



Research

Facteurs associés au petit poids de naissance des enfants en République démocratique du Congo : Analyse secondaire des données de l'Enquête démographique et sanitaire 2013-2014

Factors associated with low birth weight in children in the Democratic Republic of Congo: Secondary analysis of data from the 2013-2014 Demographic and Health Survey

Crispin Nduaya^{1,*}, Félicien Ilunga^{1,2}, Annie Robert³

1 Section de sciences infirmières, Institut Supérieur des Techniques Médicales de Kinshasa, République démocratique du Congo

2 Faculté de médecine, Université Officielle de Mbuji-Mayi, Kasai Oriental, République démocratique du Congo

3 Institut de recherche expérimentale et clinique, Faculté de santé publique, Université catholique de Louvain, Belgique

* **Correspondance** : lenduaya@gmail.com ; Tel : +32467735912

Résumé : La République démocratique du Congo comme d'autres pays à faible revenu est confronté à une prévalence élevée de petit poids des enfants à la naissance. Des prévalences atteignant 15, 16% ont été signalées dans quelques rares études menées dans certaines provinces, démontrant encore l'ampleur du problème malgré l'absence des recherches à l'échelle nationale. Notre étude a pour objectif principal de déterminer l'influence des facteurs sociodémographiques, individuels et obstétricaux sur le petit poids de naissance afin d'élucider la problématique et proposer certaines pistes de solution allant dans le sens d'atteindre la cible de l'OMS à l'horizon 2025. Notre étude est transversale analytique basée sur la population. Les données proviennent de l'enquête démographique et sanitaire (EDS RDC 2013-2014). Ces données ont été recueillies auprès des femmes en âge de procréer habitant dans les ménages. Nous avons estimé la prévalence globale ainsi que d'autres prévalences se rapportant aux deux sous catégories des femmes identifiées lors de l'analyse. Les facteurs ont été identifiés au moyen d'une régression multivariée. La prévalence globale était de 7%. « La primiparité, l'intervalle inter gènesique, le nombre des visites prénatales et le milieu de résidence de la femme étaient significativement associés au petit poids de naissance. La présente étude réaffirme l'association des certains facteurs maternels plus que les autres dans la survenue des petits poids de naissance en République démocratique du Congo.

Mots clés : facteurs, associés, petit poids de naissance, enfants, RDC

Abstract

The Democratic Republic of Congo, like other low-income countries, faces a high prevalence of low birth weight. Prevalences as high as 15.16% have been reported in a few rare studies conducted in some provinces, further demonstrating the scale of the problem despite the absence of national-scale research. The main objective of our study is to determine the influence

of sociodemographic, individual and obstetric factors on low birth weight in order to elucidate the problem and propose certain possible solutions in the direction of achieving the WHO target of the horizon 2025. Our study is transversal analytical based on the population. The data comes from the demographic and health survey (EDS RDC 2013-2014). These data were collected from women of childbearing age living in households. We estimated the overall prevalence as well as other prevalences relating to the two subcategories of women identified during the analysis. Factors were identified using multivariate regression. The overall prevalence was 7%. “Primiparity, inter-birth interval, number of prenatal visits and the woman's place of residence were significantly associated with low birth weight. The present study reaffirms the association of certain maternal factors more than others in the occurrence of low birth weight in the Democratic Republic of Congo.

Keywords: factors, associated, low birth weight, children, DRC

1. Introduction

La mortalité infantile, qu'on l'envisage au niveau mondial ou plus spécifiquement dans les pays à faible revenu, reste un problème de santé publique extrêmement préoccupant. Le PPN participe pour 60-80% à la mortalité néonatale estimée à 2,5 millions des nouveau-nés en 2017. Il est un prédicteur de la morbidité, mortalité néonatale et augmente également le risque des maladies non transmissibles: le diabète, l'obésité et les maladies cardiovasculaires plu tard.

Au cours de l'année 2017, on a enregistré au niveau mondial quelque 21 millions d'enfants concernés par une insuffisance pondérale à la naissance (Mabiala-Babela JR et al, 2007). Les auteurs estiment que la quasi-totalité de ces naissances, soit 90 %, ont lieu en Asie du Sud et en Afrique subsaharienne, dont la République démocratique du Congo. Cette grande proportion d'enfants concernés par l'insuffisance pondérale inquiète d'autant plus qu'elle risque d'accroître un taux de mortalité déjà élevé, notamment en Afrique subsaharienne dont la RDC. Les estimations mondiales de la prévalence du petit poids à la naissance sont différentes selon les régions. 9 % en Amérique latine, 13,7 % en Afrique subsaharienne et 28 % en Asie méridionale (OMS, 2014).

Les experts sont tentés de dire que les statistiques relevées dans les pays en développement sont fragmentaires et peu fiables, car de nombreux accouchements ont lieu à domicile ou dans des structures sanitaires qui échappent aux statistiques officielles, ce qui fait que la prévalence est souvent sous-estimée (Bhutta ZA, 2012).

Plusieurs études ont pu relever une corrélation entre le petit poids de naissance et certains facteurs liés à la mère notamment les facteurs sociodémographiques, obstétricaux et environnementaux. Les résultats de ces études ont mis en évidence des facteurs prédictifs, modifiables ou non, du petit poids de naissance. Il s'agit notamment du sexe féminin de l'enfant, de la primiparité ou de la multiparité, d'un faible statut socioéconomique, de l'insuffisance nutritionnelle et d'une petite taille maternelle (Siza Julius E, 2008). À ces facteurs s'ajoutent le niveau d'études, la maternité unique, les complications maternelles pendant la grossesse et le manque de soins prénatals (Joshi Hari Shanker, 2008).

En RDC, quelques études ont été menées principalement dans la province du Katanga. Une dans le milieu semi rural de Kamina en 2009 (Bwana Kangulu I. et al, 2014), deux en 2014 et 2015 dans la ville de Lubumbashi (Kakudji Luhete P. et al, 2015 ; Kakudji Luhete P. et al, 2017) et une autre dans la ville de Mbuji-Mayi (Kanyiki Katala M et al, 2017) dans la province du Kasai oriental

Ces études ont confirmé l'influence des quelques facteurs maternels sur le PPN comme l'étude précédente cependant, la particularité de ces études réside dans le fait qu'elles ont été menées dans des structures sanitaires. Les recherches menées au niveau communautaire et englobant

un grand nombre de facteurs individuels, contextuels et socio-économiques sur l'étendue du pays sont quasi inexistantes. D'où notre motivation de mener la présente étude avec finalité de mettre à la disposition des décideurs, les stratégies d'intervention adaptées aux facteurs ainsi identifiés dans le but d'influer sensiblement sur la mortalité infantile dans le pays.

2. Matériaux et Méthodes

2.1. Design de l'étude

Notre étude est rétrospective analytique basée sur la population. Elle porte sur les données issues de l'enquête démographique et de santé EDS RDC 2013-2014.

L'EDS RDC 2013-2014 est une enquête nationale qui a été exécuté dans le cadre de la phase 6 du programme international des Enquêtes Démographiques et santé avec comme objectifs de mettre à jour les indicateurs démographiques et sanitaires de base et d'évaluer les programmes et projets de développement. (Ministère du plan, 2014),)

Les données de l'enquête ont été recueillies à partir d'un échantillon représentatif des femmes en âge de procréer (15-49 ans) de toutes les provinces de la RDC. Pour la présente étude, les données ayant fait l'objet d'analyse sont celles des femmes ayant eu une naissance vivante dans les cinq années précédant l'enquête. L'analyse des données s'est déroulée du janvier au 19 avril 2019.

L'accès à la base des données a été facilité par l'obtention du code de téléchargement auprès du gestionnaire des données DHS à Atlanta, aux USA, après présentation du projet.

2.2. Échantillonnage

L'unité statistique d'analyse de l'étude était constituée des femmes âgées de 15 à 49 ans qui avaient déclaré avoir eu au moins une naissance vivante au cours des cinq dernières années précédant l'enquête. Dans la base des données de l'EDS-RDC 2013-2014, nous avons identifié 18 640 femmes parmi lesquelles 5747 manquaient les poids de naissance. Ainsi, nous avons retenu au final l'échantillon de 12 893 femmes.

2.3. Variables étudiées

Variable dépendante

La variable d'intérêt est « le petit poids de naissance des enfants » c'est-à-dire un poids de naissance inférieur à 2500 grammes.

Selon le rapport de l'enquête nationale, il avait été demandé aux femmes qui avaient eu une naissance vivante au cours des cinq dernières années, de déterminer le poids et la grosseur de l'enfant à la naissance. Après réponse à ces questions, les enfants ayant un poids de naissance inférieur à 2500 g étaient considérés comme de petit poids et ceux ayant un poids supérieur à 2500 g étaient considérés comme normaux. De même, en termes de grosseur, les enfants déclarés petits ou plus petits par rapport à la moyenne étaient considérés comme de petit poids, donc inférieurs à 2500 g, et ceux déclarés moyens ou plus gros sont considérés comme normaux, donc supérieurs à 2500 g. Cette variable d'intérêt a été déduite de la variable continue M19 reprenant le poids brut des enfants pour chaque femme retenue. Nous l'avons transformé en variable catégorielle. Lorsque l'enfant est gros et possède un poids supérieur à 2500 grammes, la variable est codée 0 et lorsque l'enfant est petit en terme de grosseur et a un poids inférieur à 2500 grammes, la variable est codée 1.

2.4.2. Variables indépendantes

Le choix des variables indépendantes a été fait sur base des études antérieures réalisées dans d'autres pays sur le sujet, et sur la disponibilité de ces variables dans la base de données. Nous avons dressé la liste des variables présentées dans la littérature et que nous avons pu retrouver également dans la base de données.

Les facteurs sociodémographiques :

Age, statut matrimonial, niveau de scolarité, occupations, consommation de tabac, province, résidence, niveau de richesse,

Les facteurs maternels et obstétricaux : parité, visites prénatales, intervalle inter gènesique, complications pendant la grossesse, infection sexuellement transmissibles(IST), traitement préventif intermittent(TPI)

2.5. Analyse statistique

L'analyse exploratoire de la base des données EDS-RDC 2013-2014 a été réalisée afin de constituer un jeu des données adapté à l'étude. Au cours de cette phase préliminaire, certaines variables ont été transformées, recodées et débarrassées des valeurs aberrantes. Bref, un travail de nettoyage des données pour les rendre valides et prêtes à être analysées.

Ensuite, l'analyse descriptive a été faite pour prendre connaissance des caractéristiques des femmes participant à l'étude. Les moyennes et médianes ont été calculées pour les variables quantitatives tandis que les fréquences l'ont été pour les variables catégorielles. (Tableaux 1&2) Enfin, l'analyse de régression logistique a été réalisée pour déterminer l'association entre la variable dépendante de nature binaire et les variables indépendantes.

Dans un premier temps, une analyse bivariée a été réalisée afin d'évaluer l'association de chaque variable indépendante avec la variable dépendante. Les odds ratios (OR) ont été obtenus à partir de cette analyse et le niveau de signification a été fixé à un intervalle de confiance de 95 %. Une p-valeur inférieure ou égale à 0,05 a été considérée comme significative. (Tableaux 3&4)

Dans un deuxième temps, l'analyse multivariée a été effectuée en utilisant toutes les variables significatives obtenues à partir de l'analyse bivariée. Cela a permis d'obtenir les odds ratio ajustés (ORa) à un intervalle de confiance de 95 % afin de déterminer la force d'association. (Tab 5,6 et 7) La matrice de corrélation a été réalisée avant la régression logistique multivariée afin d'éviter le problème de multi colinéarité.

3. Résultats

3.1. Caractéristiques sociodémographiques de l'échantillon

Dans l'échantillon global, l'âge moyen des femmes était de 27,1 ans. La quasi-totalité des femmes étaient mariées ou cohabitaient avec un partenaire (95,4 %) et avaient atteint le niveau d'études primaires (42,8 %).

Presque la moitié des femmes (49,9 %) effectuaient des travaux agricoles. Les femmes habitant en milieu rural étaient majoritaires (61,8 %). La quasi-totalité des femmes ne fumaient pas (99,6 %). Le quintile de richesse était à la fois élevé (21,7 %) et moyen (21,2%).

Dans l'échantillon de grossesses uniques, l'âge moyen des femmes était de 27 ans, 95,5% de femmes étaient mariées, 46% de femmes avaient le niveau d'études secondaire. La majorité des femmes avaient comme occupation, travaux agricoles (50%), 62% de femmes habitaient le milieu rural. Le quintile de richesse était à la fois élevé (21,3 %) et moyen (21,2%). Presque la majorité de femmes ne fumaient pas (99,6 %)

Enfin dans l'échantillon de grossesses multiples, l'âge moyen des femmes était de 29,04 ans. La quasi-totalité des femmes étaient mariées ou cohabitaient avec un partenaire (97,8 %) et avaient atteint le niveau d'études secondaire (48,6 %).

Presque la moitié des femmes (43 %) effectuaient des travaux agricoles. Les femmes habitant en milieu rural étaient majoritaires (54 %). La totalité des femmes ne fumaient pas (100%). Le quintile de richesse était élevé (25,6 %).

Tableau 1: Caractéristiques sociodémographiques des répondants *EDS RDC 2013 — 2014*

Variabiles	Échantillon global N= 12 969	Naissances uniques N= 12 508	Naissances multiples N = 461
Âge (ans)	n (%)	n (%)	n (%)
Moyenne ± DS	27,09±6,8	27,01±6,8	29,40±5,9
15-19	1791(13,8 %)	1773(14,2)	18(3,9)
35-49	2171(16,7 %)	2063(16,5)	108(23,4)
20-34	9007(69,5 %)	8672(69,3)	335(72,7)
Statut matrimonial (%)			
Mariée	12 369(95,6 %)	11 918(95,3)	451(97,8)
Non mariée	600(4,6 %)	590(4,7)	10(2,2)
Niveau de scolarité (%)			
Sans niveau	2107(16,2 %)	2048(16,4)	59(12,0)
Primaire	5551(42,8 %)	5373(43,0)	178(38,6)
Secondaire & sup	5311(41 %)	5083(40,7)	224(48,6)
Occupations (%)			
Sans travail	2640(20,4 %)	2557(20,4)	83(18,0)
Travaux ménagers	354(2,7 %)	338(2,7)	16(3,5)
Ventes et services	3314(25,6 %)	3152(25,2)	162(35,1)
Agriculture	6469(49,9 %)	6271(50,1)	198(43,0)
Armée	192(1,5 %)	190(1,5)	2(0,4)
Résidence (%)			
Urbain	4959(38,2 %)	4747(38,0)	212(46,0)
Rural	8010(61,8 %)	7761(62,0)	249(54)
Niveau de richesse (%)			
Plus Bas	2550(19,7 %)	2481(19,8)	69(15,0)
Bas	2552(19,7 %)	2465(19,7)	87(18,9)
Moyen	2745(21,2 %)	2665(21,2)	90(19,5)
Élevé	2787(21,5 %)	2669(21,3)	118(25,6)
Plus élevé	2335(18,0 %)	2238(17,9)	97(21,0)
Consommation du tabac (%)			
Oui	50(0,4 %)	50(0,4)	0
Non	12 914(99,6 %)	12 453(99,6)	461(100)
Manquant	5(0,0 %)		

3.2. Caractéristiques obstétricales des répondants

A la lumière du tableau 2, la prévalence de petit poids de naissance était de 7 % dans l'échantillon global, 6 % dans celui des femmes ayant eu des naissances uniques et 29 % dans celui des femmes ayant eu des naissances multiples. En ce qui concerne les antécédents obstétricaux, 32,2 % des femmes avaient effectué 4 visites prénatales et plus dans l'échantillon global, 32,7 % parmi les grossesses uniques et 20 % parmi les grossesses multiples ; 55,3 % des femmes étaient multipares, 52,4 % parmi les grossesses uniques ; 36,8 % n'avaient pas reçu le traitement préventif intermittent pour la prévention du paludisme dans l'échantillon global, 37,4 % parmi les grossesses uniques et 20 % parmi les grossesses multiples. 64,8 % des femmes avaient connu des complications pendant leur grossesse dans l'échantillon global, 37,9 % parmi les grossesses uniques et 23 % parmi les grossesses multiples. Plus de la moitié des femmes avaient un intervalle inter génésique de moins de 24 mois (62,3 %) dans l'échantillon global, y

compris parmi les grossesses uniques (62,2 %) et grossesses multiples (64 %). Enfin, 7,4 % de femmes avaient contracté des infections sexuellement transmissibles pendant la grossesse dans l'échantillon global, 7,5 % parmi les grossesses uniques et 4,8 % parmi les grossesses multiples.

Tableau 2. Caractéristiques obstétricales des répondants *EDS RDC 2013 — 2014*

Variables	Échantillon global N= 12 969	Naissances uniques N= 12 508	Naissances multiples N = 461
Visites prénatales (%)			
	n (%)	n (%)	n (%)
Pas de visite	312(2,4)	306(2,4)	6(1,3)
1 à 3 visites	3358(25,9)	3292(26,3)	66(14,3)
≥ 4 visites	4178(32,2)	4086(32,7)	92(20)
Données manquantes	5121(39,5)	4824(38,6)	297(64,4)
Parité (%)			
Primipare	1530(11,8 %)	1530(12,2)	96(20,8)
Paucipare *	4267(32,9 %)	4171(33,3)	365(79,2)
Multipare	7172(55,3 %)	6807(52,4)	
Grossesse multiple (%)			
Non	12 508(96,4 %)	-	-
Oui	461(3,6 %)		
Complications durant la grossesse (%)			
Oui	4848(64,8 %)	4742(37,9)	106(23,0)
Non	2633(35,2 %)	2581(20,6)	52(11,3)
Manquant		5185(41,5)	303(64,2)
Intervalle inter génésique (mois)			
Médiane (EIQ)	30[23-40]	30[23-40]	35[26-49]
< 24	8080(62,3 %)	7785(62,2)	295(64)
≥ 24	1445(11,1 %)	1400(11,2)	45(9,8)
Manquants	3444(26,6 %)	3323(26,6)	121(26,2)
TPI (%)			
Oui	3050(23,5 %)	2980(23,8)	70(15,2)
Non	4768(36,8 %)	4676(37,4)	92(20,0)
Manquant	5151(39,7)	4852(38,8)	299(64,9)
IST (%)			
Oui	954(7,4 %)	932(7,5)	22(4,8)
Non	11 940(92,0 %)	11 503(92,0)	437(94,8)
Manquant	75(0,6)	73(0,5)	2(0,4)
Prévalence			
Petit poids de naissance	897(6,9 %)	764(6,1)	133(28,9)

*L'échantillon a été pondéré par la variable de pondération (v005/1 000 000),

EIQ : Espace interquartile

3.3. Facteurs associés au petit poids de naissance par régression logistique univariante

À l'analyse globale de l'échantillon (**tableaux 5 et 6**), les facteurs suivants ont été associés à

un petit poids de naissance : un âge de la mère compris entre 15 et 19 ans [OR : 1,48 (IC 95 % : 1,23-1,77), $p < 0,001$] ; le fait pour elle de n'être pas mariée [OR : 1,62 (IC95% : 1,24-2,13), $p = 0,04$] ; La primiparité [OR : 1,57 (IC 95 % : 1,28-1,92), $p < 0,001$] ; un intervalle inter gènesique de moins de 24 mois [OR : 0,80 (IC 95 % : 0,64-0,99), $p = 0,04$] ;

S'agissant du résultat des femmes ayant eu des naissances uniques (**tableaux 3 et 4**), les facteurs ci-après étaient associés au petit poids de naissance : un âge de la femme compris entre 15 et 19 ans [OR : 1,69 (IC 95 % : 1,40-2,03), $p < 0,001$] ; le statut de femme non mariée [OR : 1,84 (IC95% : 1,40-2,42), $p = 0,01$] ; le fait de n'avoir réalisé aucune visite prénatale [OR : 1,28 (IC 95 % : 1,06-1,55)] ; la primiparité [OR : 1,96 (IC 95 % : 1,59-2,92), $p < 0,001$]. Par ailleurs, l'intervalle inter gènesique de moins de 24 mois était un facteur protecteur. [OR : 0,68 (IC 95 % : 0,54-0,86), $p < 0,001$].

Concernant le résultat des femmes ayant eu des naissances multiples (**tableaux 3 et 4**), les femmes d'un niveau d'études primaires n'avaient pas plus de risques d'avoir un enfant de petit poids de naissance que celles ayant atteint le niveau secondaire ou supérieur [OR : 0,42 (IC95% : 0,24-0,67), $p < 0,001$] ; il en est de même pour les femmes ayant un niveau de richesse bas [OR : 0,45 (IC 95 % : 0,23-0,86), $p = 0,04$] ou celles ayant un espace inter gènesique inférieur à 24 mois [OR : 0,25 (IC 95 % : 0,09-0,73), $p = 0,01$]. Par ailleurs, les femmes résidant en milieu urbain avaient plus de chance d'avoir un enfant de petit poids de naissance que celles vivant en milieu rural [OR : 2,05 (IC 95 % : 1,36-3,09), $p = 0,01$].

1,84 (IC95% : 1,40-2,42), $p = 0,01$] ; le fait de n'avoir réalisé aucune visite prénatale [OR : 1,28 (IC 95 % : 1,06-1,55)] ; la primiparité [OR : 1,96 (IC 95 % : 1,59-2,92), $p < 0,001$]. Par ailleurs, l'intervalle inter gènesique de moins de 24 mois était un facteur protecteur. [OR : 0,68 (IC 95 % : 0,54-0,86), $p < 0,001$].

Tableau 3 : Association univariée entre le petit poids de naissance et les facteurs socio démographiques des femmes de 15 à 49 ans.

Variables	Naissances (uniques et multiples)				Naissances uniques				Naissances multiples			
	N=	PPN (%)	OR (IC 95 %)	P	N=	PPN (%)	OR (IC 95 %)	P	N=	PPN (%)	OR (IC 95 %)	P
Âge (ans)	12 969			< 0,001	12 508			< 0,001	461			0,86
15-19	1791	9,4	1,48(1,23-1,77)		1773	9,2	1,69(1,40-2,03)		18	27,8	0,92(0,32-2,64)	
20-34	2171	6,4	1		8672	5,7	1		108	29,6	1	
35-49	9007	6,6	0,98(0,81-1,18)		2063	5,3	0,94(0,76-1,16)		335	26,9	0,88(0,54-1,42)	
Statut matrimonial n (%)				< 0,001				< 0,001				0,54
Mariée	12 369	6,7	1		11 918	5,9	1		451	20,0	1	
Non mariée	600	10,5	1,62(1,24-2,13)		590	10,3	1,84[1,40-2,42]		10	29,0	1,64(0,34-7,81)	
Niveau de scolarité n (%)				0,64				0,54				< 0,001
Sans niveau	2107	6,7	0,94(0,77-1,15)		2048	6,3	1,09[0,88-1,35]		59	22,0	0,47(0,24-0,92)	
Primaire	5551	6,8	0,94(0,81-1,09)		5373	6,3	1,09[0,93-1,28]		478	20,2	0,42(0,27-0,67)	
Second & Sup	5611	7,2	1		5087	5,8	1		224	37,5	1	
Occupations n (%)				0,32				0,28				
Sans travail	2640	7,6	1,49(0,78-2,86)		2557	6,7	1,29(0,67-2,48)					
Trav ménagers	354	8,5	1,68(0,80-3,53)		338	7,7	1,50(0,71-3,18)					
Ventes et autre	3314	6,8	1,33(0,69-2,55)		3152	5,5	1,05(0,55-2,02)					
Agriculture	6469	6,7	1,30(0,68-2,47)		6271	6,1	1,17(0,01-1,16)					
Armée	192	5,2	1		10	5,3	1					
Résidence n (%)		0,15		0,15				0,07				0,01
Urbain	4959	7,4	1,13(0,99-1,30)		4747	6,1	1,13(0,99-1,30)		212	36,8	2,05(1,36-3,09)	
Rural	8010	6,6	1		7761	6,1	1		249	22,1	1	
Niveau de richesse n (%)				0,07				0,80				0,04
Bas	2550	6,4	0,85(0,70-1,03)		2481	6,0	0,97(0,79-1,19)		69	20,3	0,45(0,23-0,86)	
Moyen	5297	6,7	0,89(0,76-1,03)		5120	6,1	0,99(0,84-1,16)		177	23,2	0,53(0,34-0,83)	
Élevé	5122	7,4	1		4907	6,2	1		215	36,3	1	
Consommation du tabac n(%)				0,15				0,09				-
Oui	940	12	1,84(0,78-4,33)		50	12,0	2,10(0,89-4,95)		0	0	-	
Non	11 940	6,9	1		12 453	6,1	1		461	28,9		

Tableau 4 : Association univariable entre le petit poids de naissance (unique et multiple) et les facteurs obstétricaux des femmes de 15 à 49 ans

Variables	Naissances (uniques et multiples)				Naissances uniques				Naissances multiples			
	N=	PPN	OR [IC 95 %]	P	N=	PPN	OR (IC 95 %)	P	N=	PPN	OR (IC 95 %)	P
	12 969	[%]			12 508	[%]			461	[%]		
Visites prénatales n(%)				0,06				0,04				0,85
Pas de visite	312	6,4	1,11(0,69-1,78)		306	6,2	1,17(0,72-1,90)		6	16,7	0,57(0,06-5,10)	
1 à 3 visites	3358	7,2	1,25(1,04-1,51)		3292	6,8	1,28(1,06-1,55)		66	27,3	1,06(0,52-2,17)	
≥ 4 visites	4178	5,8	1		4086	5,4	1		92	26,1	1	
Parité n (%)				<0,001				<0,001				
Primipare	1530	9	1,57(1,28-1,92)		1530	9,0	1,96(1,59-2,92)		-	-	-	
Paucipare *	4267	7,9	1,37(1,18-1,59)		4171	7,2	1,56(1,32-1,83)		96	36,5	1,56(0,94-2,52)	
Multipare	7172	5,9	1		6807	4,8	1		365	26,8	1	
Complications durant la grossesse n(%)				0,14				0,09				0,41
Oui	4848	5,8	1,16(0,95-1,42)		4742	6,2	1,20(0,97-1,46)		103	24,5	0,73(0,35-1,15)	
Non	2633	6,6	1		2581	5,3	1		52	30,8	1	
Intervalle inter génésique [mois] n(%)				0,04				<0,001				0,01
< 24	8080	5,8	0,80(0,64-0,99)		7785	5,0	0,68(0,54-0,86)					
≥ 24	1445	7,2	1		1400	7,1	1		295	27,8	3,95(1,37-11,37)	
									45	8,9	1	
TPI n (%)				0,51								0,39
Oui	3050	6,6	1		2980	5,8	1		45	8,9	1	
Non	4768	6,3	0,94(0,78-1,13)		4676	6,3	1,09 (0,90-1,32)		295	27,8	3,95(1,37-11,37)	
IST n (%)				0,23				0,48				0,51
Oui	954	6	0,84(0,64-1,11)		932	5,6	0,90(0,69-1,20)		22	22,7	0,71(0,26-1,92)	
Non	11 940	7	1		11 503	6,2	1		437	29,3	1	

Les chiffres en gras sont les résultats statistiquement significatifs

OR-IC95% Odds Ratio et intervalle de confiance à 95 %

3.4. Analyse multivariante

Échantillon global

On constate d'après le tableau 5, que les femmes primipares ont plus de chance d'avoir un cas de petit poids de naissance que les multipares [ORa : 1,26 [IC95% : 0,12-1,57], p=0,03].

Le statut marital, l'âge de la femme et l'intervalle inter gésérique n'étaient plus significatives après ajustement.

Variables	PPN [%]	Univariable OR (IC 95 %)	Multivariable ORa (IC 95 %)	P-valeur
Statut marital				
- Non mariée	10,5	1,62(1,24-2,13)	0,95(0,46-1,97)	0,82
- Mariée	6,7	1	1	
Âge [ans]				
- 15-19	9,4	1,48(1,23-1,77)	1,32(0,90 - 1,92)	0,60
- 20-34	6,4	1	1	
- 35-49	6,6	0,98(0,81-1,18)	1,13(0,89 - 1,45)	
Parité				
- Primipare	9,0	1,57(1,28-1,92)	1,26(1,12-1,57)	0,03
- Pauci pare	7,9	1,37(1,18-1,59)	1,11(1,01-1,62)	
- Multipare	5,9	1	1	
Intervalle inter gésérique				
- < 24	5,0	0,80(0,64-0,99)	0,79(0,62-1,01)	-
- ≥ 24	7,1	1	1	

ORa : odds ratio ajusté

Sous-groupe: Naissances uniques

D'après le tableau 6, le problème de petit poids de naissance se rencontrait davantage chez les primipares [ORa : 1,47[IC 95 %] : 1,11-1,99), p= 0,03] et chez les femmes n'ayant effectué aucune visite prénatale [ORa : 1,29 [IC 95 %] : 0,101-1,65), p= 0,05]. Cependant, les femmes ayant un intervalle inter gésérique de moins de 24 mois n'étaient pas davantage exposées que celles ayant un intervalle de 24 mois ou plus [ORa : 0,70 [IC 95 %] 0,51-0,97), p= 0,01].

Enfin, le statut marital et l'âge de la femme n'étaient plus associés au petit poids de naissance après ajustement avec les autres variables.

Variables	PPN [%]	Univariable OR (IC 95 %)	Multivariable ORa (IC 95 %)	P-valeur
Statut marital				
- Non mariée	10,3	1,84(1,40-2,42)	1,10(0,48-2,55)	0,82
- Mariée	5,9	1	1	
Âge [ans]				
- 15-19	9,2	1,69(1,40-2,03)	1,80(0,86 - 1,62)	0,60
- 20-34	5,7	1	1	
- 35-49	5,3	0,94(0,76-1,16)	0,99(0,58 - 1,67)	
Parité				
- Primipare	9,0	1,96(1,59-2,42]	1,47(1,11-1,93)	0,03
- Paucipare	7,2	1,56(1,32-1,83)	1,14(1,08-1,62)	
- Multipare	4,8	1	1	
Intervalle inter gésérique				
- < 24	5,0	0,68(0,54-0,86)	0,70(0,51-0,97)	-

-	≥ 24	7,1	1	1	
Visites prénatales					0,05
-	0 visite	6,8	1,28(1,06-1,55)	1,29(1,01-1,65)	
-	1 à 3 visites	6,2	1,17(0,72-1,90)	1,62(0,97-2,71)	
-	> 4 visites	5,4	1	1	

ORa: odds ratio ajusté

Sous-groupe: naissances multiples

On constate que les variables milieu de résidence [ORa 1,84 (IC95% : 1,04-3,26), p= 0,03] et intervalle inter génésique [ORa : 4,17(IC 95 %) : 1,43-12,14), p= 0,01] sont restées significatives. Par contre, le niveau de scolarité n'était plus significatif dans le modèle, donc non associé au petit poids de naissance après ajustement.

Tableau 7: Analyse multivariée des facteurs associés au petit poids dans le cas de naissances multiples

Variabes	PPN (%)	Univariable OR (IC 95 %)	Multivariable ORa (IC 95 %)	P-valeur	
Résidence					
-	Urbain	36,8	2,05(1,36-3,09)	1,84(1,04-3,26)	0,03
-	Rural	22,1	1	1	
Intervalle inter génésique					
-	< 24	27,8	3,95(1,37-11,33)	4,17(1,43-12,14)	0,01
-	≥ 24	8,9	1	1	-
Niveau de scolarité					
-	Aucun	22,0	0,47(0,24-0,92)	0,91(0,40-2,10)	0,18
-	Primaire	20,2	0,42(0,27(-0,67)	0,59(0,33-1,07)	
-	Sec et plus	37,5	1	1	

ORa: odds ratio ajusté

4. Discussion

Dans cette étude, les résultats obtenus sont différents selon les données des femmes analysées. Pour les femmes ayant eu des naissances uniques, la parité, le nombre des visites prénatales et l'intervalle inter génésique ont été identifiés comme facteurs associés au PPN. Pour les femmes ayant eu des naissances multiples, le milieu de résidence de la femme et l'intervalle inter génésique ont été identifiés comme facteurs associés au petit poids de naissance. Enfin, pour les femmes prises sans distinction de types de naissances, la parité a été retenue comme seul facteur associé au petit poids de naissance. La prévalence de petit poids de naissance a été de 7 % (données globales), 6,1 % (données de naissances uniques) et 29 % (données de naissances multiples). Ces prévalences distinctes mettent en évidence l'influence de la variable grossesse multiple sur les données. Ce qui a justifié notre démarche d'analyse de données séparées.

La prévalence globale (7 %) est quasi similaire à celle rapportée par l'équipe de l'EDS-RDC 2013-2014 (Ministère du plan, 2014), et à celle trouvée dans les 10 hôpitaux de Lubumbashi en 2015 (6,4 %) (Kakudji Luhete P. et al, 2015). Des prévalences différentes ont été rapportées dans les provinces de Maniema et Kasai oriental (Milabyo Kyamusugulwa P, 2014) ; Kanyiki Katala M et al, 2017).

Ces différences de prévalences peuvent se justifier d'une part par l'impact du biais de mémoire dans notre étude, en considérant l'antériorité des faits demandés aux répondants, et de l'autre par l'envergure nationale de notre étude, qui utilise un grand nombre de répondants. Enfin, la différence peut être due au milieu d'étude (communauté versus hôpital), à la sélection des répondants et aux méthodes d'analyse des données.

Notre étude semble inédite du point de vue de sa démarche méthodologique, consistant à analyser les données selon les 3 catégories des femmes citées précédemment. Hormis l'étude d'Ilunga PM (2016),

portant seulement sur les naissances monos fœtales, la plupart des études consultées analysent les données sans distinction de catégories. Cela nous a empêchés de réaliser une comparaison des prévalences dans les différentes catégories de femmes envisagées.

Concernant les facteurs associés au petit poids de naissance, dans cette étude, la primiparité a été identifiée comme facteur de risque sauf chez les femmes ayant eu des naissances multiples. Plusieurs études ont également mentionné ce phénomène (Kaboré P et al, 2007 ; Bwana Kangulu et al, 2014 ; Milabyo Kyamusugulwa P, 2014 ; Rawlings JS et al, 1995 ; Letaief M et al, 2001). C'est le cas d'une étude menée auprès de la population dans le district sanitaire du centre nord du Burkina Faso. Les auteurs de cette étude lient la problématique à la précocité d'accouchement chez les adolescentes moins instruites et évoluant dans la précarité. La littérature montre aussi que le poids de naissance de l'enfant augmente avec la parité de la mère (Kakudji Luhete P. et al, 2015). Plus le nombre d'accouchements augmente, plus le poids du nouvel enfant augmente. Ces résultats corroborent ceux obtenus par J. Mabilia-Babela et son équipe(2007) au sein des maternités de Brazzaville, et ceux de Chuabi et son équipe(2011) à Yaoundé au Cameroun. La forte association entre la parité et le petit poids de naissance a été également documentée par Ignace Bwana Kangulu et son équipe (2014) à Kamina, dans la province du Katanga. Dans leur étude, les mères primipares couraient 2,5 fois plus de risques d'avoir un bébé de petit poids que les mères multipares. La femme primipare, généralement adolescente, n'a pas encore terminé son propre processus de croissance (Milabyo Kyamusugulwa P, 2014). Il y aurait donc une certaine compétition pour les nutriments entre la mère et le fœtus.

Dans notre étude, un intervalle inter gènesique court a été également identifié comme facteur de risque associé au petit poids de naissance après la régression logistique multivariée. Ce résultat avait déjà été évoqué par plusieurs auteurs dans la littérature (Auger N et al, 2008 ; Ouedraogo, S. et al, 2012). C'est le cas de l'étude de Letaief (2001), dans le sahel tunisien. Un intervalle inter gènesique inférieur à 24 mois était associé à un petit poids de naissance. D'autres études signalent des intervalles beaucoup plus courts que celui-ci. Mafina-Mienandi et son équipe(2002) à Brazzaville, et Jules Ngwe et son équipe(2013) à Lubumbashi en République démocratique du Congo, ont rapporté cette association avec un intervalle inter gènesique inférieur à 12 mois. Un intervalle inférieur à 9 mois a également été signalé dans l'étude de Rawlings (1995) aux États-Unis d'Amérique. Les femmes noires présenteraient plus de risques que les femmes blanches de donner naissance à un nourrisson de petit poids de naissance. Plus l'intervalle inter gènesique est court, plus il y a risque de RCIU et, par conséquent, plus il y a danger d'apparition d'un petit poids de naissance. Le risque accru de PPN dans ce cas serait dû à la fragilité de l'organisme maternel, qui n'a pas encore refait ses réserves en micronutriments et vitamines nécessaires au bon déroulement d'une nouvelle grossesse (El Bakkali M et al, 2014),

Par ailleurs, l'utérus n'a pas encore complètement retrouvé sa position, sa forme et son état physiologiques. La mère est également probablement soumise à davantage de stress, ce qui peut influencer la croissance intra-utérine et le risque de déclencher un accouchement prématuré.

Un intervalle inter gènesique de plus de 59 mois est également associé au PPN, comme le rapporte Conde-Agudelo et al (2009) dans leur étude menée en Colombie.

Si l'intervalle inter gènesique était associé au risque de petit poids de naissance chez les femmes ayant eu des naissances multiples, chez les femmes ayant des naissances uniques, par contre, le facteur n'était pas délétère. Ce constat contradictoire semble être inédit étant donné que la plupart des auteurs ne le confirment pas. Ceci peut être justifié comme le fait du hasard, dû à la manipulation de grandes données dans notre étude.

S'agissant des visites prénatales, leur nombre s'est révélé inversement associé au petit poids de naissance dans notre étude. Les femmes n'ayant pas réalisé de consultations prénatales étaient plus exposées au petit poids de naissance que celles ayant totalisé 4 visites et plus. Ces résultats sont similaires à ceux renseignés par les autres auteurs dans la littérature (Bwana Kangulu I. et al, 2014 ; Chuabi et al, 2011 ; Ilunga PM et al, 2016 ; Rawlings JS et al, 1995). Les consultations prénatales s'avèrent d'une importance capitale pour la surveillance de la grossesse et de ses éventuelles

complications. Le risque d'avoir un bébé de petit poids a été évalué à 5,50 par Bwana Kangulu (2014) dans son étude à Kamina, car le manque de CPN empêche toute action sur les différents problèmes médicaux qui prédisposent la femme au petit poids de naissance, notamment le paludisme et autres infections de la mère.

Contrairement à notre étude et aux études citées ci-dessus, ou en complémentarité de celles-ci, il nous paraît important de mentionner l'avis de Patrick Kabore(2007) qui aborde le problème des consultations prénatales sous un angle de la qualité de prestation à améliorer plutôt le nombre à augmenter.

D'autres auteurs en Afrique abondent dans le même sens, et ne confirment pas le résultat de notre étude en ce qui concerne les consultations prénatales. C'est le cas de l'étude menée dans le sahel tunisien qui indique que cette variable, bien que significative dans l'analyse univariée, ne l'a plus été en multivariée (Letaief M et al,2001) La différence entre ces résultats se justifierait par la potentielle forte relation qui existerait entre la parité et les visites prénatales. Plus la mère aurait une parité élevée, moins elle se soucierait d'aller plus d'une fois à la CPN. Dans ce cas, il serait judicieux d'améliorer la qualité des consultations prénatales plutôt que leur nombre.

S'agissant du milieu de résidence, dans notre étude, nous constatons que les femmes résidant en milieu urbain présentent plus de risques d'avoir un enfant de petit poids de naissance que celles vivant en milieu rural.

Aucun résultat similaire n'a été renseigné dans la littérature en Afrique. Ce résultat peut se justifier par le fait que, dans nos villes africaines, la quasi-majorité des populations habite des bidonvilles, avec tout ce que cela implique de conditions de précarité. Ayant difficilement accès aux services sociaux de base, ces populations sont exposées à toute sorte des maladies et autres facteurs défavorables à la santé. Par contre, en Éthiopie, un résultat contraire a été renseigné par Demelash H (2015) et son équipe. Les femmes résidant dans les zones rurales avaient plus de risques d'avoir des enfants de petits poids de naissance comparativement aux femmes des milieux urbains. Ce résultat se justifierait dans le contexte africain par le manque criant de structures de prise en charge des gestantes et de prestataires qualifiés dans les milieux ruraux comparativement aux milieux urbains, de même que par le manque d'instruction et la précarité du mode de vie des jeunes femmes dans ces milieux africains.

5. Conclusion

La présente étude réaffirme l'association des certains facteurs maternels plus que les autres dans la survenue des petits poids de naissance en RDC. L'analyse des données séparément s'est montrée bénéfique par rapport à une analyse globale. Notre système de santé devra prendre en compte tous ces facteurs incriminés afin de proposer des interventions préventives intégrant la supplémentation en fer et autres micronutriments nécessaires à l'alimentation de la femme enceinte, l'amélioration de la qualité des consultations prénatales ainsi que la promotion des méthodes contraceptives. Ces mesures doivent être intensifiées dans les milieux urbains confrontés à la précarité des conditions de vie.

Remerciements

Nous exprimons notre profonde gratitude au DHS program qui a bien voulu mettre à notre disposition la base des données de l'EDS-RDC 2013-2014 à notre demande.

Conflit of Intérêts

Les auteurs ne déclarent aucun conflit d'intérêt par rapport à cet article.

Références

Auger N, Daniel M, Platt R, Luo ZC, Wu Y et Choiniere R (2008), « L'influence commune de l'état matrimonial, de l'intervalle entre grossesses et du voisinage sur la petite naissance pour l'âge gestationnel : étude rétrospective de cohorte ». *BMC Grossesse Accouchement*, 8(1), 7

Bhutta ZA (2012), "The Ignominy of Low Birth Weight in South Asia", *Indian Pediatric*, jan, 49(1), 15-6, consulté le 22/09/2018, Disponible sur l'URL:

<https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/22318099>

Chiabi A, Miaffo L, Mah E, Nguefack S, Mbuagbaw L, Tsafack J, Tafen W, Tchokoteu PF (2011), « Facteurs de risque et pronostic hospitalier des nouveau-nés de faible poids de naissance (poids de naissance inférieur à 2500grammes) à l'hôpital gynéco-obstétrique et pédiatrique de Yaoundé, Cameroun », *Journal de pédiatrie et de puericulture*, 24(3), 125-132. PubMed-Google Scholar

Conde-Agudelo A, Rosas-Bermúdez A, Kafury-Goeta AC (2006), "Birth Spacing and Risk of Adverse Perinatal Outcomes: a Meta-Analysis", *JAMA*, Apr 19, 295(15), 1809-23

Demelash H, Motbainor A, Nigatu D, Gashaw K, Melese A (2015), « Facteurs de risque d'insuffisance pondérale à la naissance dans les hôpitaux de la zone de Bale, sud-est de l'Éthiopie: étude cas-témoin », *BMC Grossesse Accouchement*, 15, 264. doi: 10.1186 / s12884-015-0677-y.

El Bakkali M, Azzouzi Y, Khadmaoui A, Ait Ouaziz N (2014), « Facteurs de risques associés à la survenue de l'hypotrophie au niveau de la maternité de l'hôpital Chérif Idrissi dans la région du Gharb Chrarda Bni Hssen (Maroc) », *International Journal of Innovation and Applied Studies*, 7(3), 868-874

Ignace Bwana Kangulu, Elie Kilolo Ngoy Umba, Michel Kabamba Nzaji et Prosper Kalenga Mwenze Kayamba (2014), « Facteurs de risque de faible poids de naissance en milieu semi-rural de Kamina, République Démocratique du Congo », *Pan Afr Med J.*, 17, 220.

Ilunga PM, Mukuku O, Mawaw PM, Mutombo AM, Lubala TK, Shongo Ya Pongombo M, Kakudji Luhete P, Wembonyama SO, Mutombo Kabamba A, Luboya Numbi O (2016), « Étude de facteurs de risque de faible poids de naissance à Lubumbashi, République démocratique du Congo », *Médecine et Santé Tropicales*, 26, 386-390

Kaboré P, Donnen Ph et Dramaix-Wilmet M (2007), « Facteurs de risque obstétricaux du petit poids de naissance à terme en milieu rural sahélien », *Santé Publique* 2007 ; 19(6), 489-497, Consulté le 28/09/2018, disponible sur l'URL :<https://www.cairn.info/revue-sante-publique-2007-6-page-489.htm>

Kanyiki Katala M, Banza Ndala DB, Mukendi Mukendi JR, Ciamala Mukendi P, Mukendi Ntumba K, Kaya Tompa B, Ilunga Bimpa C, Kolela Kolela A, Mulewu Ngandu H, Kabamba Nzaji M (2017), « Risk Factors of Low Birth Weight in Mbujimayi City, Democratic Republic of Congo », *OALibJ*, March, 4(17) DOI: [10.4236/oalib.1103501](https://doi.org/10.4236/oalib.1103501), consulté le 10/05 2019, disponible sur l'URL :

Letaief M, Soltani M, Ben Salem K, Bchir M (2001), « Épidémiologie de l'insuffisance pondérale à la naissance dans le Sahel tunisien », *Santé Publique*, 13(4), 359-366 doi:10.3917/spub.014.0359. <https://doi.org/10.3917/spub.014.0359>

Mafina-Mienandi MC, Ganga-Zandzou PS, Makoumbou P, Malonga H, Ekoundzola JR, Mayanda HF (2002), « Facteurs de risque de retard de croissance intra-utérin au Congo », *Journal de Gynécologie Obstétrique et Biologie de la Reproduction*, 31(5), 500-505 Doi : JGYN-09-2002-31-5-0368-2315-101019-ART9, disponible sur :<https://www.em-consulte.com/en/article/114514>

Mabiala-Babela JR, Matingou VC, Senga P (2007), « Facteurs de risque de petit poids de naissance à Brazzaville, Congo », *Journal de Gynécologie Obstétrique et Biologie de la Reproduction*, 36(8), 795-

798

Ministère du plan (2014), *Enquête Démographique et de Santé en République Démocratique du Congo 2013-2014, Rapport final*, Macro International Inc., Calverton, Maryland

Milabyo Kyamusugulwa P, “Low Birth Weight in Maniema (Democratic Republic of Congo)”, santé 2006, consulté le 12/01/2019, disponible sur le site: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/17116633>

Ngwe Thaba Moyambe J, Bernard P, Khang'Mate F, Mwembo Tambwe Nkoy A, Chenge Mukalenge F, Makanda D, Twite E, Munkana Ndudula A, Lubamba Ch, Kabulu Kadingi A, Kayomb M (2013), « Étude des facteurs de risque du retard de croissance intra-utérin à Lubumbashi », *Pan Afr Med J*, 14, 4 DOI : [10.11604/pamj.2013.14.4.1798](https://doi.org/10.11604/pamj.2013.14.4.1798)

Ouedraogo, S., G. K. Koura, et al. (2012). "Maternal anemia at first antenatal visit: prevalence and risk factors in a malaria-endemic area in Benin." *Am J Trop Med Hyg* **87**(3): 418- 424.

<https://www.scirp.org/journal/PaperInformation.aspx?paperID=75146&>

Organisation mondiale de la Santé. *Cibles mondiales de nutrition 2025. Note d'orientation sur l'insuffisance pondérale à la naissance*. Consulté le 10/06/2018

http://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/255726/WHO_NMH_NHD_14.5_fre.pdf

Prosper Kakudji Luhete, Olivier Mukuku, Prosper Kalenga Muenze Kayamba (2015), “Study of Low Birth Weight Associated with Maternal Age and Parity in a Population of Mother and Children Monitored in Lubumbashi”, *Pan Afr Med J.*, 20, 246. PMID: 26161169

Prosper Kakudji Luhete, Albert Mwembo Ntambwe et Prosper Kalenga Kayamba (2017), « Étude du pronostic maternel et périnatal au cours de l'accouchement chez l'adolescente à Lubumbashi, République Démocratique du Congo », *Pan Afr Med J.*, 26, 182. , consulté le 12/01/2019, disponible sur le site: <http://www.panafrican-med-journal.com/content/article/26/182/full>

Rawlings JS, Rawlings VB, Read JA (1995), “Prevalence of Low Birthweight and Preterm Delivery in Relation to the Interval between Pregnancies among White and Black Women”, *N Engl J Med*, 332, 69-74

Siza Julius E (2008), « Facteurs de risque associés au faible poids à la naissance des nouveau-nés chez les femmes enceintes fréquentant un hôpital de référence dans le nord de la Tanzanie », *Tanzan J Health Res*, 10(1), 1–8 [PubMed]

© 2023 NDUAYA et al., licensee *Bamako Institute for Research and Development Studies Press*. This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>

Publisher's note

Bamako Institute for Research and Development Studies Press remains neutral regarding jurisdictional claims in map publications and institutional affiliations.