temps de rappel de 30 jours. Les mères ou les tuteurs des enfants ont été interrogés sur la survenue d'un épisode de maladie les 30 derniers jours précédant l'enquête (oui/non) et le recours au centre de santé au cours de cet épisode de maladie (oui/non). Les épisodes de maladie ont été enregistrés avec le symptôme

principal et plusieurs symptômes secondaires). La mesure des épisodes et de la sévérité de la maladie reposent sur les symptômes les plus couramment associés à la pneumonie, à la diarrhée et au paludisme, conformément aux directives de l’OMS, pour la prise en charge des maladies infantiles intégrées [171].

### ***Anthropométrie***

Des infirmières formées ont collecté des données sur les résultats anthropométriques et des mesures objectives de comorbidité (fièvre, taux d’hémoglobine, test de diagnostic rapide du paludisme) lors de la collecte simultanée dans les districts d’intervention et de contrôle. Les mesures anthropométriques (âge, poids, taille, périmètre brachial), pour les enfants de moins de cinq ans (6-59 mois), ont été prises en utilisant les matériaux recommandés par l’UNICEF [74]. La prise du poids a été effectuée avec des balances uniscales électroniques à pile. La taille de chaque enfant a été mesurée à l’aide d’une toise en bois graduée.

### ***Anémie et paludisme***

Le test de diagnostic rapide TDR CareStart Malaria Pan p LDHMTM avec sensibilité de 96 % et une spécificité de 97 % [172] a été utilisé pour dépister le paludisme chez les enfants enquêtés. Les protocoles de prélèvement étaient ceux de l’OMS et Roll Back Malaria [172]. Le dépistage de l’anémie a été fait par lecture sur Photomètre Hémoglobine HemoCue Hb 301, une technique éprouvée pour des enquêtes populationnelles [173].

## **4.3. Description des variables**

### **4.3.1. Variables de résultat**

Les principales mesures de résultats étaient le taux d’utilisation des services de santé, la probabilité de recourir aux soins, de déclarer un épisode de maladie et de malnutrition. Nous les présenterons en détail ci-dessous en les articulant selon les trois articles formant le corpus global de la thèse.

### *Variable de résultat spécifique à l'objectif 1 (article 1)*

Pour l'analyse au niveau des centres de santé sur les effets immédiats et soutenus de l'intervention sur l'utilisation des services de santé, nous avons défini la variable de résultat, comme le taux mensuel d'utilisation des services de santé pour 1 000 enfants de moins de cinq ans [174]. Nous avons exprimé cette variable de résultat comme un taux, défini comme le nombre de consultations d'enfants de moins de cinq ans par mois divisé par le nombre total d'enfants de moins de cinq ans présents chaque mois dans la population du bassin de desserte de chaque centre de santé.

### *Variables de résultat spécifiques à l'objectif 2 (article 2)*

Pour analyser les effets de l'intervention sur le recours aux soins et la probabilité d'un épisode de maladie, au niveau populationnel, nous avons défini trois variables de résultats binaires autodéclarés, mesurés au niveau de chaque enfant : 1) un épisode de maladie; 2) un épisode de maladie grave ; et 3) l'utilisation des services de santé pour l'épisode de maladie signalé. La mesure des épisodes et de la sévérité de la maladie reposent sur les symptômes les plus fréquemment associés à la pneumonie, à la diarrhée et au paludisme, conformément aux directives de l'OMS pour la prise en charge des maladies infantiles intégrées [175]. Un épisode de maladie est considéré comme grave si l'enfant a arrêté ou réduit ses activités habituelles et/ou a présenté des signes de danger, tels qu'un ou plusieurs des symptômes suivants : incapable de manger ou de boire, vomissements répétés, pâleur, léthargique ou inconscient, des convulsions, des difficultés à respirer, et une respiration rapide.

### *Variables de résultat spécifique à l'objectif 3 (article 3)*

Pour analyser l'effet contextuel de l'intervention de gratuité des services associée à l'amélioration de la qualité des soins et la prise en charge de la malnutrition dans la communauté sur le statut nutritionnel des enfants, nous avons considéré l'état nutritionnel de l'enfant sous une forme continue pour maximiser la quantité d'informations disponibles et considéré également le statut nutritionnel sous forme catégorielle. Nous avons d'abord calculé le score Z anthropométrique sur la base de l'étalon de croissance de l'OMS, puis avons considéré le retard de croissance global

sous sa forme sévère et non sévère [75]. Le retard de croissance a été exprimé sous la forme d'un score Z de la taille pour l'âge (HAZ) inférieur à deux écarts-types, tandis que le retard de croissance sous sa forme sévère est défini pour les valeurs du score Z de la taille pour l'âge (HAZ) inférieur à trois écarts-types [75].

### **4.3.2. Variable d'exposition**

Cette thèse s'inscrit dans la perspective de l'analyse contextuelle ou l'analyse multiniveau [157, 176] évaluant les effets contextuels, c'est-à-dire les effets des caractéristiques ou des expositions collectives sur les résultats au niveau individuel [157]. De manière empirique, l'analyse contextuelle implique l'incorporation de variables de groupe et des variables individuelles dans les modèles appropriés pour évaluer leurs effets au niveau individuel [98, 157].

L'intervention santé publique faisant l'objectif de recherche est de nature populationnelle. Elle a été déployée à grande échelle dans tous les villages du groupe d'intervention, de sorte que tous les enfants de moins de cinq ans résidant dans ces villages étaient systématiquement exposés. Des contraintes pratiques et éthiques empêchaient de mettre en évidence l'intervention au niveau individuel. Par exemple, dans le contexte sahélien, il a été impossible de randomiser certains enfants pour qu'ils reçoivent gratuitement les soins de santé au niveau des centres de santé et d'autres enfants de la même communauté pour qu'ils paient pour recevoir les soins.

Par ailleurs, étant donné la nature populationnelle de l'intervention, nous avons donc défini l'exposition en fonction de la situation géographique en considérant une exposition à l'échelle du groupe [98, 99]. Ainsi, l'exposition a été définie par le fait de résider dans les villages ayant bénéficié de l'intervention. En effet, les épidémiologistes sociaux considèrent le lieu comme une source d'exposition au niveau global [176] et plusieurs études dans le domaine de la santé publique ont considéré la résidence dans les communautés ayant bénéficié d'une intervention pour évaluer son impact sur les résultats de santé [177-180].

### **4.3.3. Covariables de l'étude**

#### **Covariables spécifiques à l'objectif 1 (article 1)**

##### *Composantes habituelles des séries chronologiques*

Dans le premier article, nous avons considéré les trois composantes habituelles des séries chronologiques interrompues, c'est-à-dire la tendance avant l'intervention, l'effet de l'intervention et la tendance post-intervention [181] ainsi que leur interaction avec la variable d'exposition. Pour saisir la tendance à long terme du taux d'utilisation, nous avons introduit le temps, comme une variable continue, qui décompte le nombre de mois entre janvier 2004 à décembre 2014.

##### *Variables contextuelles et composantes saisonnières*

Conformément à notre souhait d'explorer l'influence d'autres facteurs du contexte sur la relation entre l'intervention et l'utilisation des services de santé, nous avons inclus deux variables modificatrices d'effets invariants dans le temps. La première variable décrit l'accessibilité (géographique) aux services, définie comme la proportion de la population vivant à plus de 10 km de chaque centre de santé. La deuxième variable mesurait la densité du personnel de santé, définie par le nombre d'agents de santé présents dans les centres de santé (infirmières, sages-femmes et autres professionnels de santé) chaque mois, pour 1 000 enfants de moins de cinq ans. Pour tenir compte de la confusion qui pourrait résulter des variations saisonnières, nous avons traité chaque mois comme une catégorie distincte avec un paramètre fixe pour saisir l'ampleur de la saisonnalité et contrôler les tendances saisonnières [182].

#### **Covariables spécifiques aux objectifs 2 et 3 (article 2 et 3)**

Pour les analyses réalisées dans le deuxième et troisième article, nous avons sélectionné les variables individuelles et les variables au niveau des ménages sur la base de la littérature [76, 183] et de notre cadre conceptuel. Nous avons ensuite utilisé des relations bivariées pour examiner l'association entre les variables d'utilisation des services et de morbidité autorapportée et la

variable d'exposition et entre les variables anthropométriques et la variable d'exposition. Nous avons conservé toute variable dont le test de significativité avait une valeur  $p$  inférieure au niveau conventionnel de 0,20 [184] et toutes les variables d'importance connue identifiées par la littérature.

En conséquence, les variables suivantes ont été incluses dans les modèles de régression : âge de l'enfant (de 6-11 mois à 48-59 mois), sexe, éducation de la mère (si fréquentée ou non une école), épisode de maladie rapporté récemment (survenue d'une fièvre, toux ou diarrhée au cours des 30 derniers jours). Nous avons également inclus le statut socio-économique des ménages (SSE), le type de zone résidentielle (rurale ou semi-urbaine), l'accès à l'eau potable et le statut socio-économique de la communauté qui a été obtenu en agrégeant les scores du statut économique des ménages dans chaque communauté. Nous avons utilisé un indice des avoirs comme indicateur du statut socio-économique des ménages. Cet indice a été calculé en utilisant l'analyse en composantes principales [185] combinant la possession d'avoirs spécifiques (vaches, volailles, bicyclettes, motocyclettes, conditions radio et environnementales et caractéristiques du logement (type d'eau source, installations sanitaires, matériaux utilisés pour la construction de logements, etc.) [185].

Compte tenu des similitudes entre les quintiles dans les milieux ruraux essentiellement composés de ménages à faible revenu [186], les ménages ont été catégorisés comme appartenant au SSE le plus bas (premier quintile), au SSE moyen ( $\geq 2^e$ , mais  $\leq$  au  $4^e$  quintile) et au SSE le plus élevé ( $5^e$  quintile).

Nous avons obtenu le niveau socioéconomique au niveau du village en agrégeant les scores de richesse des ménages afin de différencier les statuts SSE faible, moyen et élevé. Nous avons également utilisé les coordonnées GPS des ménages et des établissements de santé pour calculer la distance euclidienne entre chaque ménage et le centre de santé le plus proche et la distance moyenne entre le centre la santé et le village de résidence. Nous avons classé la distance en 3 groupes ( $<5$  km,  $5-10$  km,  $> 10$  km), comme recommandé par l'Organisation mondiale de la santé (OMS), pour la surveillance de l'état de santé, dans les pays en développement [187].

## **4.4. Considérations éthiques**

La recherche a été acceptée par le ministère de la Santé du Burkina Faso et les Comités d'éthique de la recherche du Burkina Faso et Centre de recherche du Centre hospitalier de l'Université de Montréal (CRCHUM) du Canada. Le responsable de chaque ménage a fourni un consentement éclairé avant de fournir les informations sur le ménage. Nous avons obtenu le consentement éclairé des parents de chaque enfant avant les mesures anthropométriques. Tous les enfants détectés malnutris aigus sévères ou ayant reçu un test de paludisme positif étaient référés au centre de santé le plus proche pour une prise en charge adéquate. Des efforts importants de transfert des connaissances ont été réalisés afin de partager les résultats de cette recherche aux parties prenantes, notamment aux décideurs nationaux et locaux.

## **4.5. Analyses statistiques**

Dans cette section, nous présentons en détail les méthodes statistiques auxquelles nous avons fait appel pour répondre aux questions de recherche de nos trois articles. De plus, nous discutons des enjeux liés à la prise en compte de ces méthodes statistiques pour répondre à nos questions de recherche.

### **4.5.1. Analyses statistiques spécifiques à l'objectif 1 (article 1)**

#### *Séries temporelles interrompues*

Dans l'article 1, nous avons utilisé un plan à séries temporelles interrompues avec groupe de comparaison et une stratégie analytique qui combinait, en une seule analyse, des éléments de trois approches statistiques : la modélisation multiniveau sur séries temporelles et la régression segmentée pour analyser les effets immédiats et soutenus de l'intervention sur les taux d'utilisation des services par les enfants de moins de cinq ans. Nous avons utilisé la modélisation binomiale négative à effets mixtes à deux niveaux pour tenir compte, non seulement de la surdispersion, c'est-à-dire, le fait que la moyenne des taux est supérieure à la variance [188], mais aussi de la structure hiérarchique des données, c'est-à-dire les mesures répétées du taux d'utilisation mensuel

(niveau 1) nichées dans les centres de santé (niveau 2). Cela permet de faire des inférences et tirer des conclusions appropriées [188].

Compte tenu de la nature de la variable dépendante et pour mieux cerner la durabilité des effets de l'intervention, nous avons utilisé une combinaison non linéaire des paramètres de régression pour dériver l'effet de l'intervention, c'est-à-dire le changement absolu et relatif à 1 an, 3 ans, 5 ans et 6 ans après l'intervention (avec des intervalles de confiance de 95 %).

Nous avons présenté tous les effets fixes comme des rapports de taux d'incidence avec leurs intervalles de confiance de 95 %. Par ailleurs, pour mettre en évidence l'impact de l'intervention sur l'amplitude des variations saisonnières, nous avons analysé les ratios des taux associés à l'interaction entre les paramètres saisonniers pour les mois de juin à octobre de 2004 à 2014 et le groupe d'intervention pendant la période post-intervention. Toutes les analyses statistiques ont été effectuées avec le logiciel Stata 13, en utilisant la commande « *menbreg* » conçue pour les modèles binomiaux négatifs à effets mixtes. Les taux et leur intervalle de confiance ont été obtenus en utilisant la commande « *nlcom* ».

#### *Contrôle de la saisonnalité et vérification de la tendance à long terme*

Dans le premier article, l'analyse graphique de l'évolution du taux d'utilisation des services nous a permis de déceler de fortes variations saisonnières, c'est-à-dire des fluctuations saisonnières régulières de l'utilisation des services par les enfants de moins de cinq ans qui pourraient masquer l'effet immédiat et à long terme de l'intervention. Ainsi, pour tenir compte de cette confusion liée à la saisonnalité afin de distinguer l'effet net de l'intervention, nous avons inclus des termes de saisonnalité dans le modèle en traitant chaque mois comme une catégorie distincte [182].

#### *L'autocorrélation*

Les données longitudinales d'utilisation des services dans l'article 1 peuvent être autocorrélées dans le temps, dans le sens où le taux d'utilisation d'un mois donné est susceptible d'être fortement lié au taux d'utilisation avant et après celui-ci. Ce phénomène, au sens statistique, est appelé autocorrélation ou corrélation sérielle [189, 190] et doit donc être pris en compte pour éviter les

biais. Mais, après avoir tenu compte de la saisonnalité, des tendances à long terme, de l'exposition à l'intérêt et d'autres variables explicatives, l'autocorrélation résiduelle aura tendance à être beaucoup plus faible que dans les données brutes, et n'est généralement pas une préoccupation majeure [190, 191]. Cependant, à l'étape de la vérification du modèle, compte tenu de la non-linéarité de la variable dépendante, nous avons testé la présence de l'autocorrélation des résidus par l'examen des courbes de fonction d'autocorrélation (ACF) et d'autocorrélation partielle (PACF) [192, 193].

### *Surdispersion*

Dans l'article 1, l'inspection graphique et une analyse de la distribution nous ont permis de constater que la variance des taux d'utilisation des services qui suit une distribution de poisson tend à être plus grande que sa moyenne sur la fenêtre d'observation de la série, ce qui conduirait à une estimation incorrecte des erreurs types des paramètres du modèle de régression si on ne le prend pas en compte. Nous avons essayé de prendre en compte ce défi analytique connu sous le nom de surdispersion, en utilisant la commande *menbreg* de Stata. Cette commande inclut un terme d'erreur par observation dans le modèle de Poisson pour prendre en compte la surdispersion [188, 194].

## **4.5.2. Analyses statistiques spécifiques aux objectifs 2 et 3 (article 2 et 3)**

### *Contrôle de la confusion*

Les articles 2 et 3 s'appuient sur un plan d'étude transversale, basé sur les données recueillies quatre ans après le début de l'intervention, dans un district d'intervention (Dori) et un district de comparaison (Gorom).

Étant donné que l'intervention a été déployée rapidement en septembre 2008, dans un contexte d'aide humanitaire, où l'ONG devait répondre à un besoin pressant, et compte tenu des contraintes budgétaires, il n'était pas possible de mener une enquête de base simultanément dans les districts

d'intervention et de comparaison. Cependant, il a été possible de faire une enquête quatre ans après l'intervention dans le district d'intervention et de contrôle.

Cependant, comme les deux districts n'ont pas été affectés au hasard à l'intervention, les différences de base entre les villages d'intervention et de contrôle pourraient entraîner des différences dans l'utilisation des soins de santé et des résultats de santé infantile, indépendamment de l'intervention. Cela pourrait potentiellement confondre l'effet de l'intervention sur l'utilisation des services et la morbidité infantile et réduire la validité interne de l'étude.

Dans ce cas de figure où les données antérieures à l'intervention n'étaient pas disponibles, l'une des méthodes d'analyse préconisée dans la littérature sur l'évaluation des interventions en santé publique est l'utilisation d'un plan d'étude post-intervention avec un groupe de comparaison et le recours à la méthode d'appariement ou de pondération par les scores de propension, pour équilibrer les covariables [195-197].

Pour équilibrer la distribution des covariables mesurées entre le district d'intervention et le district de comparaison, nous avons utilisé la méthode de pondération par les scores de propension [198] en nous appuyant sur la modélisation généralisée boostée (GBM) « Generalized Boosting Modeling » [199], utilisant le progiciel développé pour l'environnement statistique du logiciel R [199, 200].

#### *Effets contextuels et proportion de la variance expliquée*

Toujours dans les articles 2 et 3, nous avons pris appui sur le paradigme des déterminants sociaux de la santé et le postulat que le contexte dans lequel vivent les individus peuvent influencer leur état de santé. En particulier, les caractéristiques spécifiques du contexte peuvent à la fois influencer l'état de santé, mais également sa variabilité entre les individus [201].

La nature de l'exposition à l'intervention et la structure multiniveau de nos données associées à notre intérêt de comprendre les effets contextuels justifient notre motivation à utiliser les modèles statistiques multiniveaux. En effet, les seules mesures d'association n'étant pas suffisantes pour analyser l'influence des interventions en santé publique [202, 203], certains épidémiologistes

sociaux plaident pour l'utilisation des approches multiniveaux suivie d'une analyse de la variance pour mieux comprendre, d'une part, l'association entre les interventions de santé publique et les résultats de santé et, d'autre part, leur influence sur les disparités des résultats de santé [202, 203].

Par conséquent, dans les articles 2 et 3, nous avons appliqué une nouvelle stratégie analytique en trois étapes proposée par Juan Merlo [204], pour l'étude systématique de l'effet contextuel de l'intervention sur les mesures binaires du statut nutritionnel, en distinguant les effets spécifiques (mesures d'association) et contextuels (mesures de variance) [204]. Ainsi, le modèle nous a renseigné non seulement sur l'association entre les caractéristiques individuelles et le résultat, mais aussi sur la mesure dans laquelle les caractéristiques individuelles peuvent être utilisées pour distinguer les enfants avec et sans retard de croissance.

#### *Autocorrélation spatiale*

Puisque nous utilisons des données géographiquement référencées (données spatiales), les enfants qui sont plus proches les uns des autres sont plus susceptibles d'avoir des résultats de santé similaires que ceux qui sont plus éloignés. Lorsqu'elle est présente, cette dépendance au sein des données également appelée autocorrélation spatiale [205], nécessite des approches analytiques adéquates comme, par exemple, les modèles autorégressifs spatiaux ou les régressions géographiquement pondérées. L'autocorrélation spatiale a été évaluée dans le contexte de cette thèse et n'a pas été considérée comme un problème majeur étant donné que toutes les valeurs de l'indice de I Moran sont relativement faibles et que les méthodes de régression multiniveaux [205] avec l'estimation des erreurs types robustes [206] pour tenir compte du regroupement permet de la corriger [205].

## **Chapitre 5. Le maintien des effets à long terme de l'intervention de gratuité des soins associée à l'amélioration de la qualité des soins sur l'utilisation des services de santé infantile**

### **5.1. Préface**

Des études populationnelles suggèrent que l'amélioration de l'accès aux soins pourrait entraîner une réduction significative de la morbidité infantile dans les pays en développement, mais cette amélioration ne peut survenir que lorsque les enfants utilisent activement et fréquemment les services de santé. Or, l'accès aux soins est largement contraint par les frais que les usagers doivent s'acquitter aux points de services. En agissant directement sur les barrières à l'accès aux soins, les politiques de gratuité des soins sont de plus en plus utilisées comme stratégie politique pour lutter contre la pauvreté, promouvoir la recherche de soins et améliorer la santé des populations. À ce jour, en raison de l'absence de données appropriées, ces interventions de santé publique ont été largement évaluées à l'aide de devis de court terme, si bien qu'aucune preuve n'existe sur le maintien de leurs effets sur l'utilisation des services au-delà de trois ans.

Cette étude visait à fournir une meilleure connaissance sur le maintien à long terme des effets de la politique de gratuité des services. Le but étant d'informer les autorités de santé sur la pérennité de telles interventions et de fournir des données probantes solides pour étayer les politiques de gratuité dans la perspective de la couverture santé universelle.

## **5.2 Article 1.**

**Immediate and sustained effects of user fee exemption on healthcare utilization among children under five in Burkina Faso: a controlled interrupted time-series analysis**

David Zombre<sup>1,2</sup>

Manuela De Allegri<sup>3</sup>

Valéry Ridde<sup>1,2</sup>

<sup>1</sup> University of Montreal Public Health Research Institute – IRSPUM

<sup>2</sup> School of Public Health, Montreal, Québec, Canada

<sup>3</sup> Institute of Public Health, Medical Faculty, Heidelberg University,

Publié dans la revue Social Science & Medecine, 2017

## **Abstract**

### **Background**

Little is known about the long-term effects of user fee exemption policies on health care use in developing countries. We examined the association between user fee exemption and health care use among children under five in Burkina Faso. We also examined how factors related to characteristics of health facilities and their environment moderate this association.

### **Method**

We used a multilevel controlled interrupted time-series design to examine the strength of effect and long-term effects of user fee exemption policy on the rate of health services utilization in children under five between January 2004 and December 2014.

### **Results**

The initiation of the intervention more than doubled the utilization rate with an immediate 132.596% increase in intervention facilities (IRR = 2.33; 95% CI = 1.98-2.67). The effect of the intervention was 32.77% higher in facilities with higher workforce density (IRR = 1.33; 95% CI = 1.21-.45) and during the rainy season (IRR = 1.20; 95% CI = 1.10-1.31), but not significant in facilities with higher dispersed populations (IRR = 1.10; 95% CI = 0.94-1.21). Although the intervention effect was substantially significant immediately following its inception, the pace of growth, while positive over a first phase, decelerated to stabilize itself three years and 7 months later before starting to decrease slowly towards the end of the study period.

### **Conclusion**

This study provides additional evidence to support user fee exemption policies complemented by improvements in health care quality. Future work should include an assessment of the impact of user fee exemption on infant morbidity and mortality and better discuss factors that could explain the slowdown in this upward trend of utilization rates three and a half years after the intervention onset.

**Keywords:** Burkina Faso; User fees exemption; child health services; long-term effect; contextual factors; controlled interrupted time series, quadratic trend.

## **Introduction**

Population-based studies suggest that improved access to health care has the potential to produce a significant reduction in children under-five morbidity in developing countries [10], but this improvement can only occur when children actively [129] and promptly use health facilities. A wide range of factors affect access to health care in low-middle-income countries (LMICs), with user fee identified as one of the greatest obstacles [19]. In Burkina Faso, over half of the population lives on less than 1 US dollar per day with a national average of 54 to 56% of children under five reported using health services when ill [207], compared to 32% in the most deprived areas of the country [26]. Inequalities in morbidity and use of services according to socioeconomic status and place of residence persist across the country [207]. In an effort by the World Health Organization and the African Union to achieve the provision of universal coverage of primary health care [129], many African countries are attempting to remove financial obstacles to health services access [19].

The government of Burkina Faso has experimented with user fee exemption for women and children under-five since September 2008 [26]. This pilot intervention was delivered within the context of a population health intervention research study; whereby complete user fee exemption was implemented in two out of four districts in the Sahel region. Studies across several low-income countries have shown that, globally, user fee exemption is typically associated with an immediate increase in the use of maternal and child health care services [7, 8, 21]. Most studies have analyzed the effect of free care policies on maternal outcomes such as assisted deliveries and caesarian sections. In particular, McKinnon et al. (2014) showed that user fee exemption was consistent with an increase of 3.1 facility-based deliveries per 100 live births and an estimated reduction of 2.9 neonatal deaths per 1000 births [113]. In Ghana, following user fee exemption policies from 2005 and 2008 and a policy exempting pregnant women from paying the national Health insurance registration and premium fees, facility deliveries increased significantly over time [114]. In Addition, Fournier et

al. (2014) showed that the implementation of a free caesarian section policy increased the rate of caesarian section deliveries from 1.7 to 5.7% for Malian women living in cities without any significant change in trends among women living in villages [208]. With regard to children under five more specifically, free care was associated with an immediate increase of service use among children under five in Mali, with user attendance multiplied by 1.5 during the rainy season [120]. The effect was maintained in all facilities up to three years after the intervention onset [120]. In the case of Burkina Faso, two studies that have analyzed the effect of user fee exemption policy reported an increase in the use of health services among children under five [26, 209].

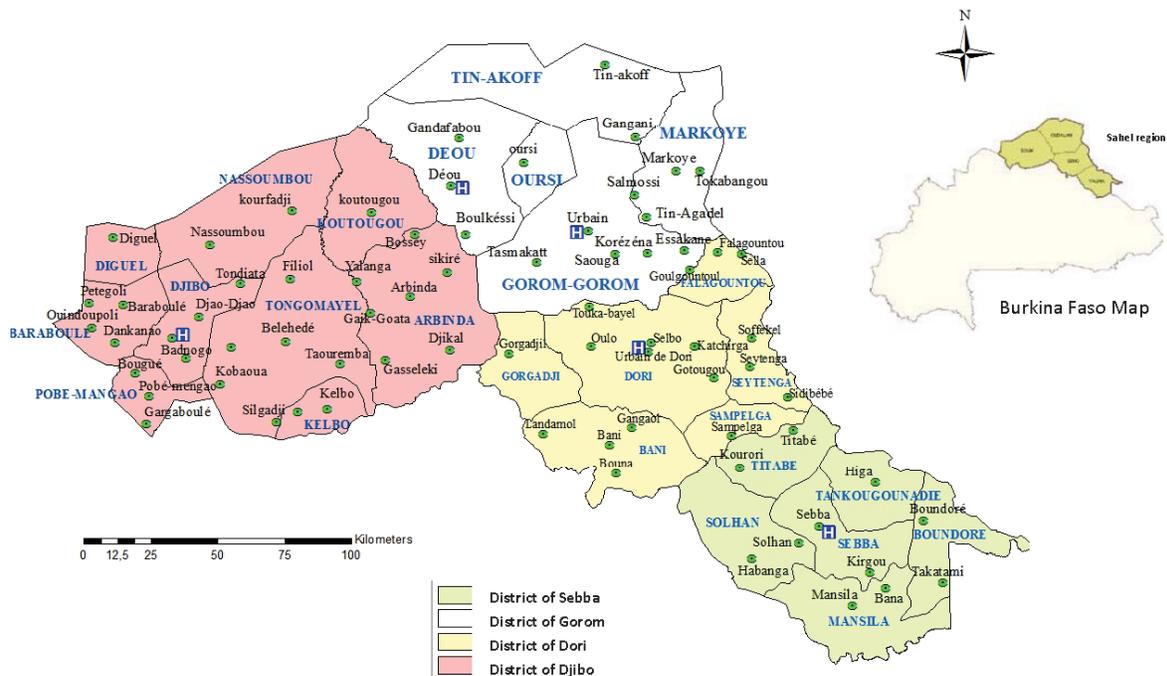
Given that most evaluations were conducted early, within three years after the policy change [8, 130], the important research question regarding the long-term effect of this intervention on access to health services and on health outcomes among children under five remains relatively unexplored [21]. Indeed, the lack of appropriate data and weaknesses of research designs have led most studies to be limited to the analysis of linear short-term effects [7, 129] and few have accounted for long-term trends and confounding factors [28, 131] or effect modifiers, which mainly include factors related to characteristics of health facilities and their environment that may interact with and alter the effect of the intervention [96, 130]. In the context of Africa and particularly in Burkina Faso, the need for strong evidence supporting the scaling up of pilot exemption policies through the formulation of public policies is urgent [19], especially considering the Government of Burkina Faso has decided to implement a nationwide exemption policy starting April 2016.

This study examines the strength of effect and long-term effects of user fee exemption policy on the rate of health services utilization by children under five years of age in rural health facilities in Burkina Faso. In addition, it explores whether contextual and health service factors moderate the association between user fee exemption and health service utilization for children under five.

## Methods

### Study settings

The study was conducted in the northern region of Burkina Faso, where two out of four rural districts (figure 1) began to implement user fee exemption in 2008. The region has 1,160,000 inhabitants, mostly consisting of herders and farmers, with similar demographics among the districts [25]. Starting in September 2008, regional health authorities from districts of Dori (313,497 inhabitants, 23 primary health care facilities (PHC)) and Sebba (191,810 inhabitants, 13 PHC) abolished user fees and implemented a user fee abolition policy for child health services. In contrast, districts of Gorom (237,000 inhabitants, 18 PHC) and Djibo (415,776 inhabitants, 32 PHC) maintained standard user fees where patients had to pay \$0.20 for consultations, treatments (drug costs were determined according to prescriptions), and a daily fee of US\$0.60 in case of hospitalization within the health facility.



**Figure 1. Location of the 4 districts with their primary health care facilities**

## **Intervention (user fee exemption policy)**

The intervention aimed to improve access to health care for children under five by removing any direct payment at the point of service for consultations, medications and hospitalizations for children under five, indigents, and pregnant women [25]. Concurrently, quality of service delivery was improved through training, endowments of medical equipment, and permanent staff support. The intervention was funded by the Humanitarian Aid Service of the European Commission and implemented by the NGO Help [25]. Health facilities offered free care and were reimbursed monthly by the Ministry of Health depending on their activity level. The intervention was integrated within the health system. Therefore, in our study, we assessed the effect of the overall policy and programmatic changes that combine user fee exemption with quality of care improvement, rather than the single effect of user fee exemption.

## **Study design**

This evaluation builds upon an initial study performed in one intervention district (Dori) and in a neighboring non-intervention district (Djibo) with an observation window covering a 56-month pre-intervention period and a 12-month intervention period [26]. Our study extends this prior work to include two additional districts, one intervention and one non-intervention district, along with 6 additional years of observation. This permitted the assessment of both immediate and sustained effects up to 6-year (75 months) post-implementation in all intervention facilities ( $n = 34$ ) compared to the facilities without intervention ( $n = 51$ ), as well as potential effect modification from health services and contextual factors. We used a multilevel controlled interrupted time-series design to examine the monthly level and overall trend in the rate of health services utilization in children under five between January 2004 and December 2014. All facilities from the two neighboring districts not targeted by the intervention were included as the comparison group.

## **Data sources**

Our study relied on two data sources:

***National health information system (NHIS) data*** — We collected retrospective (from January 2004 to August 2008) and prospective data (from September 2008 to December 2014) from NHIS to form a reliable continuous time-series. This included for facilities in the study both data on monthly counts of curative consultations for children under five and estimates of the relevant population (children under five) in the respective catchment area. Data quality and completeness were assessed through each district office the first week of each month and audited by the Direction of Health Statistics at the Ministry of Health. 17 facilities that were opened within 12 months of the intervention inception (either before or after) were removed from the analysis. The reliability and validity of NHIS data in the context of Burkina Faso have already been demonstrated in prior studies [23, 26, 209].

***Facility-based Survey*** — We carried out a retrospective facility-based survey to supplement NHIS data with data on health service and contextual factors. Within the framework of this facility-based survey, all 85 PHC facilities of comparison and intervention districts were surveyed for: 1) Population density of the catchment areas of health facilities; 2) Staff type and quantity; and 3) Presence of other health interventions. The survey was administered to health centers staff between January 2015 to May 2015 by 16 interviewers, who received two days of training. One of the authors was responsible for coordinating the collection and validation of all data.

## **Study Variables**

**Outcome variable** — We defined the outcome as the monthly rate of health facility utilization per 1,000 children under-five within each facility catchment area. We expressed the outcome variable as a rate, defined as the number of consultations among children under five per month divided by the total number of children under five years in the catchment population.

**Interrupted time series components** — We included the three usual interrupted time series components related to the pre-intervention slope, the level of change, and the change in slope in the post-intervention period [181] and their interaction with the group variable (equal to 1 for intervention facilities and 0 for comparison facilities). Time was defined as a continuous variable from January 2004 to December 2014 and was included in the model to capture long-term trends

in utilization rate over time. We used a dichotomous variable to describe pre- and post intervention (= 1 for post-intervention and 0 for pre-intervention).

**Effect modifiers and seasonal components** — In line with our wish to explore intervention effect modification due to health service and contextual factors [10, 96, 210], we included 2 time-invariant effect modifier variables in the model. The first variable described accessibility to services defined as the proportion of the population that lived within more than 10 km away from each health center. This variable was equal to 1 for facilities with a more highly dispersed population, where more than half of the target population lived further than 10 km from the facility and equal to 0 otherwise. The second variable measured health workforce density defined as the number of health workers (nurses, midwives and other health professionals) per 1000 children under five [211]. To better investigate the effect of health worker density availability, we categorized this variable to form facilities with higher health worker density with more than .45 health workers per 1,000 people as equal to 1 and 0 otherwise. This threshold represents the average number of health workers per 1000 people in Burkina over the period before intervention onset, 2004-2008 [211]. Because our two presumed effects modifiers do not vary monthly, they have been dichotomized to better explain their effects. Finally, to account for confounding by season, we treated each month as a separate category with a fixed dummy parameter to capture the magnitudes of seasonality and to control for seasonal patterns [182].

### **Statistical analysis**

We plotted all the variables over time to allow for the visual identification of trend and seasonality and the functional forms of variables. We used two-level mixed-effects negative binomial modeling to account not only for overdispersion but also for the hierarchical structure of data, i.e. the repeated measure of monthly utilization rate (level 1) within the single facility (level 2).

We tested linear, linear spline, logarithmic and quadratic functional form for the post-intervention trend and use the Akaike information criterion (AIC) to determine the best-fitting multilevel model among our non-nested models[212]

The basic multilevel model was expressed as follows:

$$\begin{aligned} \log(U_{it}) = & \log(P_{it}) + \varphi_i + \beta_1 \text{Time} + \beta_2 \text{Group}_{it} + \beta_3 \text{Intervention} + \beta_4 \text{Group} * \text{time} + \\ & \beta_5 \text{Intervention} * \text{Time} + \beta_6 \text{Intervention} * \text{Group} + \beta_7 \text{Intervention} * \text{Time} * \text{Group} + \\ & \beta_8 \text{Intervention} * \text{Group} * \text{HWds}_i + \beta_9 \text{Intervention} * \text{Group} * \text{Popds}_{it} + \\ & \beta_{10} \delta_{m(t)} + \beta_{11} \delta_{m(t)} * \text{Intervention} + \beta_{12} \delta_{m(t)} * \text{Intervention} * \text{Group} + \beta_{11} * \\ & \text{Time}^x + \beta_{12} \text{Group} * \text{Time}^x + \nu_{0i} + \nu_{1i} + e_{it} \end{aligned}$$

Where  $U_{it}$  denotes the number of visits from children under five expected in the health facility  $i$  in month  $t$ . This value is assumed to follow a negative binomial distribution for each  $t$  month. Since the number of consultations in a given facility depends on the size of the target population, we included the natural logarithm of population  $\log(P_{it})$  as an offset.  $\text{Time}^x$  defines the functional form of the post intervention trend.  $\text{Time}^x$  equals to 0 for simple linear form.  $\text{Time}^x$  for linear spline form is defined with  $x$  denoting a knot at  $x$ -month post intervention.  $\text{Time}^x$  equals  $\text{Time}^2$  for quadratic form and  $\text{Time}^x$  equals to  $\ln(T)$  for logarithmic form. For linear spline models, we performed sensibility analysis by varying the knots over 12 time points in the year 2012.

There are two random facility effects to allow facilities to vary in their intercept ( $\nu_{0i}$ ), and intervention effect ( $\nu_{1i}$ ). From this model, some key informational elements were essential to our analysis and were reported in the results table: (1) initial rate of health service utilization per 1,000 children under five in comparison with PHC facilities,  $\text{Exp}(\varphi_i)$ ; 2) baseline rate of health service utilization per 1,000 children under five in intervention facilities,  $\text{Exp}(\varphi_i + \beta_2)$ ; (3) trend in the rate of health service utilization in intervention facilities,  $\text{Exp}(\beta_1 + \beta_4)$ ; 4) trend in comparison facilities prior to the intervention,  $\text{Exp}(\beta_1)$ ; (5) immediate intervention effect,  $\text{Exp}(\beta_6)$ , which captures the difference between the intervention and comparison group in utilization rates during the month immediately following the implementation of the intervention; (6) change in pre and post-intervention trends after user fee exemption,  $\text{Exp}(\beta_7)$ ; 7) effect modification due to health-workforce density,  $\beta_8$ ; and 8) dispersion of the population,  $\beta_9$ . Since our outcome variable follows negative binomial distribution, we use non-linear combination of regression parameters to

derive the effect of the intervention that is to say the absolute and relative change 1-year, 3-year, 5-year and 6-year post intervention (with 95% confidence intervals). This enables to better highlight the sustainability of the intervention effects by comparing overall changes in outcome attributable to the intervention with counterfactual estimates of what would have happened without the intervention. This is allowed by *nlcom* command of Stata which computes standard errors and confidence intervals for nonlinear combinations of estimate parameters using the delta method [213].

To assess variability of the intervention effect over health centers, we performed a likelihood ratio test to compare the model without random intervention effect to the model with random intervention effect. We report all fixed effects as incidence rate ratios (IRR) with 95% confidence intervals. To highlight the impact of the intervention on the amplitude of seasonal variations we analyzed the IRR associated with the interaction between seasonal parameters for the months of June to October and the intervention group during the post intervention period. All statistical analyses were performed with Stata 13 using the command *menbreg* for mixed effect negative binomial models. Incidence rate ratios and their confidence intervals were obtained using the command *nlcom*. We report below results from best-fitting model.

## **Ethics approval**

The research was accepted by the Ministry of Health and ethics committees in Burkina Faso and Canada (CRCHUM).

## **Results**

### **Descriptive statistics and trends**

Table 1 presents descriptive statistics related to the crude rate of health services utilization among children under five before and after the implementation of the intervention in comparison and intervention facilities. We included 40 comparison health centers and 28 intervention health centers.

**Table 1. Descriptive statistics of the comparison and intervention group**

	Number of facilities	Number of observations	Facilities with higher workforce density	Facilities with higher dispersed populations	Crude mean of monthly rate of use per 1,000 children under 5	
					Pre-intervention	Post-intervention
Comparison Group	40	3,527	64.79%	43.2%	29.33	57.89
Intervention Group	28	5,155	74.23%	35.61%	47.39	249.03

As shown in Figure 2, which presents the monthly average rates per group over time, there was an almost linear and relatively stable trend in the use of health services by children under five in both districts before the implementation of the intervention with seasonal variation that showed higher utilization rates between June and October of each year. After the implementation of the intervention, there was a change in the level of service use in intervention facilities, while the level and trend of service use remained unchanged in the comparison facilities. In addition, seasonal variation was amplified during the post-intervention period in the intervention group and the trend appears to exhibit linear growth followed by a certain peak around 3 and a half years after intervention onset. The pace of growth then begins declining slowly towards the end of the study period. Aside from the intervention effect we didn't observe any other sudden breaks of level nor changes in slopes in the trend of health services use in both groups post-intervention.

When comparing the values of the AIC statistics (table 2), results from the multilevel regression models show that the quadratic model with squared post-intervention trend term fits better than simple linear, linear spline or logarithmic model (see details on regression model at appendix 3)

Our quadratic model results showed that at the beginning of the observation period in comparison facilities, the average initial rate of health service utilization was 12.82 per 1,000 children under

five (95% CI = 10.58–5.10). This was 1.90 lower than the rate in facilities in intervention districts, which at baseline was 24.24 per 1,000 children under five (95% CI = 18.92–29.55). Utilization rates increased during the pre-intervention period in intervention facilities by 1.3% (IRR = 1.01; 95% CI = 1.01–1.01) and by 2.0% (IRR = 1.02; 95% CI = 1.02–1.021) in comparison facilities. This differential trend remained nearly constant over the pre-intervention period.

**Table 2. Results comparing fitting of models using different kind of post intervention trend**

	Quadratic Model	Linear Model	Logarithm model	Linear spline with Knot at 3-year 7 month	Linear spline with Knot a mid-2012
Intervention effect, IRRs (se)	2.33*** (0.177)	2.62*** (0.191)	1.85*** (0.157)	2.465*** (0.183)	2.49 (.184)
AIC	92968.92	93102.88	92980.22	93003.67	93000.31
BIC	93308.23	93428.05	93319.53	93342.98	93339.62

### Effect of the intervention

The initiation of the intervention more than doubled the utilization rate with an immediate 132.60% increase in intervention facilities (IRR = 2.33; 95% CI = 1.980–2.67), whereas the rate of health service utilization remained unchanged in the comparison group. In addition, the examination of the random part of our model (appendix 2) shows that the estimated variance for the random effect of the intervention was significant (chi-square statistic = 659.930;  $p < 0.001$ ), denoting heterogeneity in the effects of the intervention across intervention health facilities.

### Contextual factors effect modification

The effect of the intervention was 32.766% higher in facilities with higher workforce density (IRR = 1.33; 95% CI = 1.21–1.45). Furthermore, the effect of the intervention increased the amplitude of seasonal variations coinciding with the rainy season. Therefore, the IRR of the interaction between intervention and month in the post-intervention period in intervention group showed a significant increase in the rate of utilization, ranging from 8.276% (IRR = 1.08; 95% CI = 0.99 – 1.18) to 20.0% (IRR = 1.20; 95% CI = 1.10–1.32) during the rainy season, particularly between the months of June and October over the post-intervention period, compared to the same timeframe

during the pre-intervention period. The amplitude was particularly higher during August, which corresponded to the peak of malaria transmission. Finally, the effect of the intervention was 7.5% higher in PHC facilities with a more highly dispersed population (IRR = 1.08; 95% CI = 0.94–1.21), but this finding was not statistically significant.

**Table 3. Parameter estimates, 95% confidence intervals and p-values from the most parsimonious segmented regression models**

	Estimates (95% CI)	exp(Estimates) (95% CI)	p_value
<b>Initial rate</b>			
Intervention group	3.19 (2.97–3.41)	24.24 (18.92–29.55)	P<0.001
Comparison group	2.55 (2.38–2.73)	12.815 (10.58–15.05)	P<0.001
<b>Pre-intervention trend</b>			
Intervention group	0.01 (0.01–0.01)	1.013 (1.01–1.01)	P<0.001
Comparison group	0.02 (0.02–0.02)	1.020 (1.02–1.02)	P<0.001
<b>Immediate intervention effect</b>			
	0.84 (0.70–0.99)	2.33 (1.98–2.67)	P<0.001
<b>Intervention effects modification</b>			
Distance effect modification	0.07 (-0.05–0.20)	1.08 (0.94–1.21)	P<0.258
Health worker density effect modification	0.28 (0.19–0.37)	1.33 (1.21–1.45)	P<0.001

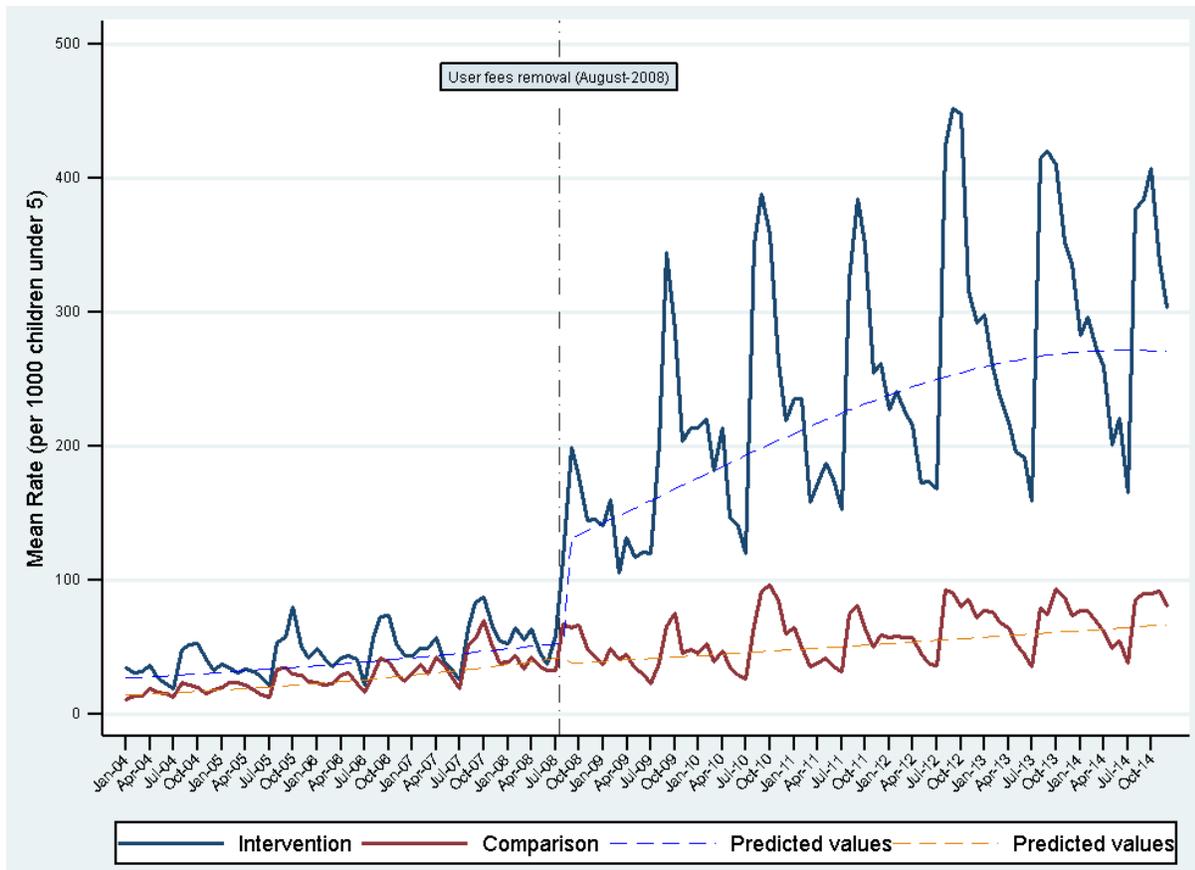
### Sustainability of the intervention effects

The examination of the quadratic post-intervention trend in figure 2 and mainly the results of our quadratic model show that in addition to the substantial increase in the level of the use of health services, the utilization rate increased instantaneously by 1.8% (IRR = 1.02; 95% CI = 1.01–1.02) in intervention facilities in the first month following the implementation of the intervention. Because of the negative curvature associated with the coefficient of quadratic term (-.0001246; 95% CI = -.000175–-.0000742), the trajectory initially rises with an increase of 1.8% in monthly post intervention rate but does not persist over time. Results reported in table 4 showed that in the first three, five and six years following intervention onset, relative changes in health service among children under five were respectively 30.54% (95% CI = 23.77–37.31); 35.26% (95% CI = 27.062–43.454); 31.945% (95% CI = 22.54–41.35) and 27.71% (95% CI = 17.95–37.47). These relative changes in utilization growth during the post-intervention period reflected absolute significant increase of 22.96, 45.05, 62.92, 42.15, respectively.

**Table 4. Absolute and relative effects of the user fees exemption policy on the use of health service among children under five (one to six years' post-policy)**

	Counterfactual	Predicted	Absolute Change (95% CI)	Relative Change (%) (95% CI)
<b>1-year Effect</b>	111.48	134.44	22.96 (17.00–28.92)	30.54 (23.77–37.31)
<b>2-year Effect</b>	122.18	167.23	45.05 (32.50–57.60)	33.95 (26.51–41.40)
<b>3-year Effect</b>	133.90	195.78	61.88 (42.75–81.02)	35.26 (27.06–43.45)
<b>4-year Effect</b>	146.75	215.74	114.92 (90.71–139.12)	34.54 (25.66–43.41)
<b>5-year Effect</b>	160.83	223.75	62.92 (14.48–111.36)	31.95 (22.54–41.35)
<b>6-year Effect</b>	176.26	218.41	42.15 (-17.69–101.99)	27.71 (17.95 –37.47)

The pace of growth seems to have reached a plateau around the third year after the implementation, because the slope reverses direction from this point. This is precisely at 43.08 months, namely 3 years and 7 months after the intervention onset, when dividing the coefficient associated to the post intervention trend in the intervention group over the sum of quadratic terms in compliance with the formula from Singer et al. [214]. This coincided with April 2012. Therefore, if the effect was significantly immediate and substantial, it is clear that in the post-intervention period, the slope, while positive, decelerated to stabilize in April 2012 before displaying a slightly downward trend.



**Figure 2. Evolution of the mean rate of health services utilization among children under five in comparison and intervention districts, 2004-2014**

*Note: Model with quadratic post intervention trends*

### Discussion

In this study, we used a controlled interrupted time-series design to assess the long-term effects of user fee exemption policy on health services utilization for children under five. The results show a substantial and immediate increase in the rate of service utilization in intervention facilities during the month following the implementation of the intervention. Our findings also indicate that, although the intervention effect was substantially significant immediately in the first month following its inception, the pace of growth, while positive over a first phase, decelerated to stabilize three years and 7 months later before starting to decrease slowly. We also found a greater increase

in service utilization for facilities with higher workforce density and during the rainy season (June to October).

The observed immediate increase in health service utilization among children under five, following the abolition of user fees, is consistent with a previous study conducted in Burkina Faso [26] and also with studies in other African countries [31, 122, 123, 215]. This immediate and ample rise in the rate of child health services use could be first explained by the improvement of quality of care, the efficacy of media campaigns and social mobilization initiated in communities to inform the population of free healthcare during the month before its implementation.

This large increase in utilization rates also confirms how user fees have long represented the most important barrier access to care in this specific context. Moreover, this may have been explained by unmet needs as also reported in the Malian context where a study indicates that the elimination of financial barriers was effective in addressing previously unmet needs [216].

Different effects could have been observed in different settings, such as Ghana, where financial barriers do not represent the primary obstacle to healthcare access [52]. Furthermore, by targeting both financial and quality barriers to healthcare access simultaneously, the intervention we observed is likely to have produced changes of a larger magnitude than those possible with an intervention which simply removes user fees. Quality of service delivery has in fact long been recognized as an equally important deterrent of service use [129].

Nevertheless, despite using a single group interrupted time series design, the estimated magnitude of the intervention effect reported by these prior studies [31, 122, 123, 215] was lower than what was observed in our study. This difference could be attributed to study design and methods of analysis, the intervention implementation condition (absence of mass media campaign to inform the population before implementation), or possibly the intervention effect was delayed in these studies. Whether based on household surveys [31, 217] or NHIS data [122], data used in previous studies covered a shorter time period [26, 122]. In addition, prior studies did not account for the hierarchical structure of time-series data and did not control for potentially relevant confounding factors [131], which could lead to biased effect estimates.

Our analysis also detected high levels of variation in effect estimation across facilities in which facilities with higher health worker density experienced the largest increase in service use after the onset of the intervention. This finding is aligned with prior evidence from longitudinal [218] and cross-sectional studies [210, 219] suggesting that higher health workforce density is related to the improved health outcomes in children under five. In our study, the availability of health workers at the time of intervention and during the following months is likely to have enabled facilities to cope with increased workload, while at the same time reducing waiting times. This was not the case in Niger where the number of staff was insufficient to manage the higher utilization resulting from the abolition of user fees [220].

The policy change did not appear to increase the rate of utilization in facilities with higher geographically-dispersed populations compared to other facilities. Our finding corroborates the results of other studies in Mali, which reported that the proportion of the target population living more than 5 km away from the health center was not associated with an increase of service use compared to proportion of people living within 5 km from the health center [216]. However, since we use facility-level data, we use the dispersion of the population as a proxy of distance in line with an approach previously suggested by Heinmuller et al. [120], making inference at the individual level inappropriate. On the other hand, two studies, also from Burkina Faso using household level data [26, 209], found no significant association between distance to health facility and service use. Our results and the result of these two previous studies [26, 209] suggest that user fee exemption improves equity of health care access both in population and at the individual level. While few previous studies have evaluated the influence of user fee exemption on the seasonal variation in the use of services, our results showed that the intervention increased the amplitude of seasonal variation in the use of services. This effect was greater during the rainy season, which coincides with higher rates of malaria transmission among children and adults [221]. In our setting, during the rainy season, the accessibility of facilities was limited or impossible because several roads often become inaccessible [222]. Moreover, in the rainy season, health needs are higher because of malaria. Thus, the intervention has managed to reverse a trend that has long been documented [223]. During the rainy season, there is more malaria, but less money available and, as a consequence, access to healthcare is limited. Removing fees makes access to healthcare

possible at critical moments, potentially yielding an important effect on mortality as this is likely the season during which most children die of malaria.

In regards to the sustainability of the intervention effect over time, the results from previous studies were scarce and showed mixed results [122, 124, 131]. Our results showed that user fee exemption policies can result in a sustained effect over a first phase during a relatively long period of time before decelerating and thus declining. In South Africa, the number of visits by children increased rapidly at the time of user fee abolition and was followed by a sustained reduction during the first quarter post-intervention [124]. Similarly, in Zambia and in Niger, the initial increase in the level of health care utilization was not sustained after 18 months [122]. One hypothesis of the non-sustained effect is that the initial increase in health service utilization may adversely impact quality of care, leading to a deterioration of the intervention effects in the longer term [224]. In our setting, however, this early deterioration as reported in previous studies was most likely counteracted in first by the explicit availability of financial resources, since the intervention is financed by the European Union and implemented by an NGO.

In addition, user fee removal was accompanied by permanent investments in quality of services, including permanent staff training and support, provisions of medical equipment, and drug supply monitoring. The joint role of these actors suggests that implementation conditions can be determinants of the intervention effect. But the declining pace of growth of the utilization rate followed by a reversing direction observed three years after the intervention could be attributed more to demand-side factors rather than to the deterioration of the quality of care as observed in previous studies. Indeed, a study conducted in an intervention context shows that the exemption of payments did not cause a deterioration of quality of care [225].

Moreover, the intervention has created a lot of interest by removing the financial barrier to healthcare access which represented the largest barrier to healthcare in the country. Some important unmet needs that were not filled due to financial constraints have certainly been widely met within a period of three years. Furthermore, growing interest in health promotion initiatives for a rational use of health services, in the fact that service use could have reduced morbidity

among children under five, are among the main factors that could explain the change in health services utilization. Finally, other barriers may explain the decrease in the pace of growth in the use of health services and would deserve qualitative investigation.

### **Methodological considerations**

Our study has methodological strengths as well as several limitations. First, our study demonstrates the value of using routine NHIS data for complex health program evaluations [226]. Our analytical approach makes an important contribution to the methodology of intervention evaluation and also to the understanding of the long-term effect of user fee exemption. We have shown that selecting an appropriate functional form of time representation, such as an interrupted time series design, is essential to better understand and assess long-term effects of public health interventions. Our design allows for the control of temporal trends before, during, and after the intervention and to assess the reversing direction in the trend after the intervention. That would not be possible with other approaches, including linear interrupted time series design or before-after design.

Our sample consisted of 57 pre-intervention and 75 post-intervention repeated measures nested in several facilities, providing sufficient power to assess immediate and long-term effects of the intervention as well as to assess the effect of seasonality [193] and other potential effect modifiers. We also increased statistical power by using non-equivalent controls [227]. This strategy aimed to better discern effects of the intervention while addressing challenges to internal validity related to historical bias [227]. We also relied on a sample size of at least 50 facilities at level two to allow unbiased estimates of second-level standard errors and coefficients [228]. To increase the scope of our findings, we included contextual factors to investigate the effect modification of the association between user fee exemption and PHC utilization.

Contamination of the intervention is a legitimate problem that can arise when evaluating health interventions with neighboring interventions and comparison units. In our case, contamination has been minimized by the fact that the data collected exclusively concerned the use of services by populations from each health center's respective area. Moreover, our results show that separation between both groups over the month following the intervention remains constant over time and

that there has been no declining trend in the comparison group. This comforts us in the idea that contamination has been minimized. Finally, we implicitly modeled dependencies over time by allowing a random coefficient for time to vary across PHC facilities.

With regards to possible instrumentation bias, our presence on the ground several times and for long periods allowed us to realize that methods of collection and collection tools have not changed before and during the intervention period in both groups and has reinforced our belief that the intervention did not influence the quality of data reported, which would have explained a part or all of the increase in use.

Despite these strengths, some limitations of the study should be taken into account when interpreting results. One limitation to our quasi-experimental analytical approach is that the intervention and control facilities were not randomly selected. This may have led to residual confounding and biased intervention effect estimates [229], although we attempted to control for confounding factors using the best available comparison facilities. Furthermore, we did not have information on individual socio-economics and clinical characteristics to allow us to determine individual-level effects, such as whether observed increases in utilization rates occurred preferentially among the poor or among the severely ill. In addition, measurement error was present in our study, specifically in our covariates and outcomes, but we assume that this type of error would have a non-differential impact on the results. Our study was able to obtain routine data on health service utilization that did not allow us to prospectively collect all potential factors related to the use of health services. If present, some potentially omitted variables or unmeasured confounding could introduce bias in the estimation of the intervention [153, 229] and this needs to be considered when interpreting the results of our study. Lastly, several factors other than health worker density and the dispersion of the population could also explain the heterogeneity of the intervention effects but could not be taken in account in this study.

## **Conclusion**

Our results provide additional evidence to support the view that user fee exemption coupled with improvements in quality of care can result in both an immediate and a sustained increase in service

utilization for children under five. While the intervention effect was higher in facilities with higher health worker density, reducing inequalities in health worker allocation and improving health workforce capabilities and public financing are needed to maintain a long-term intervention impact. Our findings also add important information to the ongoing debate on the long-term effects of user fee exemption policies on children under five. So far, the potential improvement of health outcomes in children under five has been demonstrated only in a simulation study showing that the nationwide elimination of user fees could reduce under-five mortality by 17% during the first year of the user-fee elimination program [23]. Future studies should include the assessment of the impact of user fee elimination on infant morbidity and mortality over differing time periods to investigate whether the general improvement in morbidity among children under five could be one of the explanatory factors for the reduction of growth followed by a slow decrease in the use of health services three years after the intervention onset.

## **Chapitre 6. Les effets contextuels de la gratuité des services sur le recours aux soins et la morbidité générale**

### **6.1 Préface**

Bien qu'elles aient été reconnues comme des interventions majeures de santé publique susceptibles d'influencer positivement la santé des enfants, les recherches existantes ne fournissent qu'une image partielle sur le maintien à long terme des effets des politiques de gratuité. Dans le premier article, nous avons analysé, à l'aide de données administratives, la tendance à long terme de l'utilisation des services de santé. Les résultats ont montré une forte augmentation du taux d'utilisation et son maintien, dans les centres de santé confirmant ainsi que les frais d'utilisation représentent depuis longtemps l'un des obstacles les plus importants à l'accès aux soins dans ce contexte particulier. Les résultats indiquent que la gratuité des services a contribué à répondre efficacement aux besoins non satisfaits en matière d'utilisation des services.

L'intervention a été mise en œuvre dans le but d'augmenter l'utilisation des services de santé en vue de contribuer à réduire la morbidité infantile. Cependant, les résultats obtenus dans le premier article de la thèse ne nous renseignent pas sur la mesure dans laquelle l'intervention a contribué à réduire la morbidité infantile. C'est ce que nous essayons d'examiner dans le deuxième manuscrit en cherchant à savoir si la hausse et le maintien de l'utilisation se sont manifestés par une réduction de la probabilité de rapporter un épisode de maladie chez les enfants du groupe d'intervention, par rapport à ceux du groupe de comparaison, quatre ans après le début de l'intervention.

## **6.2 Article 2.**

**An evaluation of healthcare use and child morbidity four years after user fee removal in rural Burkina Faso**

David Zombré<sup>1,2</sup>

Manuela De Allegri<sup>3</sup>

Robert W Platt<sup>4</sup>

Valéry Ridde<sup>1,2,5</sup>

Kate Zinszer<sup>1,2</sup>

<sup>1</sup> Department of Social and Preventive Medicine, School of Public Health, University of Montreal, Montréal Canada

<sup>2</sup> Institute of Public Health Research, University of Montreal, Montreal, Canada

<sup>3</sup> Institute of Global Health, Medical Faculty, Heidelberg University,

<sup>4</sup> Departments of Pediatrics and of Epidemiology, Biostatistics, and Occupational Health, McGill University, Montréal, Canada

<sup>5</sup>IRD (French Institute For Research on sustainable Development), CEPED (IRD-Université Paris Descartes), Universités Paris Sorbonne Cités, ERL INSERM SAGESUD

Publiée dans la revue *Maternal and Child Health Journal*

## Abstract

Increasing financial access to healthcare is proposed to be essential for improving child health outcomes, but the available evidence on the relationship between increased access and health remains scarce. Four years after its launch, we evaluated the contextual effect of the intervention combining user fee removal, quality of care improvement and management of malnutrition in the community level on the probability of an illness occurring and the likelihood of using health services among children under 5. We also explored the potential effect on the inequality in healthcare access.

We used a comparative cross-sectional design based upon household survey data collected four years after the intervention onset in one intervention and one comparison district. Propensity score weighting was used to achieve balance on covariates between the two districts, which was followed by logistic multilevel modeling to estimate average marginal effects (AME).

We found no significant difference in the reduced probability of an illness occurring in the intervention district compared to the non-intervention district (AME = 4.4; 95% CI = -1.0–9.8). However, the probability of using health services was 17.2% (95% CI = 15.0–26.6) higher among children living in the intervention district relative to the comparison district, which rose to 20.7% (95% CI = 9.9–31.5) for severe illness episodes. We detected no significant differences in the probability of health services use according to socio-economic status ( $\chi^2(5) = 12.90, p = 0.61$ ).

In our study, we found that user fee removal led to a significant increase in the use of health services in the longer term, but it is not adequate by itself to reduce the risk of illness occurrence and socioeconomic inequities in the use of health services.

**Key words** User fee removal, child health, access to healthcare, inequalities, Burkina Faso.

## **Significance**

### **What is already known on this subject?**

- Increasing financial access to health services by providing free care is recommended to improve access which will improve health outcomes.
- However, whether such improvements can be maintained in the longer term is an issue that has received less attention and the effect on the likelihood of morbidity is not clear.

### **What this study adds?**

- The results suggest that, four years after its launch in Dori, Burkina Faso, a user fee removal intervention was not associated with a reduced probability of the occurrence of the most common child illnesses, but is still effective in maintaining the use of child health services.
- User fee removal was associated with a reduced geographic inequity in access to health centres although is equity neutral in terms of access to health services according to socioeconomic status.

## **Introduction**

Despite significant progress in recent years, child health remains a major concern in Burkina Faso [230]. Low rates of use of health services and high levels of morbidity among children continue to characterize many communities, especially the poor [5, 230]. More than 1 in 9 children die before the age of 5 with 70% of these deaths being largely preventable [230]. While seeking prompt and appropriate care is critical to help reduce child morbidity [10] in Burkina Faso, only 1 in 2 children access formal healthcare [5]. Several factors that influence healthcare seeking behaviour include gender, health-related cultural beliefs, traditional beliefs about causes of illness, trust in traditional medicine, distance, and the difficulty of accessing care given the terrain [5, 230-232].

User fees remain a critical barrier to seeking care, due to the lack of health insurance resulting in a high proportion of households not being able to pay the cost of the care when confronted with illness [5, 230]. There is the widespread belief that scaling up health-care financing reforms such as free care policies have the potential to increase coverage for several important child health interventions [21], contributing to the reduction of infant morbidity [10]. This is the context in which over the last few years, several countries have implemented free care policies for children under 5 years of age[7]. Several mechanisms may explain the relationship between user fee removal, the use of healthcare, and child health outcomes.

Conceptually, user fee removal act as an enabling factor, allowing users to make choices about their use of public healthcare services [160]. By removing financial barriers to healthcare access, individuals and households will change their health-seeking behavior as services become more affordable [160, 233]. Individuals will use healthcare services more often and more regularly and will seek care promptly [22], which will maintain the use of health services [22, 129]. Health is then improved through the regular use of health services [10, 22, 63, 160]. Despite the achievement of healthcare access via reduction of financial barriers, health status will depend on the quality of health services, which need to be improved and maintained [234]. Other individual, community, and environmental-level factors including socioeconomic status (SES), and illness severity may also modify the use of free health services [26, 63, 235].

Prior studies have generally shown a positive association between user fee removal and the use of health services in low-income countries [7, 8]. In Burkina Faso, Sierra Leone, Uganda and Mali, user fee removal have been associated with significant increases in the use of health services among children under 5 [23, 26, 43, 209]. User fee removal was also associated with a 4.4% drop in the frequency of self-reported illnesses among children under 5 in Uganda [31], and a 40% decrease in the prevalence of children with febrile illness in Mali [127]. In Burkina Faso, user fee removal has been associated with an increased use of health services across all socioeconomic groups, irrespective of health needs and distance to the health center [26] while the equity in access according to wealth only improved in the medium and long-term in Jamaica [29]. Conversely, in a randomized community trial in Ghana, no significant association was found between user fee removal and the prevalence of severe and moderate anemia [125, 126].

However, it should be noted that most evaluations were conducted early, within one year of implementation, and almost all studies focused on health seeking behaviours rather than on health itself as the main outcome [21, 26, 30, 209, 236]. The few studies addressing the impact of user fee removal on socioeconomic inequalities in service utilization have shown mixed results [26, 29], and the possibility of maintaining a strong association with the use of services and reduction in morbidity and inequalities beyond 1 year have not yet been assessed.

In this paper, we examine whether living in a setting where a public health intervention removing user fees for health services is implemented in conjunction with increasing quality of care improvement and community-based management of malnutrition is associated with a reduced probability of the occurrence of illness and an increased likelihood of health service use among children under 5 years in the Sahel region of Burkina Faso. We also examine whether distance to health services, SES, and illness severity moderate these relationships. Drawing from previous studies [7, 21, 26] and conceptual frameworks [22, 63, 160], we hypothesize that four years following the implementation of the intervention, children residing in areas with free care will experience fewer illnesses and demonstrate a higher use of health services as compared to children residing in areas without free care. We also hypothesize that the implementation of user fee removal

contribute to reducing inequalities in health services utilization according to SES, the distance to the health center, and health needs.

## **Materials and methods**

### *Context and intervention*

This study was conducted in 2012 in two of the four rural districts in the northern region of Sahel, Burkina Faso. This is one of the country's most disadvantaged regions with over half of the population living on  $\leq 1$  USD per day. In the Sahel region, the rate of severe anaemia in children (20%) is the highest, vaccination coverage (65% for all vaccinations) and health-centre utilization are the lowest with only 32% of children with fever using healthcare [5]. In order to improve access to healthcare for children under 5, the districts of Dori and Sebba in the Sahel region, implemented a pilot user fee removal intervention for children under 5, with support from the German NGO Help.

Before the intervention, patients visiting a health centre paid for a consultation (\$0.20), for drugs (varying costs depending on the prescription), and for care under observation (\$0.60/day) if they were hospitalised in the health center [26]. The pilot user fee removal program covered the costs of medications, in addition to services and hospitalization in the district of Dori and Sebba. The districts of Gorom and Djibo maintained standard user fees for child health services. In addition to user fee removal, the intervention also included improvement of service quality (training, supervision) and financial monitoring and community-based management of malnutrition [25, 26]. The user fee removal integrated within the health system and rolled-out across the country due to a national policy which began in April 2016.

### *Study design*

The study was cross-sectional in design, based upon data collected four years after the intervention onset in one intervention district (Dori) and in one comparison district (Gorom). The intervention was rapidly deployed in September 2008 in a humanitarian aid context funded by the Humanitarian Aid Service (ECHO) of the European Commission, therefore it was not feasible to conduct a

baseline assessment in the comparison district. On the basis of this quasi-experiment, we chose Dori as intervention district and Gorom as comparison district given their proximity and similarities. Two longitudinal studies on the effects of user fee removal on the use of child health services [166] and assisted childbirth [165] showed almost similar patterns of service utilization in both groups before intervention. Moreover, in 2009, the national nutrition survey had established a similar rate of stunting intervention (Rate = 46.3%; 95% CI = 41.0–51.6) and control district (Rate = 45.8%; 95% CI = 40.6–51.2) [159].

We used data collected by means of a cross-sectional household survey conducted between July and August 2012 in the intervention and comparison villages. Sampling in the two districts relied on a stratified two-stage random probability sample following the WHO's Expanded Program on Immunization (EPI) Cluster Survey Design [26]. During the first stage, we randomly selected villages in the two groups for inclusion in the study with probability proportional to their population size, to ensure that each household of the survey population had the same chance of being included in the sample to increase efficiency. During the second stage, we enumerated households in each selected village and randomly selected 30 to 40 households [170]. We included all children under five years of age (6–59 months) in each household and we interviewed the mother or primary caregiver on the occurrence of illness episodes, occurring a severe illness episode, and related health service utilization in the 30 days prior to the survey date. In addition, we interviewed the head of the household to obtain information on household socio-economic, demographic, and environmental characteristics.

### *Outcome variables*

In the literature on the assessment of the effect of health interventions on health outcomes, including studies evaluating the impact of user fee removal, researchers generally rely on morbidity measures such as: self-reported illness episodes during the previous weeks [26, 30, 237], self-reported number of sick days [238], or infectious disease-related outcomes [30, 239]. Our measures of morbidity relied on the standard approach used in DHS morbidity questionnaire using a 30-day recall period for the most common symptoms in child, related to malaria, diarrhea and diarrhea, pneumonia [171]. We defined three self-reported binary outcomes measured for each child: 1) An

illness episode; 2) A severe illness episode; and 3) Use of health services for the reported illness episode. An illness episode was considered severe if the child had stopped or reduced his usual activities and/or presented signs of danger, such as one or several of following symptoms: unable to eat or drink, had repeated vomiting, was pale, lethargic or unconscious, had convulsions, had difficulties breathing, had rapid breathing.

### *Exposure*

As the intervention was implemented at the district level, meaning that health facility fees were removed for all children within the same village from the same district, we defined exposure status based on geographical location. If a child resided within the district where the user fee removal had been ongoing for 4 years, the child was considered exposed, versus living in the district with regular user fees (non-exposed).

### *Covariates*

We based upon the intervention theory [25], the framework developed by WHO [183] and UNICEF [76] in order to select potential individual and household-level covariates relevant for the analysis.

In each of our three regression models we included: age, gender, mother's education (if attended school or not), household size, sleeping under bednet, household SES, village-level SES, distance to health services (0 = 0<5km; 1 = 5-10km; 2 = 10km & plus), and illness type and severity. We used an asset index as a proxy of household SES, which was computed using principal component analysis [185]. Household ownership of specific assets were combined with characteristics of the dwelling [185]. Households were categorized as belonging to the lowest SES category ( $\leq$  1st quintile), middle SES category ( $\geq$  2nd < 5th quintile), and highest SES ( $\geq$  5th quintile). We obtained village level wealth by aggregating household wealth scores to the village level to differentiate between low, middle, and high SES status. We captured households' and health facilities' GPS coordinates and calculated household straightline distance to the nearest health facility and the mean distance to access to health service at village level. We categorized distance into 3 groups: (< 5 km, 5–10 km, > 10km).

## Statistical analysis

### *Estimating the propensity scores*

As the intervention was not randomly assigned, characteristics of villages, households, and children living within the intervention district were likely to be different to those from the comparison district. To ensure that the joint distributions of covariates sufficiently overlapped and were balanced across intervention and comparison groups, we relied on generalized boosting modeling (GBM) propensity scores methods [199]. The GBM is a non-parametric technique that estimates the propensity score for the binary treatment indicator using a flexible estimation method that can adjust for a large number of pre-treatment covariates using complex functional forms [199, 200]. In practice, for each child in the intervention district, the propensity score was equivalent to the conditional probability of being similar to a child in the comparison district, as a function of individual, household, and village level confounders [240].

We fit the generalized boosting model (GBM) using the package *gbm* for R software version 3.5.1 [199, 200]. All covariates which were potentially related to the exposure and outcomes variables were included in the boosting models [200]. We ran the GBM algorithm using the standardized mean difference or standardized effect size (*std.eff.sz*) defined as the intervention group mean minus the control group mean divided by the pooled sample standard deviation [199].

### *Estimating main effects*

We first tested a two-level random intercept logistic regression model, taking into account the clustered data structure (Children within households and households within villages). We used stabilization procedures [241] to correct the influence from children with extreme weights by multiplying the inverse probability of treatment weights (IPTW) by a constant, equal to the expected value of receiving the treatment relative to what the child actually received [241]. We then incorporated the estimated propensity score in our regression models as IPTW [200].

We conducted a multilevel analysis without propensity score weighting and used the likelihood ratio test to determine the best-fitting multilevel model. We used the *margins* command in Stata

software version 15 to first estimate the predicted probabilities [242] of an illness, severe illness episode and the use of healthcare services, and then the average marginal effects (AME) of residing in the intervention district on these probabilities. Our threshold for statistical significance was set at a  $p$  value  $<0.05$ . Given that joint hypotheses testing was not of interest in our study, we did not consider the use of Bonferroni correction in our analysis.

### *Estimating effect on inequalities in the use of health services*

To assess the effect of user fee removal on the inequalities in the use of health services, we used dummy variables for the district of residence and interaction terms for distance, SES, and illness severity. We conducted the nonlinear Wald-type test of homogeneity to assess interactions [243]. In order to interpret the associations more thoroughly, we used the *marginsplot* command in Stata [244] to plot the relationship between the probability of using health services and user fee removal for distance, SES, and illness severity.

## **Ethics approval**

The research was accepted by the Ministry of Health and the ethics committees in Burkina Faso and Canada (CRCHUM).

## **Results**

### *Descriptive statistics*

Our study sample included 1123 comparison and 1040 intervention households. These 2,163 households included 2,779 children under 5 years of age (1,476 children in comparison district and 1,303 children in intervention district). Approximately one quarter of children (24.6%) in the intervention district experienced at least one illness episode compared to one-fifth (19.9%) in the comparison district. Among the children who experienced an illness episode, 66.8% in the intervention were severe, compared with 71.3% in the comparison district. 45.1% of those who experienced an illness episode used the health service in the intervention district, compared to 18.0% in the comparison district.

*Propensity score weighting*

As displayed in Table 1, before weighting, the standardized mean differences were greater than 0.15 for 7 variables. After weighting, the values of the standardized effect size (std.eff.sz) difference were attenuated and fell to almost null for all covariates with values lower than 0.02.

**Table 1. Characteristics between intervention and comparison group on all covariates before and after propensity score weighting**

	Intervention	Comparison	std.eff.sz	Intervention	Comparison	std.eff.sz
<b>Age</b>						
0-1 years	24.1	20.6	0.08	22.4	22.3	0.00
1-2 years	20.0	18.9	0.03	19.3	19.1	0.01
2-3 years	16.2	19.7	-0.1	18.1	18.2	0.00
3-4 years	23.8	18.8	0.12	21.3	20.9	0.01
4-5 years	15.9	22.1	-0.17	18.9	19.5	-0.01
<b>Sex</b>						
Male	52.3	49.9	0.05	51.4	50.8	0.01
Female	47.7	50.0	-0.05	48.6	49.2	-0.01
<b>Residence</b>						
Rural	89.5	90.8	-0.04	89.9	89.8	0.01
Urban	10.5	9.3	0.04	10.0	10.2	-0.01
<b>Distance</b>						
0-5 km	46.9	42.5	0.09	44.3	44.9	-0.01
5-10 km	32.9	30.4	0.05	31.9	30.9	0.02
10-15 km	20.2	27.1	-0.17	23.7	24.1	-0.01
<b>Socio-economic status</b>						
Poor	26.0	19.2	0.16	22.1	21.4	0.02
Middle	54.0	63.3	-0.19	59.3	60.3	-0.02
Wealthiest	19.9	17.5	0.06	18.6	18.3	0.01
<b>Number of children under 5</b>						
1 child	17.3	24.8	-0.2	21.7	21.8	0.00
2 children	37.8	47.7	-0.2	42.7	43.0	-0.01
Children & more	44.9	27.6	0.35	35.6	35.2	0.01
<b>Mother has attended school</b>						

No	90.3	92.1	-0.06	91.7	91.5	0.01
Yes	9.7	7.9	0.06	8.3	8.6	-0.01
<b>Slept under bednet last night</b>						
No	13.4	13.4	0.00	13.5	13.4	0.00
Yes	86.7	86.7	-0.00	86.6	86.6	0.00
<b>Access to potable water</b>						
No	60.7	76.9	-0.33	68.8	70.1	-0.03
Yes	39.3	23.1	0.34	31.2	29.9	0.03
<b>Mean distance to health center</b>						
0-5 km	54.3	48.6	0.11	51.2	51.4	0
5-10 km	30.1	30.5	-0.01	30.2	30.3	0
> 10 km	15.7	20.9	-0.14	18.6	18.4	0.01
<b>Village level SES</b>						
Poor	7.8	9.4	-0.06	7.5	8.3	-0.03
Middle	80.7	82.4	-0.04	82.8	82.7	0
Wealthiest	11.5	8.2	0.11	9.7	9.1	0.02

### *Main effect estimates*

The likelihood ratio (Table 2) demonstrated that GBM propensity weighting combined with multilevel modeling provided a better fit than the simple multilevel model (LR  $\chi^2(2) = -2.15$ ; Prob >  $\chi^2 = 1.00$ ). The probability of an illness recall was 4.44% (95% CI = -1.0–9.8) higher among children living in the intervention district compared to children living in comparison district, although this marginal effect was not statistically significant. However, in the case of illness, children living in intervention district increase their probability of using a health facility by 17.2% (95% CI = 15.0–26.6), compared with children living in comparison district.

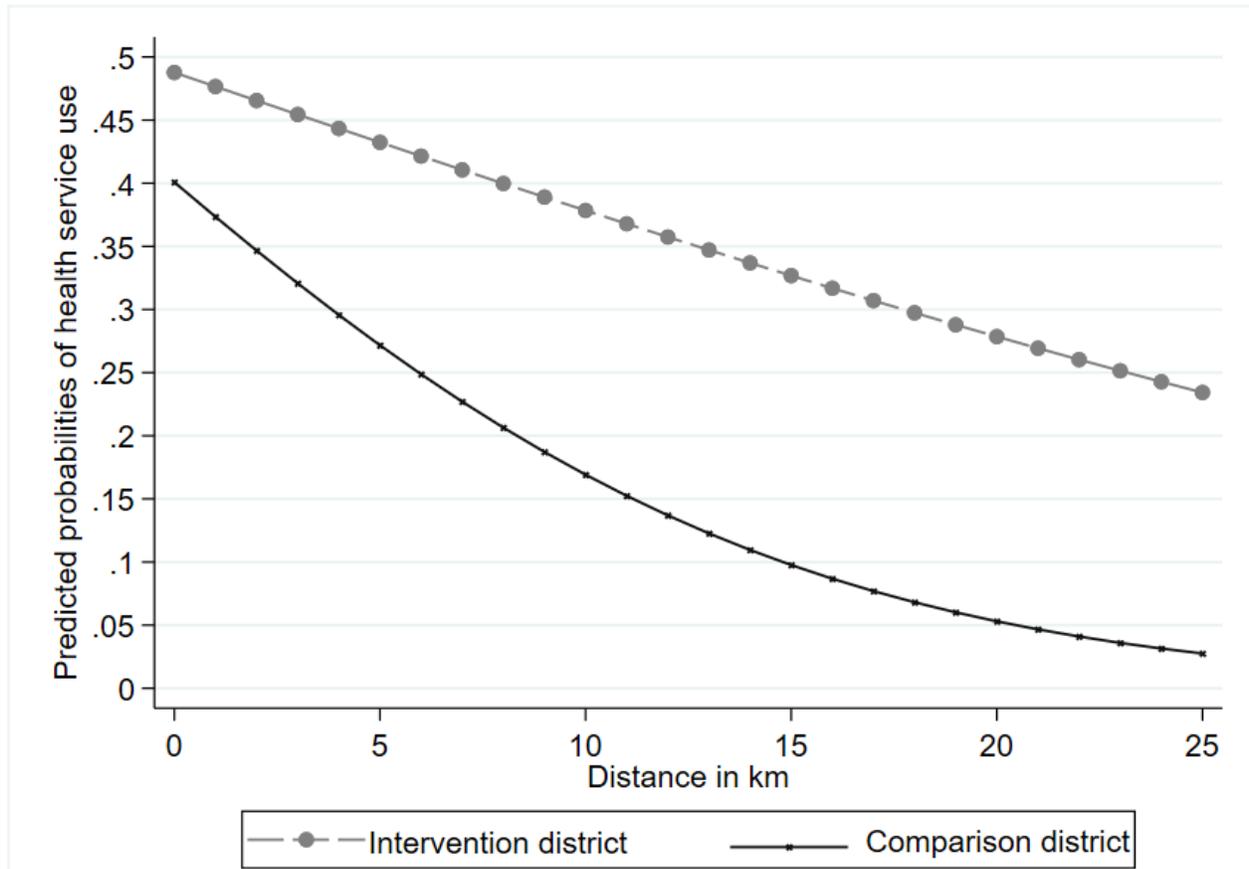
**Table 2. Predicted probabilities of an illness episode and use of health services according to distance, SES, and illness severity (95% confidence interval) (Comparing Simple Multilevel regression with boosted propensity score with IPTW)**

	Simple Multilevel		Boosted PS with IPTW		Difference between the predicted probabilities Intervention vs. Comparison		Test of homogeneity <sup>a</sup>
	Intervention	Comparison	Intervention	Comparison	Simple Multilevel	Boosted PS with IPTW	
<b>Illness episode</b>	24.3 (20.3 - 28.2)	19.9(16.2 - 23.7)	24.3 (20.5 - 28.2)	19.8 (15.9 - 23.7)	4.3 (-1.1 - 9.8)	4.4 (-1.0 – 9.8)	
Distance							
0-5 km	27.4 (21.8-32.9)	20.4 (14.8-26)	28.0 (22.01 - 34.1)	20.3 (13.5- 27.02)	7.7 (0.0-15.5)	7.9 (-1.2 - 16.9)	p = 0.56
5-10 km	22.1 (16.4-27.7)	18.8 (13.3-24.3)	22.9 (16.9 - 28.9)	18.8 (12.1 - 25.6)	3.9 (-4.1 -11.9)	4.1 (-4.8 - 13.1)	
10-15 km	19.3(12.7-25.9)	21.07 (14.7-27.3)	19.2 (12.2 - 26.2)	20.2 (16.3 - 24.1)	-1.2 (10.4-8)	-1.0 (-9.0 - 7.1)	
<b>Socio-economic status</b>							
Poor	20.9 (15.5-26.4)	20.8 (15.0-26.5)	20.6 (13.9 - 27.3)	21.1 (14.5 - 27.6)	0.5 (-7.4 -8.4)	-.6 (-9.9 - 8.7)	p = 0.05
Middle	25.5 (20.9-30.1)	18.8 (14.9-22.8)	26.3 (22.2 - 30.3)	18.2 (14.3 - 22.1)	7 (0.9 -13)	7.9 (2.2 - 13.6)	
Wealthiest	23.99 (18.1-29.9)	23.6 (17.3-30.0)	23.8 (17.9 - 29.7)	23.8 (17.2 - 30.4)	0.7 (-8.0-9.4)	-0.2 (-9.0 - 8.6)	
<b>Use of health service</b>	44.2 (37.8 - 50.5)	24.90 (18.8 - 30.9)	42.3 (35.2 - 49.4)	24.8 (17.9 - 31.6)	19.2 (10.4 - 28.1)	17.2 (15.0 – 26.6)	
Distance							
0-< 5 km	50.9 (42.5-59.3)	33.5 (23.1-44.0)	50.9 (39.5 - 62.4)	33.9 (21.9 - 45.82)	17.5 (4-30.9)	16.8 (0.9 - 32.7)	p = 0.02
5-10 km	34.3 (23.9-44.6)	16.2 (7.32-25.2)	31.6 (20.8 - 42.4)	15.9 (8.1 - 23.8)	18 (4.2-31.9)	15.4 (2.3 - 28.4)	
10-15 km	41.1 (27.1-55.1)	16.1 (7.5-24.6)	36.9 (25 - 48.8)	15.9 (5.1 - 26.8)	25.1 (8.4-41.8)	20.6 (5.2 - 36.1)	
<b>Socio-economic status</b>							
Poor	37.0 (24.9-49.1)	22.4 (11.3-33.4)	34.0 (14.8 - 53.2)	22.4 (10.1 - 34.7)	13.8 (-2.9-30.6)	11.1 (-10.8 - 33.0)	p = 0.61
Middle	46.6 (38.9-54.2)	21.9 (14.9-29.1)	44.8 (37.2 - 52.4)	23.3 (14.1 - 32.5)	23.8 (13.1-34.5)	21.3 (9.9 - 32.8)	
Wealthiest	45.2 (33.9-56.5)	31.2 (19.3-43.0)	43.3 (31.2 - 55.5)	30.4 (16.1 - 44.6)	13.1 (-3.5 -29.7)	12.4 (-5.9 - 30.7)	
<b>Illness Severity</b>							
No	25.6 (17.3-34.0)	13.9 (6.7-21.0)	23.4 (15.5 - 31.4)	13.4 (5.7 - 21.1)	10.3 (-0.9-21.5)	8.8 (-0.2 - 19.6)	p=0.00
Yes	53.8 (46.4-61.2)	28.8 (21.7-35.9)	51.2 (43.0 - 59.5)	30.7 (22.8 - 38.5)	22.9 (12.2-33.7)	20.7 (9.9 - 31.5)	
	AIC		BIC				
Simple Multilevel	696.1		784.4				
Boosted PS with IPTW	689.9		769.4		LR chi2(2) = -2.15		
					Prob > chi2 = 1.0000		

<sup>a</sup> Test for interaction assessing whether the average marginal effects distance, SES, illness severity differed across levels of these variables.

*Assessing effect modification by distance, illness severity, and household SES*

As shown in Figure 1 and Table 2, the use of services was higher at any distance for children in the intervention district compared to those living in the comparison district.

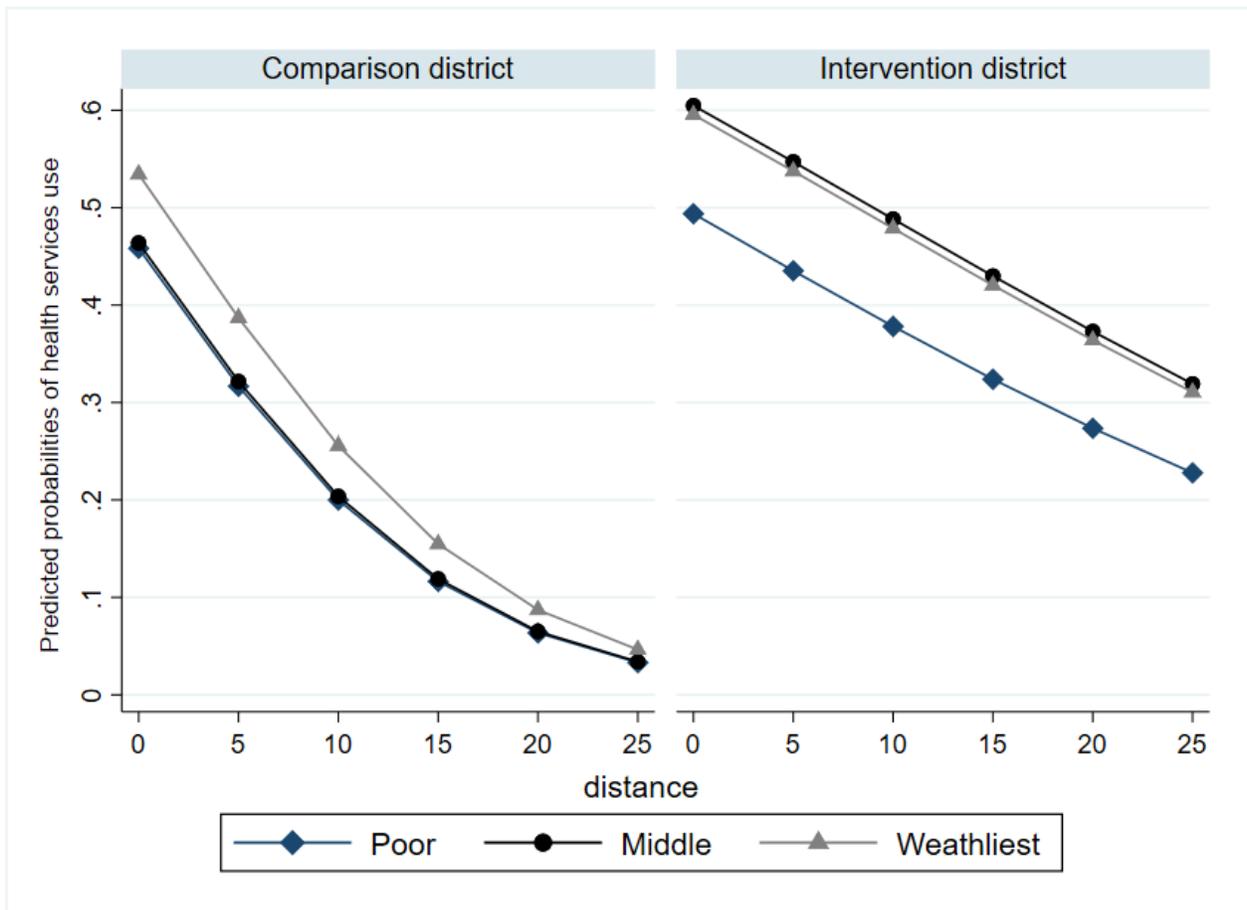


**Figure 1. Predicted probabilities of health service use by distance to health facility, by district**

However, the homogeneity test indicated that children who live within 5 km continued to use health centers more often than those living more than 5 km away in both intervention and comparison groups (Table 2) ( $\chi^2(5) = 12.90, p=0.02$ ). Moreover, the effect of distance on the probability of seeking care was different between the intervention and comparison group. As the distance between households and health centers increases, the probability of using health services decreases dramatically faster in logarithmic terms in the comparison district, whereas the decrease was linear and less steep in the intervention district. In addition, for an episode of severe illness, although children in both groups increased their probability of use of health services when compared to those

without severe illness ( $\chi^2 (3) = 37.49$ ,  $p = 0.00$ ), the probability of use of health services for severe illness was 20.3% (95% CI = 9.9–31.5) higher for children living in the intervention district.

Furthermore, when we compared children living in the intervention district to those living in the comparison district, the use of health services increased across all socioeconomic groups ranging from 11.1 (95% CI = -10.8–33.0) to 21.3 (95% CI = 9.9–32.8). However, no statistically significant differences were found between socioeconomic groups ( $\chi^2 (5) = 12.90$ ,  $p = 0.61$ ). Finally, Figure 2 demonstrates that the probability of using health services in the event of a severe illness did not significantly differ across SES groups.



**Figure 2. Predicted probabilities of health services use in the event of severe illness stratified by distance and household wealth**

## Discussion

Our quasi-experimental design relying on propensity score weighting our findings provide insight into how the public health intervention that combined free health care with quality of care improvement may be associated with the probability of an illness, although in our study, no significant differences were detected with self-reported morbidity in children under 5. Indeed, we found that for children under 5, living in the intervention district was associated with an increased probability of health service use, particularly when the illness episode was severe. This association held true irrespective of the distance to the health facility and household SES which is also consistent with prior evidence [8, 26, 43, 113]. In comparison to prior studies, the added value of our analysis lies in its capacity to quantify the magnitude in terms of probabilities, suggesting that four years after its implementation, the intervention was associated with a 17.2% increase in the probability of seeking care in the case of illness.

Despite the increase in the use of health services, we found that residing in a district where user fees have been removed in combination with quality of care improvement was not associated with any reduction in the probability of an illness occurring. This finding is consistent with a randomized controlled trial based in Ghana, which analyzed the effect of user fee removal on self-reported and clinical child health outcome one year after the implementation [125]. One possible explanation of this result may be related to the fact that we used intention to treat estimation to derive the probability of an illness occurring without considering the mediating effect of the intensity of health service use nor the quality of care received. Moreover, quality of care is in principle, an important factor in increasing the use of health service [48, 54] and reducing morbidity [6]. However, our cross-sectional design did not allow us to adequately estimate the effect of the quality of care component on the probability of an illness episode. Another explanation for the null findings could be that in the context of Burkina Faso, the healthcare system, and in particular the user fee removal and improved quality of health care, would explain a small part of the morbidity variance as measured in our study alongside other important social determinants of morbidity that were not included in our study such as lifestyle, nutrient deficiency, and sanitation [63, 65]. Alternatively, the medical care provided in the intervention district could have had no measurable effect on morbidity, as measured by our study.

In line with prior evidence [26, 216], the probability of health service use was 20.3% higher with severe illness. This finding is consistent with overall health seeking literature; the more severely ill the person is, the more likely they are to seek care [10, 245, 246]. This highlights the potential of user fee removal combined with quality of care improvement in reducing inequalities in access according to the severity of illness. Additionally, we found no statistically significant differences in the probability of using health services according to the socio-economic status nor in the event of a severe illness episode in children across different SES groups.

Finally, our findings showed that the impact of distance on the use of services is less dramatic for children living in the intervention district compared to those living in the comparison district, meaning that families living further away in the intervention district were less likely to ration their child's use of health services than those who live further away. This supports the findings of a previous study [26] in that the user fee removal dilutes the impact of distance on the use of services.

### *Strengths and limitations*

Our findings contribute to the ongoing debate on whether user fee removal improves the use of health service in the longer term and whether it contributes to a reduction in morbidity. We relied on propensity score methods [199] to counteract the lack of baseline data and to reduce sample selection bias. Often NGO pilot projects do not implement baseline surveys due to cost restraints [19] and our study is based upon rigorous analyses despite this baseline limitation. We also used predicted probabilities and graphical analyses to thoroughly examine the impact of interaction on the magnitude of the intervention.

Despite our rigorous analysis, our study has a number of limitations. As our study only measured outcomes at one point in time, four years after the intervention onset and did not include baseline data, our study did not capture changes over time. Given this, the results must be interpreted with caution. We acknowledge limitations in using propensity score weighting such as the possibility of children from the intervention and comparison districts differing in unknown village and individual-level confounders or unknown effect modifiers. Furthermore, factors than user fee removal and quality of care improvement could have differentially affected the children's probability of health service use and probability of illness over time.

The effect estimates may have been influenced by a reporting bias or misclassification of the illness episode and the use of health services as parents self-reporting of their children's illness is often related to socio-economic status, levels of education, availability of health facilities, and public information on illness and treatment [233]. This could have led to an underestimation of the protective effect of being exposed to user fee removal on the probability of an illness. Moreover, our analyses were unable to account for a possible reverse causation due to the fact that health service use may reduce the risk of morbidity, in turn possibly reducing the likelihood of using healthcare services. If present, this possible reverse causation may have diluted intervention effects, as we used prevalent cases of illnesses in our cross-sectional study. Future studies should consider this potential effect by using structural equation modeling or an instrumental variable approach based on a natural experiment [247] with the user fee removal as an instrument to analyse the effect of health service use on child health outcomes. Finally, as the impact of the intervention as a whole vary among communities, depending on the particular structural, cultural and environmental contexts, the results of our study should not be generalized.

## **Conclusion**

Our findings suggest that user fee removal combined with quality of care improvement was associated with the improvement in the use of health services. However, our study was not able to show that the presence of the intervention in the communities was associated with the reduction of the risk of illness occurrence nor on the differences in health service access based upon socioeconomic status. As Burkina Faso launched a nation-wide user fee removal policy for children in 2016, our findings contribute to highlighting the limitations of focusing efforts on user fee removal policies and quality of care improvement. In order to improve child health outcomes, this intervention needs to be combined with more synergistic health policies targeting quality of care along with individual and community level factors to improve these outcomes within the prospect of universal coverage.

## **Acknowledgments**

The authors thank the managers and the staff of the intervention studied (HELP), the health district authorities in Dori, Gorom-Gorom, Djibo and Sebba, the community leaders and beneficiaries in

the areas studied, and the health workers for their collaboration in this study. A special thanks to Ludovic Queuille, Isabelle Agier and Moussa Bougma and the interviewers for assistance with the household survey data collection and entry. The authors would like to thank to Jean Luc Kortenaar and Sarah Hanagarth for editing support. We thank the Strategic Group on Public Health and Population Health (PPHP) of Quebec for financing the open access.

### **Funding**

This research was funded by the Humanitarian Aid Service (ECHO) of the European Commission and the Fonds de Recherche en Sante du Quebec (FRSQ). DZ was supported by the Quebec Health Research Fund (FRQS) and IDRC (International Development Research Center). The funding bodies and the NGO had no role in study design, data collection and analysis.

## **Chapitre 7. Les effets contextuels de la gratuité des services sur le statut nutritionnel des enfants de moins de cinq ans**

### **7.1 Préface**

Les résultats obtenus dans le premier article suggèrent que l'intervention a augmenté et maintenu l'utilisation des services de santé infantile au-delà de quatre ans, et contribue ainsi à combler les besoins en matière de recours aux soins. Le deuxième article a prolongé les résultats du premier article pour montrer que la résidence dans les villages ayant bénéficié de l'intervention n'est pas associée à une réduction du risque de survenue d'épisodes de maladies. Le troisième article élargit la portée de nos investigations sur les effets de l'intervention en examinant l'influence spécifique, sur les indicateurs anthropométriques. En effet, puisque l'intervention a été mise en œuvre dans le but de contribuer à réduire le fardeau de la malnutrition, dans la région du Sahel, en s'appuyant sur l'approche d'évaluation basée sur la théorie, nous avons cherché à examiner si la présence de l'intervention, dans les villages, était associée à un meilleur statut nutritionnel.

Dans l'ensemble, l'approche analytique, en plusieurs étapes, que nous avons utilisée dans cet article apporte une meilleure compréhension de la façon dont les politiques de gratuité, en tant qu'intervention populationnelle, pourraient influencer le statut nutritionnel et sa variance. Avec le passage à l'échelle de la politique nationale de gratuité des soins au Burkina Faso en juin 2016, notre approche rigoureuse soulève la question de la pertinence des interventions de gratuité des soins pour contribuer à améliorer l'état nutritionnel, qui est largement expliqué, par les caractéristiques individuelles [76].

## **7.2 Article 3**

# **Nutritional status among children under five and its disparity between communities in Sahel Region of Burkina Faso: A community-level intervention evaluation**

David Zombre<sup>1,2</sup>

Manuela De Allegri<sup>3</sup>

Valéry Ridde<sup>1,2</sup>

Kate Zinszer<sup>1,2</sup>

<sup>1</sup> University of Montreal Public Health Research Institute – IRSPUM

<sup>2</sup> School of Public Health, Montreal, Québec, Canada

<sup>3</sup> Institute of Global Health, Medical Faculty, Heidelberg University

En révision dans la revue BMC Nutrition

## **Abstract**

### **Background**

Stunting remains an important public health problem in Burkina and improving financial accessibility to healthcare by removing user fees can help improve child nutritional status. However, evidence on the potential of user fee removal in contributing to improve child nutritional status is scarce. The objectives of this study were to examine whether living in communities that were exposed to user fee removal intervention in conjunction with healthcare quality improvement and communibased-based management of malnutrition was associated with improved height-for-age z-score and decreased likelihood of stunting and severe stunting among children under five, four years after the interventions' implementation. We also investigated if the intervention as community-level characteristic may have accounted for the disparities in childhood stunting.

### **Methods**

We carried out a quasi-experimental post-test-only design that included a control group and relied on a representative cross-sectional household survey conducted four years after the intervention onset in 41 communities from intervention district and 51 communities in comparison district. We used propensity score weighting and applied a novel three-step analytical strategy for the systematic investigation of the contextual effect of the intervention on nutritional status.

### **Results**

When comparing children living in the intervention district to children living in the non-intervention district, we determined no differences in terms of stunting (OR = 1.13; 95% CI = 0.83–1.54) nor in severe stunting (OR = 0.99; 95% CI = 0.76–1.26), nor in height of age z-score ((HAZ = -0.03; 95% CI = -0.21–0.16). Our study demonstrated that most of the variance in stunting occurs at the individual level (variance = 90.64% ; 95% CI = 86,62%–93,55%). We also found that only 2% of the community-level variance of stunting was explained by the intervention in communities.

## **Conclusions**

With the scaling-up of the national free health policy in Burkina Faso in June 2016, our study raises the question of the relevance of user fee removal interventions to improve the nutritional status of children. We recommend incorporating nutrition-specific interventions that target the proximal determinants of malnutrition to significantly impact child nutritional status.

**Key words:** Community intervention, user fee removal, Burkina Faso, child care, nutritional status, stunting, generalized boosted regression, propensity score weighting, contextual effect, multilevel analysis.

## **Background**

Although progress has been made in improving child nutritional status, stunting continues to burden the poorest regions in low income countries [1]. It remains a public health challenge in Burkina Faso [73] with more than 27% of children under the age of five were identified as stunted in 2016 [248]. Stunting is associated with increased child morbidity and mortality, and is related to 38% of deaths among children under five in Burkina Faso [230]. In addition to facing an elevated risk for infectious diseases [83], stunted children also have to cope with a deterioration of physical and cognitive development. There are significant educational and economic consequences of undernutrition at individual, household, and community levels [83]. The UNICEF conceptual framework on malnutrition identifies care seeking behaviour as one of the most important underlying factors that contributes to child nutritional status, in addition to poverty and other individual and contextual factors [32, 66, 76, 77]. Major determinants of undernutrition include poor maternal health and nutrition, inadequate infant and young child feeding practices, and repeated infections as malaria, diarrhoea, measles and acute respiratory infection [183].

Historically, access to health care among children under five was extremely low in Burkina Faso and user fees were identified as the most important barrier to health care use [249, 250]. Indeed, user fees lead to reduced use of health services, delayed diagnosis, and limited access to appropriate treatment for mothers and their children, which then contributes to increase morbidity and mortality among children under five years of age [4, 51, 251-254]. As with other sub-Saharan African countries, Burkina Faso first experimented with user fee removal in September 2008 [25] in the Sahel region of the country. User fee removal was coupled with community-based management of malnutrition of under-five children and activities related service quality such as training and supervision [25, 26]. The overall objectives of the intervention implemented by the NGO HELP were to encourage mothers to bring their children for care at symptom onset and to increase health facilities utilization by all sick children, including the poorest and those living furthest away [25]. The HELP intervention was integrated into the health system and maintained through a national policy that began in April 2016.

The underlying mechanism behind the intervention theory is that by removing user fees, this will increase child health services use which will then contribute to reducing child morbidity through

the improvement of health status [25]. Removing user fees have also been shown to have an indirect impact on the underlying proximal determinants of health by reducing catastrophic expenditures, a factor that impoverishes households. By enhancing the financial protection of households [27, 119] and thus releasing income, this reduces poverty and thereby contributes to improved food consumption [126]. Improved food consumption should then result in a positive impact on measures of child health status, particularly malnutrition, and generally reduce the risk of more frequent episodes of illness [22]. Various studies have found that the HELP intervention in Burkina Faso resulted in communities' higher utilization of health services [26, 43], provided financial protection of households for the financial risks associated with ill-health [27], and improved women's empowerment [11].

User fee removal policies have been extensively evaluated for their impact on access to care [7], demonstrating that exempting children under five from user fees increases and maintains the use of health care [43] and helps to reduce inequities of access in both the short [25] and long-term [43]. Importantly, studies on the relationship between user fee removal and child morbidity are scarce with mixed findings [30, 31]. To date, the association between user fee removal and child nutritional status has been explored only in one randomized controlled trial in Ghana [126] and no effect on child nutritional status was found. This study used a relatively short follow-up time from the user fee removal (one year), which is likely too short to have had an effect on child nutritional status. Nutritional status measured by stunting reflects cumulative effects of poverty, poor maternal and early childhood nutrition, and repeated episodes of illness in childhood without access to health care [76, 255, 256]. Furthermore, as the exposure to user fee removals occur at the population-level, logistic regression or simple multilevel analysis are insufficient to appropriately assess contextual effects [204] which are important determinants of effectiveness.

This study aimed to better understand the contextual effects of an intervention, which included user fee removal, quality of care improvement and malnutrition management, on nutritional status of children under five years of age in Burkina Faso. Specifically, we investigated whether living in the intervention communities was associated with improved height-for-age z-scores and decreased likelihood of stunting and severe stunting among children under five. We also investigated if the

intervention as a specific community-level characteristic may account for the disparities in stunting.

## **Methods**

### **Context and intervention**

User fee removal in Burkina Faso first began in the northeast part of the country, in the Sahel region. This is one of the country's most disadvantaged regions with the poorest indicators for health and service utilization and with persistent inequities in access [5]. For example, 54% of children with fever in high-income families were treated in public health facilities, while this proportion was only 22% for children in poor families [158]. Thus, in September 2008, the regional health authorities, in collaboration with a German NGO (HELP), implemented user fee removal intervention combined with activities related to social mobilisation, health education, improvement of service quality and financial monitoring of health services and community-based management of malnutrition of under-five children, which included following the children that were identified as being malnourished [25, 26].

The intervention was supported by the European Union's Humanitarian Aid Office (ECHO). The NGO focused its efforts on two of the region's four districts, Dori (290,000 inhabitants, 18 health centers in 2009) and Sebba (180,000 inhabitants, 11 health centers in 2009). The intervention was established to improve access to health services by subsidizing 100% of the care for children under five, for pregnant women, and for nursing mothers. Prior to the intervention, patients visiting a health centre had to pay for the consultation (\$0.20 USD), for drugs (varying costs depending on the prescription), and for care under observation (\$0.60/day USD) if they were hospitalised in the primary health center [25].

### **Study design**

We carried out a quasi-experimental post-test-only control group design [153]. A representative cross-sectional household survey was conducted four years after the intervention onset. The study group comprised households from 41 communities from intervention district (Dori) in which the intervention was ongoing for four years. The control group comprised of households from 51

communities from neighboring district (Gorom) in which the intervention had not been implemented.

Dori and Gorom-Gorom were chosen as intervention and comparison districts given their similarities in terms of health outcomes. Indeed, two studies on the effects of the user fee removal intervention on the use of child health services [166] and assisted childbirth [165] showed similar patterns of service utilization in both groups before the onset of the intervention. In 2009, 11 months after onset of the intervention, the two districts had a similar rate of stunting at 45.8% (95% CI = 40.6–51.2) in Gorom-Gorom (control district) and 46.3 (95% CI = 41.0–51.6) in Dori (intervention district) [159].

### **Sampling and data collection**

We collected cross-sectional data on household demographic characteristics as well as on a wide range of health-seeking behaviours and health outcomes for children under five. The sampling strategy was a stratified two-stage random probability sampling approach following the WHO's Expanded Program on Immunization (EPI) Cluster Survey Design, as explained elsewhere in detail [26]. Briefly, the primary sampling unit was defined as census enumeration areas, based upon the 1998 census. We use the term 'community' to describe these small areas.

During the first sampling stage, we randomly selected communities in the two districts for inclusion in the study with the probability of selection proportional to their population size.

During the second stage, households were enumerated in each community and between 30 to 40 households were randomly selected [170]. All mothers of under-five children from those households agreed to participate in the survey. They were interviewed to obtain information on details on the occurrence of illness episodes and related health service utilization in the last 30 days.

In addition, we obtained information on household socio-economic and demographic characteristics, as well as on nutritional and health factors. We used trained nurses as interviewers and proven measurement techniques to collect anthropometric data and objective measures of anemia and malaria in the intervention and control groups.

We took anthropometric measurements (age, weight, height, mid-upper arm circumference) for children under five years of age (6-59 months). We measured recumbent length for children less than two years old and standing height for children age for two years and older. We used digital scale for weight measurement while height and length were measured using a wooden measuring board as is done in Demographic and Health Surveys (DHS) and as recommended by UNICEF [74].

We defined anemia status according to the level of hemoglobin concentration and the presence of anemia was defined as lower or equal to 110 g/l or upper [20] and measured by a Hemocue photometer. All children were tested for malaria, using a rapid diagnostic test (CareStart™ Malaria HRP2/pLDH(Pf/PAN)). A child was diagnosed with malaria when the RDT was positive and body temperature was above 37°C.

## **Outcomes**

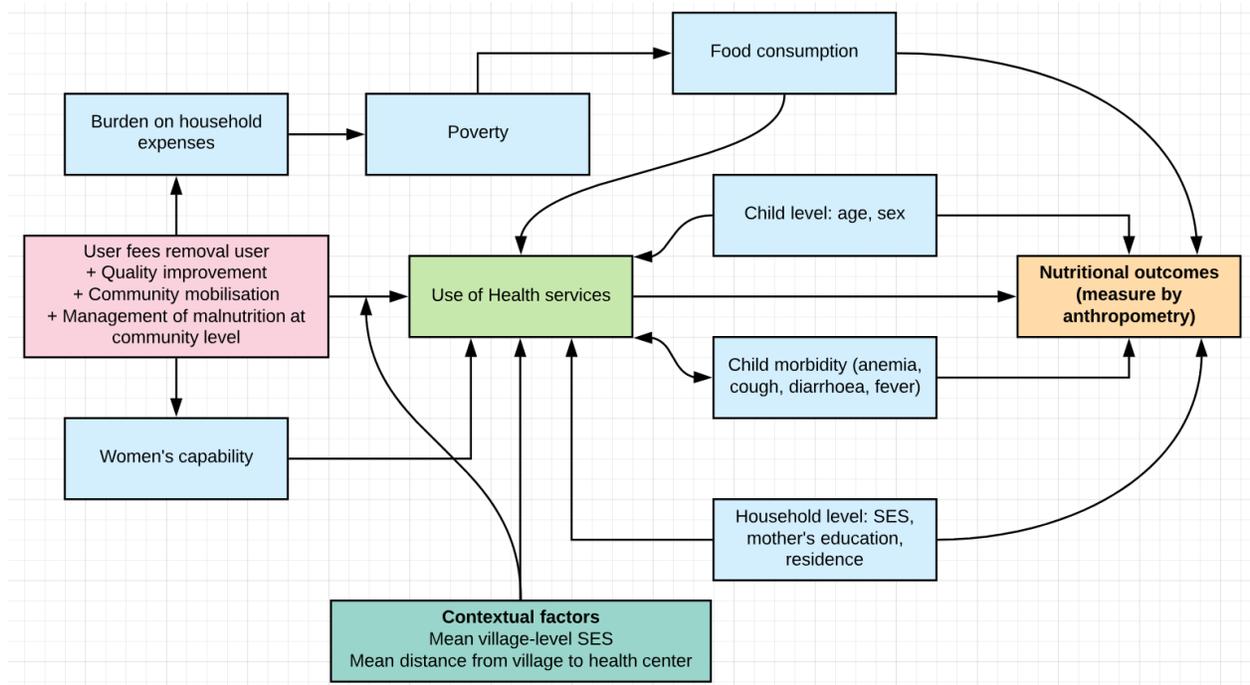
As childhood stunting is the most common form of malnutrition in the study setting and because the intervention was designed to help improve child nutritional status, we used the anthropometric z-score to capture stunting status in its continuous and categorical forms. We first calculated the anthropometric z-score on the basis of the WHO growth standards [257], we then considered stunting in its severe and non-severe forms. Stunting was expressed as a Z-score of height for age (HAZ) less than two standard deviations (SDs), while severe stunting was defined for the values of a Z-score of height for age (HAZ) less than three standard deviations [257]. Z-scores of greater than six SDs above or below the reference mean were removed from the sample [258] as they were regarded as implausible values (data entry or measurement errors). Missing data on the outcome were present in 9 observations (0.3%) and were excluded from analysis.

## **Exposure**

As a population intervention, the intervention with all its components were deployed in all primary health facilities within each community in the same manner and therefore, we defined exposure according to the geographical location of residence and it was considering the exposure by living or not in the intervention communities [98, 99].

## Individual and household level predictors

Based upon the intervention theory [25], the framework developed by WHO [183] and UNICEF [76], we developed the potential pathways of impact for the intervention (Figure 1) in order to select potential individual and household-level covariates relevant for the analysis.



**Figure 1. Potential pathways of impact for the intervention**

We used bivariate relationships to examine the association of stunting across levels of categorical variables and retained any variable whose univariable test had a p-value less than 0.20 along with all variables of known importance as identified by the literature [85, 87, 91, 259]. As a result, the following variables were included in the regression models: child age (from 6-11 months to 48-59 months), sex, mother's education (if attended school or not), recent report of one of the following illness episodes: fever, cough or diarrhoea in the previous 30 days (yes/no), or anemia (yes/no). We also included household socio-economic status (SES), type of residential area (rural or semi-urban), and community level SES. We used an asset index as a proxy of household SES. This was computed using principal component analysis combining ownership of specific assets (cows,

poultry, bicycle, motorbike, radio) and characteristics of the dwelling (type of source water, sanitation facilities, materials used for housing construction) [185]. Households were categorized as belonging to the lowest SES (first quintile), middle SES (second to fourth quintiles) and highest SES (fifth quintile).

## **Statistical analyses**

### **Propensity score weighting**

As the intervention was not randomly assigned, characteristics of communities, households, and children living in the intervention district were likely to be different from those in the comparison district. We relied on generalized boosting modeling (GBM) propensity scores methods [199] to achieve balance in the distributions of selected covariates between the intervention and control groups. GBM is a non-parametric technique that allowed us to estimate the propensity score for the binary treatment indicator using a flexible estimation method that can adjust for a large number of pre-treatment covariates and complex functional forms [199, 200].

In practice, for each child in the intervention district, the propensity score was defined as the predicted probability of living in intervention communities as a function of individual, household, and community level confounders [179, 240]. We fit the generalized boosting modeling (GBM) using the package *gbm*, which was developed for the R statistical environment [199, 200]. All covariates which potentially related to the exposure and outcomes variables were included in the boosting models. [200] We ran the GBM algorithm using the standardized mean difference stopping rule to identify the iteration that minimizes the average standardized mean differences [199]. The minimum acceptable difference suggested in the literature ranges from 0.1 to 0.25 standardized differences [200, 260, 261].

### **Investigation of the contextual effect of the intervention**

To assess the relationship between the intervention and nutritional status, we performed descriptive statistics and calculated the prevalence of individual stunting status using the Stata statistical software package version 15.0 (StataCorp., College Station, TX, USA).

Given the multilevel structure of the data with children nested within households and households nested within communities, we used a multilevel linear modeling for the continuous outcome (HAZ) and multilevel logistic regression analysis approach for our categorical outcomes (stunted and severe stunted). We used stabilization procedures [241] to correct for the influence from children with extreme weights by multiplying IPTW by a constant, equal to the expected value of receiving the treatment relative to what the child actually received [241]. We then incorporated the estimated propensity score as inverse probability of treatment weights (IPTW) into both the two-level random intercept linear regression model to assess the association between the intervention and height of age z-score and into the logistic regression model to assess its association with stunting [200].

We applied a novel three-step analytical strategy for the systematic investigation of the contextual effect of the intervention on binary measures of nutritional status [204], distinguishing between the influence of the community context as a whole and the influence of the intervention as a specific contextual characteristic [202].

### **Individual effects model**

To examine whether the intervention exerts a contextual effect on the likelihood of stunting over and above individual characteristics, we began by fitting a single level logistic regression (Model 1) including the individual-level predictors and predicted the probability of stunting as function of individual characteristics [204]. We then applied the predicted probabilities to calculate the area under the receiver operating characteristic (AUC) curve as a measure of the discriminatory accuracy for the model to assess the magnitude of the contextual effect [204]. We constructed the AUC by plotting the true positive fraction (i.e., sensitivity) against the false positive fraction (i.e., 1-specificity) for different binary classification thresholds of the predicted probabilities [204]. The AUC quantified the accuracy of using child-level information alone for identifying children with stunting without considering the community level effects. The AUC ranges from 1 and 0.5 where 1 is perfect discrimination and 0.5 is that the covariates have no predictive power. Thus, Model 1 will inform not only the association between individual characteristics and the outcome, but also to what extent individual characteristics can be used to distinguish children with and without stunting [204].

### **The contextual effects model**

In the second step (Model 2) of the analysis, we expanded Model 1 and performed a multilevel logistic regression analysis by incorporating community of residence as a random intercept. This model will allow us to dissociate the total individual variance into a between and within communities and quantify the general contextual effect of the community by computing the intra class correlation (ICC) [204]. The ICC provides information on the proportion of the total individual variance in the propensity of stunting that can be found at the community level. The higher the ICC, the more relevant the community of residence is in child stunting status. The ICC was calculated using the latent variable method:

$$ICC = \left[ \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \frac{\pi^2}{3}} \right] * 100$$
 , where  $\sigma^2$  is community level variance and  $\pi^2/3$  is the variance of the underlying individual level latent variable.

While the AUC of the Model 1 quantifies the accuracy of using individual-level information alone for identifying children with, or without stunting, the predicted probabilities from the Model 2 will be based on both the child-level covariates and the community-level covariates [204]. Consequently, we used the AUC obtained from these first two steps to appraise the general effect of communities by quantifying the increase in the AUC achieved when adding general neighbourhood information to the individual level. The greater the difference between the AUCs, the greater the general neighbourhood effect on the disparities of nutritional status [204].

### **The specific contextual effects model**

Finally, in the third step of the analysis (Model 3), we examined specific contextual effects of the intervention [204] by addressing the question of whether living in an intervention community was associated with a reduced probability of stunting or wasting and to what extent the disparities in nutritional status were explained by the intervention. This helps with understanding the mechanism behind the observed general contextual effects. For this purpose, we included the exposure variable (living or not in communities which implemented user fee removal intervention) and calculated the adjusted ICC and the community-level variance explained by the presence of the intervention, the proportional change in variance (PCV) defined as the proportion of the community level variance

in Model 2 explained by adding the specific community effect (i.e., user fee removal) in Model 3 [204].

$$PCV = [(\sigma_{model_2}^2 - \sigma_{model_3}^2) / \sigma_{model_2}^2] * 100$$

A large PCV would inform us as to what extent the general contextual effect was substantially mediated by the community exposure to the user fee removal intervention. We also estimated the Akaike Information Criterion (AIC) to assess the goodness of fit of the different models. We reported estimated regression coefficients and odds ratios by exponentiating the estimated regression coefficients as well as reporting model fit, AUC, difference of AUC, AIC and PCV. We also reported the estimates of the variance of the distribution of the random effects and statistical significance testing was conducted at the level of alpha = 0.05 [204].

## **Results**

### **Sample characteristics**

The study population consisted of 2,421 children (aged 6 to 59 months) from 92 communities (13 from semi-urban and 79 from rural areas), with an average of 30 children per community for a total of 1,116 children from intervention communities and 1,305 from control communities. The mean HAZ was -1.86 SDs in intervention district and -1.76 SDs in control district. The prevalence of stunting and severe stunting was not significantly different between the control and intervention communities. The prevalence of stunting was 42.1% and 47% and 19.3% and 20.2% of children were severely stunted in the control and intervention communities, respectively.

### **Propensity score weighting**

Table 1 presents results of the test of balance in observables characteristics between intervention and comparison communities. Before weighting, the standardized mean differences were greater than 0.15 for 7 variables. After weighting, the values of the standardized mean difference were attenuated and fall to almost null for all covariates with values lower than 0.03, showing that the propensity score weighting successfully balanced intervention and comparison on observed covariates.

**Table 1. Characteristics of children in the intervention and comparison group before and after balancing by propensity score**

	Before weighting				After weighting			
	Intervention	Comparison	std,eff,sz*	p-value	Intervention	Comparison	std,eff,sz	p-value
<b>Age</b>								
6-11 mo	13.08	11.34	0.05	0.000	12.38	12.07	0.01	0.995
12-23 mo	23.03	21.07	0.05		22.03	21.44	0.01	
24-35mo	18.46	22.22	-0.10		20.51	20.75	-0.01	
36-48 mo	27.06	20.54	0.15		23.5	23.69	0.00	
48-5 mo	18.37	24.83	-0.17		21.59	22.04	-0.01	
<b>Sex</b>								
Male	53.49	50.19	0.07	0.105	51.9	51.23	0.01	0.758
Female	46.51	49.81	-0.07		48.1	48.77	-0.01	
<b>Residence area</b>								
Rural	89.61	90.57	-0.03	0.426	90.02	90.03	0.00	0.991
Urban	10.39	9.43	0.03		9.98	9.97	0.00	
<b>Household distance to health center</b>								
0-5 km	46.06	42.76	0.07	0.002	43.74	44.22	-0.01	0.949
5-10 km	33.24	30.42	0.06		32.15	31.5	0.01	
10-15 km	20.70	26.82	-0.15		24.11	24.28	0.00	
<b>SES</b>								
Poor	26.61	19.54	0.16	0.000	22.56	22.28	0.01	0.939
Middle	54.03	63.6	-0.19		59.76	60.48	-0.01	
Wealthiest	19.35	16.86	0.06		17.69	17.24	0.01	
<b>Number of children</b>								
1 child	18.28	25.29	-0.18	0.000	22.37	22.59	-0.01	0.961
2 children	37.37	48.66	-0.23		43.03	43.39	-0.01	
≥ 3 children	44.35	26.05	0.37		34.6	34.02	0.01	
<b>Mother attended school</b>								
No	90.59	91.88	-0.04	0.264	91.82	91.63	0.01	0.873
Yes	9.41	8.12	0.04		8.18	8.37	-0.01	
<b>Slept under bednet last night</b>								
No	13.71	14.18	-0.01	0.741	14.12	14.21	0.00	0.955
Yes	86.29	85.82	0.01		85.88	85.79	0.00	
<b>Access to potable water</b>								
No	61.02	76.63	-0.32	0.000	69.1	70.31	-0.03	0.788
Yes	38.98	22.37	0.32		29.89	28.69	0.03	
<b>Mean distance to health center</b>								
0-5 km	53.14	48.74	0.09	0.010	50.44	50.4	0.00	0.991

5-10 km	31.00	30.73	0.01		30.96	31.18	0.00	
> 10 km	15.86	20.54	-0.13		18.6	18.42	0.00	
<b>Village level SES</b>								
Poor	8.06	9.43	-0.05	0.020	7.63	8.64	-0.04	0.545
Middle	80.38	82.22	-0.05		82.69	82.61	0.00	
Wealthiest	11.56	8.35	0.10		9.68	8.75	0.03	

\*std,eff,sz represents standardized effect size

## Relationship between intervention and height-of age

The results of linear mixed model (Table 2) indicate that the presence of the intervention was not significantly associated with the decrease of height of age z-score (coefficient estimate for HAZ = -0.03; 95% CI = -0.21–0.16). Similarly, there was no contextual effect of living in intervention group on severe stunting (coefficient for severe stunting = 0.99; 95% CI = 0.76–1.26).

**Table 2. Relationship between intervention and child anthropometric measurements for children**

	Intervention district	Comparison district	Coefficient (95% CI)
<b>HAZ</b>	<b>-1.86</b>	<b>-1.76</b>	<b>-0.03 ( -0.20–0.16)</b>
<b>Stunted</b>	<b>47.04</b>	<b>42.07</b>	<b>1.13 (0.83–1.54)</b>
<b>Severely stunted</b>	<b>20.16</b>	<b>19.23</b>	<b>0.99 (0.76–1.26)</b>

## Relationship between intervention and stunting

The single level model (Model 1) on the individual-level determinants of nutritional status demonstrated that younger children and those residing in semi-urban areas were less likely to be stunted in comparison to older children and to those living in rural areas (Table 2). This model also shows that children who were diagnosed with anemia were more likely to be stunted compared to those without anemia. Figure 2 displays the AUC for stunting and indicates that the AUC was low for stunting (0.64) and therefore child and household-level variables poorly predicted child nutritional status (Figure 2). We then incorporated community of residence as a random intercept. The association of stunting with individual level (and household) variables remained across the models (Tables 2 & 3).

Including information on community of residence increased the AUC by 0.081 for Model 2 (Table 3). In addition to increasing the AUC, the community of residence was relevant in explaining individual differences in nutritional status as determined by the ICC. Therefore, 9.4% of the variance of stunting was due to systematic differences between communities of residence (95% CI = 6.45–13.38), while the remaining 90.6% was due to individual differences (95% CI = 86.6–93.55) . This implies that the vast majority of the variance of stunting in children occurs at the individual level.

**Table 3. Multilevel logistic regression analysis of stunting status in the children under five**

	<b>Model 1</b>	<b>Model 2</b>	<b>Model 3</b>
	<b>OR (95% CI)</b>	<b>OR (95% CI)</b>	<b>OR (95% CI)</b>
<b>Age</b>			
6-11 mo	Reference		
12-24 mo	2.58 (1.83–3.65)	2.88 (1.99–4.17)	2.88 (1.99–4.17)
24-59 mo	3.50 (2.55–4.81)	3.86 (2.79–5.33)	3.85 (2.79–5.33)
<b>Sex</b>			
Male	Reference		
Female	0.85 (0.71–1.01)	0.84 (0.69–1.01)	0.84 (0.69–1.01)
<b>Mother went to school</b>			
No	Reference		
Yes		0.75 (0.54–1.04)	0.86 (0.56–1.32)
<b>SES</b>			
Poor	Reference		
Middle	1.31 (1.05–1.62)	1.34 (1.03–1.75)	1.34 (1.03–1.75)
Wealthiest	1.19 (0.89–1.60)	1.29 (0.91–1.84)	1.29 (0.91–1.84)
<b>Illness episode in last month</b>			
No	Reference		
Yes		1.32 (1.07–1.63)	1.31 (1.01–1.71)
<b>Anemia</b>			
No	Reference		
Yes	1.77 (1.47–2.13)	1.82 (1.45–2.28)	1.81 (1.44–2.27)
<b>Residential area</b>			
Rural	Reference		
Semi-urban	0.47 (0.34–0.66)	0.40 (0.25–0.65)	0.40 (0.25–0.65)
<b>Communities</b>			
Control	Reference		
Intervention			1.13 (0.83–1.54)

In the third model, we included the exposure variable to assess the specific contextual effects and to understand if the variation of nutritional status between communities was explained by the presence of the

intervention. We found in Model 3 (Tables 2 & 4), that living in an intervention community was not associated with decreased likelihood of child stunting (OR = 1.13; 95% CI = 0.83–1.54), while controlling for child and household level characteristics.

**Table 4. Single level (Model 1) and multilevel (Models 2 and 3) logistic regression analyses modeling risk of stunting**

	Single level Model	Multilevel Models	
	Model 1	Model 2	Model 3
$\sigma^2$		1.14 (1.20–1.47)	1.14 (1.20–1.47)
ICC(%)		9.36 (6.45–13.38)	9.23 (6.29–13.35)
PCV(%)	–	–	0.02
Area under ROC			
AU-ROC	0.63	0.72	0.720
Change in AU-ROC		0.08	≈ 0
Model fit			
AIC	3182.75	3117.62	3118.97

$\sigma^2$ , variance (); ICC, intra-class correlation; PCV, proportional change in variance; AIC, Akaike Information Criterion.

The results also showed that the AUC did not change for stunting with the PCV equal to 0.02 and ICC changing only slightly with the exposure variable. This indicates that presence of the intervention in the communities did not have an influence on the likelihood of stunting at the individual-level and explains only a very small proportion (2%) of a community’s level variance on stunting as reveal by the PCV.

## Discussion

We examined the contextual effects of a user fee removal intervention in conjunction with healthcare quality improvement and community-based management of malnutrition, on child nutritional status. In our study, when comparing children living in the intervention district to children living in a non-intervention district, four years after the start of the intervention we found no statistically significant differences in terms of stunting, in severe stunting, nor in height of age z-score. We also determined that variance in stunting largely occurred at the individual level (90.6%) and that only 2% of the community-level variance of stunting was associated with the intervention in communities.

A previous study determined that the intervention was associated with increased use of services over the four years following the onset of the intervention [166]. Despite this trend, this study

estimated that the intervention was not associated with a reduction in the prevalence of chronic malnutrition among the children when compared children living in non-intervention communities and also when compared to early intervention levels [159]. This finding is in accordance with the results of a randomized controlled trial in Ghana [126], which found that introducing free primary health care increased the use of health care, but did not lead to measurable differences in any health outcome including children's nutritional status after one year of follow-up. Although the intervention included quality of care improvement that was maintained [225, 262] and malnutrition management at the community level, the improvement may not have been sufficient to translate into a sustained improvement in children's nutritional status in just four years. Another explanation could be that in the context of Burkina Faso, the healthcare system and in particular, the user fee removal and improved quality of health care would explain a small part of the morbidity variance as measured in our study alongside other important

Another plausible explanation of the null findings of our study may be that despite the intervention having led to an important increase in the use of care, a reduction in catastrophic household spending, and improved empowerment of women [11, 27, 43, 119], the influence of intervention on these intermediate factors was not enough for the moment to improve child nutritional status. In particular, the reduction in catastrophic expenditures induced by intervention may not have had enough time to curb poverty, which is one of the most influential determinants of child health [63, 76]. Moreover, the observed lack of association between intervention and stunting could have been due to the intervention being implemented in one of the poorest regions of the country [5]. The severity of poverty in the area would likely require far beyond four years for such an intervention to affect nutritional status. Future studies should consider longer follow-up periods, in order to better understanding the effect of the intervention over time.

Studies on determinants associated with child nutrition have traditionally focused on individual-level factors [263, 264], however, our research demonstrates the importance of considering the influence of the community environment and the influence of the intervention as specific community-level factor on the distribution of nutritional status among children under five. Our results are consistent with studies in Nigeria [85] and Bangladesh [91] that differentiated between contextual and individual effects on the likelihood of stunting and wasting. These studies found

that 8.5% of the variance of height-for-age in Bangladesh and 8.7% of stunting in Nigeria, respectively, were influenced by residential context [85, 91]. We also estimated that 2% of the variance of stunting in the communities was associated with the intervention in those communities. This means that user fee removal interventions in conjunction with community-based management of malnutrition and quality of care improvement, usually an important factor in reducing morbidity, [6] was associated with a small part of the variance of stunting in our study context. However, although low, from a public health perspective, it is important to understand that the intervention was associated with a change in the variance of nutritional status in certain communities. Future studies should focus on highlighting these communities using multilevel measure of heterogeneity [95] with a large number of units of analysis in the community-level. Indeed, in seeking useful information for planning public health interventions, knowing the relative contribution of community and individual-level factors in the distribution of health outcomes provides important information to policymakers to adjust the implementation of the intervention across different contexts.

Our study expands on previous research and contributes to the ongoing debate on the relationship between user fee removal policies, and child health outcomes by focusing on general and specific contextual effects of child nutritional status. To strengthen the internal validity of our study, given the absence of baseline data, we have simultaneously relied on the results of a previous study that showed a similar trend in health services utilization in the intervention and control district before the beginning of the intervention [166]. Moreover, the national nutrition survey had established a similar rate of stunting in both the intervention and control districts when the intervention was implemented [159].

Despite the use of advanced epidemiological analysis methods and anthropometric measurement tools recommended by UNICEF and WHO [74], our study has several limitations that must be considered when interpreting the results.

First, measurement error might be present in our study, specifically given the nature of the intervention as the exposure variable was based on an ecological measure which may have led to misclassification of exposure of individuals as we defined the area of residence. However, social epidemiologists often consider the site to be a source of exposure at the global level and several

studies in the public health field have considered residence in intervention communities to assess the impact of public health interventions [177-180].

Second, we were unable to adjust for the prevalence of illnesses and height of the mother, as these variables were not collected, which has likely resulted in residual confounding and would have diluted the intervention effects [265].

Third, we were not able to collect baseline data from the two districts given the rapidity of the intervention implementation. Our cross-sectional study design does not allow for the evaluation of secular trends and pre-existing differences in child nutritional status. A difference-in-difference or regression discontinuity analysis using the data over a longer period is the next natural step, using regularly collected data such as the demographic and health survey data.

Finally, we did not show whether the intervention was associated with the increase in the use of the healthy service at community level, nor did we analyze the trend of nutritional status before the intervention onset. This perspective of simultaneous evaluation of the effect of the intervention on health service utilization and nutritional status would require the use of complex analytical methods, such as mediation analyzes [266] or structural equations modeling [267] with longitudinal data. Unfortunately the data we collected does not lend itself to such analyses.

## **Conclusion**

Four years after the launch of the user fee removal intervention combined with the quality of care improvement and the management of the malnutrition at community level, our study found that it was not associated with improvement in the nutritional status of children under five in Sahel region in Burkina Faso. The scaling-up of the national free health policy in June 2016, offers an exceptional opportunity to evaluate the effects of the user fee removal intervention more than 10 years after its initial introduction. This would provide decisions-markers with further information to inform nutrition-specific interventions.

## **Acknowledgements**

The authors thank the managers and the staff of the intervention studied (HELP), the health district authorities in Dori, Gorom-Gorom, Djibo and Sebba, the community leaders and beneficiaries in the areas studied, as well as the health workers for their collaboration in this study. A special thanks to Isabelle Agier and Moussa Bougma and the interviewers for assistance with the household survey data collection and entry. Finally, the authors would like to thank to Yves martin-prevel and Helene Deslile for the revision of the manuscript.

### **Funding**

This research was funded by the Humanitarian Aid Service (ECHO) of the European Commission and the Fonds de Recherche en Santé du Québec (FRSQ). DZ was supported by the Quebec Health Research Fund (FRQS) and IDRC (International Development Research Center) for data collection. The funding bodies and the NGO had no role in study design, data collection and analysis.

### **Availability of data and materials**

The datasets used during the current study are available from the corresponding author on reasonable request.

### **Authors' contributions**

VR and DZ prepared and supervised the field surveys. DZ supervised data management processes and conducted the primary analyses, led the analyses and drafted the manuscript in consultation with other authors. DZ, MA, KZ, and VR interpreted the results and critically reviewed, improved and approved the final version of the manuscript.

### **Ethics approval and consent to participate**

The study was approved by the Ministry of Health of Burkina Faso and ethics committees in Burkina Faso and The Centre de recherche du Centre Hospitalier de l'Université de Montréal (CRCHUM). The head of each household signed an informed consent document before providing household information. Written informed consent was obtained from all from the mothers of each child to take anthropometric measures. If malaria or severe acute undernutrition were detected, the

interviewer provided a referral form to the nearest health facility and recommended that the family bring the child as soon as possible to the health center.

**Consent for publication**

Not applicable.

**Competing interests**

The authors declare that they have no competing interests.

## **Chapitre 8. Discussion**

L'objectif de cette thèse est de contribuer à combler les lacunes dans les connaissances sur les effets de la politique de gratuité associée à l'amélioration de la qualité des soins et à la prise en charge de la malnutrition dans la communauté sur :

- 1) le maintien à long terme de l'utilisation des services de santé (article 1),
- 2) la réduction de la morbidité infantile (article 2),
- 3) l'amélioration du statut nutritionnel des enfants de moins de cinq ans (article 3).

Ce faisant, cette thèse contribue à l'élaboration des données probantes nécessaires pour éclairer les interventions de santé publique visant à améliorer l'utilisation des services de santé et la santé infantile. En plus d'une discussion sur les résultats de la thèse et sa contribution, ce chapitre présente les limites et les forces générales, les implications potentielles pour la santé publique, l'épidémiologie, ainsi que les orientations pour des recherches futures.

### **8.1 Sommaire des résultats**

Dans le premier article de la thèse, nous avons évalué le maintien des effets à long terme de l'intervention de gratuité des services de santé associée à l'amélioration de la qualité des soins et la prise en charge de la malnutrition dans la communauté sur l'utilisation des services de santé par les enfants de moins de cinq ans. Les résultats suggèrent que si l'effet de l'intervention a été substantiel dès le premier mois suivant sa mise en œuvre, le rythme de croissance de l'utilisation des services de santé a persisté et s'est maintenu au cours d'une première phase, puis a ralenti pour atteindre un plateau trois ans et sept mois après le début de l'intervention. Nous avons également constaté une augmentation plus importante de l'utilisation des services dans les centres de santé à forte densité de main-d'œuvre et pendant la saison pluvieuse. C'est l'une des premières études qui a rigoureusement modélisé les effets d'une intervention de gratuité sur une aussi longue période (six ans post-intervention). L'effet immédiat de l'intervention suggère que les frais des usagers représentaient réellement l'une des plus grandes barrières qui freinaient l'utilisation des services de santé dans ce contexte. Le maintien dans le temps des effets de l'intervention s'expliquerait par l'effet conjoint de la levée de la barrière financière par la suppression des paiements et de

l'amélioration et du maintien de la qualité des soins au fil du temps. En outre, le fait que le niveau d'utilisation des services s'est stabilisé autour de quatre ans après le début de l'intervention montre également que l'intervention a permis de répondre aux besoins de recours aux services de santé infantile qui n'étaient pas jusque-là comblés du fait de la barrière financière et à la faible qualité des soins.

Dans le deuxième article, puisque le but ultime de l'intervention est de réduire le fardeau de la morbidité infantile en améliorant le recours aux soins, nous avons recherché à analyser l'effet contextuel de résider dans une communauté qui a bénéficié de l'intervention sur la probabilité de recours aux soins et la probabilité de survenu de maladie, en général. En utilisant un plan d'étude post-test avec groupe de comparaison, les résultats ont montré que pour les enfants de moins de cinq ans, le fait de résider dans les villages ayant bénéficié de l'intervention était associé à une probabilité accrue d'utilisation des soins de santé, en particulier lorsque l'épisode de maladie est grave. Ces associations étaient significatives, quels que soient la distance par rapport aux centres de santé et le statut socio-économique du ménage. En outre, l'analyse de l'interaction entre l'intervention et la distance montre que l'intervention semble avoir contribué à atténuer l'influence de la distance sur le recours aux soins dans la mesure où l'influence de la distance était moins marquée dans les villages du district d'intervention comparativement à ceux du district de contrôle. Alors que le Burkina Faso a lancé une politique nationale de gratuité pour les enfants en 2016, nos résultats soulignent la nécessité de poursuivre les efforts pour améliorer les résultats en matière de santé infantile, dans le contexte des politiques de gratuité, tout en considérant les déterminants sociaux de la santé pour plus d'impacts.

Enfin, le manuscrit 3 a élargi la portée de nos investigations sur les effets de l'intervention en examinant l'influence spécifique de l'intervention sur les indicateurs anthropométriques. L'intervention a été mise en œuvre dans le but de contribuer à réduire le fardeau de la malnutrition dans la région du Sahel. Le cadre conceptuel que nous avons développé montre que l'intervention, en tant que facteur contextuel habilitant, est susceptible d'agir sur le niveau de pauvreté en libérant des ressources pour la consommation alimentaire des ménages contribuant ainsi à réduire la malnutrition. Elle permet également de renforcer le pouvoir d'agir et le pouvoir décisionnel des femmes relativement à leur promptitude à conduire les enfants dans les centres de santé en cas de

maladie. Nos résultats ont montré que si le contexte de résidence était pertinent et explique 9,36 % de la variance du retard de croissance, la présence de l'intervention dans le contexte de résidence explique seulement 2 % de cette variance. Cependant, nous n'avons pas pu démontrer que la présence de l'intervention dans les communautés était associée à une amélioration significative de l'état nutritionnel des enfants de moins de cinq ans. Ces résultats soulignent la nécessité d'intégrer, de manière synergique, des interventions sensibles à la nutrition qui ciblent les déterminants proximaux de la malnutrition pour avoir plus d'impact sur le statut nutritionnel des enfants de moins de cinq ans.

## **8.2 Contribution de la thèse**

À la lumière des résultats résumés ci-dessus, nous discutons maintenant de trois importantes contributions qui découlent de cette thèse. 1) contribution pour la politique actuelle de gratuité des soins mise en œuvre depuis mars 2016 au Burkina Faso. 2) contribution conceptuelle 3) contribution méthodologique pour l'évaluation des politiques de gratuité.

### **8.2.1 Contribution pour la politique actuelle de gratuité des soins au Burkina Faso**

Faisant écho aux recommandations visant à supprimer les paiements directs dans les établissements de santé entérinés par les principaux acteurs mondiaux de la santé [38] et approuvées par l'Union africaine depuis 2013 [268] et à la suite de l'expérience pilote d'exemption des paiements dans plusieurs districts depuis 2008, le Burkina Faso a mis en œuvre, en avril 2016, une politique nationale de gratuité des soins pour les enfants de moins de cinq ans et les femmes enceintes. Toutefois, dans le contexte de l'Afrique et, en particulier, au Burkina Faso, il y a peu d'informations sur la capacité à maintenir les gains attribuables à la gratuité des soins dans des conditions de mise en œuvre de routine à l'échelle nationale [268]. En conséquence, il est urgent de disposer de données probantes solides pour soutenir les politiques d'exemption pilote à travers la formulation de politiques publiques [19]. Cette thèse s'est résolument inscrite dans cette perspective.

Nos résultats apportent une contribution importante à la littérature empirique pour éclairer les décisions politiques importantes et dégager des pistes de réflexion pour les recherches futures.

En effet, l'intervention que nous avons évaluée est assez particulière dans la mesure où, en plus de supprimer les frais d'accès aux soins, elle combinait des activités de mobilisation sociale, de supervision-formation, de suivi-contrôle de la qualité des soins et de la prise en charge de la malnutrition dans la communauté. Les résultats positifs obtenus à long terme sur l'utilisation des services de santé peuvent être associés, entre autres, à l'efficacité des campagnes médiatiques et de la mobilisation sociale initiées dans les communautés, grâce au leadership de l'équipe de l'ONG, l'efficacité de son plaidoyer, l'efficacité de sa stratégie de suivi-contrôle de l'effectivité de cette politique, le contrôle étroit et très rapproché de la qualité des soins en collaboration avec les services de l'État, le soutien financier des bailleurs de fonds et le maintien des engagements financiers de l'État. Les décideurs politiques pourront donc tirer parti de cette expérience réussie en agissant sur les principaux catalyseurs de la réussite de l'intervention pour renforcer le processus de mise en œuvre de la politique nationale de gratuité. En sous-contractant les ONG ayant expérimenté les interventions de gratuité, pour le contrôle de l'efficacité de la gratuité nationale, cette volonté des décideurs politiques va sans doute contribuer à améliorer sa mise en œuvre.

Nos résultats sur l'analyse la relation entre l'intervention la morbidité infantile et le statut nutritionnel contribuent également à souligner les limites de concentrer exclusivement les efforts sur la levée de la barrière financière et l'amélioration de la qualité des soins, pour améliorer les résultats de santé infantile. Il est nécessaire d'agir, de manière synergique, sur les autres déterminants sociaux de la santé pour plus d'impact sur la santé.

Un fait aussi important révélé par nos résultats est que l'augmentation de l'utilisation des services de santé s'est stabilisée vers la fin de la troisième année après début de l'intervention, témoignant ainsi que l'intervention est efficace pour combler les besoins non satisfaits préexistants du fait de la barrière financière. Cela aurait d'importantes implications en matière de planification de la santé. En effet, en l'absence de la gratuité des services, une partie des besoins de recours aux soins infantiles des enfants exprimés par le nombre d'épisodes de paludisme, de pneumonie de diarrhée par an pour un enfant de moins de cinq ans [221, 269] n'étaient pas comblés à cause de la barrière

financière. Cette évidence sur le maintien des effets à long terme de l'intervention servira à aider les décideurs à planifier les politiques et les ressources à prévoir, puisqu'on devrait s'attendre à au moins trois nouvelles consultations par enfants et par an pour répondre aux besoins de santé liés à la survenue des épisodes de maladies les plus fréquentes chez les enfants de moins de cinq ans [221, 269].

Enfin, dans la perspective de l'approche populationnelle suggérée par Geoffrey Rose [270], l'intervention de gratuité associant l'amélioration de la qualité des soins à la prise en charge de la malnutrition dans la communauté visait à lever la barrière financière dans le but d'améliorer le niveau moyen d'utilisation des services de santé. Toutefois, étant donnée l'hétérogénéité des effets de l'intervention et de son potentiel à expliquer une part de la variation du statut nutritionnel, une telle intervention associée à la prise en compte de certaines caractéristiques spécifiques à chaque contexte devrait permettre d'obtenir de meilleurs résultats en matière d'utilisation des services et d'amélioration de l'état de santé des enfants de moins de cinq ans.

## **8.2.2 Enseignements tirés du cadre conceptuel pour évaluer les politiques de gratuité**

Le développement dans cette thèse d'un modèle conceptuel sur la relation entre l'intervention de gratuité des services, l'utilisation des services de santé et la morbidité infantile a été un défi d'autant plus que nous avons utilisé des données secondaires. À notre connaissance, aucune étude analysant les effets des politiques de gratuité ne s'est explicitement appuyée sur un cadre conceptuel bien défini. C'est fort de ce constat que nous avons développé un cadre conceptuel pour guider la recherche sur l'efficacité de l'intervention. Ce cadre pourrait être adapté et utilisé pour les recherches futures sur les effets des politiques de gratuité et de l'assurance maladie sur les résultats de santé infantile. Ce cadre est basé sur une approche globale des déterminants de l'utilisation des services et de leur maintien dans le temps ainsi que les déterminants de la morbidité infantile et du statut nutritionnel des enfants de moins de cinq ans en particulier [39, 63, 76]. Il s'appuie également sur la théorie de moyenne portée sur la gratuité des soins, dans les pays d'Afrique Subsaharienne [160].

En plus d'apporter une contribution à l'évaluation des politiques de gratuité, cette thèse a permis d'acquérir des connaissances sur quatre aspects du cadre conceptuel que nous avons proposé.

Premièrement, les résultats de cette thèse soulignent le bien-fondé des interventions qui ciblent à la fois les barrières financières et la qualité des soins pour expliquer les effets immédiats et soutenus de l'utilisation des services de santé ainsi que l'hétérogénéité des effets. Les résultats soutiennent l'idée que l'intervention a vraisemblablement produit des changements d'une ampleur plus grande que ceux possibles avec une intervention qui supprime simplement les frais d'utilisation.

Deuxièmement, au-delà de la barrière financière, la barrière géographique peut aussi être un important facteur qui va modifier l'utilisation des services de santé. Nous avons montré que la probabilité de recours au service de santé était significative, quelle que soit la distance par rapport aux centres de santé et le statut socio-économique du ménage. En particulier, les inégalités de recours aux soins selon la distance étaient moins marquées dans les villages du district d'intervention comparativement à ceux du district de contrôle. L'intervention a permis de modérer l'influence de la distance sur le recours aux soins.

Troisièmement, tel que présenté dans le cadre conceptuel, l'intervention pourrait agir comme une variable instrumentale, dans la mesure où elle est fortement associée à la hausse de l'utilisation des services de santé, mais n'est pas directement associée au statut nutritionnel. L'inclusion de variables fortement liées à l'exposition, mais sans rapport avec le résultat (variables instrumentales), peut augmenter la variance et le biais d'un effet d'exposition estimé lorsqu'il est ajouté à un modèle statistique. L'ajustement pour les variables qui sont affectées par le traitement peut introduire un biais dans une estimation de l'effet total du traitement [271, 272]. En recourant au cadre conceptuel, cela nous a permis d'éviter ce type de biais.

Quatrièmement, le cadre conceptuel que nous avons proposé montre clairement que l'intervention est un déterminant important du recours aux soins et qu'il pourrait affecter la morbidité infantile et le statut nutritionnel via plusieurs variables intermédiaires et modificatrices d'effets. Ainsi, nos résultats pourront contribuer à éclairer la recherche sur l'analyse des effets des politiques de services gratuits, et en particulier, des politiques de santé potentiellement sensibles à la nutrition. Plutôt qu'un facteur pouvant influencer directement l'état nutritionnel des enfants, l'intervention

de gratuité pourrait être un facteur modifiant les effets des politiques de santé spécifiques à la nutrition dans ce sens que la présence d'une intervention de gratuité dans un contexte donné pourrait renforcer l'effet des interventions spécifiques, en raison de la disponibilité des services de santé.

Par ailleurs, le cadre conceptuel suggère la nécessité d'examiner les effets modérateurs du pouvoir d'agir des femmes, des dépenses de santé appauvrissantes, des caractéristiques de l'offre de soins sur la relation entre les politiques de gratuité et les résultats de santé infantile. Cela pourrait être exploré en utilisant des études longitudinales basées sur la modélisation d'équations structurales et la méthode de la variable instrumentale [247] pour analyser les mécanismes sous-jacents qui pourraient expliquer la séquence des effets.

Notre étude souligne aussi le besoin de mieux comprendre dans quelle mesure la gratuité des soins pourrait interagir avec d'autres interventions pour améliorer simultanément l'état nutritionnel et réduire les inégalités nutritionnelles chez les enfants de moins de cinq ans.

### **8.2.3 Contribution de l'épidémiologie à l'évaluation des politiques de gratuité**

Au début de la planification d'une étude épidémiologique, les épidémiologistes définissent le devis de l'étude et la méthode d'analyse des données en décrivant les variables à l'étude tout en examinant la relation entre les expositions, les covariables et les variables de résultat [65, 273]. Cela implique le développement d'un cadre conceptuel [65] et parfois le développement d'un graphe dirigé acyclique (DAG) [274]. Ainsi, dans cette thèse, nous nous sommes inspirés de la démarche des épidémiologistes pour définir nos objectifs de recherche et élaborer un cadre conceptuel pour mettre en évidence les relations entre l'intervention de gratuité, les covariables au niveau individuel et collectif et les résultats en matière d'utilisation des services de santé, de morbidité infantile et de statut nutritionnel. Cela nous a également permis de choisir les devis et les méthodes d'analyse pour relever les défis méthodologiques et analytiques auxquels nous avons été confrontés.

### ***8.2.3.1. Développement d'un cadre conceptuel***

Le cadre conceptuel que nous avons développé dans cette thèse apporte une contribution importante et opportune à la recherche sur les effets des interventions de gratuité des soins. Ce cadre nous a permis définir les hypothèses et les relations entre variables et les mécanismes par lesquels l'intervention devrait influencer l'utilisation des services de santé et l'état de santé. Cela nous a également permis les méthodes d'analyse appropriés.

### ***8.2.3.2. Choix des devis***

Pour répondre adéquatement à nos objectifs de recherche en fonction des données disponibles et selon la nature de l'exposition à l'intervention, nous avons choisi des devis quasi expérimentaux de type séries chronologiques interrompues et de type post-intervention. Pour contrôler la confusion et renforcer la validité de nos résultats, nous avons ajouté un groupe de comparaison dans nos devis quasi expérimentaux et utilisé l'approche analytique de pondération par l'inverse de la probabilité. Le recours à l'approche multiniveau nous a permis de tenir compte de la nature de l'exposition à l'intervention, de la nature des données à l'étude ainsi que de notre désir d'examiner la proportion de la variance du statut nutritionnel des enfants expliquée par la présence de l'intervention dans les communautés.

### ***8.2.3.3. Défis méthodologiques et solutions apportées***

Tout au long de cette thèse, nous avons été confrontés à plusieurs défis méthodologiques lorsque nous avons tenté de modéliser la relation complexe à long terme entre l'intervention, l'utilisation des services de santé et la morbidité. Nous nous sommes appuyés sur la démarche analytique et les méthodes issues du domaine de l'épidémiologie pour répondre à nos objectifs de recherche de manière pragmatique. Dans les prochaines lignes, nous présenterons ces enjeux méthodologiques et comment nous nous sommes appuyés sur la démarche épidémiologique pour les relever. Nous discuterons des enseignements tirés de cette contribution méthodologique majeure pour l'analyse des effets des politiques de gratuité.

### ***Modélisation des effets à long terme d'une intervention de santé publique***

Dans le premier manuscrit, l'analyse visuelle de la tendance dans l'utilisation des services de santé a permis de révéler des variations saisonnières dont l'amplitude s'est accentuée sur la période post-intervention. L'analyse plus approfondie de la tendance nous a révélé que la tendance était positive dans un premier temps et a commencé à ralentir vers le milieu de la période post-intervention puis à se stabiliser. Ceci révèle l'existence d'un effet plateau qui montre que la tendance n'était pas linéaire sur la période d'observation. En pareille circonstance, le choix de la forme fonctionnelle est d'une importance capitale dans la mesure où l'objectif de la thèse était précisément d'examiner la durabilité des effets de l'intervention. Pour faire face à ce défi méthodologique, nous avons testé plusieurs formes fonctionnelles, telles que les formes linéaires, linéaires, logarithmiques et quadratiques pour la tendance post-intervention. Nous avons utilisé les critères d'information Akaike (AIC) pour déterminer le modèle le mieux adapté à celui non imbriqué [212]. Finalement, le modèle quadratique était le meilleur. Il était en effet plus souple, nous permettant ainsi d'expliquer la possibilité d'une décélération suivie d'un plateau et éventuellement d'une diminution du rythme de croissance de l'utilisation des services de santé. Le calcul du rapport entre la pente et la courbure [214] nous a permis de déterminer, avec précision, le point d'inflexion de la tendance (point stationnaire), se situant à 43 mois après le début de l'intervention, soit trois ans et sept mois. En conséquence, cette thèse contribue, par cette démarche en plusieurs étapes, à combler les lacunes méthodologiques des précédentes études sur les effets des politiques de gratuité [7, 8]. Les futures recherches, dans le contexte du Burkina Faso et dans les autres contextes de pays à faible revenu, pourront s'appuyer sur cette démarche méthodologique pour examiner le temps nécessaire aux politiques de gratuité pour combler les besoins de recours aux soins non satisfaits du fait de la barrière financière.

### ***Pondération par les scores de propension***

Du fait que l'intervention n'était pas randomisée, les caractéristiques des villages, des ménages et des enfants vivant dans le district d'intervention étaient probablement différentes de celles du district de comparaison. Pour équilibrer les covariables entre les groupes, nous nous sommes appuyés sur la méthode des scores de propension, une des méthodes utilisées par les

épidémiologistes pour contrôler la confusion. Nous avons estimé les scores de propension à l'aide d'une régression boostée généralisée, une méthode d'estimation non paramétrique.

Même si nous reconnaissons les limites inhérentes à la méthode des scores de propension, cette stratégie d'analyse épidémiologique nous a permis de pallier le manque de données de base dans les deux districts et ainsi de réduire la confusion.

***Analyser la proportion de la variance du statut nutritionnel expliquée par la présence de l'intervention dans les communautés : Approche de « l'aire sous la courbe ROC ».***

Selon Merlo et collaborateurs, on ne peut pas recommander une intervention de santé publique sur la base de mesures d'association si la variance des résultats de santé que l'on vise dans les communautés est inconnue ou très faible [202]. Nous avons remarqué qu'aucune étude ne s'est intéressée à l'influence contextuelle de la gratuité des soins sur la variance de l'utilisation des services et la morbidité. Nous nous sommes appuyés sur l'approche analytique à plusieurs étapes développées par Merlo [204] pour l'évaluation des interventions en santé. En appliquant cette stratégie d'analyse empruntée au domaine de l'épidémiologie sociale [275], nous avons pu quantifier l'effet contextuel de vivre dans une communauté ayant expérimenté l'intervention en mesurant le changement de l'aire sous la courbe ROC après avoir ajouté un effet aléatoire prenant en compte la communauté de résidence. Nous avons ensuite comparé ce changement de l'aire sous la courbe ROC au changement de l'aire sous la courbe ROC du modèle simplifié, ne contenant que des variables au niveau individuel. Cette stratégie d'analyse nous a permis de démontrer que la présence de l'intervention explique une partie de la variance de l'utilisation des services de santé et du statut nutritionnel. Ceci montre que l'effet de l'intervention sur le recours aux soins et le statut nutritionnel était plus important dans certaines communautés que dans d'autres. Les résultats impliquent donc que l'efficacité de l'intervention pourrait s'améliorer si elle était spécifiquement façonnée, dans chaque communauté, pour atteindre des groupes de personnes les plus vulnérables et les plus éloignés des centres de santé. Dans le sens de l'universalisme proportionné [276] et de l'approche de l'OMS [277], pour réduire les inégalités et soutenir la réalisation progressive de la couverture sanitaire universelle. Cela implique les efforts pour réduire les inégalités dans l'accès aux services de santé, la protection financière et l'état de santé, notamment par des réformes de

couverture sanitaire universelle, une action intersectorielle accrue, et une participation sociale plus forte [277].

### **8.3. Implications pour la recherche et la pratique en santé publique**

Les implications potentielles pour la santé publique, qui découlent de cette thèse et des orientations pour les futures recherches, sont décrites dans cette section. Trois implications sont discutées en détail, à savoir le besoin d'étude d'impact à long terme, l'hétérogénéité des effets à long terme et les facteurs associés, l'évaluation d'inspiration réaliste des politiques de gratuité.

#### **8.3.1 Besoin d'études d'impact à long terme**

Nous avons démontré que l'exemption des paiements couplée à l'amélioration de la qualité des soins et la mobilisation communautaire est pertinente et nécessaire pour accroître l'utilisation des services de santé et la maintenir à long terme. Mais elle ne semble pas suffisante après quatre ans pour réduire la probabilité de survenue d'une maladie et la différence socioéconomique dans l'utilisation des services de santé. Étant donné que le Burkina Faso a lancé une politique nationale d'exemption des paiements pour les enfants de moins de cinq ans, en 2016, nos résultats apportent une contribution importante pour éclairer les décisions importantes et dégager des pistes de réflexion pour les recherches futures.

Jusqu'à présent, au Burkina Faso, l'amélioration potentielle des résultats de santé chez les enfants de moins de cinq ans a été démontrée par une étude de simulation montrant que la gratuité des soins pourrait réduire la mortalité des moins de cinq ans de 17 % durant la première année du programme [278]. Très peu d'études se sont intéressées aux effets sur les inégalités de santé [26, 29]. Nous avons montré que si l'intervention n'a pas exacerbé les inégalités de recours aux soins selon le statut socioéconomique, elle contribuerait à réduire l'impact de la distance sur le recours aux soins. Les prochaines études devraient examiner les effets à long terme de l'exemption des paiements sur les inégalités sociales et spatiales d'accès aux soins et de morbidité. Elles pourront examiner dans quelle mesure l'intervention a permis de satisfaire aux besoins en manière d'utilisation des services de santé et si la satisfaction des besoins de recours est associée à l'amélioration générale de la santé chez les enfants de moins de cinq ans.

### **8.3.2 Hétérogénéité des effets et facteurs associés**

Si nos résultats ont montré un effet immédiat, soutenu et durable de l'intervention sur l'utilisation des services, ces effets moyens pourraient masquer une hétérogénéité dans le sens où les réponses à l'intervention et les tendances seraient différentes d'un contexte à l'autre. Ceci a été confirmé par les résultats de l'article 1 et 3, qui ont notamment montré qu'une proportion de la variance du statut nutritionnel serait due à la présence de l'intervention dans les communautés. Ces variations seraient expliquées par des facteurs individuels et contextuels et leurs interactions [96]. Cependant, ces facteurs n'ont pas été suffisamment abordés dans les études, sur les effets des interventions d'exemption des paiements [279]. Or, une meilleure connaissance sur les facteurs individuels et contextuels est indispensable pour mieux interpréter les effets des politiques et accroître la généralisation des résultats [96]. Afin de continuer à soutenir l'exemption des paiements, les futures études doivent donc se pencher sur les facteurs explicatifs de ces hétérogénéités afin d'aider les décideurs à identifier les facteurs individuels et contextuels sur lesquels agir en synergie avec l'intervention de gratuité pour réduire les inégalités de santé.

Par ailleurs, nous avons évalué les effets de l'intervention prise dans son ensemble avec ces composantes. Il serait également intéressant de déterminer l'impact des composantes individuelles qui constituent ce type d'intervention populationnelle qui combine plusieurs composantes agissant à la fois du côté des prestataires de soins et au niveau individuel. Cet exercice permettrait également d'examiner la part contributive de chaque composante dans la production des effets et la variabilité de leur influence entre les communautés. Il devrait également permettre de mieux comprendre quand, où et pour qui certains attributs du contexte interagissent avec l'intervention pour mieux influencer les résultats de santé.

## **8.4 Forces et limites de la thèse**

Bien que nous ayons présenté les limites spécifiques de chaque manuscrit, les limites globales de cette thèse sont discutées en détail ci-dessous. Celles-ci se rapportent aux erreurs systématiques (biais) qui pourraient menacer la validité interne des résultats de l'étude. Nous discuterons en particulier du biais d'information, du biais de sélection et la confusion.

### 8.4.1. Forces

L'originalité de cette thèse vient du fait qu'elle utilise à la fois des données administratives et des données d'enquêtes de ménages et s'appuie sur un devis quasi expérimental et des méthodes d'analyses épidémiologiques robustes pour évaluer une intervention, en situation réelle.

La principale force de cette thèse vient de l'approche d'analyse épidémiologique avancée que nous avons déployée pour modéliser la tendance de l'utilisation des services de santé sur une longue période de manière à démontrer l'existence d'un effet plateau dans l'utilisation des services de santé ; ce qui n'a pas encore pu être démontré au cours des précédentes études sur les effets des politiques de gratuité qui ont recours aux modèles linéaires [7, 8].

Dans le premier manuscrit, nous avons déployé des stratégies d'analyse épidémiologique pour renforcer la validité interne et externe du devis afin de combler ainsi les lacunes dans la littérature, notamment sur les effets à long terme des politiques de gratuité. Notre approche constructive a d'ores et déjà été reconnue dans un article de la revue *Annual Review of Public Health* [280] .

Nous avons renforcé la puissance statistique, la validité interne et externe en maintenant un grand nombre de sites témoins suivis pendant 10 ans. Cela nous a permis d'analyser la tendance séculaire, les variations saisonnières ainsi que les caractéristiques au niveau des centres de santé et contextuels, tels que la densité de la main-d'œuvre et la répartition de la population cible. En plus de cela, nous avons ajusté pour les facteurs de confusion variables dans le temps et utilisé la modélisation multiniveau qui nous a permis d'outrepasser le problème d'autocorrélation [190, 191]. Par ailleurs, pour les analyses au niveau populationnel, nous nous sommes appuyés sur les méthodes des scores de propension pour contrer le manque de données de référence et réduire le biais de sélection dans un échantillon relativement grand, ce qui représente une force de notre étude. Enfin, nous avons pu démontrer que la présence de l'intervention de gratuité contribue à expliquer 2 % de la variance du statut nutritionnel, ce qui implique que même si la présence de l'intervention dans les villages n'influence pas le niveau global de malnutrition chronique, elle pourrait contribuer à réduire sa variance.

Dans l'ensemble, cette thèse reflète une meilleure compréhension de la façon dont une intervention majeure de santé publique telle que la politique de gratuité des soins peut être évaluée de manière pragmatique en utilisant des modèles statistiques et épidémiologiques avancés.

#### **8.4.2. Validité interne**

Une préoccupation majeure de notre étude est la validité interne, ou la mesure dans laquelle les changements observés peuvent être attribués à l'intervention plutôt qu'à d'autres facteurs externes [153]. Nous avons évalué une intervention en situation réelle [281], où l'allocation aléatoire de l'intervention n'était pas souhaitable en raison de contraintes pratiques, éthiques, sociales et logistiques et financières.

Le premier défi auquel nous avons été confrontés était l'existence d'une potentielle confusion et d'un biais de sélection dans le deuxième et troisième article, où nous avons eu recours aux données populationnelles. La confusion peut être considérée comme une confusion d'effets dans le sens où l'effet apparent de l'intervention, sur l'utilisation des services de santé, la morbidité et sur le statut nutritionnel est partiellement ou totalement expliqué par des facteurs externes. Cette distorsion introduite par un facteur de confusion peut être importante et conduire à une surestimation ou à une sous-estimation de l'effet de l'intervention ou même changer la direction de l'effet de l'intervention [282]. En effet, comme l'intervention n'a pas été randomisée, nous avons identifié le groupe de comparaison non équivalent [153] en choisissant un des deux districts n'ayant pas bénéficié de l'intervention, et utilisé en conséquence un devis quasi expérimental post-intervention avec (le) groupe de contrôle non équivalent [153] et nous avons eu recours à la méthode de pondération par les scores de propension [196] pour équilibrer les variables entre les deux groupes. Cependant, nous reconnaissons plusieurs limites à l'utilisation des scores de propension. Il est possible que les enfants des communautés d'intervention et de comparaison diffèrent pour des facteurs de confusion inconnus, au niveau communautaire et individuel. En outre, il pourrait y avoir d'autres facteurs que l'intervention qui auraient pu influencer différemment la probabilité d'utilisation des services de santé et la probabilité de maladie au fil du temps. Par ailleurs, compte tenu du fait que notre étude n'a mesuré que les résultats à un moment donné, c'est-à-dire quatre ans après le début de l'intervention, et n'a pas inclus les données de base, notre étude n'a pas saisi les changements au fil du temps sur le plan économique, social ou d'autres événements survenus dans la période

d'étude qui auraient pu affecter, de manière différentielle, l'utilisation des services et la morbidité dans les deux groupes. En conséquence, le manque de données de référence avant l'intervention dans le groupe de comparaison fait qu'il est difficile de détecter avec précision si la différence d'effets, en matière d'utilisation des services de santé, de morbidité et de statut nutritionnel entre les deux groupes était due à l'intervention ou aux différences préexistantes avant l'intervention. De plus, même si les deux groupes étaient initialement comparables, l'attrition sélective [283] a pu les rendre différents. Toutefois, à notre avis, ces biais ont été minimisés dans notre étude, étant donné que les deux groupes sont issus de la même zone géographique.

En définitive, notre présence sur le terrain et les données contextuelles que nous avons recueillies, ont permis de constater que l'intervention de gratuité était l'intervention populationnelle la plus importante dans la région et qu'aucune autre intervention affectant le recours aux soins et la morbidité infantile n'a été mise en place, de manière différentielle, dans les deux groupes. Ceci a été confirmé par les résultats du premier article qui a montré une tendance quasi similaire dans les deux groupes, en matière d'utilisation des services avant l'intervention.

Une autre source potentielle de biais dans notre étude est le biais d'information, en raison de l'évaluation rétrospective de la survenue d'un épisode de maladie et le recours aux soins. Même si l'évaluation rétrospective demeure la norme des enquêtes démographiques et de santé, dans les pays à faible revenu [284], elle pourrait entraîner la possibilité d'erreur de classification des épisodes de maladie et de l'utilisation des services de santé. Ce type de biais pourrait conduire à une sous-estimation de l'effet protecteur de l'exposition à l'intervention sur la probabilité d'une maladie. Si l'idéal avait été d'utiliser des mesures objectives des épisodes de maladie, la courte période de rappel 30 jours que nous avons utilisés dans notre étude a dû minimiser le biais de rappel [284]. Toutefois, si ce biais de classification et/ou de rappel subsiste dans nos données, il devrait être non différentiel. En outre, nous reconnaissons que l'effet de l'intervention sur la morbidité infantile est le résultat de l'effet direct en contrôlant tous les autres facteurs et de l'effet indirect par le biais de variables intermédiaires telles que l'utilisation des services de santé et la réduction des dépenses de santé appauvrissantes. Cependant, nous n'avons pas pu clarifier le mécanisme par lequel l'effet sur morbidité et le statut nutritionnel se produit. Par ailleurs, tout comme les précédentes études, nous avons évalué les effets directs de cette intervention populationnelle, sans

démêler les mécanismes par lesquels l'intervention est supposée influencer le recours aux soins et la morbidité infantile. Une approche d'évaluation capable d'accommoder et d'évaluer l'effet de telles interventions est nécessaire. Ainsi, les prochaines études devraient s'inscrire dans une perspective plus globale pour comprendre les effets de l'exemption des paiements, sur d'autres variables intermédiaires importantes, qui à leur tour, agiront sur la morbidité infantile.

Enfin, les données administratives que nous avons utilisées, dans le premier article, sont sujettes à des erreurs de report et à des problèmes de complétude pouvant réduire la spécificité et la sensibilité des données [226]. Toutefois, ces types de biais sont limités en grande partie et seront constants au fil du temps du fait de la stabilité du système d'information sanitaire, de la vérification constante de la qualité des données et de leur cohérence par rapport aux données sources. Par conséquent, les tendances dans nos données représentent fidèlement les profils d'utilisation [285].

### **8.4.3. Validité externe**

La validité externe des résultats concerne la capacité à généraliser les conclusions de la présente étude à d'autres populations ou d'autres régions. Nous discuterons, dans les prochaines lignes, des limites de la possibilité d'inférer les résultats obtenus, dans cette étude à d'autres contextes.

Il convient de noter que nous avons évalué une intervention complexe à plusieurs composantes qui a été mise en œuvre dans la région du Sahel au Burkina, l'une des plus pauvres du pays où les indicateurs de santé étaient les moins reluisants, par exemple, le taux d'utilisation des centres de santé se situait autour de 32 % au début de l'intervention [26]. Bien que nous ayons utilisé un échantillon aléatoire représentatif de la population des moins de cinq dans les deux derniers manuscrits et utilisé l'un des meilleurs devis expérimentaux (séries temporelles interrompues avec groupe de comparaison) dans le premier manuscrit et dont les efforts pour renforcer la validité interne et externe ont d'ores déjà été reconnus dans la littérature [280], il est essentiel de discuter des menaces à la validité externe des résultats de l'étude.

Premièrement, nous redoutons un potentiel effet de l'interaction entre l'intervention et ce contexte spécifique et de l'effet de l'interaction entre les composantes de l'intervention. En effet, l'intervention a été mise œuvre dans un contexte relativement défavorable où les niveaux

d'utilisation des services de santé étaient déjà très bas. En plus de cela, la barrière financière semble être la plus importante, et les résultats des deux premiers manuscrits semblent bien le confirmer, en témoignent l'augmentation et le maintien de l'utilisation des services de santé. Notre thèse a démontré la pertinence de l'intervention à augmenter et maintenir des niveaux élevés d'utilisation des services de santé. Ceci a une importante implication dans la perspective de la couverture universelle. Par ailleurs, même s'il est reconnu que la barrière financière demeure la plus importante à l'accès aux soins au Burkina Faso, nous devons être prudents dans la généralisation des résultats de cette thèse. En effet, l'intervention pourrait opérer et avoir des effets intermédiaires et finaux différents selon le contexte et les caractéristiques des services de santé. Compte tenu de cette menace à la validité pouvant résulter de l'interaction entre les composantes de l'intervention et le contexte, il serait prudent de répliquer l'étude dans d'autres contextes afin d'avoir une meilleure représentativité des contextes. En particulier, les futures recherches doivent permettre d'identifier les composantes de l'intervention qui renforcent et maintiennent ses effets pour mettre une meilleure prise de décision.

Un autre paramètre à considérer pour renforcer la validité externe de cette étude est le mécanisme par lequel les politiques de gratuité devraient améliorer la santé des populations. En définitive, compte tenu de l'importance des politiques de gratuité des soins dans les stratégies visant la couverture santé universelle, en Afrique subsaharienne, il est essentiel de comprendre les impacts des différentes composantes de ses politiques et les processus qui facilitent, l'amélioration continue des programmes.

## Conclusion

Les politiques de gratuité représentent un enjeu majeur pour la couverture santé universelle dans les pays à faible revenu. Mais les données disponibles sur les effets à long terme des politiques de gratuité sur l'utilisation des services de santé et la santé infantile demeurent insuffisantes. Dans l'ensemble, cette thèse s'inscrit dans le contexte plus général de relation entre l'épidémiologie et la science de l'application des connaissances issues de la recherche (implementation science) [138]. Elle apporte de ce fait une meilleure compréhension de la façon dont les politiques de gratuité, en tant qu'intervention populationnelle, peuvent être évaluées en utilisant des modèles statistiques et épidémiologiques avancés pour éclairer la prise de décision fondée sur des preuves. Dans cette perspective, les connaissances et la démarche épidémiologique nous ont guidées dans la définition de nos objectifs de recherche et dans l'élaboration d'un cadre conceptuel pour évaluer les interventions de gratuité. Nous avons choisi un devis quasi expérimental de séries chronologiques interrompues et un devis post-intervention, les deux ayant des groupes de comparaison, ainsi que des approches d'analyse multiniveaux pour répondre adéquatement à nos objectifs de recherche et renforcer la validité de nos résultats.

En définitive, cette thèse démontre que la gratuité des soins associée à l'amélioration de la qualité des services et à la prise en charge de malnutrition dans la communauté pourrait contribuer à augmenter et à maintenir l'utilisation des services de santé. Cependant, son impact sur la réduction de la morbidité infantile demeure incertain. Bien que des études longitudinales rigoureuses soient nécessaires pour comprendre pleinement l'influence potentielle de cette intervention sur la morbidité, nous soulignons les limites de concentrer exclusivement les efforts sur la gratuité des soins pour améliorer les résultats de santé infantile. Cette thèse prône la nécessité d'agir simultanément sur les autres déterminants sociaux de la santé et d'intégrer, de manière synergique, des interventions spécifiques à la nutrition pour plus d'impact sur la santé infantile.

## Références

1. Unicef W, World Bank: **Levels and trends in child malnutrition: UNICEF-WHO-World Bank joint child malnutrition estimates.** UNICEF, New York. *UNICEF / WHO / World Bank Group Joint Child Malnutrition Estimates* 2017.
2. WHO: **Children: reducing mortality.** *Fact sheet N°178* 2013.
3. Bhutta ZA, Das JK, Rizvi A, Gaffey MF, Walker N, Horton S, Webb P, Lartey A, Black RE: **Evidence-based interventions for improvement of maternal and child nutrition: what can be done and at what cost?** *The Lancet* 2013, **382**:452-477.
4. Bhutta ZA, Das JK, Walker N, Rizvi A, Campbell H, Rudan I, Black RE: **Interventions to address deaths from childhood pneumonia and diarrhoea equitably: what works and at what cost?** *The Lancet* 2013, **381**:1417-1429.
5. Institut National de la Statistique et de la Démographie (INSD), International I: **Enquête Démographique et de Santé et à Indicateurs Multiples du Burkina Faso 2010.** . *Calverton, Maryland, USA : INSD et ICF International* 2012.
6. Hill Z, Kirkwood BR, Edmond K, Organization WH: **Family and community practices that promote child survival, growth and development: a review of the evidence.** 2004.
7. Ridde V, Morestin F: **A scoping review of the literature on the abolition of user fees in health care services in Africa.** *Health Policy Plan* 2011, **26**:1-11.
8. Lagarde M, Palmer N: **The impact of user fees on access to health services in low- and middle-income countries.** *Cochrane Database of Systematic Reviews* 2011.
9. The L: **The struggle for universal health coverage.** *The Lancet* 2012, **380**:859.
10. Rutherford ME, Mulholland K, Hill PC: **How access to health care relates to under-five mortality in sub-Saharan Africa: systematic review.** *Tropical Medicine & International Health* 2010, **15**:508-519.
11. Samb OM, Ridde V: **The impact of free healthcare on women's capability: A qualitative study in rural Burkina Faso.** *Social Science & Medicine* 2018, **197**:9-16.
12. Kruk ME, Goldmann E, Galea S: **Borrowing and selling to pay for health care in low- and middle-income countries.** *Health Affairs* 2009, **28**:1056-1066.
13. Peters DH, Garg A, Bloom G, Walker DG, Brieger WR, Hafizur Rahman M: **Poverty and Access to Health Care in Developing Countries.** *Annals of the New York Academy of Sciences* 2008, **1136**:161-171.
14. World Health Organization: **Sustainable health financing, universal coverage and social health insurance.** *World Health Assembly Resolution* 2005, **58**.
15. WHO: **World health report 2013: Research for universal health coverage.** *The World Health Report* URL: <http://www.who.int/whr/en/>[accessed 2014-10-18][WebCite Cache ID 6TPqanY1w] 2013.
16. Bright T, Felix L, Kuper H, Polack S: **A systematic review of strategies to increase access to health services among children in low and middle income countries.** *BMC Health Services Research* 2017, **17**:252.
17. World Health Organization: **Working towards universal coverage of maternal, newborn and child health interventions.** *WHO Resolution* 2005, **58**.
18. Mathauer I, Mathivet B, Kutzin J, mondiale de la Santé O: **Free health care' policies: Opportunities and risks for moving towards UHC.** 2017.

19. Ridde V: **From institutionalization of user fees to their abolition in West Africa: a story of pilot projects and public policies.** *BMC Health Services Research* 2015, **15**:S6.
20. Chopra M, Sharkey A, Dalmiya N, Anthony D, Binkin N: **Strategies to improve health coverage and narrow the equity gap in child survival, health, and nutrition.** *Lancet* 2012, **380**:1331 - 1340.
21. Bassani D, Arora P, Wazny K, Gaffey M, Lenters L, Bhutta Z: **Financial incentives and coverage of child health interventions: a systematic review and meta-analysis.** *BMC Public Health* 2013, **13**:S30.
22. Giedion U, Andrés Alfonso E, Díaz Y: **The impact of universal coverage schemes in the developing world: a review of the existing evidence.** 2013.
23. Johri M, Ridde V, Heinmuller R, Haddad S: **Estimation of maternal and child mortality one year after user-fee elimination: an impact evaluation and modelling study in Burkina Faso.** *Bull World Health Organization* 2014, **92**:706-715.
24. Ridde V, Queuille L: **L'exemption du paiement: un pas vers l'accès universel aux soins de santé. expériences pilotes au Burkina Faso..** 2010. *UdeM/CRCHUM/HELP: Ouagadougou* 2010:44.
25. Ridde V, Queuille L, Atchessi N, Samb O, Heinmüller R, Haddad S: **The evaluation of an experiment in healthcare user fees exemption for vulnerable groups in Burkina Faso.** *Field Actions Science Reports The journal of field actions* 2013.
26. Ridde V, Haddad S, Heinmuller R: **Improving equity by removing healthcare fees for children in Burkina Faso.** *J Epidemiol Community Health* 2013, **67**:751-757.
27. Illou MMA, Haddad S, Agier I, Ridde V: **The elimination of healthcare user fees for children under five substantially alleviates the burden on household expenses in Burkina Faso.** *BMC health services research* 2015, **15**:313.
28. Dzakpasu S, Powell-Jackson T, Campbell OMR: **Impact of user fees on maternal health service utilization and related health outcomes: a systematic review.** *Health Policy and Planning* 2013.
29. Li Z, Li M, Fink G, Bourne P, Bärnighausen T, Atun R: **User-fee-removal improves equity of children's health care utilization and reduces families' financial burden: evidence from Jamaica.** *Journal of Global Health* 2017, **7**.
30. Ansah EK, Narh-Bana S, Asiamah S, Dzordzordzi V, Biantey K, Dickson K, Gyapong JO, Koram KA, Greenwood BM, Mills A, Whitty CJ: **Effect of removing direct payment for health care on utilisation and health outcomes in Ghanaian children: a randomised controlled trial.** *PLoS Med* 2009, **6**:e1000007.
31. Deininger K, Mpuga P: **Economic and Welfare Effects of the Abolition of Health User Fees : Evidence from Uganda** *World Bank Policy Research Working Paper 3276* 2004.
32. Ruel MT, Alderman H: **Nutrition-sensitive interventions and programmes: how can they help to accelerate progress in improving maternal and child nutrition?** *The Lancet* 2013, **382**:536-551.
33. Lagomarsino G, Garabrant A, Adyas A, Muga R, Otoo N: **Moving towards universal health coverage: health insurance reforms in nine developing countries in Africa and Asia.** *The Lancet* 2012, **380**:933-943.
34. Mondiale B: **Burkina Faso Vue d'ensemble.** *The World Bank Group* 2017.
35. santé Mdl: **Stratégie nationale de mise en œuvre de la gratuité des soins au profit des femmes et des enfants de moins de cinq(05) ans** *Ministère de la santé, Burkina Faso* 2017.

36. World Health Organization: **Atlas of African Health Statistics 2016: health situation analysis of the African Region.** 2016.
37. Ridde V: **Politiques publiques de santé et équité en Afrique de l'Ouest. Le cas de l'Initiative de Bamako au Burkina Faso.**
38. Robert E, Ridde V: **Global health actors no longer in favor of user fees: a documentary study.** *Global Health* 2013, **9**:29.
39. Andersen RM: **Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter?** *J Health Soc Behav* 1995, **36**:1-10.
40. Da Silva RB, Contandriopoulos A-P, Pineault R, Tousignant P: **A Global Approach to Evaluation of Health Services Utilization: Concepts and Measures.** *Healthcare Policy* 2011, **6**:e106-e117.
41. Béland F: **Utilization of health services as events: an exploratory study.** *Health Services Research* 1988, **23**:295-310.
42. Corsi DJ, Neuman M, Finlay JE, Subramanian SV: **Demographic and health surveys: a profile.** *International Journal of Epidemiology* 2012, **41**:1602-1613.
43. Zombré D, De Allegri M, Ridde V: **Immediate and sustained effects of user fee exemption on healthcare utilization among children under five in Burkina Faso: A controlled interrupted time-series analysis.** *Social Science & Medicine* 2017.
44. Oleske D: *Epidemiology and the delivery of health care services: Methods and applications.* Springer Science & Business Media; 2010.
45. Andersen RM, Davidson PL: *Improving access to care in America : Individual and Contextual Indicators.* 2007.
46. Andersen RM, Davidson PL, Baumeister SE: **Improving access to care.** *Changing the US health care system: key issues in health services policy and management* 2013:33-63.
47. Haddad S, Nougara A, Ridde V: **Les inégalités d'accès aux services de santé et leurs déterminants au Burkina Faso.** *Santé, société et solidarité* 2004, **3**:199-210.
48. Ustrup M, Ngwira B, Stockman LJ, Deming M, Nyasulu P, Bowie C, Msyamboza K, Meyrowitsch DW, Cunliffe NA, Bresee J, Fischer TK: **Potential barriers to healthcare in Malawi for under-five children with cough and fever: a national household survey.** *J Health Popul Nutr* 2014, **32**:68-78.
49. Audibert M, Roodenbeke E: **Utilisation des services de santé de premier niveau au Mali.** *Rapport d'Analyse Département du développement humain, Banque Mondiale* 2005.
50. Haddad S, Fournier P: **Quality, cost and utilization of health services in developing countries. A longitudinal study in Zaire.** *Soc Sci Med* 1995, **40**:743-753.
51. Unicef: **Analyse initiale de situation de la santé maternelle néonatale et infantile. 2012, Rapport final.**
52. Buor D: **Analysing the primacy of distance in the utilization of health services in the Ahafo-Ano South district, Ghana.** *The International journal of health planning and management* 2003, **18**:293-311.
53. Stephenson R, Baschieri A, Clements S, Hennink M, Madise N: **Contextual influences on the use of health facilities for childbirth in Africa.** *American journal of public health* 2006, **96**:84.
54. Daponte A, Guidozi F, Marineanu A: **Maternal mortality in a tertiary center after introduction of free antenatal care.** *International journal of gynecology & obstetrics* 2000, **71**:127-133.

55. Lavy V, Germain J-M, Mundial B: *Quality and cost in health care choice in developing countries*. World Bank Washington^ eDC DC; 1994.
56. Mariko M: **Quality of care and the demand for health services in Bamako, Mali: the specific roles of structural, process, and outcome components**. *Social science & medicine* 2003, **56**:1183-1196.
57. Weaver M: **User fees and patient behaviour: evidence from Niamey National Hospital**. *Health Policy Plan* 1995, **10**:350-361.
58. Rutherford ME, Dockerty JD, Jasseh M, Howie SR, Herbison P, Jeffries DJ, Leach M, Stevens W, Mulholland K, Adegbola RA: **Access to health care and mortality of children under 5 years of age in the Gambia: a case-control study**. *Bulletin of the World Health Organization* 2009, **87**:216-224.
59. Last JM, Abramson JH, Freidman GD: *A dictionary of epidemiology*. Oxford university press New York; 2001.
60. McDowell I: *Measuring health: a guide to rating scales and questionnaires*. Oxford university press; 2006.
61. Thomas RK: **Measuring Morbidity**. In *In Sickness and In Health*. Springer; 2016: 71-87
62. Onis Md, Frongillo EA, Blössner M: **Is malnutrition declining? An analysis of changes in levels of child malnutrition since 1980**. *Bulletin of the World Health Organization* 2000, **78**:1222-1233.
63. Mosley WH, Chen LC: **An analytical framework for the study of child survival in developing countries**. *Population and development review* 1984:25-45.
64. Bellamy C: *The state of the world's children 1999*. Unicef; 1999.
65. Victora CG, Huttly SR, Fuchs SC, Olinto MT: **The role of conceptual frameworks in epidemiological analysis: a hierarchical approach**. *Int J Epidemiol* 1997, **26**:224-227.
66. Headey DD: **Developmental Drivers of Nutritional Change: A Cross-Country Analysis**. *World Development* 2013, **42**:76-88.
67. Setty-Venugopal V, Upadhyay UD: **Birth spacing: three to five saves lives**. *Population Reports Series L: Issues in World Health Organization* 2002:1-23.
68. Bryce J, Victora CG, Habicht J-P, Black RE, Scherpbier RW: **Programmatic pathways to child survival: results of a multi-country evaluation of Integrated Management of Childhood Illness**. *Health Policy and Planning* 2005, **20**:i5-i17.
69. Armstrong Schellenberg JR, Mrisho M, Manzi F, Shirima K, Mbuya C, Mushi AK, Ketende SC, Alonso PL, Mshinda H, Tanner M, Schellenberg D: **Health and survival of young children in southern Tanzania**. *BMC Public Health* 2008, **8**:194.
70. Ewbank DC: **Impact of health programmes on child mortality in Africa: evidence from Zaire and Liberia**. *Int J Epidemiol* 1993, **22 Suppl 1**:S64-72.
71. Pison G, Trape JF, Lefebvre M, Enel C: **Rapid decline in child mortality in a rural area of Senegal**. *Int J Epidemiol* 1993, **22**:72-80.
72. WHO: **Malnutrition Fact sheet**. *WHO Media centre* 2017.
73. Black RE, Victora CG, Walker SP, Bhutta ZA, Christian P, de Onis M, Ezzati M, Grantham-McGregor S, Katz J, Martorell R, Uauy R: **Maternal and child undernutrition and overweight in low-income and middle-income countries**. *The Lancet* 2013, **382**:427-451.
74. Organization WH: **Physical status: The use of and interpretation of anthropometry, Report of a WHO Expert Committee**. 1995.

75. Onis M: **WHO Child Growth Standards based on length/height, weight and age.** *Acta paediatrica* 2006, **95**:76-85.
76. Unicef: **Conceptual framework for basic causes of malnutrition.** *New York: UNICEF* 1990.
77. Gillespie S, Haddad L, Mannar V, Menon P, Nisbett N: **The politics of reducing malnutrition: building commitment and accelerating progress.** *The Lancet* 2013, **382**:552-569.
78. Corsi DJ, Perkins JM, Subramanian SV: **Child anthropometry data quality from Demographic and Health Surveys, Multiple Indicator Cluster Surveys, and National Nutrition Surveys in the West Central Africa region: are we comparing apples and oranges?** *Global Health Action* 2017, **10**:1328185.
79. Gordon CC, Bradtmiller B: **Interobserver error in a large scale anthropometric survey.** *American journal of human biology* 1992, **4**:253-263.
80. Pelletier DL, Frongillo EA: **Changes in child survival are strongly associated with changes in malnutrition in developing countries.** *The Journal of nutrition* 2003, **133**:107-119.
81. Farkas LG: **Accuracy of anthropometric measurements: past, present, and future.** *The Cleft palate-craniofacial journal* 1996, **33**:10-22.
82. Unicef: **La situation des enfants dans le monde 1998: regard sur la nutrition.** 1998.
83. Black RE, Allen LH, Bhutta ZA, Caulfield LE, De Onis M, Ezzati M, Mathers C, Rivera J: **Maternal and child undernutrition: global and regional exposures and health consequences.** *The lancet* 2008, **371**:243-260.
84. Pridmore P, Carr-Hill R: **Addressing the underlying and basic causes of child undernutrition in developing countries: what works and why?** 2009.
85. Adekanmbi VT, Kayode GA, Uthman OA: **Individual and contextual factors associated with childhood stunting in Nigeria: a multilevel analysis.** *Maternal & Child Nutrition* 2013, **9**:244-259.
86. Bomela NJ: **Social, economic, health and environmental determinants of child nutritional status in three Central Asian Republics.** *Public health nutrition* 2009, **12**:1871-1877.
87. Reyes H, Pérez-Cuevas R, Sandoval A, Castillo R, Santos JI, Doubova SV, Gutiérrez G: **The family as a determinant of stunting in children living in conditions of extreme poverty: a case-control study.** *BMC Public Health* 2004, **4**:57.
88. Cheah WL, Muda WAMW, Zamh ZH: **A structural equation model of the determinants of malnutrition among children in rural Kelantan, Malaysia.** *Rural and Remote Health* 2010, **10**.
89. Hong R: **Effect of economic inequality on chronic childhood undernutrition in Ghana.** *Public health nutrition* 2007, **10**:371-378.
90. Kamiya Y: **Socioeconomic determinants of nutritional status of children in Lao PDR: effects of household and community factors.** *Journal of health, population, and nutrition* 2011, **29**:339.
91. Corsi DJ, Chow CK, Lear SA, Rahman MO, Subramanian SV, Teo KK: **Shared environments: a multilevel analysis of community context and child nutritional status in Bangladesh.** *Public Health Nutrition* 2011, **14**:951-959.

92. Adekanmbi VT, Kandala NB, Stranges S, Uthman OA: **Contextual socioeconomic factors associated with childhood mortality in Nigeria: a multilevel analysis.** *J Epidemiol Community Health* 2015, **69**:1102-1108.
93. Linnemayr S, Alderman H, Ka A: **Determinants of malnutrition in Senegal: Individual, household, community variables, and their interaction.** *Economics & Human Biology* 2008, **6**:252-263.
94. Marmot M: **Social determinants of health inequalities.** *The Lancet* 2005, **365**:1099-1104.
95. Austin PC, Merlo J: **Intermediate and advanced topics in multilevel logistic regression analysis.** *Statistics in Medicine* 2017, **36**:3257-3277.
96. Victora CG, Schellenberg JA, Huicho L, Amaral J, El Arifeen S, Pariyo G, Manzi F, Scherpbier RW, Bryce J, Habicht J-P: **Context matters: interpreting impact findings in child survival evaluations.** *Health Policy and Planning* 2005, **20**:i18-i31.
97. Merlo J, Yang M, Chaix B, Lynch J, Råstam L: **A brief conceptual tutorial on multilevel analysis in social epidemiology: investigating contextual phenomena in different groups of people.** *Journal of Epidemiology and Community Health* 2005, **59**:729-736.
98. Morgenstern H: **Ecologic Studies in Epidemiology: Concepts, Principles, and Methods.** *Annual Review of Public Health* 1995, **16**:61-81.
99. Subramanian S, Glymour MM, Kawachi I: **Identifying causal ecologic effects on health: a methodological assessment.** In *Macrosocial determinants of population health.* Springer; 2007: 301-331
100. Fotso J-C, Kuate-Defo B: **Measuring socioeconomic status in health research in developing countries: Should we be focusing on households, communities or both?** *Social Indicators Research* 2005, **72**:189-237.
101. Adekanmbi VT, Kayode GA, Uthman OA: **Individual and contextual factors associated with childhood stunting in Nigeria: a multilevel analysis.** *Maternal & child nutrition* 2013, **9**:244-259.
102. Larrea C, Kawachi I: **Does economic inequality affect child malnutrition? The case of Ecuador.** *Social Science & Medicine* 2005, **60**:165-178.
103. Pongou R, Ezzati M, Salomon JA: **Household and community socioeconomic and environmental determinants of child nutritional status in Cameroon.** *BMC public health* 2006, **6**:98.
104. Bhutta ZA, Das JK, Bahl R, Lawn JE, Salam RA, Paul VK, Sankar JM, Blencowe H, Rizvi A, Chou VB, Walker N: **Can available interventions end preventable deaths in mothers, newborn babies, and stillbirths, and at what cost?** *The Lancet* 2014.
105. Lamberti LM, Walker CLF, Noiman A, Victora C, Black RE: **Breastfeeding and the risk for diarrhea morbidity and mortality.** *BMC public health* 2011, **11**:S15.
106. Cairncross S, Hunt C, Boisson S, Bostoen K, Curtis V, Fung ICH, Schmidt W-P: **Water, sanitation and hygiene for the prevention of diarrhoea.** *International journal of epidemiology* 2010, **39**:i193-i205.
107. Das J, Lassi Z, Salam R, Bhutta Z: **Effect of community based interventions on childhood diarrhea and pneumonia: uptake of treatment modalities and impact on mortality.** *BMC Public Health* 2013, **13**:S29.
108. Munos MK, Walker CLF, Black RE: **The effect of rotavirus vaccine on diarrhoea mortality.** *International journal of epidemiology* 2010, **39**:i56-i62.

109. Das JK, Tripathi A, Ali A, Hassan A, Dojoseandy C, Bhutta ZA: **Vaccines for the prevention of diarrhea due to cholera, shigella, ETEC and rotavirus.** *BMC Public Health* 2013, **13**:S11.
110. Jacobs B, Ir P, Bigdeli M, Annear PL, Van Damme W: **Addressing access barriers to health services: an analytical framework for selecting appropriate interventions in low-income Asian countries.** *Health Policy and Planning* 2012, **27**:288-300.
111. Lassi ZS, Bhutta ZA: **Community-based intervention packages for reducing maternal and neonatal morbidity and mortality and improving neonatal outcomes.** *Cochrane Database Syst Rev* 2015:Cd007754.
112. Paul E, Albert L, Bisala BNS, Bodson O, Bonnet E, Bossyns P, Colombo S, De Brouwere V, Dumont A, Eclou DS, et al: **Performance-based financing in low-income and middle-income countries: isn't it time for a rethink?** *BMJ Global Health* 2018, **3**.
113. McKinnon B, Harper S, Kaufman JS, Bergevin Y: **Removing user fees for facility-based delivery services: a difference-in-differences evaluation from ten sub-Saharan African countries.** *Health Policy and Planning* 2014.
114. Dzakpasu S, Soremekun S, Manu A, ten Asbroek G, Tawiah C, Hurt L, Fenty J, Owusu-Agyei S, Hill Z, Campbell OM: **Impact of free delivery care on health facility delivery and insurance coverage in Ghana's Brong Ahafo region.** *PloS one* 2012, **7**:e49430.
115. Leone T, Cetorelli V, Neal S, Matthews Z: **Financial accessibility and user fee reforms for maternal healthcare in five sub-Saharan countries: a quasi-experimental analysis.** *BMJ Open* 2016, **6**.
116. Haddad S, Zombré D, Queuille L, Ridde V: **La couverture d'abord partielle puis complète, du prix de l'accouchement améliore sensiblement l'accès aux services maternels au Burkina Faso.** 2013.
117. Haddad S, Zombré D, Queuille L, Ridde V: **La gratuité des services aux mères et aux enfants au Burkina Faso améliore fortement et durablement l'accès et la fréquentation des services.** 2013.
118. Johri M, Ridde V, Heinmüller R, Sossa F, Haddad S: **Entre 14 000 et 19 000 vies d'enfants de moins de cinq ans pourraient être sauvées par un passage à l'échelle nationale de l'exemption du paiement des soins expérimentée dans la région du Sahel au Burkina Faso.** *Montréal: UdeM/CRCHUM/HELP* 2013, **4**.
119. Ridde V, Agier I, Jahn A, Mueller O, Tiendrebéogo J, Yé M, De Allegri M: **The impact of user fee removal policies on household out-of-pocket spending: evidence against the inverse equity hypothesis from a population based study in Burkina Faso.** *The European Journal of Health Economics* 2014:1-10.
120. Heinmüller R, Dembélé YA, Jouquet G, Haddad S, Ridde V: **Free healthcare provision with an NGO or by the Malian government. Impact on health center attendance by children under five.** *Field Actions Science Reports The journal of field actions* 2013.
121. Burgert C, Bigogo G, Adazu K, Odhiambo F, Buehler J, Breiman R, Laserson K, Hamel M, Feikin D: **Impact of implementation of free high-quality health care on health facility attendance by sick children in rural western Kenya.** *Trop Med Int Health* 2011, **16**:711 - 720.
122. Lagarde M, Barroy H, Palmer N: **Assessing the effects of removing user fees in Zambia and Niger.** *J Health Serv Res Policy* 2012, **17**:30-36.
123. Masiye F, Chitah BM, McIntyre D: **From targeted exemptions to user fee abolition in health care: experience from rural Zambia.** *Soc Sci Med* 2010, **71**:743-750.

124. Wilkinson D, Gouws E, Sach M, Karim S: **Effect of removing user fees on attendance for curative and preventive primary health care services in rural South Africa.** *Bulletin of the World Health Organization* 2001, **79**:665 - 671.
125. Ansah E, Narh-Bana S, Asiamah S, Dzordzordzi V, Biantey K, Dickson K, Gyapong J, Koram K, Greenwood B, Mills A, Whitty C: **Effect of removing direct payment for health care on utilisation and health outcomes in Ghanaian children: a randomised controlled trial.** *PLoS Med* 2009, **6**:48 - 58.
126. Powell-Jackson T, Hanson K, Whitty CJM, Ansah EK: **Who benefits from free healthcare? Evidence from a randomized experiment in Ghana.** *Journal of Development Economics* 2014, **107**:305-319.
127. Johnson AD, Thomson DR, Atwood S, Alley I, Beckerman JL, Koné I, Diakité D, Diallo H, Traoré B, Traoré K, et al: **Assessing Early Access to Care and Child Survival during a Health System Strengthening Intervention in Mali: A Repeated Cross Sectional Survey.** *PLoS ONE* 2013, **8**:e81304.
128. James C, Morris SS, Keith R, Taylor A: **Impact on child mortality of removing user fees: simulation model.** *Bmj* 2005, **331**:747-749.
129. Yates R: **Universal health care and the removal of user fees.** *The Lancet* 2009, **373**:2078-2081.
130. Hatt LE, Makinen M, Madhavan S, Conlon CM: **Effects of user fee exemptions on the provision and use of maternal health services: a review of literature.** *Journal of Health, Population and Nutrition (JHPN)* 2014, **31**:S67-S80.
131. Lagarde M, Palmer N: **The impact of user fees on health service utilization in low- and middle-income countries: how strong is the evidence?** *Bull World Health Organization* 2008, **86**:839-848.
132. Deininger K: **Economic and Welfare Impact of the Abolition of Health User Fees: Evidence from Uganda.** *Journal of African Economies* 2005, **14**:55-91.
133. Johri M, Ridde V, Heinmueller R, Haddad S: **User-fee elimination reduces maternal and child mortality: 1 year ex post impact evaluation and modelling study in Burkina Faso.** *Bull World Health Organization* 2014, **92**:706 - 715.
134. Rychetnik L, Frommer M, Hawe P, Shiell A: **Criteria for evaluating evidence on public health interventions.** *Journal of Epidemiology and Community Health* 2002, **56**:119.
135. Dabis F, Desenclos J-C: *Epidémiologie de terrain (2e édition): Méthodes et applications.* John Libbey Eurotext; 2017.
136. Gulis G, Fujino Y: **Epidemiology, population health, and health impact assessment.** *Journal of epidemiology* 2015, **25**:179-180.
137. Bonita R, Beaglehole R, Kjellström T: *Basic epidemiology.* World Health Organization; 2006.
138. Neta G, Brownson RC, Chambers DA: **Opportunities for Epidemiologists in Implementation Science: A Primer.** *American Journal of Epidemiology* 2017:kwx323-kwx323.
139. Brownson RC: *Dissemination and implementation research in health: translating science to practice.* Oxford University Press; 2017.
140. Slack MK, Draugalis Jr JRJAJoH-SP: **Establishing the internal and external validity of experimental studies.** 2001, **58**:2173-2181.
141. Gordis L: **More on causal inferences: bias, confounding, and interaction.** *Epidemiology* 2014, **4**:262–278.

142. Cousens S, Blencowe H, Stanton C, Chou D, Ahmed S, Steinhardt L, Creanga A, Tunçalp O, Balsara Z, Gupta S: **National, regional, and worldwide estimates of stillbirth rates in 2009 with trends since 1995: a systematic analysis.** *Lancet* 2011, **377**:1319 - 1330.
143. Cousens S, Hargreaves J, Bonell C, Armstrong B, Thomas J, Kirkwood BR, Hayes R: **Alternatives to randomisation in the evaluation of public-health interventions: statistical analysis and causal inference.** *Journal of Epidemiology and Community Health* 2011, **65**:576-581.
144. Glass TA, Goodman SN, Hernán MA, Samet JM: **Causal Inference in Public Health.** *Annual Review of Public Health* 2013, **34**:61-75.
145. Hernán MA, Robins JM: **Instruments for Causal Inference: An Epidemiologist's Dream?** *Epidemiology* 2006, **17**:360-372.
146. Hill AB: **The environment and disease: association or causation?** : SAGE Publications; 1965.
147. Neta G, Brownson RC, Chambers DA: **Opportunities for Epidemiologists in Implementation Science: A Primer.** *American Journal of Epidemiology* 2018, **187**:899-910.
148. Hernán MA: **A definition of causal effect for epidemiological research.** *Journal of Epidemiology and Community Health* 2004, **58**:265.
149. Atienza AA, King AC: **Community-based health intervention trials: an overview of methodological issues.** *Epidemiologic reviews* 2002, **24**:72-79.
150. Handley MA, Lyles CR, McCulloch C, Cattamanchi A: **Selecting and Improving Quasi-Experimental Designs in Effectiveness and Implementation Research.** *Annual Review of Public Health* 2018, **39**:5-25.
151. Craig P, Katikireddi SV, Leyland A, Popham F: **Natural Experiments: An Overview of Methods, Approaches, and Contributions to Public Health Intervention Research.** *Annual Review of Public Health* 2017, **38**:39-56.
152. Rothman KJ, Greenland S, Lash TL: **Types of epidemiologic studies.** *Modern epidemiology* 1998, **3**:95-97.
153. Shadish WR, Cook TD, Campbell DT: *Experimental and quasi-experimental designs for generalized causal inference.* Wadsworth Cengage learning; 2002.
154. Landsverk J, Brown C, Chamberlain P, Palinkas L, Ogihara M, Czaja S, Goldhaber-Fiebert J, Reutz JR, Horwitz S: **Dissemination and implementation research in health: Translating science to practice.** 2012.
155. Chubak J: **What can epidemiology contribute to comparative effectiveness research?** *Journal of Epidemiology and Community Health* 2013, **67**:206.
156. Barata RB: **Epidemiology and public policies.** *Rev Bras Epidemiol* 2013, **16**:3-17.
157. Diez-Roux AV: **Multilevel analysis in public health research.** *Annu Rev Public Health* 2000, **21**:171-192.
158. Gwatkin DR, Rutstein S, Johnson K, Suliman E, Wagstaff A, Amouzou A: *Socio-economic differences in health, nutrition, and population within developing countries.* Burkina Faso. 2007.
159. Direction de la Nutrition, Ministère de la santé du Burkina Faso: **Enquête nutritionnelle nationale 2009.** Report commissioned by UNICEF-Burkina Faso 2009.
160. Robert E, Samb OM, Marchal B, Ridde V: **Building a middle-range theory of free public healthcare seeking in sub-Saharan Africa: a realist review.** *Health Policy and Planning* 2017, **32**:1002-1014.

161. Babitsch B, Gohl D, von Lengerke T: **Re-visiting Andersen's Behavioral Model of Health Services Use: a systematic review of studies from 1998–2011.** *GMS Psycho-Social-Medicine* 2012, **9**.
162. Sen A: **Health: perception versus observation.** *BMJ* 2002, **324**:860 - 861.
163. Robert E, Samb OM, Marchal B, Ridde V: **Building a middle-range theory of free public healthcare seeking in sub-Saharan Africa: a realist review.** *Health Policy Plan* 2017, **32**:1002-1014.
164. Shadish WR, Cook TD: **The Renaissance of Field Experimentation in Evaluating Interventions.** *Annual Review of Psychology* 2008, **60**:607-629.
165. Nguyen HT, Zombré D, Ridde V, De Allegri M: **The impact of reducing and eliminating user fees on facility-based delivery: a controlled interrupted time series in Burkina Faso.** *Health policy and planning* 2018.
166. Zombré D, De Allegri M, Ridde V: **Immediate and sustained effects of user fee exemption on healthcare utilization among children under five in Burkina Faso: A controlled interrupted time-series analysis.** *Social Science & Medicine* 2017, **179**:27-35.
167. Ministère de la Santé: **Plan d'action 2012 de la Direction Régionale de la Santé du Sahel.** *Ministère de la Santé (Burkina Faso)* 2011.
168. Tom AB, Bosker TABSRJ, Bosker RJ: *Multilevel analysis: an introduction to basic and advanced multilevel modeling.* Sage; 1999.
169. Bennett S, Radalowicz A, Vella V, Tomkins A: **A computer simulation of household sampling schemes for health surveys in developing countries.** *Int J Epidemiol* 1994, **23**:1282-1291.
170. Milligan P, Njie A, Bennett S: **Comparison of two cluster sampling methods for health surveys in developing countries.** *International Journal of Epidemiology* 2004, **33**:469-476.
171. WHO: *Pocket book of hospital care for children: guidelines for the management of common childhood illnesses.* World Health Organization; 2013.
172. Partnership RBM: **Malaria Indicators Surveys: Protocols and Methods.** 2008.
173. Sari M, Pee Sd, Martini E, Herman S, Bloem MW, Yip R: **Estimating the prevalence of anaemia: a comparison of three methods.** *bulletin of the World Health Organization* 2001, **79**:506-511.
174. Bryce J, Victora CG, Habicht J-P, Vaughan JP, Black RE: **The multi-country evaluation of the integrated management of childhood illness strategy: lessons for the evaluation of public health interventions.** *American journal of public health* 2004, **94**:406-415.
175. Organization WH: **Model IMCI handbook: integrated management of childhood illness.** WHO/FCH/CAH/00.12. Geneva, Switzerland: WHO; 2005.
176. Diez-Roux AV: **Bringing context back into epidemiology: variables and fallacies in multilevel analysis.** *American journal of public health* 1998, **88**:216-222.
177. Melhuish E, Belsky J, Leyland AH, Barnes J: **Effects of fully-established Sure Start Local Programmes on 3-year-old children and their families living in England: a quasi-experimental observational study.** *The Lancet* 2008, **372**:1641-1647.
178. Craig P, Katikireddi SV, Leyland A, Popham F: **Natural Experiments: An Overview of Methods, Approaches, and Contributions to Public Health Intervention Research.** *Annual Review of Public Health* 2017, **38**:39-56.
179. Pérez-Lu JE, Cárcamo C, Nandi A, Kaufman JS: **Health effects of 'Juntos', a conditional cash transfer programme in Peru.** *Maternal & Child Nutrition* 2017, **13**:e12348-n/a.

180. Hurtig A-K, San Sebastián M: **Geographical differences in cancer incidence in the Amazon basin of Ecuador in relation to residence near oil fields.** *International Journal of Epidemiology* 2002, **31**:1021-1027.
181. Lagarde M: **How to do (or not to do) ... Assessing the impact of a policy change with routine longitudinal data.** *Health Policy and Planning* 2012, **27**:76-83.
182. Barnett AG, Dobson AJ: *Analysing seasonal health data.* Springer; 2010.
183. Stewart CP, Iannotti L, Dewey KG, Michaelsen KF, Onyango AW: **Contextualising complementary feeding in a broader framework for stunting prevention.** *Maternal & Child Nutrition* 2013, **9**:27-45.
184. Mickey RM, Greenland S: **THE IMPACT OF CONFOUNDER SELECTION CRITERIA ON EFFECT ESTIMATION.** *American Journal of Epidemiology* 1989, **129**:125-137.
185. Filmer D, Scott K: **Assessing Asset Indices.** 2007.
186. Agho KE, Dibley MJ, Odiase JI, Ogbonmwan SM: **Determinants of exclusive breastfeeding in Nigeria.** *BMC Pregnancy and Childbirth* 2011, **11**:1-8.
187. Kashima S, Suzuki E, Okayasu T, Jean Louis R, Eboshida A, Subramanian SV: **Association between Proximity to a Health Center and Early Childhood Mortality in Madagascar.** *PLoS ONE* 2012, **7**:e38370.
188. Rabe-Hesketh S, Skrondal A: *Multilevel and longitudinal modeling using Stata.* STATA press; 2008.
189. Ramsay CR, Matowe L, Grilli R, Grimshaw JM, Thomas RE: **Interrupted time series designs in health technology assessment: lessons from two systematic reviews of behavior change strategies.** *International Journal of Technology Assessment in Health Care* 2004, **19**:613-623.
190. Lopez Bernal J, Cummins S, Gasparrini A: **Interrupted time series regression for the evaluation of public health interventions: a tutorial.** *International Journal of Epidemiology* 2016.
191. Bhaskaran K, Gasparrini A, Hajat S, Smeeth L, Armstrong B: **Time series regression studies in environmental epidemiology.** *International Journal of Epidemiology* 2013, **42**:1187-1195.
192. Jung RC, Kukuk M, Liesenfeld R: **Time series of count data: modeling, estimation and diagnostics.** *Computational Statistics & Data Analysis* 2006, **51**:2350-2364.
193. Wagner A, Soumerai S, Zhang F, Ross-Degnan D: **Segmented regression analysis of interrupted time series studies in medication use research.** *Journal of clinical pharmacy and therapeutics* 2002, **27**:299-309.
194. Atkins DC, Baldwin SA, Zheng C, Gallop RJ, Neighbors C: **A tutorial on count regression and zero-altered count models for longitudinal substance use data.** *Psychology of addictive behaviors : journal of the Society of Psychologists in Addictive Behaviors* 2013, **27**:166-177.
195. Basu S, Meghani A, Siddiqi A: **Evaluating the health impact of large-scale public policy changes: classical and novel approaches.** *Annual Review of Public Health* 2017, **38**.
196. Austin PC: **The relative ability of different propensity score methods to balance measured covariates between treated and untreated subjects in observational studies.** *Medical Decision Making* 2009, **29**:661-677.
197. Sanchez A, Melendez G, Behrman J: **The Impact of the Juntos Conditional Cash Transfer Programme in Peru on Nutritional and Cognitive Outcomes.** 2016.

198. Austin PC: **An Introduction to Propensity Score Methods for Reducing the Effects of Confounding in Observational Studies.** *Multivariate Behavioral Research* 2011, **46**:399-424.
199. McCaffrey DF, Ridgeway G, Morral AR: **Propensity Score Estimation With Boosted Regression for Evaluating Causal Effects in Observational Studies.** *Psychological Methods* 2004, **9**:403-425.
200. Lee J, Little TD: **A practical guide to propensity score analysis for applied clinical research.** *Behaviour Research and Therapy* 2017.
201. Duncan C, Jones K, Moon G: **Context, composition and heterogeneity: Using multilevel models in health research.** *Social Science & Medicine* 1998, **46**:97-117.
202. Merlo J, Ohlsson H, Lynch KF, Chaix B, Subramanian SV: **Individual and collective bodies: using measures of variance and association in contextual epidemiology.** *Journal of Epidemiology and Community Health* 2009, **63**:1043.
203. Merlo J, Viciano-Fernández FJ, Ramiro-Fariñas D: **Bringing the individual back to small-area variation studies: A multilevel analysis of all-cause mortality in Andalusia, Spain.** *Social Science & Medicine* 2012, **75**:1477-1487.
204. Merlo J, Wagner P, Ghith N, Leckie G: **An Original Stepwise Multilevel Logistic Regression Analysis of Discriminatory Accuracy: The Case of Neighbourhoods and Health.** *PLOS ONE* 2016, **11**:e0153778.
205. Monogan J, III: **The SAGE Handbook of Multilevel Modeling.** In. London: SAGE Publications Ltd; 2013
206. Maas CJM, Hox JJ: **Robustness issues in multilevel regression analysis.** *Statistica Neerlandica* 2004, **58**:127-137.
207. INSD MD, Macro I: **Enquête démographique et de santé et à indicateurs multiples (EDSBF-MICS IV), Rapport préliminaire, Burkina Faso, 2010.** *Ouagadougou: INSD* 2012, **40**.
208. Fournier P, Dumont A, Tourigny C, Philibert A, Coulibaly A, Traoré M: **The Free Caesareans Policy in Low-Income Settings: An Interrupted Time Series Analysis in Mali (2003–2012).** *PLoS ONE* 2014, **9**:e105130.
209. Druetz T, Fregonese F, Bado A, Millogo T, Kouanda S, Diabaté S, Haddad S: **Abolishing Fees at Health Centers in the Context of Community Case Management of Malaria: What Effects on Treatment-Seeking Practices for Febrile Children in Rural Burkina Faso?** *PloS one* 2015, **10**:e0141306.
210. Anand S, Bärnighausen T: **Human resources and health outcomes: cross-country econometric study.** *The Lancet* 2004, **364**:1603-1609.
211. **Health Workforce** [<http://apps.who.int/gho/data/node.main.A1444>]
212. Steele R: **Model Selection for Multilevel Models.** London: SAGE Publications Ltd; 2013.
213. Feiveson AH: **FAQ: What is the delta method and how is it used to estimate the standard error of a transformed parameter.** 1999.
214. Singer JD, Willett JB: *Applied longitudinal data analysis: Modeling change and event occurrence.* Oxford university press; 2003.
215. Ponsar F, Tayler-Smith K, Philips M, Gerard S, Van Herp M, Reid T, Zachariah R: **No cash, no care: how user fees endanger health—lessons learnt regarding financial barriers to healthcare services in Burundi, Sierra Leone, Democratic Republic of Congo, Chad, Haiti and Mali.** *International Health* 2011, **3**:91-100.

216. Heinmüller R, Dembélé YA, Jouquet G, Haddad S, Ridde V: **Free healthcare provision with an NGO or by the Malian government. Impact on health center attendance by children under five.** *Field Actions Science Reports The journal of field actions* 2012.
217. Ponsar F, Van Herp M, Zachariah R, Gerard S, Philips M, Jouquet G: **Abolishing user fees for children and pregnant women trebled uptake of malaria-related interventions in Kangaba, Mali.** *Health Policy Plan* 2011, **26 Suppl 2**:ii72-83.
218. Fernandes QF, Wagenaar BH, Anselmi L, Pfeiffer J, Gloyd S, Sherr K: **Effects of health-system strengthening on under-5, infant, and neonatal mortality: 11-year provincial-level time-series analyses in Mozambique.** *The Lancet Global Health* 2014, **2**:e468-e477.
219. Muldoon KA, Galway LP, Nakajima M, Kanters S, Hogg RS, Bendavid E, Mills EJ: **Health system determinants of infant, child and maternal mortality: A cross-sectional study of UN member countries.** *Globalization and health* 2011, **7**:1.
220. Antarou L, Ridde V, Kouanda S, Queuille L: **Health staff workload in a context of user fees exemption policy for health care in Burkina Faso and Niger.** *Bulletin de la Societe de pathologie exotique (1990)* 2013, **106**:264-271.
221. Ouédraogo A, Tiono AB, Diarra A, Sanon S, Yaro JB, Ouedraogo E, Bougouma EC, Soulama I, Gansané A, Ouedraogo A: **Malaria morbidity in high and seasonal malaria transmission area of Burkina Faso.** *PLoS One* 2013, **8**:e50036.
222. Schoeps A, Gabrysch S, Niamba L, Sié A, Becher H: **The Effect of Distance to Health-Care Facilities on Childhood Mortality in Rural Burkina Faso.** *American Journal of Epidemiology* 2011, **173**:492-498.
223. Sauerborn R, Nougbara A, Hien M, Diesfeld HJ: **Seasonal variations of household costs of illness in Burkina Faso.** *Social Science & Medicine* 1996, **43**:281-290.
224. Gilson L, McIntyre D: **Removing user fees for primary care in Africa: the need for careful action.** *BMJ* 2005, **331**:762 - 765.
225. Atchessi N, Ridde V, Haddad S: **Combining user fees exemption with training and supervision helps to maintain the quality of drug prescriptions in Burkina Faso.** *Health Policy and Planning* 2013, **28**:606-615.
226. Wagenaar BH, Sherr K, Fernandes Q, Wagenaar AC: **Using routine health information systems for well-designed health evaluations in low- and middle-income countries.** *Health Policy and Planning* 2015.
227. Cook TD, Campbell DT, Day A: *Quasi-experimentation: Design & analysis issues for field settings.* Houghton Mifflin Boston; 1979.
228. Maas CJ, Hox JJ: **Sufficient sample sizes for multilevel modeling.** *Methodology: European Journal of Research Methods for the Behavioral and Social Sciences* 2005, **1**:86.
229. Brookhart MA, Sturmer T, Glynn RJ, Rassen J, Schneeweiss S: **Confounding control in healthcare database research: challenges and potential approaches.** *Med Care* 2010, **48**:S114-120.
230. Batana Y, Cockburn J, Guene H: **Analyse de la situation de la pauvreté et de la vulnérabilité de l'enfant et de la femme au Burkina Faso (Analysis of the situation of poverty and vulnerability of children and women)'. Report commissioned by UNICEF-Burkina Faso** 2012.
231. Colvin CJ, Smith HJ, Swartz A, Ahs JW, de Heer J, Opiyo N, Kim JC, Marraccini T, George A: **Understanding careseeking for child illness in sub-Saharan Africa: a systematic review and conceptual framework based on qualitative research of household**

- recognition and response to child diarrhoea, pneumonia and malaria.** *Soc Sci Med* 2013, **86**:66-78.
232. Ahorlu CK, Koram KA, Ahorlu C, De Savigny D, Weiss MG: **Socio-cultural determinants of treatment delay for childhood malaria in southern Ghana.** *Tropical Medicine & International Health* 2006, **11**:1022-1031.
233. Sen A: **Health: perception versus observation.** *BMJ* 2002, **324**:860.
234. World Health Organization, Organisation for Economic Co-operation and Development, Bank TW: **Delivering quality health services: a global imperative for universal health coverage.** Licence: CC BY-NC-SA 3.0 IGO
- 2018.
235. von Lengerke T, Gohl D, Babitsch B: **Re-revisiting the Behavioral Model of Health Care Utilization by Andersen: A Review on Theoretical Advances and Perspectives.** *Health Care Utilization in Germany* 2014:11-28.
236. Ridde V, Haddad S: **Abolishing user fees in Africa.** *PLoS Med* 2009, **6**:e1000008.
237. Hatt LE, Waters HR: **Determinants of child morbidity in Latin America: A pooled analysis of interactions between parental education and economic status.** *Social Science & Medicine* 2006, **62**:375-386.
238. Nguyen H, Wang W: **The effects of free government health insurance among small children--evidence from the free care for children under six policy in Vietnam.** *Int J Health Plann Manage* 2013, **28**:3-15.
239. Quimbo SA, Peabody JW, Shimkhada R, Florentino J, Solon O: **Evidence of a Causal Link between Health Outcomes, Insurance Coverage and a Policy to Expand Access: Experimental Data from Children in the Philippines.** *Health economics* 2011, **20**:620-630.
240. Rosenbaum PR, Rubin DB: **The central role of the propensity score in observational studies for causal effects.** *Biometrika* 1983:41-55.
241. Robins JM, Hernan MA, Brumback B: **Marginal structural models and causal inference in epidemiology.** *Epidemiology* 2000, **11**:550-560.
242. Muller CJ, MacLehose RF: **Estimating predicted probabilities from logistic regression: different methods correspond to different target populations.** *International Journal of Epidemiology* 2014, **43**:962-970.
243. Gould W: **crc43: Wald test of nonlinear hypotheses after model estimation.** *Stata Technical Bulletin* 1996, **29**:2-4.
244. Richard, Williams: **Interaction effects and group comparisons.** 2015.
245. De Allegri M, Ridde V, Louis VR, Sarker M, Tiendrebéogo J, Yé M, Müller O, Jahn A: **Determinants of utilisation of maternal care services after the reduction of user fees: A case study from rural Burkina Faso.** *Health Policy* 2011, **99**:210-218.
246. Rutebemberwa E, Kallander K, Tomson G, Peterson S, Pariyo G: **Determinants of delay in care-seeking for febrile children in eastern Uganda.** *Trop Med Int Health* 2009, **14**:472 - 479.
247. Glymour MM: **Natural experiments and instrumental variable analyses in social epidemiology.** *Methods in social epidemiology* 2017, **1**:429.
248. UNICEF: **State of the World's Children 2017: Children in a digital world.** *UNICEF* 2017.

249. Ridde V: **Fees-for-services, cost recovery, and equity in a district of Burkina Faso operating the Bamako Initiative.** *Bulletin of the World Health Organization* 2003, **81**:532-538.
250. Belaid L, Ridde V: **An implementation evaluation of a policy aiming to improve financial access to maternal health care in Djibo district, Burkina Faso.** *BMC Pregnancy and Childbirth* 2012, **12**:143.
251. Rutherford M, Mulholland K, Hill P: **How access to health care relates to under-five mortality in sub-Saharan Africa: systematic review.** *Trop Med Int Health* 2010, **15**:508 - 519.
252. Yates R: **Universal health care and the removal of user fees.** *Lancet* 2009, **373**:2078 - 2081.
253. OMS: **Rapport sur la Sante dans le Monde 2005. Donnons sa chance à chaque mère et à chaque enfant.** *Bulletin of the World Health Organization* 2005.
254. Bassani DG, Arora P, Wazny K, Gaffey MF, Lenters L, Bhutta ZA: **Financial incentives and coverage of child health interventions: a systematic review and meta-analysis.** *BMC Public Health* 2013, **13 Suppl 3**:S30.
255. de Onis M, Branca F: **Childhood stunting: a global perspective.** *Maternal & Child Nutrition* 2016, **12**:12-26.
256. World Health Organization: **Nutrition Landscape Information System (NLIS) country profile indicators: interpretation guide.** 2010.
257. de Onis M, Dewey KG, Borghi E, Onyango AW, Blössner M, Daelmans B, Piwoz E, Branca F: **The World Health Organization's global target for reducing childhood stunting by 2025: rationale and proposed actions.** *Maternal & Child Nutrition* 2013, **9**:6-26.
258. Rutstein SO, Rojas G: **Guide to DHS statistics.** *Calverton, MD: ORC Macro* 2006.
259. Rakotomanana H, Gates GE, Hildebrand D, Stoecker BJ: **Determinants of stunting in children under 5 years in Madagascar.** *Maternal & child nutrition* 2017, **13**.
260. Austin PC: **Balance diagnostics for comparing the distribution of baseline covariates between treatment groups in propensity-score matched samples.** *Statistics in Medicine* 2009, **28**:3083-3107.
261. Stuart EA, Lee BK, Leacy FP: **Prognostic score-based balance measures can be a useful diagnostic for propensity score methods in comparative effectiveness research.** *Journal of Clinical Epidemiology* 2013, **66**:S84-S90.
262. Philibert A, Ridde V, Bado A, Fournier P: **No effect of user fee exemption on perceived quality of delivery care in Burkina Faso: a case-control study.** *BMC Health Services Research* 2014, **14**:120.
263. Akombi BJ, Agho KE, Hall JJ, Wali N, Renzaho A, Merom D: **Stunting, wasting and underweight in Sub-Saharan Africa: a systematic review.** *International journal of environmental research and public health* 2017, **14**:863.
264. Beiersmann C, Bermejo Lorenzo J, Bountogo M, Tiendrébeogo J, Gabrysch S, Yé M, Jahn A, Müller O: **Malnutrition Determinants in Young Children from Burkina Faso.** *Journal of Tropical Pediatrics* 2013, **59**:372-379.
265. Fewell Z, Davey Smith G, Sterne JAC: **The Impact of Residual and Unmeasured Confounding in Epidemiologic Studies: A Simulation Study.** *American Journal of Epidemiology* 2007, **166**:646-655.

266. MacKinnon DP, Pirlott AG: **Statistical Approaches for Enhancing Causal Interpretation of the M to Y Relation in Mediation Analysis.** *Personality and Social Psychology Review* 2015, **19**:30-43.
267. Beran TN, Violato C: **Structural equation modeling in medical research: a primer.** *BMC Research Notes* 2010, **3**:267.
268. Druetz T, Bicaba A, Some T, Kouanda S, Ly A, Haddad S: **Effect of interrupting free healthcare for children: Drawing lessons at the critical moment of national scale-up in Burkina Faso.** *Social Science & Medicine* 2017, **185**:46-53.
269. Walker CLF, Rudan I, Liu L, Nair H, Theodoratou E, Bhutta ZA, O'Brien KL, Campbell H, Black RE: **Global burden of childhood pneumonia and diarrhoea.** *The Lancet* 2013, **381**:1405-1416.
270. Rose G: **Sick individuals and sick populations.** *International Journal of Epidemiology* 2001, **30**:427-432.
271. Schisterman EF, Cole SR, Platt RW: **Overadjustment Bias and Unnecessary Adjustment in Epidemiologic Studies.** *Epidemiology* 2009, **20**:488-495.
272. Cole SR, Hernan MA: **Fallibility in estimating direct effects.** *International Journal of Epidemiologie* 2002, **31**:163-165.
273. Szklo M, Nieto FJ: *Epidemiology: beyond the basics.* Jones & Bartlett Publishers; 2014.
274. Hernan MA, Hernandez-Diaz S, Robins JM: **A structural approach to selection bias.** *Epidemiology* 2004, **15**:615-625.
275. Oakes JM, Andrade K: **Methodologic Innovations and Advances in Social Epidemiology.** *Current Epidemiology Reports* 2014, **1**:38-44.
276. Marmot M, Bell R: **Fair society, healthy lives.** *Public health* 2012, **126**:S4-S10.
277. World Health Organization: *Innov8 approach for reviewing national health programmes to leave no one behind: technical handbook.* World Health Organization; 2016.
278. Johri M, Ridde V, Heinmüller R, Haddad S: **Estimation of maternal and child mortality one year after user-fee elimination: an impact evaluation and modelling study in Burkina Faso.** *Bulletin of the World Health Organization* 2014, **92**:706-715.
279. Belaid L, Ridde V: **Contextual factors as a key to understanding the heterogeneity of effects of a maternal health policy in Burkina Faso?** *Health Policy and Planning* 2014.
280. Handley MA, Lyles CR, McCulloch C, Cattamanchi A: **Selecting and Improving Quasi-Experimental Designs in Effectiveness and Implementation Research.** *Annual Review of Public Health* 2018, **39**:null.
281. Bamberger M, Rugh J, Mabry L: *RealWorld evaluation: Working under budget, time, data, and political constraints.* sage; 2011.
282. Rothman KJ, Greenland S, Lash TL: *Modern epidemiology.* Lippincott Williams & Wilkins; 2008.
283. Khandker SR, Koolwal GB, Samad HA: *Handbook on impact evaluation: quantitative methods and practices.* World Bank Publications; 2010.
284. Subramanian SV, Subramanyam MA, Selvaraj S, Kawachi I: **Are self-reports of health and morbidities in developing countries misleading? Evidence from India.** *Social Science & Medicine* 2009, **68**:260-265.
285. Rowe AK, Steketee RW, Arnold F, Wardlaw T, Basu S, Bakayita N, Lama M, Winston CA, Lynch M, Cibulskis RE: **Evaluating the impact of malaria control efforts on mortality in sub-Saharan Africa.** *Tropical medicine & international health* 2007, **12**:1524-1539.



## **Annexe A – Approbation éthique**

MINISTERE DE LA SANTE

-----  
MINISTERE DE LA RECHERCHE  
SCIENTIFIQUE ET DE L'INNOVATION

-----  
COMITE D'ETHIQUE POUR  
LA RECHERCHE EN SANTE

BURKINA FASO  
*Unité - Progrès - Justice*

**DELIBERATION N° 2012-021**

**1. TITRE DE LA RECHERCHE**

« Evaluation des effets de la gratuité des soins sur la santé des enfants de moins de cinq ans dans les districts sanitaires de Dori et Gorom-Gorom au Burkina Faso » ;

**2. REFERENCE DU PROTOCOLE**

Version non précisée

**3. DOCUMENTATION**

Protocole de recherche

**4. REFERENCE DU DEMANDEUR**

Investigateur principal : Valéry Ridde, CNRST  
Co-investigateurs : Slim Haddad, Université de Montréal, Canada

**5. SITE DE LA RECHERCHE**

District sanitaire de DORI, SEBBA et GOROM-GORM

**6. DATE DE LA DELIBERATION**

11 avril 2012

**7. ELEMENTS EXAMINES**

- Conception scientifique et conduite de la recherche ;
- Soins et protection des participants à la recherche ;
- Protection de la confidentialité des données du participant à la recherche ;
- Processus de consentement éclairé ;
- Budget de la recherche.

## **8. OBSERVATIONS**

- reformuler l'objectif général en se référant au titre de l'étude
- donner la définition opérationnelle de « pauvre »
- les questions relatives aux dépenses des ménages ne semblent pas adaptées aux contextes de l'étude.

## **9 : MEMBRES DU COMITE AYANT SIEGE**

- Dr Bocar A. KOUYATE,
- Pr. Bibiane KONE,
- Pr Arouna OUEDRAOGO,
- Pr Mamadou SAWADOGO,
- Dr Scholastique SAWADOGO,
- Pr Jean-Baptiste NIKIEMA,
- Mme Scholastique M. D. TRAORE.

## **10. AVIS DU COMITE**

Avis favorable

## **11. RESERVES**

## **12. RECOMMANDATIONS**

Ouagadougou, le 11 avril 2012

ID Ménage Dpt./Sect. ZD quadrant ménage

## QUESTIONNAIRE MÉNAGE

### Annexe B – Questionnaire de l'enquête de ménages

#### IDENTIFICATION

1 Province	.....	8 Ethnie du CM:	.....
2 Département	.....	9 Religion du CM:	.....
3 CSPTS de référence LISTE):	.....	10 Biens du ménage (voir	.....
4 Numéro ZD	.....		.....
5 Nom communauté / secteur	.....		.....
6 Nom, prénoms du Chef de Concession	.....		
7 Nom, prénoms du Chef de Ménage (CM)	.....		

#### SAISIE

61 1 <sup>ère</sup> saisie, Agent	_ _
62 1 <sup>ère</sup> saisie, Date	_ _   _ _    <b>0</b>   <b>8</b>
63 2 <sup>e</sup> saisie, Agent	_ _
64 2 <sup>e</sup> saisie, Date	_ _   _ _    <b>0</b>   <b>8</b>
65 Observations	.....

#### COLLECTE

1 <sup>ère</sup> Passage		2 <sup>e</sup> Passage		3 <sup>e</sup> Passage	
11 Agent	_ _	21 Agent	_ _	31 Agent	_ _
12 Date	_ _    <b>0</b>   <b>7</b>    <b>0</b>   <b>8</b>	22 Date	_ _    <b>0</b>   <b>7</b>    <b>0</b>   <b>8</b>	32 Date	_ _    <b>0</b>   <b>7</b>    <b>0</b>   <b>8</b>
13 Heure début	_ _   _ _	23 Heure début	_ _   _ _	33 Heure début	_ _   _ _
14 Heure fin	_ _   _ _	24 Heure fin	_ _   _ _	34 Heure fin	_ _   _ _
15 .Accompli*	.....	25 .Accompli*	.....	35 .Accompli*	.....
16 Restant*	.....	26 Restant*	.....	36 Restant*	.....

\*) Lister les fiches accomplies/restantes avec en parenthèses les numéros de membres concernés

#### Répondants non-membres

No.	Nom	Prénoms	Sexe	Lien	Année naiss.	Instr.
101						
102						
103						
104						
105						
107						
112						
<b>91</b>						
<b>92</b>						

#### Nombres de fiches:

41 Liste |\_| 42 Dépens. |\_|  
 43 Fem. |\_| 44 Gross. |\_| 45 Acc. |\_| 46 MalEnf |\_|

#### Raison de non-participation:

51 .....  
 .....  
 .....  
 .....

Codes

<u>Dépt.</u>	<u>secteur (ID)</u>	SE1 – 5	Sebba	secteur 1–5 (Y)	<u>Ethnie (8)</u>	<u>Religion (9)</u>	<u>Biens du ménage (10)</u>	<u>Sexe (104)</u>	<u>Niveau d'instruction (112)</u>					
BAN	Bani (S)	SEY	Seytenga	(S)	DOG	Dogon	ANI	animiste	FEM	féminin	JAM	jamais	scolarisé	
BOU	Boudore (Y)	SOL	Solhan	(Y)	GOU	Gourmantché	CHR	chrétien	DUR	logement en dur	MAS	masculin	PRI	primaire
DO1 - 8	Dori secteur 1-8 (S)	TAN	Tankougounadie	(Y)	HAU	Haoussa	MUS	musulman	TPH	téléphone			SEC	secondaire
DOR	Dori (rur) (S)	TIT	Titabe (Y)		PEU	Peulh		si autre, écrire en ttes lettres	BIC	bicyclette			PLS	plus
DOT	Dori Thiombonga (S)		<u>Quadrant (ID)</u>		SON	Sonraï			MOT	moto OU mobylette			<b>CCO</b>	<b>chef de concession</b>
FAL	Falagountou (S)				TOU	Touareg			RAD	radio			NOT	notable du village
GOR	Gorgadji (S)	A, B	nord-est,	sud-est		si autre, écrire en ttes lettres			TVS	télévision			RAV	responsable adm. vill.
MAN	Mansila (Y)	C, D	sud-ouest,	nord-ouest					REF	réfrigérateur			VOI	voisin
SAM	Sampelga (S)								AUC	aucun de cette liste				si autre, écrire en ttes lettres



➔ (Nom d'enfant) a-t-il/elle été malade les 30 derniers jours ?

*SI NON* ➔ A-t-il/elle eu de (lire symptômes de la liste en bas) ?

**S'il y a OUI à 113 ou 114, continuer l'entretien, sinon aller au prochain ménage.**

<b>Sexe (104)</b>	CHE chef de ménage	MAR marâtre	VIS visiteur	<b>Statut de résidence</b>	Grossesse/Maladie (113/114)	faible	appétit
FEM féminin	BOP beau père	MER mère	AUT autre	(111)	OUI, NON	vomissement	répété
MAS masculin	COU cousin(e)	NIE nièce	<b>Raison sortie</b>	RSA résident	absent	IMP impossible de savoir	diarrhée
<b>Lien (105)</b>	EP1 – n <sup>1ère</sup> – n <sup>ième</sup> épouse	NEV neveu	(110)	RSP résident	présent	sang dans les	selles
	FIA fils / fille adoptif(ve)	ONC oncle	DEC décès	VIS visiteur	<b>LISTE DES SYMPTÔMES</b>	sang dans les	urines
<b>Lier l'enfant à sa mère ou son tuteur, l'épouse à son mari.</b>	FIL fils / fille	PER père	EMI émigration	<b>Niveau d'instruction (114)</b>		maux	d'yeux
	FRE frère	PTF petit fils / petite fille	MAR mariage	(112)	fièvre	maux de	ventre
BEM belle mère	GRM grand-mère	SOE sœur	RET retour chez soi (VIS)	JAM jamais	scolarisé	toux	maux de tête
BES belle sœur	GRP grand père	TAN tante	SEP séparation de mariage	PRI primaire	respiration	difficile	blessure / accident
BOF beau frère			si autre, écrire en ttes lettres	SEC secondaire	respiration rapide	(même au	
				PLS plus		repos)	

**LISTE DES MEMBRES, PAGE 2** Continuer comme sur la page 1 de la Liste

101	A	102	103	104	105	106	B	107	108	109	110	111	112	C	113	114	115	
Lister tous les membres (partie A) <u>AVANT</u> de remplir la partie B pour chacun d'eux. <b>POUR LA PARTIE C</b> , demander au chef de vous laisser parler seul aux femmes concernées (instructions en bas).							Si inconnu, laisser libre le jour ou le mois. La précision est cherchée pour les enfants en bas âge seulement.											
No.	Nom	Prénoms, surnoms, sobriquets			Sexe	Lien	À qui	Date naiss. jj mm aa	SI 12 dern. mois: Date entrée jj mm aa	Date sortie jj mm aa	Raison sortie	Statut de résidence	Niveau d'instruction	Grossesse? (12 dern. mois)	Maladie (30 dern. jours)	Répondant pour 113/4		
1 0																		
1 1																		
1 2																		





➔ (Nom d'enfant) a-t-il/elle été malade les 30 derniers jours ?

SI NON ➔ A-t-il/elle eu de (lire symptômes de la liste en bas) ?

**S'il y a OUI à 113 ou 114, continuer l'entretien, sinon aller au prochain**

**ménage.**

<b>Sexe (104)</b>	CHE chef de ménage	MAR marâtre	VIS visiteur	<b>Statut de résidence</b>	<b>Grossesse/Maladie (113/114)</b>	faible	appétit
FEM féminin	BOP beau père	MER mère	AUT autre	<b>(111)</b>	OUI,	NON	vomissement répété
MAS masculin	COU cousin(e)	NIE nièce	<b>Raison sortie</b>	RSA résident	absent	IMP impossible de savoir	diarrhée
<b>Lien (105)</b>	EP1 – n <sup>1ère</sup> – n <sup>ième</sup> épouse	NEV neveu	<b>(110)</b>	RSP résident	présent	sang dans les	<u>selles</u>
	FIA fils / fille adoptif(ve)	ONC oncle	DEC décès	VIS visiteur	<b>LISTE DES SYMPTÔMES</b>	sang dans les	<u>urines</u>
<b>Lier l'enfant à sa mère ou son tuteur, l'épouse à son mari.</b>	FIL fils / fille	PER père	EMI émigration	<b>Niveau d'instruction (114)</b>		maux	<u>d'yeux</u>
	FRE frère	PTF petit fils / petite fille	MAR mariage	<b>(112)</b>	fièvre	maux de	<u>ventre</u>
BEM belle mère	GRM grand-mère	SOE sœur	RET retour chez soi (VIS)	JAM jamais	scolarisé	toux	maux de <u>tête</u>
BES belle sœur	GRP grand père	TAN tante	SEP séparation de mariage	PRI primaire	respiration	difficile	blessure / accident
BOF beau frère			si autre, écrire en ttes lettres	SEC secondaire	respiration rapide	<u>(même au repos)</u>	
				PLS plus			

## Tirage au hasard d'un ménage dans la concession *Si la concession ne contient qu'un seul ménage, celui-ci est automatiquement sélectionné.*

*Sinon, voici la démarche:*

- 1 Lister les chefs des ménage, en commençant par le chef de la concession, puis allant du plus ancien au plus récent chef de ménage.
- 2 Numérotez-les en commençant par 1.
- 3 Déterminer le POINT DE DÉPART dans la table à l'intersection de la ligne correspondant à la date d'aujourd'hui et de la colonne correspondant au numéro du ménage à identifier

*(Exemple: mettons on est le 5 juillet et cherche à identifier le 7<sup>e</sup> ménage dans notre quadrant. On prend la ligne indiquée par 5 et la colonne 7, et on trouve à leur intersection le nombre 53)*

- 4 Identifier le ménage à sélectionner en descendant du point de départ jusqu'au bas de la colonne, puis descendant la prochaine colonne à droite s'il y en a, sinon on recommence par la colonne 1: le premier nombre non-zéro qu'on trouve qui ne dépasse pas le nombre de ménages dans la concession, indique le chef du ménage dont le ménage est à sélectionner.

*(Exemple continué: supposons notre concession a 3 ménages. Nous partons de 53 à l'intersection 5 & 7 et descendons le reste de la colonne 7 puis les colonnes 8 à 12, mais tous les nombres sont supérieurs à 3. Il faut alors recommencer par la colonne 1, et voilà le nombre 03 à l'intersection 1 & 2 qui tombe dans la rangée admissible et sélectionne le ménage du plus récent chef de ménage.*

Jour			No. du Ménage à identifier											
Date d'aujourd'hui			1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	11	21	96	11	83	38	90	69	48	05	51	10	95	70
2	12	22	03	59	59	37	77	89	86	46	50	91	77	60
3	13	23	22	81	99	84	19	36	43	62	53	71	11	49
4	14	24	63	61	14	44	84	12	19	76	61	90	70	47
5	15	25	55	17	15	77	04	48	53	52	70	68	92	99

6	16	26	<b>81</b>	<b>45</b>	<b>12</b>	<b>01</b>	<b>72</b>	<b>52</b>	<b>07</b>	<b>11</b>	<b>73</b>	<b>13</b>	<b>78</b>	<b>20</b>
7	17	27	<b>06</b>	<b>50</b>	<b>33</b>	<b>31</b>	<b>86</b>	<b>58</b>	<b>36</b>	<b>32</b>	<b>31</b>	<b>96</b>	<b>79</b>	<b>35</b>
8	18	28	<b>92</b>	<b>99</b>	<b>94</b>	<b>03</b>	<b>80</b>	<b>33</b>	<b>40</b>	<b>97</b>	<b>18</b>	<b>72</b>	<b>64</b>	<b>83</b>
9	19	29	<b>96</b>	<b>16</b>	<b>89</b>	<b>55</b>	<b>02</b>	<b>86</b>	<b>09</b>	<b>20</b>	<b>88</b>	<b>98</b>	<b>44</b>	<b>12</b>
10	20	30	<b>92</b>	<b>10</b>	<b>08</b>	<b>44</b>	<b>35</b>	<b>15</b>	<b>05</b>	<b>77</b>	<b>92</b>	<b>96</b>	<b>89</b>	<b>00</b>

## Annexe C – Questionnaire maladie d’enfants

### FICHE MALADIES DES ENFANTS (pour chaque enfant de 0-5 ans, s’adresser à la mère où la personne la mieux informée sur la santé et les soins qu’il a reçus)

701	702	703	704	705	706	707	707a	708	709	710	711
NOM, prénoms	Reco- pier son numéro de liste des mem- bres	Numér oter les maladies de l’enfant à partir de 1	Après la 1 <sup>ère</sup> maladie, continuer: (Nom de l’enfant) a-t- il/elle eu une autre maladie pendant les 30 derniers jours?  SI NON: (Nom de l’enfant) a-t- il/elle eu (Liste des symptômes)? Nom de la maladie	Pendant cette maladie, l’enfant a-t- il également eu les symptômes suivants? (1 ou plusieurs de LISTE ci-dessous)	Cette maladie , est- elle terminé ou en cours? (code)	Durée estimée nombre / unité		Premier jour (jour   mois)	Dernier jour (jour   mois)	Pendant cette maladie, l’enfant a-t- il arrêté ou réduit ses activités normales ? (jeux, aider les autres) SI OUI: Pendant combien de jours ?	Pendant cette ma- ladie, est-ce que sa vie était mena- cée? (code)



**SOINS DES ENFANTS** Remplir pour CHAQUE ÉPISODE de maladie, ajouter des pages au besoin

712	713	714	715	716		717	718	719		720	721	722		723	724
NOM, prénoms	Recopier son numéro de membre	Recopier le numéro de sa maladie	1 <sup>er</sup> recours			2 <sup>e</sup> recours			3 <sup>e</sup> recours			<i>SI PAS DE CONSULTATION AU C.S.P.S.:</i> Avez-vous songé à consulter au CSPS? (rien à noter) <i>PUIS:</i> Pourquoi n'y avez-vous pas consulté?			
			Qui a traité l'enfant ? <i>SI RIE</i> → 724	Où?	Date (jour   mois)	Qui a traité l'enfant ?	Où?	Date (jour   mois)	Qui a traité l'enfant ?	Où?	Date (jour   mois)				

Codes

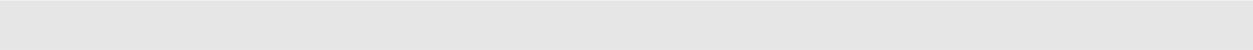
<p><b>Qui a traité (715, 718, 721)</b></p> <p>RIE rien fait                      FAM soins par la famille</p>	<p><b>Raisons de non-consultation (724)</b></p> <p>RAP guérison rapide                      DIS distance vers centre / hôpital longue</p>
---	---

VEN	vendeur	ambulant	MED	médecin	TRA	personne	pour	me	transporter	attentes
ASV	Agent de santé	villageois	MAI	maïeuticien	ENF	personne	s'occupe	des	autres	HOR
AVI	accoucheuse	villageoise	SAG	sage		enfants				horair
INF	infirmier / infirmière			si AUTRE	FIN	pas	de	moyens	financierse	peu
				écrire en ttes lettres	MAU	Mauvaise	expérience			convénient
										si AUTRE
										écrire en
										toutes lettres





**Annexe D – Questionnaire de l’enquête sur les services de santé**



## QUESTIONNAIRE SUR LES SERVICES DE SANTÉ ET LEUR CONTEXTE

### Section 1 : Caractéristiques de base

District sanitaire de : ..... CSPS de : ..... Date d'ouverture du CSPS...../..... Date de l'enquête : ..... / ..... / 2015	Nom de l'enquêteur: ..... Personnes ressources rencontrés : .....	État des bâtiments : Maternité : ..... Logements : 1.....2.....3.....
---	--	--

### Section 2 : Évolution de l'effectif du personnel de soins

**Tableau 1**

Année	2004		2005		2006		2007		2008		2009		2010		2011		2012		2013		2014		
	S1	S2																					
Nombre																							
Masculin																							
Féminin																							
Départs																							
Arrivés																							

**Tableau 2**

	Semestre 1									Semestre 2												
	Personnel technique						Personnel d'appui			Personnel technique						Personnel d'appui						
	IDE	IB	AIS	AA	AB	SF	MA	CU	AI	GA	IDE	IB	AIS	AA	AB	SF	MA	CU	AI	GA		
2004																						
2005																						
2006																						
2007																						
2008																						
2009																						
2010																						
2011																						
2012																						
2013																						
2014																						
2015																						



201 1												
201 2												
201 3												
201 4												
201 5												

**Section 5 : Présence d'autres projets et programmes affectant le recours aux soins et la santé des enfants dans l'aire de responsabilité du CSPS**

Exemple : Subvention des soins ou gratuité des soins, Supplémentation en micronutriments, distribution de moustiquaires imprégnées d'insecticide, campagne de vaccination de masse, distribution de vivres secs, Chimio prophylaxie paludisme, autres..... Pour chaque intervention, préciser sa nature (nom) la date de début et au cas échéant la date de fin

Nom du projet / programme/Intervention	Description	Date de début	Date de fin (éventuelle)

### **Section 6 : Autres évènements importants**

Pouvez-vous décrire des événements importants survenus dans votre aire de responsabilité durant les 10 dernières années et qui ont eu une influence sur le recours aux soins ? (Criquets, crue/inondation, éclipse, épidémie, famine, ouverture ou fermeture d'une formation sanitaire, apparition de guérisseur, apparition de marabout, pont, projet, route, sécheresse, usine, Site aurifère, Mesures dissuasives (amendes ou autres mesures incitatives pour l'utilisation des services), distribution de vivres Arrivée d'un agent de santé, départ d'un agent de santé, conflit.... Pour chaque évènement, préciser sa nature (nom) la date de début et au cas échéant la date de fin

Nom de l'évènement	Description ou nature de l'évènement	Date de début	Date de fin (éventuelle)

**Section 7 : Autres facteurs que vous jugez pertinents, liés à votre CSPA ou à son environnement (communauté) qui a eu ou a une influence sur les indicateurs de santé infantile (utilisation des services et morbidité)**

**Section 8 : Observations et quelques commentaires**