

Impact de la subvention des accouchements sur le taux de décès néonatal très précoce et le décès intrapartum dans un district du Burkina Faso : une étude quasi-expérimentale

MEDA I. B.^{1,2,*}, BAGUIYA A.¹, KOUANDA S.^{1,2}

Résumé

Aucune étude n'a pour le moment évalué l'association entre les politiques de réduction des coûts d'accès à la santé maternelle et le taux de décès intrapartum ou néonatal précoce. L'objectif de cette étude était de déterminer l'impact de la subvention des accouchements et des SONU sur le décès intrapartum ou néonatal très précoce dans un hôpital de district au Burkina Faso. Nous avons utilisé une approche quasi-expérimentale en observant le nombre de décès intrapartum ou néonatal précoce pendant 24 mois avant et 24 mois après l'introduction de la subvention. Nous avons utilisé une régression de Poisson segmentée avec variances robustes. Au total, 40 et 42 mort-nés frais ou décès néonatal de 2 500 g ou plus ont eu lieu dans l'hôpital de district respectivement avant et après l'introduction de la subvention pour 1 492 et 1 975 accouchements de 2 500 g ou plus. L'introduction de la subvention a entraîné immédiatement une baisse non significative de 9 mort-nés frais pour 1 000 naissances de 2 500 g ou plus soit 41 % de baisse relative. Cette baisse est restée non significative 24 mois après l'introduction de la subvention et s'est amenuisée. D'autres études sont nécessaires pour confirmer ces résultats et mettre en évidence une éventuelle hétérogénéité des résultats selon les centres de santé.

Mots-clefs : Subvention, mortalité intrapartum, mortalité néonatale, santé maternelle, Burkina Faso.

Abstract

No study has been done to evaluate the association between policy to reducing financial barriers to obstetric care in low-income countries and the rate of very early neonatal death or intrapartum death (fresh stillbirth). The objective of this study was to determine the impact of the national subsidy on the early neonatal or intrapartum death in a district hospital. We used a quasi-experimental approach by comparing the number of early neonatal or intrapartum death between 24 months before and 24 months after the introduction of the subsidy. We used a segmented Poisson regression with robust variances. In total, 40 and 42 early neonatal death or fresh stillbirth of 2 500 g or plus took place in the district hospital respectively before and after the subsidy introduction. Immediately after its introduction, the policy subsidy was associated with non-significant decrease by 9 fresh stillbirth or early neonatal death per 1 000 births of 2 500 g or plus, that is 41% relative decrease. This decrease remained non-significant for 24 months after the introduction of policy. Others studies are needed to confirm these results and to explore a possible heterogeneity of the results between health centers.

Keywords: Subsidy, intrapartum death, neonatal mortality, maternal health, Burkina Faso.

¹ Département Biomédical et Santé Publique, Institut de Recherche en Sciences de la Santé (IRSS/CNRST). 03 BP 7192 Ouagadougou 03.

² Institut Africain de Santé Publique (IASP). 12 BP 199 Ouagadougou 12.

* Auteur correspondant : medabert@yahoo.fr

Introduction

Au cours des vingt dernières années, de nombreux pays à faible revenu ont adopté des politiques publiques visant à réduire les barrières financières à l'accès aux soins de santé maternelle et néonatale (1, 2). Il s'agit en général de politiques d'exemption de paiement c'est à dire que les formations sanitaires offrent les prestations aux femmes éligibles et se font rembourser (1). Ces politiques sont censées favoriser entre autres le recours aux formations sanitaires pour les accouchements permettant ainsi aux femmes de bénéficier d'un accouchement assisté.

L'assistance qualifiée à l'accouchement est considérée comme l'un des moyens les plus efficaces pour réduire la mortalité maternelle et néonatale car elle permet de dépister tôt et de traiter les principales complications responsables des décès maternels et néonataux (3).

Plusieurs études ont montré que ces politiques ont effectivement entraîné une augmentation des accouchements dans les centres de santé (4-11). Cependant, peu d'études se sont intéressées pour le moment à l'impact de ces politiques sur la mortalité maternelle et néonatale. Deux études ont estimé les variations hospitalières de mortalité maternelle associées à l'introduction de ces politiques de réduction des coûts mais les résultats sont contradictoires (12, 13). Une seule étude a évalué leur impact sur la mortalité néonatale en Afrique Subsaharienne en utilisant des données d'enquêtes démographiques et de santé (9).

Un autre effet bénéfique de ces politiques de réduction des coûts qui n'est pratiquement jamais étudié est leur impact sur la réduction possible du taux de décès néonatal très précoce et intrapartum. En effet, en supprimant le paiement direct, ces politiques devraient permettre aux femmes d'être prises en charge rapidement et de façon adéquate et cela devrait aboutir à une réduction non seulement des décès intrapartum mais aussi des décès néonataux très précoces (survenant dans les 24 premières heures). Le taux de décès néonatal très précoce ou de décès intrapartum est une mesure de la qualité des soins intrapartum et des soins aux nouveau-nés (14).

L'objectif de cette étude était d'estimer l'impact de la subvention des accouchements et des soins obstétricaux et néonataux d'urgence sur le taux de décès intrapartum ou néonatal très précoce dans un hôpital de district du Burkina Faso.

Méthodes

Cadre d'étude

Le cadre d'étude était le district sanitaire de Zorgho qui appartient avec les districts de Ziniaré et de Boussé à la région sanitaire du Plateau Central. C'est un district situé à 100 km de la capitale du Burkina Faso. Il comptait en fin 2017, 55 Centres de Santé et de Promotion Sociale (CSPS) qui constituent les centres de santé de base et un hôpital de district qui sert de référence aux CSPS. En 2017, sa population était estimée à 427 892 habitants (15). En 2015, le rayon moyen d'action théorique du district était de 5 km et il y avait un CSPS pour 7 498 habitants alors que la moyenne nationale était d'un CSPS pour 9 856 habitants (16).

Type d'étude

Il s'est agi d'une étude de séries chronologiques interrompues. La période d'observation s'étalait de janvier 2005 à décembre 2008 soit 24 mois avant l'introduction de la subvention des accouchements et des soins obstétricaux et néonataux d'urgence (SONU) dans le district sanitaire de Zorgho et 24 mois après l'introduction. L'unité de la série chronologique était le mois et l'unité d'observation, la naissance.

Population d'étude et échantillon

La population d'étude était constituée par les naissances institutionnelles qui ont eu lieu dans le district sanitaire de Zorgho durant la période d'observation. L'échantillon était constitué uniquement par l'hôpital de district. Entre 2005 et 2007, il jouait en même temps le rôle de CSPS urbain et offrait donc des accouchements normaux à des femmes venues d'elles-mêmes et prenait en charge aussi les femmes évacuées par les CSPS relevant du district. Nous n'avons pas inclus de CSPS dans l'échantillon pour des raisons de coût mais aussi parce qu'au niveau des registres des CSPS, il n'y avait souvent pas d'indications sur la nature fraîche ou macérée des mort-nés ainsi que leur poids.

Variables d'étude

L'exposition : la subvention nationale des accouchements et des SONU

La subvention des accouchements et des SONU était l'exposition. Elle a été décrite ailleurs (10, 17). Il s'agissait d'une politique de réduction des coûts qui permettait aux parturientes de payer un forfait variable selon la prestation et le niveau de soins pour tout accouchement ou urgence obstétricale. Ce forfait représentait 20 à 40 % du coût des prestations tel qu'évaluer par le ministère de la santé. Le coût restant était ensuite remboursé à la formation sanitaire par l'État. Ainsi, par exemple, pour un accouchement eutocique (normal), la parturiente payait 900 F CFA dans un CSPS et 1 800 F CFA dans un hôpital pour un coût estimé à 4 500 F CFA (18).

La subvention a été officiellement introduite le 1^{er} janvier 2007 sur toute l'étendue du territoire national. Mais, dans les faits, le début de la subvention a été variable selon les districts entre janvier et avril 2007 (6, 19). Dans le district de Zorgho, la subvention a démarré le 1^{er} janvier 2007. La subvention a donc été catégorisée 0 avant le 1^{er} janvier 2017 et 1 après.

L'indicateur de résultat : le nombre mensuel de décès intrapartum ou néonatal très précoce

La variable dépendante était le nombre de naissances qui résultaient en des décès intrapartum (mort-nés frais) ou en décès néonatal très précoce (24 premières heures). Les naissances dont les poids étaient inférieurs à 2 500 g ont été exclus car les faibles poids de naissance ont un taux de mortalité très élevé en toutes circonstances (14). Les naissances dont les poids n'étaient pas renseignés ont été exclus aussi bien dans la détermination du nombre de décès intrapartum ou néonatal précoce que dans le comptage du total des naissances.

Collecte des données

Les données ont été collectées par des doctorants en médecine à partir des registres des accouchements directement sur le logiciel Epi Data en double saisie. Les accouchements ont été collectés individuellement. Pour chaque accouchement, on a renseigné la date d'accouchement, le poids

de naissance et le statut du nouveau-né. En cas de mort-né, on précisait s'il s'agissait d'un mort-né frais ou macéré. On précisait en plus le statut des naissances vivantes au moment où elles quittaient le centre de santé. Les données ont été ensuite agrégées pour l'analyse.

Analyse statistique

Le décès étant un événement rare, nous avons utilisé une régression de Poisson afin de déterminer directement des taux (20). Afin d'isoler l'effet de la subvention sur le taux de décès intrapartum ou néonatal précoce de la tendance séculaire, nous avons réalisé une régression segmentée en incluant une variable temps (en mois) compté depuis le début de la période d'observation (21, 22). On a aussi inclus une variable post-intervention prenant la valeur 0 avant le 1^{er} janvier 2007 et mesurant le nombre de mois à partir de janvier 2007. Cette variable estime le changement de pente induit par la subvention. On a enfin ajouté le nombre mensuel de naissances en offset pour tenir compte de la variation du nombre d'accouchements institutionnels dans le temps. À partir de toutes ces spécifications, l'équation de régression prenait la forme suivante :

$$\log(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 * T_i + \beta_2 * Subvention + \beta_3 * Post_i + \log(N_i)$$

Y_i = nombre de décès intrapartum ou néonatal précoce du mois i ; N_i = nombre total de naissances du mois i ; T_i = temps en mois depuis le début de la période d'observation ; $Post_i$ = temps (en mois) depuis l'introduction de la subvention. Dans cette équation, β_0 est l'intercepte ; β_1 estime la tendance séculaire ; β_2 est l'effet immédiat de la subvention tandis que β_3 estime le changement de la tendance séculaire après l'introduction de la subvention.

La statistique de Pearson a été utilisée pour tester l'hypothèse d'équidispersion et nous avons utilisé la méthode robuste pour estimer les erreurs-types afin de tenir compte de la corrélation entre les observations (23).

Nous avons ensuite calculé les ratios de taux et les différences de taux associés à la subvention à différentes périodes en prédisant le taux de décès intrapartum ou néonatal précoce sous deux hypothèses (l'absence et la présence de la subvention) et en remplaçant la variable T_i et $Post_i$ par leurs valeurs aux temps correspondants (21). Les intervalles de confiance ont été calculés par la méthode delta (23, 24).

Les poids de certaines naissances n'étaient pas renseignés. Nous avons effectué une première analyse de sensibilité en incluant les naissances dont les poids étaient inconnus. Une deuxième analyse de sensibilité a inclus les naissances de poids inconnus et aussi toutes les naissances dont les poids étaient supérieurs ou égaux à 1 000 g.

Les analyses ont été réalisées avec le programme GLM (Generalized Linear Model) sur Stata 15.1 (StataCorp LP).

Résultats

Au total 4 218 accouchements ont eu lieu entre le 1^{er} janvier 2005 et 31 décembre 2008 dans l'hôpital de district de Zorgho dont 155 (3,7 %) naissances dont le poids de naissance n'était pas renseigné. En tout, on a enregistré respectivement 40 et 42 mort-nés frais ou décès néonatal précoce de 2 500 g ou plus avant et après l'introduction de la subvention. Avant la subvention, le nombre mensuel de naissances de 2 500 g et plus était de 62 alors qu'il est passé à 82 après la subvention. Le tableau I résume la distribution des événements avant et après l'introduction de la subvention.

Tableau I : Distribution des naissances selon le statut du nouveau-né avant et après l'introduction de la subvention des accouchements et des SONU dans le district sanitaire de Zorgho.

Rubriques	Avant subvention (01/01/2005 au 31/12/2006)	Pendant la subvention (01/01/2007 au 31/12/2008)
Nombre total de naissances	1 882	2 336
Nombre total de naissances de 2 500 g ou plus	1 492	1 975
Nombre total de naissances de 1 000 g ou plus	1 794	2 261
Nombre de naissances de poids inconnu	87	68
Nombre de mort-nés frais ou de décès néonatal précoce	111	94
Nombre de mort-nés frais ou de décès néonatal précoce de 2 500 g ou plus	42	40
Nombre de mort-nés frais ou décès néonatal précoce de 1 000 g ou plus	58	61
Nombre de mort-nés frais ou de décès néonatal de poids inconnu	52	33
Nombre de mort-nés macérés	24	31

L'analyse principale indique que l'introduction de la subvention est associée à une diminution immédiate mais non significative du taux de décès intrapartum ou néonatal (estimé = -0,5547 ; $p=0,155$). Les analyses de sensibilité ont montré des résultats similaires. Cependant le changement de la tendance séculaire après intervention était positif pour l'analyse primaire alors qu'il était négatif pour les analyses de sensibilité. Le tableau II présente les estimés et les erreurs-types pour l'analyse primaire et les deux analyses de sensibilité.

Le taux de décès intrapartum ou néonatal précoce avait diminué de 9 décès pour 1 000 naissances (DR -0,92 % ; IC95 % : -2,39 à 0,55 %) immédiatement après l'introduction de la subvention soit une baisse relative de 41 % mais cette baisse était non significative (RR 0,59 ; IC95 % 0,31-1,11). Au fil du temps, après l'introduction de la subvention, la baisse du taux de décès intrapartum ou néonatal précoce associée à la subvention est restée non significative et s'est amenuisée. Les analyses de sensibilité ont donné des résultats aussi non significatifs mais plus importants. Les tableaux III et IV résument les ratios de taux et les différences de taux associés à la subvention à l'introduction et jusqu'à 24 mois après sa mise en place.

Tableau II : Estimés pour différents modèles de régression de Poisson avec variances robustes pour l'effet de la subvention des accouchements et des SONU sur le taux de décès intrapartum ou néonatal précoce dans l'hôpital de district de Zorgho au Burkina Faso.

Caractéristiques	Analyse primaire			Analyses de sensibilité						
	Modèle 1*			Modèle 2**		Modèle 3***				
	Estimé	Erreur-type	P	Estimé	Erreur-type	P	Estimé	Erreur-type	P	
Coefficient non ajusté										
Subvention	-0,331	0,2513	0,188	-0,511	0,1677	0,002	-0,371	0,1590	0,020	
Coefficients ajustés										
Intercepte	-3,6369	0,4196	<0,001	-2,8805	0,2125	<0,001	-2,8455	0,1772	<0,001	
Subvention	-0,5547	0,3901	0,155	-0,5204	0,3028	0,086	-0,3868	0,2937	0,188	
Tendance séculaire	0,0053	0,0260	0,838	0,0054	0,0152	0,720	0,0015	0,0137	0,915	
Changement de tendance séculaire après l'intervention	0,0074	0,0343	0,829	-0,0093	0,0232	0,690	-0,0014	0,0221	0,949	

Modèle 1* : Uniquement les naissances avec un poids de 2 500 g ou plus ont été considérées

Modèle 2* : l'échantillon a inclus les naissances avec un poids de 2 500 g ou plus mais aussi les naissances dont le poids est inconnu

Modèle 3* : Les naissances de 1 000 g ou plus et celles dont les poids sont inconnus ont été considérées.

Tableau III : Ratio de taux avec intervalles de confiance (IC) à 95 % correspondants pour l'association entre la subvention et le décès intrapartum ou néonatal précoce dans un hôpital de district du Burkina Faso à différentes périodes après l'introduction de la subvention.

Temps depuis l'introduction de la subvention (mois)	Analyse primaire (modèle 1*)		Analyse de sensibilité (modèle 2**)		Analyse de sensibilité (modèle 3***)	
	RR	IC95%	RR	IC95%	RR	IC95%
0	0,59	0,31-1,11	0,61	0,36-1,02	0,68	0,41-1,13
6	0,60	0,24-1,50	0,56	0,30-1,07	0,67	0,37-1,24
12	0,63	0,19-2,06	0,53	0,24-1,17	0,67	0,32-1,40
18	0,75	0,40-1,39	0,57	0,37-0,90	0,69	0,44-1,07
24	0,69	0,10-4,52	0,48	0,14-1,61	0,66	0,21-2,06

Modèle 1* : Uniquement les naissances avec un poids de 2 500 g ou plus ont été considérées

Modèle 2* : l'échantillon a inclus les naissances avec un poids de 2 500 g ou plus mais aussi les naissances dont le poids est inconnu

Modèle 3* : Les naissances de 1 000 g ou plus et celles dont les poids sont inconnus ont été considérées.

Tableau IV : Différence de taux (DR) avec intervalles de confiance (IC) à 95% correspondants pour l'association entre la subvention et le décès intrapartum ou néonatal précoce dans un hôpital de district du Burkina Faso à différentes périodes après l'introduction de la subvention.

Temps depuis l'introduction de la subvention (mois)	Analyse primaire (modèle 1*)		Analyse de sensibilité (modèle 2**)		Analyse de sensibilité (modèle 3***)	
	DR	IC95%	DR	IC95%	DR	IC95%
0	-0,92 %	-2,39 à 0,55 %	-1,94 %	-4,33 à 0,45 %	-1,67 %	-4,28 à 0,93 %
6	-0,89 %	-2,86 à 1,08 %	-2,15 %	-5,12 à 0,81 %	-1,72 %	-4,77 à 1,33 %
12	-0,85 %	-3,53 à 1,83 %	-2,38 %	-6,25 à 1,49 %	-1,76 %	-5,59 à 2,07 %
18	-0,81 %	-4,32 à 2,69 %	-2,61 %	-7,55 à 2,33 %	-1,81 %	-6,58 à 2,97 %
24	-0,77 %	-5,20 à 3,66 %	-2,84 %	-8,96 à 3,27 %	-1,85 %	-7,66 à 3,95 %

Modèle 1* : Uniquement les naissances avec un poids de 2 500 g ou plus ont été considérées

Modèle 2* : l'échantillon a inclus les naissances avec un poids de 2 500 g ou plus mais aussi les naissances dont le poids est inconnu

Modèle 3* : Les naissances de 1 000 g ou plus et celles dont les poids sont inconnus ont été considérées.

Discussion

Nos résultats montrent que la subvention des accouchements et des SONU est associée à une baisse immédiate mais non significative des décès intrapartum ou néonataux précoces. Cette baisse persiste 24 mois après l'introduction de la subvention mais est toujours non significative.

C'est la première étude qui s'intéresse à l'association entre les politiques de réduction des barrières financières à l'accès aux soins de santé maternelle et néonatale dans les pays à revenu faible et la mortalité intrapartum ou néonatale précoce. L'étude de McKinnon *et al.* (2014) soutient que les politiques de réduction des coûts dans trois pays d'Afrique Subsaharienne (Ghana, Sénégal, Kenya) étaient associées à une réduction non significative de 9 % de la mortalité néonatale (9).

Malheureusement, lorsqu'on parle de décès néonatal, seules les naissances vivantes sont prises en compte. On omet les décès intrapartum. Pourtant la mesure des décès intrapartum est un marqueur de la qualité des soins et un bon indicateur pour savoir si l'augmentation des accouchements institutionnels associée aux politiques de réduction des coûts a une chance d'aboutir aux buts ultimes que constituent la réduction des décès maternels et néonataux. En effet, l'augmentation des accouchements dans les centres de santé n'aboutira à une diminution de la mortalité maternelle et néonatale que si elle touche les femmes qui présentent les complications et si les soins sont de qualité (2, 25).

De façon générale, les preuves restent encore à faire sur l'impact positif des politiques de réduction des coûts sur la mortalité maternelle et néonatale et les futures études devraient se concentrer entre autres sur ces questions comme le recommandent les revues récentes de la littérature (26-28).

Nos résultats doivent être interprétés avec précautions pour plusieurs raisons.

D'abord, le diagnostic de l'état du mort-né (frais ou macéré) permettant de classer le décès comme intrapartum ou non a été celui rapporté dans les registres d'accouchement et dépendait donc de la qualification de celui qui a réalisé l'accouchement. Les erreurs de classification sont donc possibles. Cependant, nous n'avons pas de raison de penser que ces erreurs de classification diffèrent entre les périodes pré et post subvention.

Ensuite, 3,7 % des naissances n'avaient pas leur poids renseigné mais les analyses de sensibilité ont montré que les résultats étaient assez robustes contre l'exclusion de ces naissances.

Notre étude a porté sur un seul hôpital et le nombre d'observations n'offre peut-être pas assez de puissance pour détecter un effet.

Enfin, en général, les parturientes quittent les formations sanitaires moins de 24 heures après l'accouchement en cas d'accouchement eutocique. Par conséquent, le nombre de décès néonatal précoce a probablement été sous-estimé. Néanmoins, il n'y a pas de raisons que cette sous-estimation concerne plus l'une des périodes pré ou post intervention et donc elle ne devrait pas influencer sur les résultats.

Conclusion

Cette étude indique que la subvention des accouchements et des SONU au Burkina Faso n'est pas associée à une réduction significative des décès intrapartum ou néonatal précoces dans un hôpital de district. Cependant, les études sur la fréquentation des centres de santé ont montré que les effets pouvaient varier d'un district à un autre et même d'un centre de santé à un autre à l'intérieur d'un même district (10, 29). D'autres études devraient donc être menées afin de mieux documenter l'impact de la subvention sur les décès intrapartum ou néonataux précoces.

Références Bibliographiques

1. RICHARD F., ANTONY M., WITTER S., KELLEY A., SIELEUNOU I., KAFANDO Y., *et al.* Fee exemption for maternal care in sub-Saharan Africa: a review of 11 countries and lessons for the region. *Glob Health Gov.* 2013;6(2):1-21.
2. RICHARD F., WITTER S., DE BROUWERE V. Innovative approaches to reducing financial barriers to obstetric care in low-income countries. *Am J Public Health.* 2010;100(10):1845-52.
3. UNFPA. Skilled attendance at birth Geneva2007 [Available from: <http://www.unfpa.org/public/home/mothers/pid/4383>].
4. DE ALLEGRI M., RIDDE V., LOUIS V. R., SARKER M., TIENDREBEOGO J., YE M., *et al.* The impact of targeted subsidies for facility-based delivery on access to care and equity - Evidence from a population-based study in rural Burkina Faso. *J Public Health Policy.* 2012;33(4):439-53.
5. GANABA R., ILBOUDO P. G. C., CRESSWELL J. A., YAOGO M., DIALLO C. O., RICHARD F., *et al.* The obstetric care subsidy policy in Burkina Faso: what are the effects after five years of implementation? Findings of a complex evaluation. *BMC Pregnancy and Childbirth.* 2016;16(1):84.
6. LANGLOIS E. V., KARP I., SERME J. D., BICABA A. Effect of a policy to reduce user fees on the rate of skilled birth attendance across socioeconomic strata in Burkina Faso. *Health Policy Plan.* 2015;31(4):462-71.
7. 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(1).
8. MCKINNON B., HARPER S., KAUFMAN J. S. Who benefits from removing user fees for facility-based delivery services? Evidence on socioeconomic differences from Ghana, Senegal and Sierra Leone. *Social Science & Medicine.* 2015;135:117-23.
9. MCKINNON B., HARPER S., KAUFMAN J. S., 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;30(4):431-42.
10. RIDDE V., RICHARD F., BICABA A., QUEUILLE L., CONOMBO G. The national subsidy for deliveries and emergency obstetric care in Burkina Faso. *Health Policy and Planning.* 2011;26 Suppl 2:ii30-40.
11. WITTER S., DIENG T., MBENGUE D., MOREIRA I., DE BROUWERE V. The national free delivery and caesarean policy in Senegal: evaluating process and outcomes. *Health Policy Plan.* 2010;25(5):384-92.
12. BOSU W., BELL J. S., ARMAR-KLEMESU M., TORNUI J. A. Effect of delivery care user fee exemption policy on institutional maternal deaths in the central and volta regions of Ghana. *Ghana Med J.* 2007;41(3):118-24.
13. DAPONTE A., GUIDOZZI F., MARINEANU A. Maternal mortality in a tertiary center after introduction of free antenatal care. *Int J Gynaecol Obstet.* 2000 ; 71(2):127-33.
14. AMMD. Monitoring emergency obstetric care 2009 [Available from: http://www.amddprogram.org/d/sites/default/files/emochandbook_revisedaug10_eng.pdf].
15. Ministère de l'économie et des finances, (INSD) INdI SedID. Projections démographiques de 2007 à 2020. 2009. p. 69.
16. Ministère de la santé. Annuaire Statistique 2015. 2016. p. 342.
17. 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 Childbirth.* 2012 ;12.

18. **Ministère de la santé.** Stratégie nationale de subvention des accouchements et des soins obstétricaux d'urgence au Burkina Faso. Ouagadougou, 2006.
19. **MEDA I. B., ZOUNGRANA Y., BADO A., KOUANDA S.** Émergence de politiques locales d'exemption dans un contexte national de subvention dans le district sanitaire de Kaya, Burkina Faso. *Santé maternelle et accès aux soins en Afrique de l'Ouest*: L'Harmattan; 2013. p. 163-86.
20. **ROSNER B.** *Fundamentals of Biostatistics: Cengage Learning*; 2015.
21. **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(1):76-83.
22. **WAGNER A. K., SOUMERAI S. B., ZHANG F., ROSS-DEGNAN D.** Segmented regression analysis of interrupted time series studies in medication use research. *J Clin Pharm Ther*. 2002;27(4):299-309.
23. **HILBE J. M.** *Modeling Count Data: Cambridge University Press*; 2014.
24. **CUMMINGS P.** Methods for estimating adjusted risk ratios. *Stata Journal*. 2009;9(2):175-96.
25. **STANTON M. E., HIGGS E. S., KOBLINSKY M.** Investigating financial incentives for maternal health: an introduction. *J Health Popul Nutr*. 2013;31(4 Suppl 2):1-7.
26. **DZAKPASU S., POWELL-JACKSON T., CAMPBELL O. M. R.** Impact of user fees on maternal health service utilization and related health outcomes: a systematic review. *Health Policy Plan*. 2014;29(2):137-50.
27. **HATT L., MAKINEN M., MADHAVAN S., CONLON C.** Effects of User Fee Exemptions on the Provision and Use of Maternal Health Services: A Review of Literature. *Journal of Health, Population, and Nutrition*. 2013;31(4 (suppl 2)):S67-S80.
28. **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 Organ*. 2008;86(11):839-48.
29. **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 Plan*. 2015;30.