ESI Preprints **Not Peer-reviewed**

Evolution du faible poids de naissance chez les enfants de 0 à 35 mois au Burkina Faso : Apport de la décomposition d'Oaxaca-Blinder

Michel Sawadogo
Bernard Dembele
Lonkila Moussa Zan
Institut National de la Statistique et de la Démographie (INSD), Burkina Faso
Aristide Romaric Bado
Institut de Recherche en Sciences de la Santé (IRSS/ CNRST), Burkina Faso
Gervais Beninguisse
Institut de Formation et de Recherche Démographiques (IFORD)
Université de Yaoundé II, Cameroun

Doi: 10.19044/esipreprint.9.2025.p123

Approved: 05 September 2025
Posted: 07 September 2025

Copyright 2025 Author(s)
Under Creative Commons CC-BY 4.0
OPEN ACCESS

Cite As:
Sawadogo, M., Dembele, B., Zan, L.M., Bado, A.R. & Beninguisse, G. (2025). *Evolution du faible poids de naissance chez les enfants de 0 à 35 mois au Burkina Faso : Apport de la décomposition d'Oaxaca-Blinder.* ESI Preprints.
https://doi.org/10.19044/esipreprint.9.2025.p123

Résumé

Au Burkina Faso, le faible poids de naissance constitue un problème majeur de santé publique. Bien qu'une baisse de 16,67 % ait été observée entre 2010 et 2021, les facteurs expliquant cette évolution restent peu documentés. Cet article vise à combler cette lacune en identifiant les sources de l'évolution du faible poids de naissance chez les enfants de 0 à 35 mois au Burkina Faso au cours de cette période. Pour y parvenir, nous avons utilisé les données provenant des quatrième et cinquième passages de l'Enquête Démographique et de Santé du Burkina Faso. En outre, nous avons recouru à des tests de proportion et à la décomposition multivariée d'Oaxaca Blinder au seuil de 10 %. Les résultats montrent que le faible poids de naissance a baissé significativement entre 2010 et 2021, passant de 12,36 % à 10,78 %. Cette baisse est due à 122,02 % à un effet de composition. Plus particulièrement, ce sont les changements dans les proportions des

naissances de deuxième rang (1,72 %), de troisième ou quatrième rang (47,98 %), des mères en surpoids ou obèses (18,79 %) et des naissances gémellaires (2,96 %) qui ont impulsé cette baisse. Les changements dans les proportions des résidents en milieu urbain et des mères primipares ont plutôt eu des effets inverses, -10,01 % et -7,41 % respectivement. Cela souligne la nécessité d'une approche holistique dans la lutte contre le faible poids de naissance en privilégiant les interventions structurelles tout en maintenant la qualité des soins de santé.

Mots clés : Faible poids de naissance, décomposition, Oaxaca Blinder, Burkina Faso

Trends in Low Birth Weight among Children Aged 0 to 35 Months in Burkina Faso: Contribution of the Oaxaca-Blinder Decomposition

Michel Sawadogo
Bernard Dembele
Lonkila Moussa Zan
Institut National de la Statistique et de la Démographie (INSD), Burkina Faso
Aristide Romaric Bado
Institut de Recherche en Sciences de la Santé (IRSS/ CNRST), Burkina Faso
Gervais Beninguisse
Institut de Formation et de Recherche Démographiques (IFORD)
Université de Yaoundé II, Cameroun

Abstract

In Burkina Faso, low birth weight is a major public health problem. Although a decline of 16.67% was observed between 2010 and 2021, the factors explaining this evolution remain poorly documented. This article aims to fill this gap by identifying the sources of the evolution of low birth weight among children aged 0 to 35 months in Burkina Faso during this period. To achieve this, we used data from the fourth and fifth rounds of the Burkina Faso Demographic and Health Survey. In addition, we employed proportion tests and the multivariate Oaxaca-Blinder decomposition at the 10% significance level. The results show that low birth weight significantly decreased between 2010 and 2021, dropping from 12.36% to 10.78%. This decline is attributable, to the extent of 122.02%, to a composition effect. More specifically, changes in the proportions of second-order births (1.72%),

third- or fourth-order births (47.98%), mothers who are overweight or obese (18.79%), and twin births (2.96%) have driven this decline. In contrast, changes in the proportions of urban residents and first-time mothers had inverse effects, -10.01% and -7.41%, respectively. This underscores the need for a holistic approach in combating low birth weight by prioritizing structural interventions while maintaining the quality of healthcare.

Keywords: Low birth weight, decomposition, Oaxaca-Blinder, Burkina Faso

Introduction

Le faible poids de naissance, défini par l'Organisation mondiale de la Santé comme un poids inférieur à 2500g indépendamment de l'âge gestationnel, demeure une préoccupation majeure au Burkina Faso. À l'échelle mondiale, sa prévalence a connu une quasi-stabilité entre 2010 et 2020, passant de 15 % en 2010 à 14,7 % en 2020 (UNICEF-WHO, 2019; UNICEF/WHO, 2023). En Afrique subsaharienne, cette proportion a légèrement diminué, passant de 14,7 % à 13,9 % sur la même période (UNICEF/WHO, 2023). Au Burkina Faso, chez les enfants de moins de cinq ans, la prévalence du faible poids de naissance est passée de 14 % en 2010 à 12 % en 2021 (INSD-ICF, 2012 ; INSD, 2023), soit une réduction de 16,67 %.

Pour faire face aux défis sanitaires en général et du faible poids de naissance en particulier, plusieurs initiatives ont été mises en place par le gouvernement burkinabè. Le Plan National de Développement Sanitaire (PNDS) 2011-2020, deuxième du genre, a contribué à améliorer l'utilisation des services préventifs et curatifs, l'offre des soins de santé, l'accessibilité des populations aux services de santé et la gouvernance du secteur (Ministère de la santé, 2021). D'autres mesures ont renforcé l'accès des femmes enceintes aux soins obstétricaux, notamment la subvention des Soins Obstétricaux et Néonatals d'Urgence (SONU), la gratuité des soins pour les femmes et les enfants de moins de cinq ans depuis 2016, ainsi que des actions de communication pour le changement de comportement à travers des stratégies telles que le mentorat, l'École des Maris, et l'approche « Collaborer avec les individus, les familles et les communautés pour améliorer la santé maternelle et néonatale » (Ministère de l'Economie, des Finances et de la Prospective, 2023).

Au niveau international, le Burkina Faso s'est engagé dans des programmes de développement visant à améliorer la santé et le bien-être de la population, notamment les Objectifs de Développement Durable (ODD) et les Cibles mondiales de la nutrition de l'Assemblée mondiale de la santé, qui visent à réduire d'ici 2030, la sous-nutrition, l'anémie chez les femmes en âge de procréer, le faible poids de naissance, etc.

L'impact de certaines de ces mesures a été démontré dans des études récentes. En effet, Ilboudo et Siri (2022) ont montré que la politique de gratuité des soins maternels et infantiles a significativement réduit les accouchements compliqués et la mortalité infantile due au paludisme grave. De même, Haddad et al. (2019) ont établi qu'à elle seule, la gratuité des soins a permis de réduire de plus de 6,5 points de pourcentage la prévalence du retard de croissance qui est l'une des conséquences du faible poids de naissance et qu'elle bénéficie davantage aux enfants défavorisés.

Malgré ces efforts, la baisse du faible poids de naissance reste lente par rapport aux objectifs fixés par l'Assemblée Mondiale de la Santé (AMS), qui ambitionne une réduction de 30 % d'ici 2030 par rapport à la valeur de 2012 (Okwaraji, 2024). Ainsi, pour accélérer cette baisse, il est pertinent de s'interroger sur les sources de cette évolution au Burkina Faso entre 2010 et 2021.

Selon la littérature, le faible poids à la naissance résulte d'une interaction complexe entre des facteurs socio-économiques et sanitaires, qui influencent conjointement les conditions de vie, les comportements individuels et l'accès aux soins. En effet, l'urbanisation, l'éducation et le niveau de vie du ménage favorisent le recours aux soins modernes en diffusant des valeurs favorables à la médecine moderne et en améliorant l'accessibilité aux services de santé (Akoto et al., 2002; Barbieri, 1991; Padonou, 2014).

En outre, le faible poids de naissance s'inscrit aussi dans un cycle intergénérationnel de malnutrition : les mères malnutries donnent naissance à des enfants de faible poids, qui, en grandissant, connaissent une croissance perturbée et risquent de perpétuer ce déficit nutritionnel à leur propre descendance (Padonou, 2014). Pour rompre ce cercle vicieux, il est essentiel d'agir sur les deux principales causes du faible poids de naissance que sont la prématurité et le retard de croissance intra-utérin (Ashorn et al.; WHO, 2023). Selon d'autres auteurs, parmi les facteurs contribuant à ces causes, la dénutrition et l'anémie chez les filles et les femmes vulnérables jouent un rôle clé, nécessitant des investissements ciblés tout au long du cycle de vie. En outre, d'autres facteurs de risque tels que les infections maternelles, les complications obstétricales et les conditions socio-économiques défavorables influencent également l'évolution du faible poids de naissance (Hofmeyr et al.; WHO, 2023).

En somme, la littérature montre que le faible poids de naissance est associé à plusieurs facteurs d'ordre sociodémographique et nutritionnel. Malgré l'abondance des études sur le sujet, plusieurs limites subsistent: l'utilisation de données non représentatives au niveau national (données hospitalières ou locales) (Nduaya, 2019), des échantillons de petite taille et un manque d'analyse des facteurs de variation temporelle du faible poids de

naissance. Pour combler ces lacunes, cette étude vise à identifier les facteurs à l'origine de la baisse du faible poids de naissance au Burkina Faso, afin de mieux orienter les interventions en santé et d'aider les acteurs à atteindre les objectifs fixés. Pour ce faire, elle s'appuie sur les données d'envergures nationales des Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS) de 2010 et 2021 et utilise la décomposition d'Oaxaca-Blinder.

Méthodes

Sources de données et taille de l'échantillon

Les données proviennent des Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS) de 2010 (EDSBF-MICS-IV) et 2021 (EDSBF-V). Les données sur le poids à la naissance ont été collectées pour les enfants de moins de cinq ans, seulement pour l'EDSBF-MICS-IV, contrairement à l'EDSBF-V où elles ont été uniquement collectées pour les enfants de moins de trois ans (0 à 35 mois). Ainsi, la tranche 0-35 mois est retenue dans le cadre de notre étude par souci d'harmonisation. Cela inclut un total de 3058 enfants pour l'EDSBF-MICS-IV et 2906 enfants pour l'EDSBF-V âgés de 0 à 35 mois pesés à la naissance et dont le poids a été relevé à partir d'un enregistrement écrit ou d'une déclaration de la mère. Bien que les données issues des déclarations des mères soient sujettes à des biais de rappel ou à des effets de distorsion, Bertrand et Escudero (2002) affirment que des études de validation effectuées aux États-Unis mènent à penser que les mères sont en mesure de se souvenir correctement du poids de leurs bébés. Malheureusement, nous n'avons pas connaissance d'études semblables à grande échelle réalisées sur des pays en voie de développement.

Variables de l'étude

La variable dépendante est le faible poids de naissance, appréhendé par la « survenue d'une naissance de poids strictement inférieur à 2500 g ». Elle est codée 1 si l'enfant est né avec un faible poids et 0 sinon.

Les variables indépendantes sont :

- Âge de la mère à l'accouchement : Elle a été construite en soustrayant l'âge de l'enfant à l'âge de la mère au moment de l'enquête. Cette variable a été recodée en trois modalités : Moins de 20 ans, 20 à 34 ans et 35 ans ou plus.
- Parité atteinte : C'est le nombre d'enfants de la femme. Elle est recodée en trois catégories : Les primipares sont les mères qui sont à leur première naissance, les multipares ont entre 2 et 6 enfants, et les grandes multipares ont 7 enfants ou plus. Ces chiffres sont choisis par rapport à l'Indice Synthétique de Fécondité (ISF) de l'année de référence (2010).

- Milieu de résidence : C'est le milieu de résidence du ménage dans lequel est issu l'enfant. Cette variable a deux modalité : Urbain et Rural.
- Niveau de vie du ménage : Cette variable permet d'apprécier le confort du ménage dans lequel est issu l'enfant. Elle est construite à travers les caractéristiques du ménage et de l'habitat ainsi que les biens possédés par le ménage. Elle a trois modalités : Faible, Moyen et Elevé.
- Niveau d'instruction de la mère : Cette variable renvoie au niveau d'étude le plus élevé atteint par la mère au moment de l'enquête. Elle est recodée en trois modalités : Sans instruction, Primaire, Secondaire ou plus.
- Participation de la mère à la prise de décision en matière de santé : C'est une variable dichotomique permettant d'évaluer la participation ou non de la mère à la prise de décision en ce qui concerne sa propre santé.
- Indice de masse corporel (IMC) de la mère : C'est une variable qui permet d'évaluer l'état nutritionnel de la mère. Elle est construite en divisant le poids de la mère (en kg) par sa taille (m) au carré et possède trois modalités : Déficit pondéral (moins de 18,5 kg/m²), Normal (entre 18,5 et 25 kg/m²) et Surpoids/obésité (25kg/m² ou plus).
- Taille de la mère : Tout comme l'IMC, cette variable permet également d'évaluer l'état nutritionnel de la mère. Elle est recodée en deux modalités : Moins de 1,55 m et 1,55 m ou plus.
- Rang de naissance : C'est l'ordre à laquelle sont nés les enfants d'une même mère. Elle est recodée en quatre modalités : Rang 1, Rang 2, Rang 3 ou 4, Rang 5 ou plus.
- Gémellité : Cette variable désigne la naissance de jumeaux ou non à l'issue d'une grossesse.
- Nombre de doses de SP/fansidar : C'est le nombre de doses reçu par la mère pour le traitement préventif intermittent du paludisme pendant la grossesse. Elle est recodée en trois modalités : Aucune, entre 1 et 2 doses et 3 doses ou plus.
- Nombre de consultations prénatales : Il s'agit d'un suivi médical destiné aux femmes enceintes, ayant pour objectif de surveiller la santé de la mère et du fœtus tout au long de la grossesse. Cette variable a deux modalités : Moins de 4 et 4 ou plus.
- Sexe de l'enfant : C'est une variable dichotomique dont les modalités sont : Masculin et Féminin.

Méthodes d'analyse

Au niveau analytique, nous recourons à des tests de proportions et à la méthode de décomposition multivariée d'Oaxaca Blinder au seuil de 10 % telle qu'adoptée par Powers et al (2011). Le choix du seuil de 10 % représente un compromis qui tient compte à la fois des limites inhérentes aux données disponibles et de la nécessité d'explorer l'influence de nouvelles variables sur le faible poids de naissance.

Tests de proportion

Soit la statistique $Z = \frac{F_1 - F_2 - (P_1 - P_2)}{\sqrt{\frac{P_1(1-P_1)}{n_1} + \frac{P_2(1-P_2)}{n_2}}} \sim \mathcal{N}(0,1)$

où P_1 et P_2, représentent les proportions théoriques de la population considérée respectivement en 2010 et 2021. F_1 et F_2, représentent les proportions observées de la population considérée dans l'échantillon respectivement en 2010 et 2021. n_1 est la taille de l'échantillon en 2010 et n_2 celle de l'échantillon en 2021.

- Test unilatéral à gauche

Soit $H_0: P_1 = P_2$ et $H_1: P_1 < P_2$, respectivement les hypothèses nulle et alternative

Sous l'hypothèse H_0, $Z = \frac{F_1 - F_2}{\sqrt{\frac{P_1(1-P_1)}{n_1} + \frac{P_2(1-P_2)}{n_2}}}$ suit la loi normale centré réduite $\mathcal{N}(0,1)$

On accepte H_0 si la valeur de Z calculée à partir des données des échantillons appartient à la région d'acceptation $]Z_{1-\propto}, +\infty[$ où $Z_{1-\propto}$ est le quantile d'ordre $1-\propto$ de la loi normale centré réduite. Sinon, on accepte H_1.

- Test unilatéral à droite

Soit $H_0: P_1 = P_2$ et $H_1: P_1 > P_2$, respectivement les hypothèses nulle et alternative

Sous l'hypothèse H_0, $Z = \frac{F_1 - F_2}{\sqrt{\frac{P_1(1-P_1)}{n_1} + \frac{P_2(1-P_2)}{n_2}}}$ suit la loi normale centré réduite $\mathcal{N}(0,1)$

On accepte H_0 si la valeur de Z calculée à partir des données des échantillons appartient à la région d'acceptation $]-\infty, -Z_{1-\propto}[$. Sinon on accepte H_1.

NB : avec $\propto = 5\ \%$, $Z_{1-\propto} = 1{,}645$.

Méthode de décomposition d'Oaxaca Blinder

Considérant Y, le vecteur à N lignes et une colonne (N x l) de la variable dépendante, X, la matrice à N lignes et K colonnes (N x K) des variables indépendantes et β, un vecteur à K lignes et une colonne (K x l) des coefficients de régression. La différence de proportion de faible poids de

naissance entre deux années A et B (A=2010 et B=2021) s'exprime mathématiquement par :

$\underline{Y_B} - \underline{Y_A} = \underline{F(X_B\beta_B)} - \underline{F(X_A\beta_A)}$ En intégrant : $\underline{F(X_A\beta_B)}$ on obtient :

$\underline{Y_B} - \underline{Y_A} = \underline{F(X_B\beta_B)} - \underline{F(X_A\beta_B)} + \underline{F(X_A\beta_B)} - \underline{F(X_A\beta_A)}$

$\underline{F(X_B\beta_B)} - \underline{F(X_A\beta_B)}$ représente la composante attribuable aux différences de caractéristiques ou composante expliquée ou encore effet de composition et est notée E et $\underline{F(X_A\beta_B)} - \underline{F(X_A\beta_A)}$ représente la part due aux différences de coefficients ou composante inexpliquée ou encore effet de comportement et est notée C.

Dans le cadre de cette étude, nous choisissons le groupe B comme groupe de comparaison et le groupe A comme groupe de référence. Ainsi, E reflète une comparaison contrefactuelle de la différence de résultats du point de vue du groupe A (c'est-à-dire la différence attendue si le groupe A avait la distribution des covariables du groupe B). C reflète une comparaison contrefactuelle des résultats du point de vue du groupe B (autrement dit la différence attendue si le groupe B avait les mêmes réactions comportementales au facteur X que le groupe A).

Cependant, tel que décrite ci-dessus, la décomposition ne permet pas de comprendre la contribution unique de chaque prédicteur à chaque composante de la différence. Il est donc nécessaire de partitionner les composantes E et C en portions E_k et C_k $(k = 1, \ldots, K)$, représentant respectivement les contributions uniques de la k^{ème} variable à E et C. Ces portions sont obtenues par les formules suivantes : $E_k = W_{\Delta_{X_k}} E$ et $C_k = W_{\Delta_{\beta_k}} C$.

Ainsi, dans un modèle linéaire, les poids de la composante E, c'est-à-dire les $W_{\Delta_{X_k}}$ sont obtenus par la formule suivante : $W_{\Delta_{X_k}} = \frac{\beta_{B_k}(\underline{X}_{B_k} - \underline{X}_{A_k})}{\sum_{k=1}^{K} \beta_{B_k}(\underline{X}_{B_k} - \underline{X}_{A_k})}$

Quant aux coefficients de pondération de la composante C, c'est-à-dire les $W_{\Delta_{\beta_k}}$, ils sont obtenus par la formule : $W_{\Delta_{\beta_k}} = \frac{\underline{X}_{A_k}(\beta_{B_k} - \beta_{A_k})}{\sum_{k=1}^{K} \underline{X}_{A_k}(\beta_{B_k} - \beta_{A_k})}$

Où $\underline{X}_{A_k}$ et $\underline{X}_{B_k}$ sont les moyennes de X_k respectivement dans les groupes A et B. A_k et B_k sont les coefficients de la variable X_k respectivement dans les groupes A et B. Les coefficients de pondération sont tels que leur somme sur l'ensemble des variables est égale à 1.

La différence brute peut maintenant être exprimée comme une somme pondérée des contributions uniques : $\underline{Y_B} - \underline{Y_A} = E + C = \sum_{k=1}^{K} W_{\Delta_{X_k}} E + \sum_{k}^{K} W_{\Delta_{\beta_k}} C = \sum_{k=1}^{K} E_k + \sum_{k=1}^{K} C_k$

Logiciel utilisé

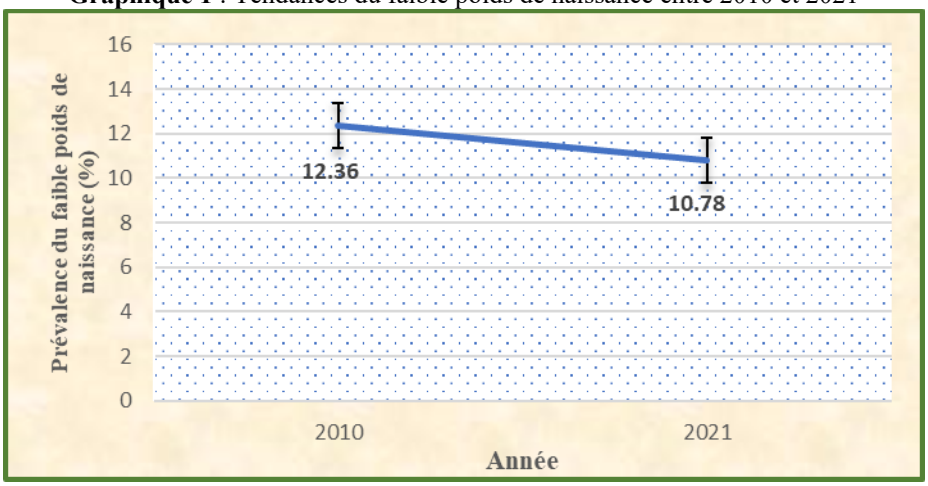
Le logiciel Stata 16 a été utilisé pour l'analyse des données.

Résultats

Caractéristiques de la population étudiée en 2010 et en 2021

Le graphique 1 montre que 12,36 % des enfants de 0 à 35 mois sont nés avec un faible poids en 2010, contre 10,78 % en 2021. Cette baisse de la prévalence du faible poids de naissance bien que modérée est statistiquement significative au seuil de 5 %, comme le montre le tableau 1.

Graphique 1 : Tendances du faible poids de naissance entre 2010 et 2021



Source : Exploitation des données de l'EDSBF-MICS-IV, 2010 et l'EDSBF-V, 2021

Le tableau 1 présente les caractéristiques de la population étudiée en 2010 et en 2021. En effet, les enfants issus du milieu urbain s'est significativement augmenté au cours de la période sous-revue, passant de 23,37 % à 27,21%. En outre, la proportion des enfants nés des mères de niveau d'instruction secondaire ou supérieur a presque triplé en 10 ans, passant de 7,6 % à 20,15 %. Par ailleurs, les enfants issus des mères en surpoids ou obèse a presque doublé en termes de proportion sur la période (9,95 % à 19,19 %).

Tableau 1 : Évolution des caractéristiques de la population d'étude entre 2010 et en 2021

Modalités des variables	2010		2021		Test de proportion
	Effectif	Proportion P1 (%)	Effectif	Proportion P2 (%)	
Petit poids de naissance					
Oui	378	12,36	313	10,78	P1>P2 **
Non	2680	87,64	2593	89,22	P1<P2 **
Milieu de résidence					
Urbain	715	23,37	791	27,21	P1<P2 ***
Rural	2343	76,63	2115	72,79	P1>P2 ***
Niveau d'instruction de la mère					

Modalités des variables	2010		2021		Test de proportion
	Effectif	Proportion P1 (%)	Effectif	Proportion P2 (%)	
Sans instruction	2395	78,31	1927	66,32	P1>P2 ***
Primaire	431	14,09	393	13,53	P1≈P2
Secondaire ou plus	232	7,6	586	20,15	P1<P2 ***
Niveau de vie du ménage					
Faible	1044	31,14	1040	35,81	P1<P2 ***
Moyen	1044	34,16	900	30,96	P1>P2 ***
Élevé	970	31,70	966	33,23	P1<P2 *
Participation de la mère à la prise de décision en matière de santé					
Participe	656	21,46	829	28,54	P1<P2 ***
Ne participe pas	2293	74,98	1962	67,49	P1>P2 ***
Âge de la mère à l'accouchement					
Moins de 20 ans	368	12,03	352	12,11	P1≈P2
Entre 20 et 34 ans	2192	71,67	2024	69,66	P1>P2 **
35 ans ou plus	498	16,30	530	18,23	P1<P2 **
Parité de la mère					
Primipare	565	18,47	619	21,30	P1<P2 ***
Multipare	2125	69,49	1812	62,37	P1>P2 ***
Grande multipare (7 enfants ou plus)	368	12,03	475	16,33	P1<P2 ***
IMC					
Déficit pondéral (moins de 18,5 kg/m²)	380	12,43	308	10,62	P1>P2 **
Normal (18,5-25 kg/m²)	2374	77,62	2040	70,20	P1>P2 ***
Surpoids/obésité (25 kg/m² ou plus)	304	9,95	558	19,19	P1<P2 ***
Taille de la mère					
Moins de 1,55 m	350	11,47	305	10,51	P1≈P2
1,55 m ou plus	2708	88,53	2601	89,49	P1≈P2
Rang de naissance					
Rang1	616	20,15	663	22,82	P1<P2 ***
Rang2	594	19,43	551	18,97	P1≈P2
Rang 3 ou 4	916	29,96	911	31,36	P1≈P2
Rang 5 ou plus	932	30,47	781	26,86	P1>P2 ***
Gémellité					
Non gémellaire	2953	96,57	2805	96,52	P1≈P2
Gémellaire	105	3,43	101	3,48	P1≈P2
Nombre de doses de SP/Fansidar					
Aucune	677	22,13	148	5,1	P1>P2 ***
Entre 1 et 2 doses	1894	61,95	967	33,28	P1>P2 ***
3 doses ou plus	196	6,4	1617	55,65	P1<P2 ***
Nombre de consultations prénatales					
Moins de 4	1754	61,49	687	25,04	P1>P2 ***
4 ou plus	1098	38,51	2058	74,96	P1<P2 ***
Sexe de l'enfant					
Masculin	1593	52,08	1470	50,60	P1≈P2
Féminin	1465	47,92	1436	49,40	P1≈P2
*=Pvalue< 10%, **= Pvalue<5%, ***=Pvalue< 1%, ≈ =sensiblement égale					

Source : Exploitation des données de l'EDSBF-MICS-IV, 2010 et l'EDSBF-V, 2021

Sources de changement de la prévalence du faible poids à la naissance (décomposition multivariée d'Oaxaca Blinder)

Contribution du changement des caractéristiques

Les changements dans les caractéristiques (E) de la population étudiée ont contribué à réduire l'ampleur du faible poids de naissance de 2,2 points de pourcentage, soit 122,2 % de la variation totale observée entre 2010 et 2021. Plus spécifiquement : les contributions liées à la stabilité en termes de proportion des naissances de 2ème rang (1,72 %), des naissances de 3ème ou 4ème rang (47,98 %) et des naissances gémellaires (2,96 %) ainsi qu'à l'augmentation de la proportion des mères en surpoids ou obèses (18,79%) sont positives et significatives. En revanche, les contributions liées à l'augmentation dans la proportion des mères primipares (-10,01 %) et dans la proportion des enfants issus du milieu urbain (-7,41 %) sont négatives et significatives (Tableau 2).

Contribution du changement des coefficients

L'évolution des coefficients (C) bien que non significative, a eu un effet négatif dans l'évolution de la prévalence du faible poids de naissance (-0,4 point de pourcentage), soit -22,02 % de la variation totale. Globalement, la performance des variables n'a pas varié entre les deux passages considérés.

Tableau 2 : Contribution de l'effet des caractéristiques (E) et de l'effet des coefficients (C) au changement

Composantes	Coefficients	Part (%)
E	0,02213**	122,02
C	-0,00399	-22,02
R	0,01810**	0,00
Total		100,00
*=Pvalue< 10%, **= Pvalue<5%, ***=Pvalue< 1%		

Source : Exploitation des données de l'EDSBF-MICS-IV, 2010 et l'EDSBF-V, 2021

Tableau 3 : Résultats de l'analyse de décomposition multivariée d'Oaxaca-Blinder de l'évolution de la proportion d'enfants de faible poids de naissance.

Caractéristiques	Différences de caractéristiques (E)		Différences de coefficients (C)	
	Coefficients	Part (%)	Coefficients	Part (%)
Résidence urbaine	-0,00134**	-7,41	-0,00719	
Niveau de vie moyen du ménage	0,00044		0,01782	
Niveau de vie élevé du ménage	0,00003		0,02149	
Niveau d'instruction primaire de la mère	-0,00002		-0,00150	
Niveau d'instruction secondaire ou plus de la mère	0,00361		-0,00721	
Mère participe à la prise de décision	-0,00037		0,00108	

Caractéristiques	Différences de caractéristiques (E)		Différences de coefficients (C)	
en matière de santé				
Âge de la mère inférieur à 20 ans à l'accouchement	0,00003		-0,00120	
Âge de la mère supérieur ou égale à 35 ans à l'accouchement	-0,00005		0,00602	
Mère primipare	-0,00182 ***	-10,01	0,01046	
Mère grande multipare	0,00084		0,00033	
Mère en déficit pondéral	0,00045		0,00003	
Mère en surpoids ou obèse	0,00341*	18,79	-0,00724	
Taille de la mère inférieure à 1,55 m	0,00011		-0,00283	
2ème rang de naissance	0,00031***	1,72	0,00606	
3 ou 4ème rang de naissance	0,00870*	47,98	0,00287	
Naissance gémellaire	0,00054***	2,96	0,00081	
Aucune dose de SP/Fansidar	0,00301		0,00178	
3 dose au plus de SP/Fansidar	-0,00067		-0,00392	
4 CPN ou plus	0,00520		-0,00459	
Sexe féminin de l'enfant	-0,00026		-0,00266	
Constante			-0,04365	
*=Pvalue< 10%, **= Pvalue<5%, ***=Pvalue< 1%				

Source : Exploitation des données de l'EDSBF-MICS-IV, 2010 et l'EDSBF-V, 2021

Discussion

L'ampleur relative du faible poids de naissance chez les enfants de 0 à 35 mois a diminué de manière significative au cours de la période 2010-2021, passant de 12,36 % à 10,78 %. La décomposition multivariée d'Oaxaca-Blinder a révélé que la variation de l'étendue du faible poids de naissance est exclusivement attribuable à un changement de caractéristiques (effet de composition), représentant 122,02 % de la variation totale, tandis que -22,02 % est imputable à un changement de coefficients (effet de performance ou de comportement).

Cette prédominance de l'effet de composition indique que la majorité des changements observés dans la prévalence du faible poids de naissance est due aux modifications des caractéristiques sociodémographiques, économiques et sanitaires de la population entre 2010 et 2021. Cela suggère que les transformations structurelles de la société (comme l'urbanisation, l'éducation des femmes, l'amélioration des conditions de vie) ont joué un rôle prépondérant dans l'évolution observée. Cette prépondérance de l'effet de composition souligne également l'importance des politiques de développement social et économique à long terme dans l'amélioration des indicateurs de santé maternelle et infantile.

La contribution négative de l'effet de performance indique que les changements dans la manière dont les différents facteurs influencent le faible poids de naissance ont eu un impact défavorable sur la réduction de ce phénomène entre 2010 et 2021. Cela pourrait suggérer que : les facteurs de risque associés au faible poids de naissance ont gagné en importance, l'efficacité des interventions de santé publique a diminué ou n'a pas suivi l'évolution des besoins, la qualité des comportements de santé et des pratiques de soins s'est dégradé entre les deux dates. Cette situation peut être en partie attribuée à l'insécurité que connaît le Burkina Faso depuis 2015 qui d'après le Ministère de la Santé (2021) a limité l'accès des populations aux services sociaux de base (santé, éducation, alimentation, etc.). En outre d'après le Ministère de l'Economie, des Finances et de la Prospective (2023), l'insécurité a entrainé la fermeture de 1781 formations sanitaires dont 75 saccagées et le retrait de 37 ambulances à la date du 30 mars 2023. A en croire à l'étude faite par Ilboudo et Siri (2022), la politique de gratuité des soins instauré en 2016 a limité un effet de performance qui aurait pu être encore plus négatif. Pour ces auteurs, la politique de suppression du paiement par l'usager a permis de réduire de manière significative les accouchements compliqués au Burkina Faso.

Près de la moitié (47,98 %) de la baisse de la prévalence du faible poids de naissance est attribuable aux naissances de troisième ou quatrième rang. Cependant, les naissances de deuxième rang viennent en dernière position avec une contribution de 1,72 % à la variation totale. Ces contributions sont dues à des évolutions timides de la proportion des enfants de troisième ou quatrième rang (29,96 % à 31,36 %) et de deuxième rang (19,43% à 18,97 %) entre 2010 et 2021. Ainsi, même si la structure par rang de naissance (deuxième et troisième/quatrième) n'a pas beaucoup évolué sur la période, les améliorations dans les conditions socioéconomiques des mères ayant plusieurs enfants ont permis de réduire significativement la prévalence du faible poids de naissance. Ces résultats rejoignent ceux d'études antérieures qui suggèrent que l'optimisation des pratiques de prise en charge, notamment chez les mères ayant déjà eu plusieurs enfants, peut jouer un rôle majeur dans la réduction du faible poids de naissance (Nagalo et al., 2021).

Les enfants issus des mères en surpoids ou obèse a connu une augmentation en termes de proportion, passant de 9,95 % en 2010 à 19,19 % en 2021. Cette augmentation a généré le deuxième effet de composition le plus important (18,79 %) sur l'évolution du faible poids de naissance sur la période. En d'autres termes, le fait qu'il y ait eu plus d'enfants nés de mères en surpoids ou obèses en termes de fréquence en 2021 par rapport à 2010 a contribué de manière significative à réduire la fréquence de bébés nés avec un faible poids. Ce résultat est d'ailleurs en accord avec celui de l'étude faite par Leno et al. (2017), où il est ressorti que le risque de faible poids de

naissance diminue au fur et à mesure que l'IMC des mères augmente. Il est donc d'importance capitale de travailler à améliorer l'état nutritionnel le plus tôt possible avant la grossesse c'est-à-dire, en visant les femmes en âge de procréer ou en début de grossesse (Ramakrishnan et al., 2012).

Bien que les naissances gémellaires soient généralement considérées comme à risque élevé de faible poids de naissance, notre analyse révèle que leur contribution par la stabilité se leur proportion a paradoxalement été favorable, réduisant la prévalence du faible poids de naissance de 0,05 point de pourcentage, soit 2,96 % de la variation totale. Ce résultat inattendu peut s'expliquer par plusieurs facteurs. D'une part, entre 2010 et 2021, la proportion des naissances gémellaires est restée quasiment statique, suggérant une stabilité dans l'occurrence de ce type de grossesse. D'autre part, cette période a été marquée par une amélioration significative de la prise en charge sanitaire des grossesses gémellaires, notamment grâce à la gratuité des soins maternels et infantiles instaurée en 2016, aux progrès réalisés dans le suivi prénatal spécialisé, le diagnostic précoce des complications potentielles et les soins obstétricaux d'urgence (Ministère de la santé, 2021). Cela est d'ailleurs confirmé par Ilboudo et Siri en 2022, qui ont montré que la politique de suppression du paiement par l'usager a permis de réduire de manière significative les accouchements compliqués au Burkina Faso.

La proportion des enfants issus du milieu urbain a connu une augmentation significative de 16,4 % entre 2010 et 2021, et cela a eu un effet négatif sur la baisse du faible poids de naissance, contribuant à une augmentation de 7,41 %. Cela s'explique par le fait que dans le contexte burkinabé, une grande partie des habitants en milieu urbain se concentre dans les zones périphériques, communément appelées "non lotis" représentant 34,9 % de la population urbaine en 2019 (INSD, 2022). Ces zones d'urbanisation rapide et non planifiée présentent de nombreux défis pour la santé maternelle et infantile et se caractérisent par la pauvreté et le manque de services urbains de base (Boyer et Delaunay, 2009). Les caractéristiques de ces zones atténuent les avantages généralement associés au milieu urbain en ce qui concerne l'amélioration des conditions de santé.

La proportion des enfants nés des mères primipares a connu une augmentation notable, passant de 18,47 % à 21,30 % entre 2010 et 2021. Cette évolution croissante a engendré un effet négatif significatif (-10,01 %) sur la baisse du faible poids de naissance, contribuant ainsi à son augmentation. Cette observation s'aligne parfaitement avec la littérature existante dans le domaine. En effet, une étude réalisée à Lubumbashi (République Démocratique du Congo) par Nzaji et al. (2015) a révélé que les mères primipares avaient plus de risque de donner naissance à un enfant de faible poids comparé aux mères multipares. Cette association entre la

primiparité et le risque accru de faible poids de naissance peut s'expliquer d'une part par l'immaturité physiologique de l'organisme maternel et d'autre part par une insuffisance des réserves énergétiques (Goldenberg et al., 2008).

Bien que ces résultats soient intéressants, cette étude présente quelques limites. Tout d'abord, l'échantillon inclut des enfants dont le poids a été rapporté par simple déclaration des mères, ce qui peut introduire un biais de mesure. De plus, certaines variables essentielles, telles que l'alimentation maternelle, la prise de poids de la mère pendant la grossesse, les complications durant la grossesse, les infections maternelles et la consommation d'alcool ou de tabac étaient indisponibles, limitant ainsi la portée de l'analyse. Par ailleurs, bien que robuste, la méthode de décomposition d'Oaxaca-Blinder ne permet ni d'évaluer directement l'effet du temps sur l'évolution du faible poids de naissance pour apprécier l'impact des politiques sociales, ni de mettre en évidence l'effet de chaque variable explicative. Pour pallier ces insuffisances, il serait pertinent de recourir à un modèle à pas croissant, combiné à la décomposition, avec l'inclusion explicite de la variable temps dans le modèle vide.

Conclusion

L'objectif de cet article était d'identifier les sources de l'évolution du faible poids de naissance chez les enfants de 0 à 35 mois au Burkina Faso à partir des données des enquêtes démographiques et de santé de 2010 et 2021. Pour ce faire, la méthode de décomposition multivariée d'Oaxaca Blinder a été utilisée. Il ressort des analyses que la baisse du niveau du faible poids de naissance est principalement attribuable à des changements dans les caractéristiques sociodémographiques, économiques et sanitaires de la population. Plus particulièrement, cette baisse est imputable à l'augmentation dans la proportion des mères en surpoids ou obèses et à la quasi-stabilité dans les proportions des naissances de deuxième rang, des naissances de troisième ou quatrième rang et des naissances gémellaires.

Cependant, l'effet de performance (-22,02 %) indique que les changements dans les comportements de santé, les pratiques de soins ou l'efficacité des interventions publiques ont eu un impact insignifiant voir défavorable sur la réduction du faible poids de naissance. Cela met en lumière la nécessité de renforcer les politiques de santé maternelle et infantile, en particulier en ciblant les facteurs de risque persistants et en améliorant la qualité des soins prénatals et postnatals. De plus, l'augmentation de la proportion des enfants issus du milieu urbain, causé principalement par l'urbanisation rapide et non planifiée, a plutôt eu l'effet inverse mettant en évidence les défis spécifiques liés à ces contextes.

En conclusion, cette étude met en lumière les progrès réalisés dans la réduction du faible poids de naissance au Burkina Faso, tout en identifiant

des domaines prioritaires pour des interventions futures. En particulier, il met en évidence la nécessité d'une approche holistique dans la lutte contre le faible poids de naissance, privilégiant les interventions structurelles tout en maintenant la qualité des soins de santé. Il souligne également l'importance de politiques intégrées, combinant développement socioéconomique et amélioration des services de santé, notamment dans les zones d'habitation informelles des centres urbains.

Remerciements : Nos remerciements au Programme DHS et à l'Institut National de la Statistique et de la Démographie du Burkina Faso pour la mise à disposition gratuite des données.

Conflit d'intérêts : Les auteurs n'ont signalé aucun conflit d'intérêts.

Disponibilité des données : Toutes les données sont incluses dans le contenu de l'article.

Déclaration de financement : Les auteurs n'ont obtenu aucun financement pour cette recherche.

References:

1. Akoto, E., Aka, K., et Lamlenn, S. (2002), Se soigner aujourd'hui en Afrique de l'Ouest : Pluralisme thérapeutique entre tradition et modernité (Bénin, Côte d'Ivoire et Mali), Yaoundé (Cameroun), IFORD, 269p. *(Les cahiers de l'IFORD,* n°27*).*
2. Ashorn, P., Ashorn, U., Muthiani, Y., Aboubaker, S., Askari, S., Bahl, R., Black, G., E., Dalmiya, N., Duggan, C., P., Hofmeyr, G., J., Kennedy, S., H., Klein, N., Lawn, J., E., Shiffman, J., Simon, J., Temmerman, M. (2023), « Small vulnerable newborns—big potential for impact *», Lancet*, Vol. 401, n°10389, pp. 1692-1706.
3. Barbieri, M. (1991), *Les déterminants de la mortalité des enfants dans le Tiers-Monde,* CEPED, 40p. (Les dossiers du CEPED, n°18).
4. Bertrand, J. T., et Escudero, G. (2002), « Compendium d'Indicateurs pour l'Evaluation des Programmes de la Santé de la Reproduction », *MEASURE Evaluation,* vol.2, n°2, pp. 225-515.
5. Boyer, F. et Delaunay, D. (2009), Peuplement de Ouagadougou et développement urbain. Ouagadougou, IRD, 250 p.
6. Goldenberg, R. L.,Culhane, J. F., Iams, J. D., Romero, R. (2005), « Maternal infection and adverse fetal and neonatal outcomes ». *Clin Perinatol*, 32(3): pp. 523-559.
7. Haddad, S., Bicaba, A., Kouanda, S., Druetz, T., Some2, T, Ly, A., Corneau-Tremblay, N., Lacroix, G., (2019), La gratuité des soins de

santé contribue à améliorer la santé des enfants de moins de cinq ans, partenariat de recherche en santé maternelle et infantile,4p.

8. Hofmeyr, G., J., Black , R., E., Rogozińska, E. , Heuer, A., Walker, N. , Ashorn, P., Ashorn, U., Bhandari, N., Bhutta, Z., A., Koivu, A., Kumar, S., Lawn, J., E., Munjanja, S., Näsänen-Gilmore, P., Ramogola-Masire, D., Temmerman, M. (2023), « Evidence-based antenatal interventions to reduce the incidence of small vulnerable newborns and their associated poor outcomes », The Lancet, vol. 401, n° 10389, pp. 1733-1744. https://www.thelancet.com/journals/lancet/article/PIIS0140-6736(23)00355-0/abstract
9. Ilboudo, P. et Siri, A.(2022), *La Politique de Gratuité des Soins de Santé Maternelle et Infantile au Burkina Faso: Effets et Pérennité de l'Intervention*, Document de travail, 46p.
10. INSD-ICF. (2012), *Enquête Démographique et de Santé et à Indicateurs Multiples (EDSBF-MICS IV-2010), Rapport*, 501p.
11. INSD. (2022), *Cinquième Recensement Générale de la Population et de l'habitat,* Résultats, Volume-1: Evaluation de la qualité des données, état, structure et dynamique de la population, 473p.
12. INSD. (2023), *Enquête Démographique et de Santé (2021), Rapport*, 768p.
13. Leno, D. W. A., Camara, M. K., Kouyate, S., Diallo, F. D., Tolno, J., Hijazy, Y., et Keita, N. (2017), « Les déterminants maternels associés au petit poids pour l'âge gestationnel à la maternité de l'hôpital Donka de Conakry », Revue de médecine périnatale, vol. 9, n°3, pp. 178-183.
14. Ministère de l'Economie, des Finances et de la Prospective. (2023), Rapport national volontaire 2016-2022 Burkina Faso ,132p.
15. Ministère de la santé. (2021), «Plan National de Développement sanitaire (PNDS) 2021-2030», 144p.
16. Nagalo, K.,Kabore, S.,Toguyeni,L., Guira,I., Kabore,A., Belemvire A., Sanwidi, M.,Konate, B.,Kyelem, C.,Ye,D. (2021), « Les nouveau-nes de faible poids de naissance en milieu Hospitalier du Burkina Faso », *Journal de la Recherche Scientifique de l'Université de Lomé*, Vol. 23, n°2,
17. https://www.ajol.info/index.php/jrsul/article/view/217422
18. Nduaya, C. (2019), *Facteurs associés au petit poids de naissance des enfants en République démocratique du Congo,* mémoire de Master en sciences de la santé publique, Université Catholique de Louvain (Belgique), 51p.
19. 18 Nzaji, M. K., Kaut, C. M. a, Kaj, F. M., Ilunga, B. K., et Numbi, O. L. (2015), « Modèle prédictif de faible poids de naissance à

Lubumbashi », *Revue Marocaine de Santé Publique,* vol. 2, n°2, pp. 1-11.

20. Okwaraji, Y., B., Krasevec, J., Bradley, E., Conkle, J., Stevens, G., A., Gatica-Domínguez, G., Ohuma, E., O., Coffey, C., Fernandez, D., G., E., Blencowe, H., Kimathi, B., Moller, B., Lewin, A., Hussain-Alkhateeb, L., Dalmiya, N., Lawn, J., E., Borghi, E., Hayashi, C. (2024), « National, regional, and global estimates of low birthweight in 2020, with trends from 2000: a systematic analysis », *Lancet*, Vol. 403, pp. 1071–1080. https://doi.org/10.1016/ S0140-6736(23)01198-4
21. Padonou, S. G. R. (2014), *Faible poids de naissance, prématurité et retard de croissance intra utérin : Facteurs de risque et conséquences sur la croissance de la naissance a 18 mois de vie chez des nouveau-nés béninois,* thèse de doctorat en épidémiologie, Université Pierre et Marie Curie-Paris VI, 227p. + annexes.
22. Powers, D. A., Yoshioka, H., & Yun, M.-S. (2011), *«* Mvdcmp : Multivariate Decomposition for Nonlinear Response Models *»*, *The Stata Journal*, vol. 11, n°4, pp. 556–576.
23. Ramakrishnan, U., Grant, F., Goldenberg, T., Zongrone, A., Martorell, R. (2012), « Effect of women's nutrition before and during early pregnancy on maternal and infant outcomes: a systematic review », *Paediatr Perinat Epidemiol* 26 Suppl 1: 285-301.
24. UNICEF-WHO. (2019)*, Low birthweight estimates, Levels and trends 2000-2015,* 34p.
25. UNICEF/WHO.(2023), *Low birthweight (LBW) estimates, Edition [Jeu de données], https://data.unicef.org/topic/nutrition/low-birthweigh.*
26. WHO, UN Population Fund, UNICEF, Partnership for Maternal. (2023), *Newborn & Child Health. Born too soon: decade of action on preterm birth*. https://www.who.int/publications/i/ item/9789240073890.