

## Lieu d'accouchement et enregistrement à l'état civil des naissances chez les enfants de moins de 5 ans en République démocratique du Congo : une analyse multiniveau

*Jollivet Nsungu Mputu*

Université Kongo, RDC

Université Catholique de Louvain, Belgique

---

Approved: 08 May 2026

Posted: 10 May 2026

Copyright 2026 Author(s)

Under Creative Commons CC-BY 4.0

OPEN ACCESS

*Cite As:*

Nsungu Mputu, J. (2026). *Lieu d'accouchement et enregistrement à l'état civil des naissances chez les enfants de moins de 5 ans en République démocratique du Congo : une analyse multiniveau*. ESI Preprints. <https://doi.org/10.19044/esipreprint.5.2026.p359>

---

### Résumé

En Afrique subsaharienne (ASS), l'enregistrement des naissances demeure incomplet, avec des niveaux particulièrement faibles en République démocratique du Congo (RDC), où seuls 34 % des enfants de moins de cinq ans sont enregistrés. Si de nombreux travaux ont identifié les déterminants socioéconomiques de ce phénomène, le rôle du lieu d'accouchement reste peu exploré comme facteur explicatif principal. Cette étude examine l'effet du lieu d'accouchement sur l'enregistrement des naissances en RDC et analyse la variation de cet effet selon les contextes communautaires. Elle s'appuie sur les données de l'Enquête Démographique et de Santé (EDS) réalisée en 2023-2024 en RDC et utilise un modèle de régression logistique multiniveau. Les résultats montrent que le lieu d'accouchement a un effet significatif sur l'enregistrement des naissances. Les enfants nés en structure de santé ont une probabilité significativement plus élevée d'être enregistrés que ceux nés à domicile. Toutefois, cet effet diminue après prise en compte des caractéristiques individuelles, du ménage et du contexte. Par ailleurs, son ampleur varie selon les contextes communautaires, étant plus forte dans les environnements où le niveau d'enregistrement est faible, suggérant que les structures de santé jouent un rôle de substitution dans les environnements où les autres canaux d'accès à l'état civil sont limités. Ces résultats suggèrent que, si l'accouchement en structure de santé favorise l'enregistrement des naissances, son effet dépend des conditions dans lesquelles il s'inscrit. Ils

suggèrent ainsi que le recours aux structures de santé constitue un levier important mais insuffisant à lui seul, l'enregistrement des naissances dépendant également des conditions socioéconomiques des ménages et de l'organisation des services au niveau local.

---

**Mots clés :** Enregistrement des naissances, état civil, Lieu d'accouchement, Contexte communautaire, RDC

---

## **Place of Birth and Birth Registration Among Children Under Five in the Democratic Republic of the Congo: A Multilevel Analysis**

*Jollivet Nsungu Mputu*  
Kongo University, DRC  
Catholic University of Louvain, Belgium

---

### **Abstract**

In Sub-Saharan Africa (SSA), birth registration remains incomplete, with particularly low levels in the Democratic Republic of the Congo (DRC), where only 34% of children under five are registered. While many studies have identified the socioeconomic determinants of this phenomenon, the role of place of delivery remains little explored as a main explanatory factor. This study examines the effect of place of delivery on birth registration in the DRC and analyses the variation of this effect across community contexts. It relies on data from the Demographic and Health Survey (DHS) conducted in 2023–2024 in the DRC and uses a multilevel logistic regression model. The results show that place of delivery has a significant effect on birth registration. Children born in health facilities have a significantly higher probability of being registered than those born at home. However, this effect decreases after taking into account individual, household, and contextual characteristics. Furthermore, its magnitude varies across community contexts, being stronger in environments where the level of registration is low, suggesting that health facilities play a substitution role in environments where other channels of access to civil registration are limited. These results suggest that, while delivery in a health facility promotes birth registration, its effect depends on the conditions in which it takes place. They thus suggest that the use of health facilities constitutes an important but insufficient lever on its own, as birth registration also depends on the socioeconomic conditions of households and the organization of services at the local level.

---

**Keywords:** Birth registration, civil registration, place of delivery, community context, Democratic Republic of the Congo

## Introduction

L'enregistrement des naissances à l'état civil constitue le processus par lequel l'occurrence et les caractéristiques de la naissance d'un enfant sont consignées dans le registre officiel d'un pays (Olusola et al., 2022). Il représente le fondement de l'identité juridique de l'individu, conditionne l'accès aux droits civiques et sociaux fondamentaux et fournit aux États des données essentielles à la planification du développement et à l'inclusion sociale (AbouZahr et al., 2015). Malgré cette importance fondamentale, la couverture mondiale de l'enregistrement des naissances demeure incomplète. À l'échelle mondiale, on estime qu'entre 166 et 230 millions d'enfants de moins de cinq ans ne sont toujours pas enregistrés, dont plus de 90 millions vivent en ASS (UNICEF, 2019), révélant ainsi d'importantes inégalités dans l'accès à l'état civil.

Au cours des dernières décennies, plusieurs initiatives ont cherché à mieux comprendre les mécanismes par lesquels les naissances sont effectivement déclarées à l'état civil, tout en visant à améliorer les niveaux d'enregistrement (Mikkelsen et al., 2015; World Health Organization & World Bank, 2014). Parmi les facteurs mis en avant, le lieu d'accouchement ressort comme un levier stratégique susceptible de contribuer significativement à cet objectif, dans la mesure où il constitue souvent le premier point à partir duquel s'initie le processus de déclaration des naissances, notamment à travers la production ou la transmission des informations nécessaires à l'enregistrement (Rahman et al., 2019). Dans ce cadre, le recours aux structures de santé pour l'accouchement a été particulièrement encouragé, en postulant que l'accouchement en établissement de santé, plutôt qu'à domicile, pourrait faciliter la déclaration à l'état civil (Paleker et al., 2023). Cette dynamique s'est traduite par une augmentation notable de la proportion de naissances en établissement de santé, atteignant environ 70 % en ASS (Wan et al., 2023) et plus de 80 % en RDC (RDC-Institut National de la Statistique et al., 2024). Toutefois, cette progression du recours aux structures de santé ne s'est pas accompagnée d'une amélioration de l'enregistrement des naissances, puisque celui-ci demeure inférieur à 60 % en ASS et avoisine 35 % en RDC (Ebbers & Smits, 2022; RDC-Institut National de la Statistique et al., 2024). Ces constats soulignent la nécessité d'examiner le rôle du lieu d'accouchement, qu'il se déroule à domicile ou en structure de santé, dans le processus d'enregistrement des naissances.

Les études antérieures ont établi l'existence d'une association significative entre le lieu d'accouchement et l'enregistrement des naissances

(Henri et al., 2022; Isara & Atimati, 2015). Elles montrent que l'accouchement dans un établissement de santé est généralement associé à une probabilité plus élevée d'enregistrement que l'accouchement à domicile (Aboagye et al., 2023; Nomura et al., 2018). Des résultats similaires ont été observés dans plusieurs contextes, notamment en ASS, où l'accouchement en structures de santé apparaît comme un facteur fortement associé à l'enregistrement des naissances (Candia, 2019; Isara & Atimati, 2015). À l'inverse, l'accouchement à domicile ou assisté par un personnel non qualifié accroît le risque de non-enregistrement (Amo-Adjei & Annim, 2015a; Dake & Fuseini, 2018).

Cependant, plusieurs limites méritent d'être soulignées. En effet, comme l'a récemment mis en évidence une étude menée en Inde (Verma et al., 2024), le lieu d'accouchement a rarement été étudié comme une variable explicative principale de l'enregistrement des naissances. Dans la grande majorité des approches quantitatives, il est le plus souvent introduit comme une simple variable de contrôle parmi d'autres déterminants (Amo-Adjei & Annim, 2015a; Isara & Atimati, 2015), ce qui limite la compréhension de son effet propre sur l'enregistrement des naissances. De ce fait, les approches méthodologiques mobilisées ne permettent pas toujours d'analyser directement la relation entre le lieu d'accouchement et l'enregistrement des naissances. Lorsque le lieu d'accouchement est au centre de l'analyse de l'enregistrement des naissances, elle l'est le plus souvent à travers des approches qualitatives (Paleker et al., 2023), qui permettent certes d'identifier des mécanismes, mais sans en mesurer précisément l'effet. Les analyses quantitatives reposent le plus souvent sur des modèles logistiques classiques (Dake & Fuseini, 2018), ce qui conduit à identifier des associations moyennes sans prendre en compte les différences entre contextes. De plus, si des approches multiniveaux récentes ont mis en évidence l'influence du contexte communautaire sur l'enregistrement des naissances (Aboagye et al., 2023), elles n'examinent pas si l'effet du lieu d'accouchement varie selon ces contextes. Enfin, sur le plan géographique, la littérature reste inégalement développée selon les pays, avec des lacunes empiriques persistantes dans plusieurs pays d'ASS, dont la RDC. À notre connaissance, il n'existe aucune étude ayant analysé l'effet du lieu d'accouchement sur l'enregistrement des naissances des enfants de moins de cinq ans en RDC, ni cherché à comprendre si cet effet varie selon les contextes locaux ou communautaires.

Cette étude vise à combler ces lacunes en estimant, à l'aide d'un modèle multiniveau, l'effet du lieu d'accouchement sur l'enregistrement des naissances en RDC. Elle s'appuie sur les données de la plus récente Enquête Démographique et de Santé (EDS) réalisée dans le pays. L'analyse repose sur l'hypothèse selon laquelle le lieu d'accouchement est associé à

l'enregistrement des naissances chez les enfants de moins de cinq ans, les enfants nés en structure de santé présentant plus de chances d'être enregistrés que ceux nés à domicile et que l'ampleur de cette association varie selon les contextes communautaires.

## **Données et méthodes**

### **Sources des données et échantillon**

Dans un contexte comme celui de la RDC, marqué par les insuffisances du système d'état civil, notamment en termes de couverture et de qualité des données, l'utilisation des données issues de ces systèmes reste limitée pour une analyse quantitative robuste. Dans ce cadre, les EDS, qui collectent également des informations sur l'enregistrement des naissances, constituent une source alternative fiable.

Cette étude s'appuie sur les données de la plus récente EDS réalisée en RDC 2023-2024, conduite sous la direction de l'Institut national de la statistique avec l'appui de partenaires techniques et financiers. Comme toutes les enquêtes du programme DHS, il s'agit d'une enquête transversale représentative au niveau national et provincial, reposant sur un plan de sondage stratifié en grappes à deux degrés.

L'analyse porte sur les enfants de moins de cinq ans vivant dans les ménages au moment de l'enquête. La base de données utilisée pour cette étude a été constituée en fusionnant, à l'aide d'identifiants uniques, trois fichiers de l'EDS : le fichier ménage, le fichier femme et le fichier enfant, accessibles via le programme DHS sous réserve d'une autorisation préalable. Le fichier ménage permet notamment de renseigner le statut d'enregistrement des enfants à l'état civil ainsi que certaines caractéristiques socioéconomiques du ménage. Le fichier femme contribue à documenter les caractéristiques sociodémographiques des mères, tandis que le fichier des enfants de moins de cinq ans comprend, entre autres, les informations issues du module sur l'historique des naissances, notamment le lieu d'accouchement. Par ailleurs, les données de géolocalisation des grappes d'enquête (fichier GPS DHS) ont aussi été mobilisées pour la représentation spatiale des indicateurs au niveau des grappes. Ces coordonnées font l'objet d'un déplacement aléatoire allant jusqu'à 2 km en milieu urbain et jusqu'à 5 km en milieu rural, conformément à la politique de confidentialité du programme DHS.

Après nettoyage des données, les observations présentant des valeurs manquantes sur la variable dépendante (statut d'enregistrement) ont été exclues. Celles-ci représentent moins de 1 % de l'échantillon initial, un seuil généralement considéré comme acceptable et peu susceptible d'affecter la robustesse des estimations (Glasson-Cicognani & Berchtold, 2010). L'échantillon final comprend ainsi 18 118 enfants, répartis en 778 grappes,

pour lesquels l'ensemble des informations nécessaires à l'analyse est disponible.

## Variables

La variable dépendante de cette étude est le statut d'enregistrement à l'état civil des enfants de moins de cinq ans au moment de l'enquête. Il s'agit d'une variable binaire, codée 0 pour les enfants non enregistrés et 1 pour les enfants enregistrés. Elle est construite à partir des questions du questionnaire ménage portant sur la possession d'un acte de naissance et, le cas échéant, sur la déclaration de la naissance à l'état civil. Un enfant est ainsi considéré comme enregistré s'il possède un acte de naissance ou si sa naissance a été déclarée à l'état civil, indépendamment de la disponibilité physique du document.

La variable explicative principale est le lieu d'accouchement, construit à partir de la variable m15 du fichier femme de l'EDS. Elle est recodée en une variable dichotomique à deux modalités mutuellement exclusives et exhaustives. La modalité domicile (0) regroupe les accouchements survenus au domicile de la mère (code 11) ou dans un autre domicile (code 12). La modalité structure de santé (1) regroupe l'ensemble des accouchements survenus dans un établissement de santé, qu'il soit public (codes 21 à 26), privé (codes 31 à 36) ou confessionnel (codes 41, 42 et 46). Les accouchements classés dans la catégorie « autre » (code 96) ont été recodés en valeurs manquantes et exclus de l'échantillon, leur classification ne permettant pas d'assurer l'exclusivité des modalités.

Les variables de contrôle sont regroupées en trois catégories : les variables individuelles, les variables du ménage et les variables contextuelles. Au niveau individuel, les variables de contrôle incluent les caractéristiques de la mère et de l'enfant. Le niveau d'instruction de la mère, initialement mesuré en quatre modalités, a été recodé en trois catégories : aucun/primaire (1), secondaire (2) et supérieur (3). Le statut d'union distingue les femmes en union de celles hors union. L'âge de la mère a été recodé en trois classes : 15 - 24 ans (1), 25 - 34 ans (2) et 35 - 49 ans (3). Enfin, l'âge de l'enfant, mesuré en années révolues, est introduit sous forme de groupes (0 - 4 ans) afin de contrôler à la fois les biais de rappel et le temps écoulé depuis la naissance, susceptible d'influencer la probabilité d'enregistrement.

Au niveau du ménage, les ressources sont appréhendées à travers le niveau de vie et le capital humain. Le niveau de vie est mesuré à l'aide de l'indice de richesse composite, recodé en quintiles. Le capital humain du ménage est approximé par le nombre moyen d'années d'études des membres du ménage, calculé à partir des informations individuelles disponibles. Enfin, au niveau contextuel, deux variables sont retenues. Le milieu de résidence

(urbain/rural), bien que mesuré au niveau individuel, renvoie à une caractéristique structurelle du contexte de vie et est donc traité comme une variable contextuelle. Il permet de capter des différences d'accès aux services et, plus largement, à l'environnement institutionnel. Par ailleurs, le taux d'accouchement en structure de santé au niveau de la grappe, construit par agrégation à partir des naissances récentes et recodé en terciles, est introduit afin de refléter le niveau de recours aux services de santé dans l'environnement local, traduisant ainsi un effet de contexte lié aux normes locales de recours aux soins et aux interactions sociales au sein des grappes.

## Méthodes

L'analyse repose quatre étapes complémentaires. Dans un premier temps, une approche cartographique a été mobilisée afin de représenter la distribution spatiale de l'enregistrement des naissances et du recours aux accouchements en structure de santé. Cette analyse est conduite au niveau des grappes d'enquête, permettant de mettre en évidence les disparités territoriales à une échelle communautaire fine.

Les indicateurs sont calculés pour chaque grappe et représentés directement à partir de leurs coordonnées GPS, ce qui permet de visualiser les variations spatiales tout en tenant compte des limites liées au déplacement aléatoire des coordonnées introduit par les enquêtes DHS pour des raisons de confidentialité.

Dans un second temps, une analyse descriptive a été effectuée afin de caractériser les profils sociodémographiques de l'échantillon et d'estimer la proportion d'enfants enregistrés à l'état civil. Une analyse bivariée a ensuite été menée pour examiner les variations de l'enregistrement des naissances en fonction des différentes caractéristiques individuelles, familiales et contextuelles.

Enfin, une analyse multivariée a été mise en œuvre afin d'estimer l'effet net du lieu d'accouchement sur la probabilité d'enregistrement des naissances. Compte tenu du caractère dichotomique de la variable dépendante et de la structuration hiérarchique des données, l'analyse multivariée repose sur un modèle de régression logistique multiniveau à deux niveaux. Le premier niveau correspond aux enfants, tandis que le second niveau correspond aux grappes d'enquête, utilisées comme approximation des contextes communautaires. Les variables explicatives incluent des caractéristiques individuelles et familiales au niveau des enfants, ainsi que des variables contextuelles mesurées au niveau des grappes. Cette spécification permet de tenir compte de la dépendance des observations au sein d'une même grappe (Barbut, 2004).

Les variables explicatives ont été introduites de manière progressive selon trois blocs (individuel, ménage et contextuel), pour examiner

l'évolution de l'effet du lieu d'accouchement après ajustement successif pour ces différents blocs des variables.

Quatre modèles ont été estimés de manière séquentielle. Le modèle nul (M0), sans variable explicative, permet de décomposer la variance entre les niveaux individuel et contextuel et de calculer le coefficient de corrélation intraclasse (CCI). Le modèle M1 introduit la variable indépendante principale, ainsi que les covariables individuelles relatives à la mère et à l'enfant. Le modèle M2 ajoute les caractéristiques du ménage. Le modèle M3, qui constitue le modèle principal, intègre les variables contextuelles mesurées au niveau de la grappe.

Cette construction hiérarchisée permet d'analyser l'évolution de l'effet du lieu d'accouchement sur l'enregistrement des naissances à mesure que sont introduits successivement les différents blocs de variables explicatives. Dans ces premières spécifications, le lieu d'accouchement est modélisé comme un effet fixe, ce qui revient à estimer son effet moyen sur l'ensemble des grappes, en postulant dans un premier temps l'homogénéité de cet effet entre contextes. Afin de tester la seconde hypothèse de l'étude, une spécification avec effet aléatoire associé au lieu d'accouchement est ensuite estimée à partir du modèle M3. Cette approche permet d'examiner si l'effet du lieu d'accouchement varie significativement entre grappes, autrement dit s'il est homogène ou non selon les contextes.

Des analyses de robustesse ont été menées pour évaluer la stabilité des résultats. Le modèle principal a notamment été réestimé après exclusion de la province de Kinshasa, caractérisée par un contexte urbain atypique (forte densité administrative, accès plus développé aux services, niveau socioéconomique relativement élevé), susceptible d'influer sur les estimations globales. L'ensemble des analyses a été réalisé sous R et Stata, en intégrant le plan de sondage complexe de l'EDS-RDC 2023-2024 via l'application des pondérations appropriées et la prise en compte explicite de la structure en grappes des données. Les résultats sont présentés sous forme de rapports de cotes accompagnés de leurs intervalles de confiance à 95 %.

## Résultats

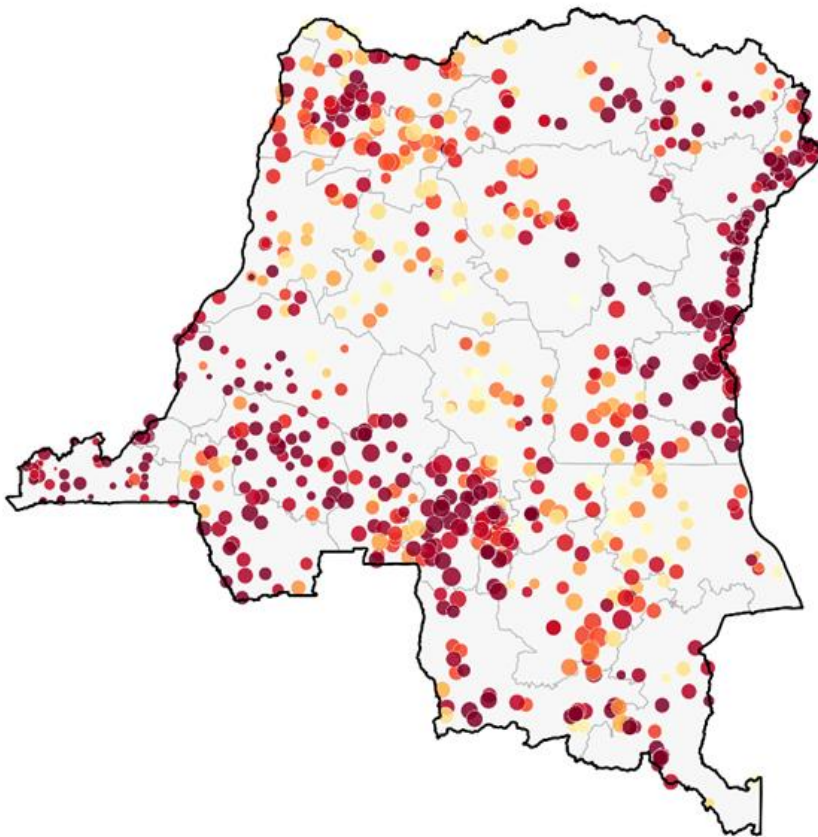
### **Accouchements en structure de santé et enregistrement des naissances en RDC : une analyse spatiale des contextes communautaires**

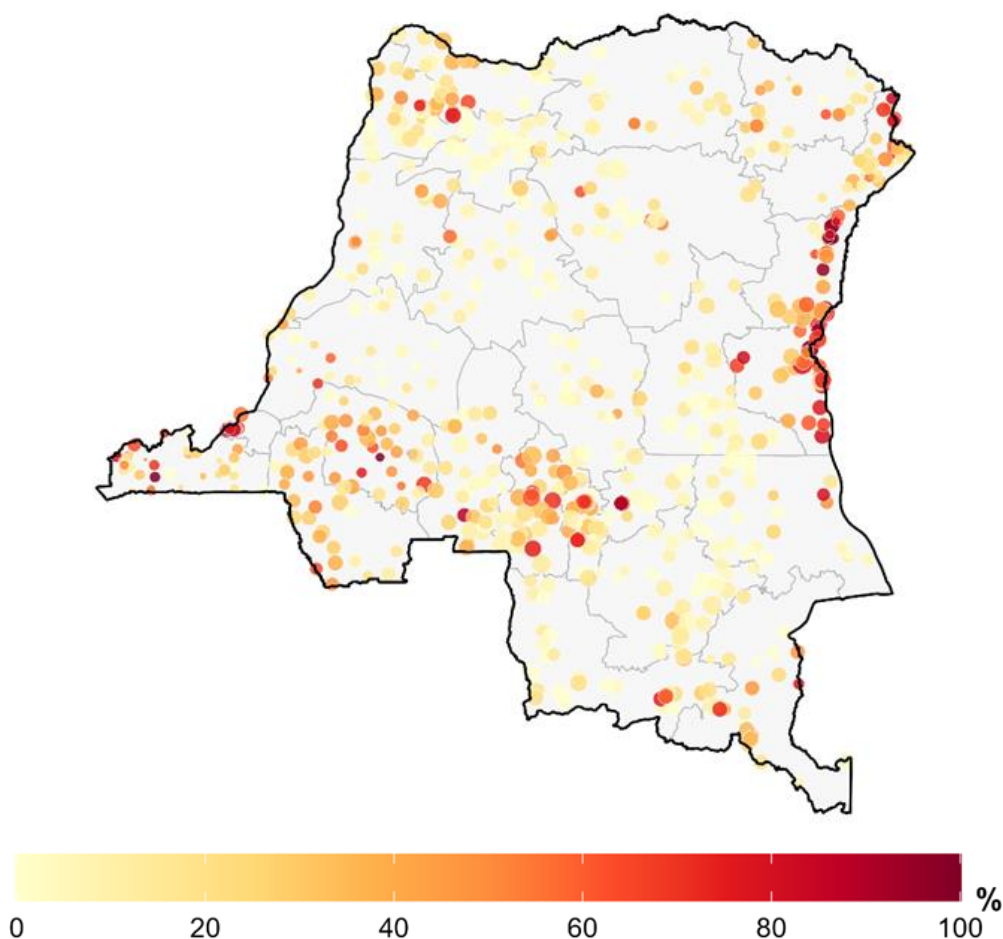
La Figure 1 ci-dessous montre des disparités spatiales importantes au niveau des contextes communautaires (grappes d'enquête), opposant, d'une part, la couverture des accouchements en structure de santé et, d'autre part, l'enregistrement des naissances. On observe que, spatialement, les accouchements en structure de santé présentent des niveaux globalement élevés, tandis que l'enregistrement des naissances demeure plus faible et plus hétérogène.

Le panneau A montre que les accouchements en structure de santé sont globalement élevés dans la majorité des contextes communautaires (grappes). Plusieurs grappes présentent des proportions élevées, généralement supérieures à 80 %, notamment dans l'est et l'extrême ouest du pays. Dans certains contextes, les niveaux atteignent des valeurs très élevées, proches d'une couverture complète. Des niveaux relativement plus faibles subsistent toutefois dans certaines grappes du centre et du nord du pays.

Le panneau B met en évidence une configuration sensiblement différente. L'enregistrement des naissances demeure nettement inférieur et spatialement plus dispersé. Dans de nombreux contextes communautaires, notamment au centre, au nord et au nord-ouest du pays, les taux d'enregistrement à l'état civil restent particulièrement faibles, souvent inférieurs à 40 %, contrastant fortement avec les niveaux élevés d'accouchements en structure observés dans ces mêmes grappes.

**Figure 1 :** Les accouchements en structure de santé et de l'enregistrement des naissances en RDC





**Note :** Les cartes sont construites à partir des grappes des EDS-RDC 2023–2024, utilisées comme approximation du contexte communautaire. Les coordonnées GPS sont déplacées aléatoirement pour des raisons de confidentialité. Les cellules grises correspondent à des zones sans grappe d'enquête. Les cellules grises correspondent à des zones sans grappe d'enquête.

### **Caractéristiques sociodémographiques de l'échantillon**

Les résultats de l'analyse descriptive présentés dans le tableau 1 indiquent une faible prévalence de l'enregistrement des naissances à l'état civil chez les enfants de moins de cinq ans en RDC en 2023, avec seulement 34,4 % des naissances enregistrées. En ce qui concerne le lieu d'accouchement, ces résultats révèlent que plus de 82,5 % des naissances ont eu lieu en structure de santé contre 17,8 % à domicile.

La répartition par âge des enfants est relativement homogène, bien que les enfants de moins d'un an soient légèrement surreprésentés (26,3 %), ce qui reflète la structure récente des naissances dans l'échantillon. En

moyenne, ils ont 2,9 ans avec un écart-type de 1,4 an. On note également une légère prédominance des enfants de sexe masculin (52,2%). S'agissant des caractéristiques maternelles, près d'une mère sur deux n'a aucun niveau d'instruction ou seulement le primaire (48,1 %), tandis que 47,8 % ont atteint le niveau secondaire et seulement 4,1 % le niveau supérieur. Environ neuf femmes sur dix vivent en union (88,2%), et leur âge moyen est de 29,1 ans avec un écart-type de 6,9 ans.

Enfin, les caractéristiques au niveau du ménage et du contexte complètent la description de l'échantillon. Au niveau du ménage, les enfants sont majoritairement issus de ménages relativement défavorisés, comme en témoigne la distribution par quintile de richesse, avec des proportions plus élevées dans les premiers quintiles (24,6 % dans le quintile le plus pauvre et 21,2 % dans le second quintile), contre seulement 15 % dans le quintile le plus riche. Par ailleurs, le niveau moyen d'instruction des membres du ménage s'élève à 3,8 années d'études avec un écart-type de 1,9 an. Au niveau contextuel, la majorité des enfants résident en milieu rural (70,3 %). La distribution de la proportion d'accouchements en structure de santé au niveau des grappes indique que 40,7 % des enfants vivent dans des contextes caractérisés par un niveau élevé de recours aux structures sanitaires, contre 36,6 % pour un niveau moyen et 22,7 % pour un niveau faible.

**Tableau 1** : Caractéristiques sociodémographiques de l'échantillon

Caractéristiques	N	Pourcentage (%) <sup>a</sup>
<b>Enregistrement</b>		
Non	13 450	65,6
Oui	4 668	34,4
<b>Lieu d'accouchement</b>		
Domicile	4 592	17,5
Structure de santé	13 526	82,5
<b>Niveau d'instruction</b>		
Aucun/Primaire	9951	48,1
Secondaire		
Supérieure	8167	51,9
<b>Statut matrimonial</b>		
Pas en union	1 942	11,8
En union	16 176	88,2
<b>Age de la mère</b>		
15-24 ans	5 657	29,8
25-34 ans	8 005	46,2
35-49 ans	4 456	24,0
<b>Age de l'enfant</b>		
0 an	4 704	26,3
1 an	3 931	22,4
2 ans	3 923	21,1
3 ans	2 731	15,0
4 ans	2 829	15,3

<b>Sexe de l'enfant</b>		
Masculin	9 238	52,2
Féminin	8 880	47,8
<b>Quintile de richesse</b>		
Plus Pauvre	5 579	24,6
Second	4 692	21,2
Moyen	3 845	20,2
Quatrième	2 637	19,1
Plus Riche	1 365	15,0
<b>Milieu de résidence</b>		
Urbain	4 520	29,7
Rural	13 598	70,3
<b>Taux d'accouchement en structure de santé</b>		
Faible	6 660	22,7
Moyen	6 120	36,6
Élevé	5 338	40,7
<b>Total</b>	<b>18118</b>	
<i><sup>a</sup> (%) = Pourcentage pondéré, N : Effectif ; Education moyenne du ménage 3,8 années (Ecart-type = 1,9 an)</i>		

Source : Données de l'EDS RDC 2023-2024

### Association entre enregistrement des naissances et caractéristiques sociodémographiques de l'échantillon

Cette analyse examine les variations de l'enregistrement des naissances en fonction de l'ensemble des variables indépendantes. Comme l'indique le tableau 2, toutes les variables, à l'exception du sexe de l'enfant, présentent des différences significatives en matière d'enregistrement. Des écarts importants sont ainsi observés selon les caractéristiques étudiées.

En ce qui concerne le lieu d'accouchement, ces résultats montrent des variations importantes. La prévalence de l'enregistrement est supérieure à la moyenne nationale (34 %) chez les enfants nés dans une structure de santé (39,6 %), et nettement plus faible chez ceux nés à domicile (9,6 %).

S'agissant des caractéristiques individuelles des mères, la relation entre l'enregistrement des naissances et le niveau d'instruction met en évidence un gradient éducatif net. Les proportions d'enregistrement passent de 22,9 % chez les enfants de mères sans instruction ou ayant un niveau primaire à 41,1 % chez celles ayant atteint le niveau secondaire, pour atteindre 90,1 % chez celles disposant d'un niveau supérieur.

Concernant le statut matrimonial, 35,1 % des enfants de mères en union sont enregistrés, contre 29,4 % parmi ceux dont les mères ne vivent pas en union. En ce qui concerne l'âge de la mère, les résultats indiquent que 38,0 % des enfants sont enregistrés chez les mères âgées de 25 à 34 ans, contre 32,1 % chez celles de 35 à 49 ans et 30,7 % chez les plus jeunes (15 - 24 ans).

Les caractéristiques propres à l'enfant mettent également en évidence certaines variations : la proportion d'enfants enregistrés augmente légèrement jusqu'à l'âge de deux ans (36,7 %), puis diminue aux âges plus avancés, atteignant 31,2 % chez les enfants de quatre ans.

En ce qui concerne les caractéristiques du ménage, les résultats révèlent un gradient socio-économique marqué. L'enregistrement des naissances augmente de manière progressive avec le niveau de vie : 15,8 % des enfants issus des ménages les plus pauvres sont enregistrés, contre 20,7 % dans le second quintile, 30,4 % dans le quintile moyen, 47,7 % dans le quatrième quintile et 72,6 % parmi les enfants des ménages les plus riches.

Enfin, les caractéristiques contextuelles mettent en évidence des disparités importantes. Le milieu de résidence montre des écarts très prononcés, les enfants vivant en milieu urbain présentant des niveaux d'enregistrement nettement plus élevés (57,0 %) que ceux résidant en milieu rural (24,9 %). De plus, le niveau de recours aux structures de santé au sein de la grappe fait apparaître des différences nettes : les enfants vivant dans des contextes caractérisés par un recours élevé présentent des proportions d'enregistrement plus importantes (51,3 %) que ceux vivant dans des contextes à niveau moyen (31,1 %) ou faible (9,4 %).

**Tableau 2 :** Distribution de l'enregistrements des naissances en fonction des caractéristiques socio-démographiques de l'échantillon

Caractéristiques	N	Enregistrés n (%)	P-valeur
<b>Lieu d'accouchement</b>			<0,001
Domicile	4 592	383 (9,6)	
Structure de santé	13 526	4 285 (39,6)	
<b>Niveau d'instruction</b>			<0,001
Aucun/Primaire	9 951	1 836 (20,6)	
Secondaire	-	-	-
Supérieure	8 167	2 832 (47,1)	
<b>Statut matrimonial</b>			0,011
Hors union	1 942	421 (29,4)	
En union	16 176	4 247 (35,1)	
<b>Age de la mère</b>			<0,001
15-24 ans	5 657	1 736 (30,7)	
25-34 ans	8 005	3 042 (38,0)	
35-49 ans	4 456	1 428 (32,1)	
<b>Age de l'enfant</b>			0,032
0 an	4 704	1 151 (33,7)	
1 an	3 931	1 065 (35,8)	
2 ans	3 923	1 082 (36,7)	
3 ans	2 731	676 (33,7)	
4 ans	2 829	694 (31,2)	
<b>Sexe de l'enfant</b>			0,204
Masculin	9 238	2 434 (35,1)	
Féminin	8 880	2 234 (33,7)	
<b>Quintile de richesse</b>			<0,001

Plus Pauvre	5 579	766 (15,8)	
Second	4 692	825 (20,7)	
Moyen	3 845	978 (30,4)	
Quatrième	2 637	1 112 (47,7)	
Plus Riche	1 365	987 (72,6)	
<b>Milieu de résidence</b>			<0,001
Urbain	4 520	2 142 (57,0)	
Rural	13 598	2 526 (24,9)	
<b>Taux d'accouchement en structure de santé</b>			<0,001
Faible	6 660	593 (9,4)	
Moyen	6 120	1 654 (31,1)	
Élevé	5 338	2 421 (51,3)	
<b>Total</b>	<b>18118</b>	<b>4 668 (34,4)</b>	
<i>(%) : Pourcentages pondérés tenant compte du plan de sondage complexe ; N : Effectif non pondéré ; n : effectifs non pondérés d'enfants enregistrés. P-valeur issue du test F de Pearson corrigé pour le plan de sondage complexe (Rao-Scott).</i>			

Source : Données de l'EDS RDC 2023-2024

### Effet du lieu d'accouchement sur l'enregistrement des naissances

Cette section présente les résultats de l'analyse multivariée. Comme indiqué précédemment, cette analyse repose sur l'estimation de quatre modèles successifs, dont les résultats sont présentés dans le tableau 3. Le premier modèle (M0), qui ne comprend aucune variable explicative, permet d'estimer le CCI, évalué à 47,8 %. Ce coefficient indique que 47,8 % de la variance totale de l'enregistrement des naissances est attribuable aux différences entre les grappes. De plus, le test du rapport de vraisemblance est statistiquement significatif, confirmant la pertinence de la modélisation multiniveau.

Le deuxième modèle (M1) introduit simultanément la variable d'intérêt principale, le lieu d'accouchement, ainsi que les variables individuelles. Il estime l'effet du lieu d'accouchement sur l'enregistrement des naissances en ajustant pour ces caractéristiques individuelles. Les résultats montrent une diminution du CCI, qui passe de 47,8 % dans le modèle vide à 40,1 %, indiquant qu'une partie de la variabilité observée est associée aux caractéristiques individuelles. Dans ce modèle, l'association entre le lieu d'accouchement et l'enregistrement des naissances est statistiquement significative et montre que les accouchements en structure de santé augmentent les chances d'enregistrement. En effet, les enfants nés dans une structure de santé ont 2,33 (IC à 95 % : 1,776 - 3,060) fois plus de chances d'être enregistrés que ceux nés à domicile. Parmi les variables de contrôle, le niveau d'instruction de la mère présente un gradient positif, avec une probabilité d'enregistrement plus élevée à mesure que le niveau d'éducation augmente. Ainsi, par rapport aux enfants dont la mère n'a aucun niveau d'instruction ou seulement le primaire, ceux dont la mère a atteint le niveau secondaire présentent 1,63 (IC à 95 % : 1,354 - 1,966) fois plus de

chances d'être enregistrés, tandis que ceux dont la mère a un niveau supérieur ont des chances nettement plus élevées, soit 8,43 (IC à 95 % : 4,460 - 15,93) fois plus. Les enfants dont la mère est en union ont également une probabilité plus élevée d'être enregistrés, avec un rapport de cotes de 1,73 (IC à 95 % : 1,378 - 2,176). En ce qui concerne les caractéristiques de l'enfant, l'âge est significativement associé à l'enregistrement. Par rapport aux enfants de moins d'un an, ceux âgés d'un an présentent 1,33 (IC à 95 % : 1,081 - 1,648) fois plus de chances d'être enregistrés, ceux de deux ans 1,33 (IC à 95 % : 1,111 - 1,592) fois plus, et ceux de trois ans 1,25 (IC à 95 % : 1,028 - 1,516) fois plus. En revanche, aucune différence statistiquement significative n'est observée pour les enfants âgés de quatre ans par rapport à ceux de moins d'un an. Le sexe de l'enfant ne présente pas d'association statistiquement significative avec l'enregistrement des naissances.

Le troisième modèle (M2) élargit l'analyse en y ajoutant les caractéristiques du ménage au modèle précédent. On observe que le CCI poursuit sa baisse pour s'établir à 31,7 %, contre 40,1 % en M1. Cette réduction indique qu'une part de la variabilité observée entre grappes est associée aux caractéristiques socioéconomiques des ménages. L'effet du lieu d'accouchement demeure statistiquement significatif. Les enfants nés dans une structure de santé présentent toujours une probabilité plus élevée d'être enregistrés que ceux nés à domicile, avec un rapport de cotes de 2,09 (IC à 95 % : 1,62 - 2,69). Les effets des variables individuelles restent globalement similaires à ceux observés dans le modèle précédent. Toutefois, une modification concerne le niveau d'instruction de la mère, puisque l'effet associé au niveau secondaire n'est plus statistiquement significatif après l'introduction des variables du ménage. Au niveau du ménage, le niveau de vie met en évidence un gradient socio-économique, l'augmentation du niveau de vie s'accompagnant d'une progression des chances d'enregistrement. Par exemple, appartenir à un ménage du second quintile est associé à une probabilité plus élevée d'enregistrement, avec un rapport de cotes de 1,294 (IC à 95 % : 1,058 - 1,584), comparativement au quintile le plus pauvre. Pour les enfants issus des ménages les plus riches, ces chances sont nettement plus élevées, avec un rapport de cotes de 6,524 (IC à 95 % : 4,326 - 9,839). Par ailleurs, le nombre moyen d'années d'études des membres du ménage est également lié à l'enregistrement des naissances. Chaque année d'études supplémentaire est associée à une augmentation des chances d'enregistrement, avec un rapport de cotes de 1,174 (IC à 95 % : 1,109 - 1,243).

Le quatrième modèle (M3) prolonge l'analyse de M2 en intégrant les variables contextuelles mesurées au niveau de la grappe, à savoir le milieu de résidence et le taux d'accouchement en structure de santé au niveau de la grappe. Le CCI diminue encore pour atteindre 28,3 %, contre 31,7 % dans le

modèle M2. Cette nouvelle réduction indique que l'environnement contextuel contribue à expliquer une part résiduelle de l'hétérogénéité entre grappes. L'introduction de ces variables contextuelles s'accompagne d'une atténuation de l'effet du lieu d'accouchement sur l'enregistrement des naissances : le rapport de cotes diminue pour atteindre 1,63 dans ce modèle. Cet effet demeure néanmoins statistiquement significatif. Les enfants nés dans une structure de santé ont 1,63 (IC à 95 % : 1,25 - 2,13) fois plus de chances d'être enregistrés que ceux nés à domicile. Les effets des variables individuelles et du ménage restent globalement similaires à ceux observés dans les modèles précédents. Résider en milieu rural est associé à une diminution de 37,6 % des chances d'enregistrement par rapport au milieu urbain. Le taux d'accouchement en structure de santé au niveau de la grappe est également associé à l'enregistrement, avec un effet croissant selon son niveau. Les enfants résidant dans des grappes à taux moyen ont 2,56 (IC à 95 % : 1,91 - 3,44) fois plus de chances d'être enregistrés que ceux résidant dans des grappes à faible taux, tandis que dans les grappes à taux élevé, ces chances sont 4,86 (IC à 95 % : 3,55 - 6,66) fois plus élevées.

Dans les modèles précédents (M1 à M3), le lieu d'accouchement est introduit comme un effet fixe, ce qui revient à estimer un effet moyen supposé identique entre les contextes locaux (grappes). Cette spécification repose donc sur l'hypothèse d'homogénéité de l'effet du lieu d'accouchement entre les contextes locaux. Pour tester cette hypothèse, le tableau 3 présente également les résultats d'une spécification alternative du modèle M3 intégrant une pente aléatoire associée au lieu d'accouchement. Cette approche permet d'examiner si l'effet de cette variable varie selon les grappes. Les résultats de cette estimation, dans le modèle M3a, indiquent que l'effet moyen du lieu d'accouchement sur l'enregistrement des naissances demeure statistiquement significatif. En moyenne, les enfants nés dans les établissements de santé ont 2,284 (IC à 95 % : 1,649 - 3,163) fois plus de chances d'être enregistrés que ceux nés à domicile, tout en présentant une variabilité selon les contextes locaux. En effet, le test du rapport de vraisemblance ( $\chi^2 = 38,47$ ) indiquant que l'effet du lieu d'accouchement n'est pas constant entre les grappes. La variance de la pente s'établit à 1,941 (IC : 1,261 - 2,989).

Une analyse de robustesse a été réalisée dans le modèle (M3b), correspondant à une réestimation du modèle principal (M3) après exclusion de la province de Kinshasa. Les résultats obtenus confirment la stabilité des estimations, l'effet du lieu d'accouchement demeurant statistiquement significatif et d'ampleur comparable, avec un rapport de cotes de 1,631 (IC à 95 % : 1,251 - 2,128), quasi identique à celui du modèle principal (RC = 1,630). Les effets des autres variables restent globalement similaires.

**Tableau 3** : Effet du lieu d'accouchement sur l'enregistrement des naissances

Caractéristiques	Modèle 0		Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 3a		Modèle 3b	
	Coef.	IC à 95 %	Coef.	IC à 95%	Coef.	IC à 95%	Coef.	IC à 95%	Coef.	IC à 95%	Coef.	IC à 95%
<b>Lieu d'accouchement</b>												
Domicile	-	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Structure de santé	-	2,33***	(1,78 - 3,06)	2,09***	(1,62 - 2,69)	1,63***	(1,25 - 2,13)	2,28***	(1,65 - 3,16)	1,63***	(1,25 - 2,13)	
<b>Niveau d'instruction (mère)</b>												
Aucun/Primaire	-	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.		Réf.		Réf.
Secondaire	-	1,63***	(1,35 - 1,97)	1,059	(0,87 - 1,29)	1,04	(0,85 - 1,26)	1,03	(0,85 - 1,26)	1,05	(0,86 - 1,28)	
Supérieure	-	8,43***	(4,46 - 15,93)	3,077***	(1,69 - 5,58)	2,89***	(1,59 - 5,22)	2,93***	(1,61 - 5,34)	2,38**	(1,24 - 4,57)	
<b>Statut matrimonial (mère)</b>												
Pas en union	-	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.		Réf.		Réf.
En union	-	1,73***	(1,38 - 2,18)	1,66***	(1,32 - 2,11)	1,72***	(1,36 - 2,18)	1,74***	(1,38 - 2,19)	1,84***	(1,46 - 2,31)	
<b>Age de la mère</b>												
15-24 ans	-	Réf.		Réf.	-	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.
25-34 ans	-	1,16	(0,98 - 1,38)	1,22*	(1,03 - 1,45)	1,21*	(1,02 - 1,43)	1,18	(0,99 - 1,40)	1,15	(0,98 - 1,37)	
35-49 ans	-	1,08	(0,87-1,33)	1,033	(0,84 - 1,27)	1,023	(0,83 - 1,26)	1,009	(0,82 - 1,24)	0,97	(0,7 - 1,19)	
<b>Sexe de l'enfant</b>												
Masculin	-	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.		Réf.		Réf.
Féminin	-	1,00	(0,88 - 1,15)	1,01	(0,89 - 1,15)	1,01	(0,89 - 1,16)	1,00	(0,88 - 1,15)	1,02	(0,89 - 1,17)	
<b>Age de l'enfant</b>												
0 an	-	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.		Réf.		Réf.
1 an	-	1,33***	(1,08 - 1,65)	1,33***	(1,08 - 1,65)	1,34***	(1,08 - 1,66)	1,35***	(1,08 - 1,68)	1,41***	(1,13 - 1,76)	
2 ans	-	1,33***	(1,11 - 1,59)	1,32***	(1,09 - 1,58)	1,32***	(1,09 - 1,58)	1,31**	(1,09 - 1,58)	1,35**	(1,12 - 1,63)	
3 ans	-	1,25*	(1,03 - 1,52)	1,31**	(1,08 - 1,59)	1,31**	(1,08 - 1,59)	1,30**	(1,06 - 1,60)	1,31**	(1,07 - 1,60)	
4 ans	-	1,019	(0,81 - 1,29)	1,07	(0,85 - 1,36)	1,08	(0,85 - 1,37)	1,09	(0,86 - 1,39)	1,09	(0,85 - 1,39)	
<b>Quintile de richesse</b>												
Plus Pauvre	-	-	-	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.		Réf.
Second	-	-	-	1,29*	(1,06 - 1,58)	1,25*	(1,02 - 1,53)	1,29**	(1,05 - 1,57)	1,26*	(1,02 - 1,54)	
Moyen	-	-	-	1,55**	(1,13 - 2,11)	1,39**	(1,02 - 1,90)	1,43**	(1,05 - 1,96)	1,42*	(1,04 - 1,94)	
Quatrième	-	-	-	2,81***	(2,07 - 3,82)	2,12***	(1,52 - 2,93)	2,22***	(1,59 - 3,11)	2,14***	(1,54 - 2,79)	
Plus Riche	-	-	-	6,53***	(4,33 - 9,84)	4,22***	(2,69 - 6,62)	4,384***	(2,74 - 6,62)	4,309***	(2,57 - 7,23)	

Caractéristiques		Coef.	IC à 95 %	Coef.	IC à 95%	Coef.	IC à 95%	Coef.	IC à 95%	Coef.	IC à 95%
<b>Education moyenne du ménage</b>											
Nombre d'année	-			1,17***	(1,10 - 1,24)	1,17***	(1,10 - 1,24)	1,17***	(1,103 - 1,24)	1,14***	(1,11 - 1,21)
<b>Milieu de résidence</b>											
Urbain	-					Réf.		Réf.		Réf.	
Rural	-					0,62**	(0,46 - 0,85)	0,62**	(0,45 - 0,85)	0,64***	(0,47 - 0,88)
<b>Taux d'accouchement en structure</b>											
Faible	-					Réf.		Réf.		Réf.	
Moyen	-					2,56***	(1,91 - 3,44)	2,54***	(1,90 - 3,40)	2,57***	(1,91 - 3,46)
Elevé	-					4,86***	(3,55 - 6,65)	4,81***	(3,54 - 6,54)	4,83***	(3,52 - 6,63)
CCI (%)	47,8	40,1	31,7	28,3	-	28,5					
Variance intercept	3,012	2,204	1,528	1,298	2,650	1,314					
Variance pente (facility)	-	-	-	-	1,941	-					
Covariance (intercept × pente)	-	-	-	-	-1,622***	-					
LR test pente — $\chi^2(2)$	-	-	-	-	38,47***	-					
AIC	16 689	16 214	15 788	15 645	-	-					
N observations	18 118	18 118	18 118	18 118	18 118	17 625					
N grappes	778	778	778	778	778	743					

\*  $p < 0,05$  \*\*  $p < 0,01$  \*\*\*  $p < 0,001$ . OR = rapport de cotes. IC = intervalle de confiance à 95%. Réf. = modalité de référence. M1 = variables individuelles ; M2 = M1 + variables de ménage ; M3 : modèle complet. M3a = M3 avec pente aléatoire pour le lieu d'accouchement (LR  $\chi^2(2) = 38,47$  ;  $p < 0,001$  ; variance pente = 1,941, IC : 1,261-2,989 ; covariance intercept-pente = -1,622,  $p < 0,001$ ). M3b = M3 réestimé après exclusion de la province de Kinshasa. LR test multiniveau :  $\chi^2(01) = 4 230,76$ ,  $p < 0,001$ . LR M1→M2 :  $\chi^2(5) = 331,38$ ,  $p < 0,001$ . LR M2→M3 :  $\chi^2(3) = 193,28$ ,  $p < 0,001$ . VIF moyen = 1,54.

Source : Données de l'EDS RDC 2023-2024

## Discussion

Cette étude visait à examiner si l'accouchement en structure de santé est associé à une probabilité plus élevée d'enregistrement des naissances en RDC, et si cet effet varie selon les contextes communautaires. Les résultats apportent des éléments de réponse à ces deux questions et s'inscrivent dans le prolongement des travaux empiriques conduits en Afrique subsaharienne sur les déterminants de l'enregistrement des naissances.

En RDC, moins d'un enfant de moins de 5 ans sur deux est enregistré à l'état civil. L'analyse bivariée révèle une association significative entre le lieu d'accouchement et l'enregistrement des naissances, avec des variations nettes selon le lieu d'accouchement. Les résultats montrent que parmi les enfants nés en structure de santé 39,6 % sont enregistrés contre seulement 9,6 % de ceux nés à domicile. Des tendances similaires ont été observées dans d'autres contextes africains, notamment par Isara et Atimati (Isara & Atimati, 2015) au Nigeria, qui documentent des proportions de 69,9 % contre 21 %, ainsi que par Candia (Candia, 2019). À l'inverse, l'accouchement à domicile reste associé à un risque accru de non-enregistrement (Amo-Adjei & Annim, 2015b; Dake & Fuseini, 2018).

Les analyses multiniveaux confirment l'existence de cette association et montrent que, malgré les ajustements successifs pour les différentes variables de contrôle, l'effet du lieu d'accouchement sur l'enregistrement des naissances demeure statistiquement significatif. Les enfants nés en structure de santé présentent toujours une probabilité plus élevée d'être enregistrés que ceux nés à domicile. Toutefois, l'ampleur de cet effet diminue progressivement, les rapports de cotes passant de 2,331 dans le modèle M1 ajusté pour les caractéristiques individuelles à 2,088 dans M2 contrôlé pour les caractéristiques du ménage, puis à 1,630 dans M3 après prise en compte de l'ensemble des facteurs. Cette évolution indique qu'une partie de l'avantage observé pour les accouchements en structure de santé s'explique par les différences de conditions de vie et de ressources entre les ménages, les femmes accouchant en structure de santé étant, en moyenne, issues de milieux plus favorisés. Ces résultats prolongent ceux d'Aboagye et al. (Aboagye et al., 2023) et de Nomura et al. (Nomura et al., 2018), en apportant un éclairage spécifique sur l'effet du lieu d'accouchement après prise en compte simultanée des caractéristiques individuelles, familiales et contextuelles.

L'atténuation de l'effet du lieu d'accouchement dans les modèles multivariés s'explique ainsi en partie par le rôle des autres déterminants. L'instruction maternelle, le niveau de vie du ménage et le milieu de résidence apparaissent comme des facteurs fortement associés à l'enregistrement des naissances. Le gradient socio-économique observé confirme que les enfants issus des ménages les plus riches ont des chances

nettement plus élevées d'être enregistrés que ceux des ménages les plus pauvres. De même, les enfants vivant en milieu rural présentent des probabilités plus faibles d'enregistrement que ceux résidant en milieu urbain. Ces résultats rejoignent la littérature existante, qui souligne l'importance des ressources économiques, du capital humain et des inégalités résidentielles dans l'accès à l'état civil (Corbacho & Osorio Rivas, 2012; Dake & Fuseini, 2018; Ebbers & Smits, 2022).

Dans cette perspective, la structure de santé peut être comprise comme un point de contact institutionnel. En mettant les individus en relation avec une organisation formelle, elle facilite l'accès à l'information et peut orienter les parents vers les démarches d'enregistrement, comme le suggèrent Bouba-Olga et Grossetti (Bouba-Olga & Grossetti, 2008). Cette interprétation est également cohérente avec les études empiriques montrant que l'intégration ou la proximité des services de santé et d'état civil peut améliorer les niveaux d'enregistrement (Fagernäs & Odame, 2013; Paleker et al., 2023). Toutefois, ce contact ne produit pas nécessairement les mêmes effets dans tous les contextes, et son efficacité dépend des conditions dans lesquelles les interactions ont lieu, notamment de l'accessibilité des services, de la qualité des échanges et des ressources des ménages (Bennouna et al., 2016).

L'introduction d'une spécification à pente aléatoire (M3a) permet de vérifier si l'effet du lieu d'accouchement sur l'enregistrement des naissances varie selon les contextes communautaires, contrairement à l'hypothèse d'homogénéité retenue dans les modèles M1 à M3. Les résultats montrent une covariance négative et significative entre l'intercept et la pente (- 1,622), ce qui indique que l'effet du lieu d'accouchement varie selon les contextes. Plus précisément, cet effet est d'autant plus prononcé que le niveau d'enregistrement de base de la grappe est faible. Dans les contextes où l'enregistrement est déjà élevé, cet effet tend à s'atténuer, ce qui suggère que les structures de santé jouent un rôle de substitution dans les environnements où les autres canaux d'accès à l'état civil sont limités. Ces résultats sont proches des travaux de Mohanty et Gebremedhin (Mohanty & Gebremedhin, 2018), qui documentent une hétérogénéité contextuelle de l'enregistrement des naissances dans le cas indien.

Enfin, l'analyse de robustesse (M3b) confirme la stabilité des résultats. L'exclusion de la province de Kinshasa ne modifie pas substantiellement les estimations, le rapport de cotes associé au lieu d'accouchement s'établissant à 1,631, contre 1,630 dans le modèle complet, ce qui indique que les conclusions ne sont pas tributaires des spécificités de la capitale, mais reflètent une dynamique plus générale à l'échelle nationale.

## Conclusion

Cette étude montre que le lieu d'accouchement constitue un déterminant significatif de l'enregistrement des naissances en RDC. Les enfants nés en structure de santé présentent une probabilité plus élevée d'être enregistrés que ceux nés à domicile. Toutefois, cet effet apparaît d'ampleur modérée et s'atténue après prise en compte des caractéristiques individuelles, du ménage et du contexte, ce qui indique qu'il s'inscrit dans un ensemble plus large de conditions sociales et territoriales. Par ailleurs, cet effet n'est pas homogène entre les contextes communautaires. Il est plus marqué dans les environnements où le niveau d'enregistrement est faible, ce qui suggère que les structures de santé jouent un rôle particulièrement important là où les autres canaux d'accès à l'état civil sont limités. Ces résultats montrent ainsi que l'enregistrement des naissances ne relève pas uniquement d'un comportement individuel, mais dépend d'un ensemble de contraintes et d'opportunités structurées à différents niveaux.

Dans cette perspective, l'accès aux structures de santé, bien qu'essentiel, ne suffit pas à garantir l'enregistrement des naissances. Les résultats suggèrent que l'efficacité de ce contact dépend des conditions dans lesquelles il s'inscrit. En particulier, ils mettent en évidence l'importance de la coordination entre les services de santé et les dispositifs d'état civil, ainsi que le rôle des mécanismes permettant de transformer un contact ponctuel en démarche administrative effective. Le développement de dispositifs plus proactifs et intégrés, en lien avec les structures de santé, apparaît ainsi comme un levier important pour améliorer la couverture de l'enregistrement, en cohérence avec les orientations visant à renforcer l'intégration des systèmes de santé et d'état civil et la coordination institutionnelle (Organisation internationale de la Francophonie, 2023).

Plusieurs limites méthodologiques invitent toutefois à nuancer ces résultats. La variable dépendante repose sur une déclaration maternelle relative à la possession d'un acte de naissance ou à l'enregistrement à l'état civil, ce qui peut entraîner des confusions avec d'autres documents administratifs. Par ailleurs, la nature transversale des données limite la portée causale des associations observées et ne permet pas de distinguer les enregistrements tardifs des enregistrements effectués immédiatement après la naissance.

Malgré ces limites, cette étude fournit une base empirique utile pour éclairer les politiques publiques. Elle met en évidence que l'amélioration de l'enregistrement des naissances repose moins sur l'augmentation du recours aux structures de santé que sur la capacité des systèmes institutionnels à transformer ce contact en démarche administrative effective.

**Remerciement** : Je tiens à remercier Monsieur Didier Mbombo Ndombe pour sa lecture attentive du manuscrit et ses commentaires très constructifs.

**Conflit d'intérêts** : L'auteur ne signale aucun conflit d'intérêt.

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

**Déclaration de financement** : Cette étude n'a bénéficié d'aucun financement.

### References:

1. Aboagye, R. G., Okyere, J., Seidu, A.-A., Ahinkorah, B. O., Budu, E., & Yaya, S. (2023). Determinants of birth registration in sub-Saharan Africa: Evidence from demographic and health surveys. *Frontiers in Public Health*, *11*, 1193816. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2023.1193816>
2. AbouZahr, C., de Savigny, D., Mikkelsen, L., Setel, P. W., Lozano, R., Nichols, E., Notzon, F., & Lopez, A. D. (2015). Civil registration and vital statistics: Progress in the data revolution for counting and accountability. *Lancet*, *386*(10001), 1373–1385. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(15\)60173-8](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(15)60173-8)
3. Amo-Adjei, J., & Annim, S. K. (2015a). Socioeconomic determinants of birth registration in Ghana. *BMC International Health and Human Rights*, *15*(1), 14. <https://doi.org/10.1186/s12914-015-0053-z>
4. Amo-Adjei, J., & Annim, S. K. (2015b). Socioeconomic determinants of birth registration in Ghana. *BMC International Health and Human Rights*, *15*(1), 14. <https://doi.org/10.1186/s12914-015-0053-z>
5. Barbut, M. (2004). "Daniel Courgeau, "Du groupe à l'individu. Synthèse multiniveau", Paris, INED, 2004, 242 p. *Mathématiques et Sciences Humaines*, *167*. <https://doi.org/10.4000/msh.2950>
6. Bennouna, C., Feldman, B., Usman, R., Adiputra, R., Kusumaningrum, S., & Stark, L. (2016). Using the Three Delays Model to Examine Civil Registration Barriers in Indonesia. *PLOS ONE*, *11*(12), e0168405. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0168405>
7. Bouba-Olga, O., & Grossetti, M. (2008). Socio-économie de proximité: *Revue d'Économie Régionale & Urbaine*, *octobre*(3), 311–328. <https://doi.org/10.3917/reru.083.0311>
8. Candia, D. A. (2019). Determinants of Birth Registration of Children Under 5 Years in Uganda. *International Journal of Advanced*

- Medical and Health Research*, 6(1), 12.  
[https://doi.org/10.4103/IJAMR.IJAMR\\_55\\_18](https://doi.org/10.4103/IJAMR.IJAMR_55_18)
9. Corbacho, A., & Osorio Rivas, R. (2012). *Travelling the distance: A GPS-based study of the access to birth registration services in Latin America and the Caribbean*. IDB Working Paper Series. <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/88998/1/IDB-WP-307.pdf>
  10. Dake, F. A. A., & Fuseini, K. (2018). Registered or unregistered? Levels and differentials in registration and certification of births in Ghana. *BMC International Health and Human Rights*, 18(1), 25. <https://doi.org/10.1186/s12914-018-0163-5>
  11. Ebbers, A. L., & Smits, J. (2022). Household and context-level determinants of birth registration in Sub-Saharan Africa. *PLOS ONE*, 17(4), e0265882. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0265882>
  12. Fagnäs, S., & Odame, J. (2013). Birth registration and access to health care: An assessment of Ghana's campaign success. *Bulletin of the World Health Organization*, 91(6), 459–464. <https://doi.org/10.2471/BLT.12.111351>
  13. Glasson-Cicognani, M., & Berchtold, A. (2010). *Imputation des données manquantes: Comparaison de différentes approches*. 42èmes Journées de Statistique. <https://inria.hal.science/inria-00494698>
  14. Henri, S. S., Mimche, H., & Kone, H. (2022). Influence du Statut de la femme sur l'enregistrement à l'état civil des enfants de moins de 5 ans au Cameroun. *European Scientific Journal, ESJ*, 18(11), Article 11. <https://doi.org/10.19044/esj.2022.v18n11p269>
  15. Isara, A. R., & Atimati, A. O. (2015). Socio-demographic determinants of birth registration among mothers in an urban community in southern Nigeria. *Journal of Medicine in the Tropics*, 17(1), 16. <https://doi.org/10.4103/2276-7096.148567>
  16. Mikkelsen, L., Phillips, D. E., AbouZahr, C., Setel, P. W., de Savigny, D., Lozano, R., & Lopez, A. D. (2015). A global assessment of civil registration and vital statistics systems: Monitoring data quality and progress. *Lancet*, 386(10001), 1395–1406. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(15\)60171-4](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(15)60171-4)
  17. Mohanty, I., & Gebremedhin, T. A. (2018). Maternal autonomy and birth registration in India: Who gets counted? *PLOS ONE*, 13(3), e0194095. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0194095>
  18. Nomura, M., Xangsayarath, P., Takahashi, K., Kamiya, Y., Siengsounthone, L., Ogino, H., & Kobayashi, J. (2018). Socioeconomic determinants of accessibility to birth registration in Lao PDR. *BMC Public Health*, 18(1), 116. <https://doi.org/10.1186/s12889-017-5009-x>

19. Olusola, O., Farah, A. E., Aden, B. S., Oladeji, A., Issack, A., Mohamed, J., Robins, A., Elabe, M., & Mohammed, A. A. (2022). Improving Birth Registration Using the Health System: A Case Study from Somali Region of Ethiopia. *Archives of Current Research International*, 18–26. <https://doi.org/10.9734/acri/2022/v22i6532>
20. Organisation internationale de la Francophonie. (2023). *Améliorer les systèmes d'enregistrement des faits d'état civil et d'établissement des statistiques d'état civil (ESEC): Opportunités et défis*. Vital Strategies. <https://www.vitalstrategies.org/wp-content/uploads/CRVS-Francophone-One-Page-FRE.pdf>
21. Paleker, M., Boggs, D., Jackson, D., Day, L.-T., & Lawn, J. E. (2023). Closing the birth registration gap for *Every newborn* facility birth: Literature review and qualitative research. *Global Health Action*, 16(1), 2286073. <https://doi.org/10.1080/16549716.2023.2286073>
22. Rahman, M. H., Cox, A. B., & Mills, S. L. (2019). A missed opportunity: Birth registration coverage is lagging behind Bacillus Calmette–Guérin (BCG) immunization coverage and maternal health services utilization in low- and lower middle-income countries. *Journal of Health, Population and Nutrition*, 38(S1), 25. <https://doi.org/10.1186/s41043-019-0183-3>
23. RDC-Institut National de la Statistique, École de Santé Publique de Kinshasa, & ICF. (2024). *Enquête Démographique et de Santé de République Démocratique du Congo 2023–2024: Rapport final*. Kinshasa, RDC et Rockville, Maryland, USA : ICF. <https://www.unicef.org/drcongo/media/12811/file/RDC-EDS-III.pdf>
24. UNICEF. (2019). *Birth Registration for Every Child by 2030: Are we on track?* <https://data.unicef.org/resources/birth-registration-for-every-child-by-2030/>
25. Verma, S., Dwivedi, L. K., & Kamal, R. (2024). Impact of Institutionalisation of Births on Health Policies and Birth Registration in India. *Annals of Global Health*, 90(1), 53. <https://doi.org/10.5334/aogh.4474>
26. Wan, S., Jin, B., Kpordoxah, M. R., Issah, A.-N., Yeboah, D., Aballo, J., & Boah, M. (2023). A descriptive analysis of the coverage of newborn care services among women who delivered in health facilities in 17 sub-Saharan African countries. *BMC Pregnancy and Childbirth*, 23(1), 256. <https://doi.org/10.1186/s12884-023-05592-8>
27. World Health Organization, & World Bank. (2014). *Global civil registration and vital statistics: Scaling up investment plan 2015-2024*. World Bank Group.