

Inégalités de chances d'accès à la complétude vaccinale chez les enfants de 12-23 mois au Cameroun entre 2000 et 2014

AUTEURS

Stéphane Brice SEUKAM
KOUENKAP, Lionel NOGUE
NZOUWO

RÉSUMÉ

Des études récentes révèlent que les vaccins soutiennent le développement des systèmes immunitaire et cognitif et améliorent la santé globale des enfants. L'un des principes directeurs du Plan d'action mondial 2011-2020 de l'OMS pour les vaccins est d'assurer un accès équitable à la vaccination, composante clé du droit à la santé. Au Cameroun, les résultats des enquêtes à indicateurs multiples (MICS) réalisées en 2000, 2006, 2011 et 2014 montrent une tendance à la hausse de la couverture vaccinale, passant de 30 % à 75,3 %. Cette tendance s'accompagne-t-elle d'une amélioration des inégalités de chances d'accès ou de leur aggravation ? Quelles sont les circonstances à l'origine de ces inégalités ? Quelles différences peut-on noter entre les régions de résidence ? Pour répondre à ces questions, cette recherche s'appuie sur le calcul de l'indice de dissimilarité, la décomposition de Shapley de l'indice de dissimilarité basée sur une régression logistique binaire, et la décomposition d'Oaxaca.

MOTS CLÉS

inégalités, complétude vaccinale, indice de dissimilarité, décomposition, enfants

ABSTRACT

Recent studies show that vaccines support the development of the immune and cognitive systems and improve the overall health of children. One of the guiding principles of the Global Vaccine OMS 2011-2020 Action Plan is to ensure equitable access to immunisation, a key component of the right to health. In Cameroon, the results of the Multiple Indicator Surveys (MICS) carried out in 2000, 2006, 2011 and 2014 show an upward trend in vaccination coverage, going from 30% to 75.3%. Is this trend accompanied by an improvement in inequalities of access chances or their worsening? What are the circumstances behind these inequalities? What are the differences between the regions of residence? This research relies on the calculation of the Dissimilarity index, the Shapley decomposition of the Dissimilarity index based on a binary logistic regression, and the Oaxaca decomposition to answer these questions.

KEYWORDS

Inequalities, Vaccine completeness, Dissimilarity index, Decomposition, Children

INTRODUCTION

L'importance de la complétude vaccinale dans la baisse de la mortalité infantile (Ozawa *et al.*, 2017), dans le développement cognitif (Seukam, 2017) et du système immunitaire (Freyne *et al.*, 2015) et sur le statut nutritionnel de l'enfant (Solis-Soto *et al.*, 2020) a été largement reconnue. Au début des années 1970, cinq millions d'enfants mourraient chaque année dans le monde à la suite d'une maladie évitable par la vaccination (Aubry & Gaüzère, 2019). Afin d'inverser cette tendance, de nombreuses mesures ont été prises aussi bien au niveau mondial, continental que national. Il s'agit notamment du Programme élargi de vaccination (PEV), adoption de la vision et la stratégie mondiale pour la vaccination 2006-2015, qui recommande que l'on atteigne un taux de couverture vaccinale national d'au moins 90 % (dans tous les pays) et d'au moins 80 % dans chaque district (ou unité administrative équivalente) vers l'an 2010, sinon plus tôt (OMS & Unicef, 2006). Au Cameroun spécifiquement, des plans pluriannuels de vaccination sont mis en œuvre depuis le début de la décennie 2000 pour contribuer à l'atteinte de cet objectif.

L'un des principes directeurs du Plan d'action mondial pour les vaccins, repris dans les plans de travaux annuels du Programme élargi de vaccination, stipule « l'accès équitable à la vaccination ». Pour atteindre ses cibles, le PEV repose sur quatre stratégies de vaccination : en poste fixe, en poste avancé, mobile et des semaines d'actions. L'argument central est que, dans un pays d'égalité des chances, les circonstances ne

devraient pas avoir d'importance: on s'attendrait à ce que l'accès à la vaccination chez les enfants de 12-23 mois ne soit pas influencé par le milieu de résidence, la région de résidence, le niveau d'instruction de la mère et/ou le niveau de vie du ménage.

Au Cameroun, les résultats des enquêtes à indicateurs multiples MICS 2000 et 2006, EDS-MICS 2011 et MICS 2014 réalisées par l'Institut national de la statistique montrent une couverture vaccinale de 30%, 57%, 53%, et 75,3% respectivement. Cette tendance s'accompagne-t-elle d'une amélioration des inégalités de chances d'accès ou de leur aggravation? Quelles sont les circonstances à l'origine de ces inégalités? Quelles différences peut-on noter entre les régions de résidence? L'objectif principal de cette étude est de contribuer à la réduction des inégalités d'accès à la complétude vaccinale chez les enfants de 12-23 mois au Cameroun. Elle s'appuie sur la conception des inégalités de chances de Roemer (1998).

1. MÉTHODOLOGIE DE L'ÉTUDE

1.1. Source de données

Les données nécessaires à la réalisation de la présente réflexion sont tirées des quatre enquêtes à indicateurs multiples: MICS 2000, MICS 2006, EDS-MICS 2011 et MICS 2014, réalisées au Cameroun par l'Institut national de la statistique.

1.2. Variables et méthodes d'analyse

La variable dépendante de l'étude est le statut vaccinal de l'enfant. Elle a été recodée de la manière suivante: 1 si l'enfant est complètement vacciné; 0 sinon. Dans le cadre de notre étude, l'enfant est complètement vacciné s'il a reçu une dose de BCG, trois doses de Polio (1, 2, 3), trois doses de DTCoq et une dose de vaccin anti-rougeoleux contenant les antigènes contre la rougeole. Les variables indépendantes ou circonstances qui expliquent le statut vaccinal de l'enfant sont: son sexe, le niveau d'instruction de sa mère, le niveau de vie du ménage, son milieu de résidence et sa région de résidence (Nana, 2017).

Au regard de l'objectif principal de cette étude, trois approches méthodologiques ont été retenues: la régression logistique binomiale, le calcul et la décomposition de l'indice de dissimilarité par la méthode de Shapley, et la décomposition d'Oaxaca. Dans un premier temps, nous estimons un modèle de régression logistique, compte tenu de la nature dichotomique de notre variable dépendante, pour un enfant i d'être complètement vacciné. De cette estimation, nous obtenons les coefficients estimés $\hat{\beta}_k$. Par la suite, il s'agit de calculer pour chaque enfant la probabilité prédite d'être complètement vacciné \hat{p}_i , découlant de la relation prédite entre $\hat{\beta}_k$ et le vecteur des circonstances (variables indépendantes) X_{ki} , telle que:

$$\hat{p}_i = \frac{\text{Exp}(\hat{\beta}_0 + \sum_{k=1}^m X_{ki} \hat{\beta}_k)}{1 + \text{Exp}(\hat{\beta}_0 + \sum_{k=1}^m X_{ki} \hat{\beta}_k)}$$

À la troisième étape, nous déterminons la probabilité d'accès observée. Elle résume les informations sur la fraction de la population qui a accès à la complétude vaccinale. $C = \sum_{i=1}^n w_i \hat{p}_i$

où n est la taille de la population totale et $w_i = \frac{1}{n}$, le poids de l'individu dans la population.

La 4^e étape consiste à calculer l'indice de dissimilarité (D-index): $D = \frac{1}{2C} \sum_{i=1}^n w_i \hat{p}_i - C$

Il s'agit de la moyenne pondérée des différences entre les probabilités prédites et la probabilité d'accès observée.

Pour capter la contribution de chaque circonstance à l'inégalité d'opportunité, la décomposition de Shapley est ensuite mise en œuvre.

La valeur de Shapley est donnée par: $D_A = \sum_{S \subseteq N \setminus \{A\}} \frac{s!(n-|s|-1)!}{n!} [D(S \cup \{A\}) - D(S)]$

où N est l'ensemble de toutes les circonstances, n un sous-ensemble des variables, S un sous-ensemble de N qui ne contient pas la circonstance particulière A , $D(S)$ le D-index estimé avec l'ensemble de circonstances S , $D(S \cup \{A\})$ le D-index calculé avec l'ensemble des circonstances S et la circonstance A .

Ainsi, la contribution de la circonstance A à l'inégalité est définie par: $M_A = \frac{D_A}{D_N}$ où $M_i = 1$ $\forall i \in N$.

Dans la suite, une décomposition de type Oaxaca (1973) est employée dans le but d'analyser les différences entre régions, qui permettra de dire si l'inégalité d'accès à la complétude vaccinale est due aux différences de circonstances (effet de composition) ou aux différences d'impact des circonstances sur le fait d'être complète-

ment vacciné (effet d'association). Nous proposons cette décomposition en calculant l'inégalité des chances pour chaque région, puis les mesures contre factuelles de l'inégalité des chances. Les logiciels SPSS 25, STATA 14 et Excel 2013 sont utilisés pour le traitement des données, la mise en œuvre de ces méthodes et la présentation des tableaux.

2. RÉSULTATS

2.1. Impact des inégalités d'opportunités sur le statut vaccinal entre 2000 et 2014

Idéalement, une société offrirait à ses enfants les mêmes chances de se développer et prospérer. L'analyse du tableau 1 ci-dessous révèle l'existence des inégalités d'opportunités d'être complètement vacciné chez les enfants de 12-23 mois au Cameroun au fil du temps. En effet, comme le montre l'indice de dissimilarité, 21,88 % d'opportunités d'accès à la complétude vaccinale au Cameroun en 2000 doivent être réaffectées pour que l'égalité prévale, contre 5,05 % en 2006, 13,49 % en 2011 et 5,53 % en 2014. Ces résultats montrent une évolution en dent de scie des inégalités.

Tableau 1. Valeur de l'indice de dissimilarité par année

Méthode	Année			
	2000	2006	2011	2014
PdB (index de dissimilarité)	0,2188	0,0505	0,1349	0,0553
Ws (adapted DI)	0,3284	0,1718	0,303	0,1816

Source: enquêtes MICS 2000 et 2006, EDS-MICS 2011 et MICS 2014

2.2. Analyse des contributions marginales des circonstances à l'indice de dissimilarité entre 2000 et 2014

Les contributions marginales des circonstances à l'indice de dissimilarité sont présentées dans le tableau 2 ci-dessous. À l'exception de l'année 2014, la région de résidence est la circonstance qui explique le mieux les inégalités d'accès à la complétude vaccinale chez les enfants de 12-23 mois au Cameroun. En effet, la région de résidence explique respectivement 40,35 %, 33,12 % et 49,88 % des inégalités d'opportunités pour un enfant de 12-23 mois d'être complètement vacciné en 2000, 2006 et 2011. En outre, on remarque qu'en 2014 c'est le niveau d'instruction de la mère (30,38 %) qui explique le plus ces inégalités. Par contre, quelle que soit l'année, le sexe de l'enfant est la circonstance qui les explique le moins. Le poids de la région de résidence évolue dans le même sens que l'indice de dissimilarité au fil du temps. Cependant, c'est en 2011 que la région de résidence a le plus contribué aux inégalités avec près de la moitié qui lui sont imputées.

Tableau 2. Contribution (%) de chaque circonstance à l'indice de dissimilarité, par année

Décomposition (méthode Shapley)								
Variables	2000		2006		2011		2014	
	Valeur	%	Valeur	%	Valeur	%	Valeur	%
Région de résidence	0,088511	40,35	0,016719	33,12	0,063843	49,88	0,008603	15,55
Milieu de résidence	0,029891	13,63	0,007732	15,32	0,010815	8,45	0,009316	16,84
Niveau de vie du ménage	0,051821	23,63	0,009203	18,23	0,022972	17,95	0,016806	30,38
Niveau d'instruction de la mère	0,043598	19,88	0,016757	33,2	0,028712	22,43	0,016086	29,08
Sexe de l'enfant	0,004994	2,28	0,000066	0,13	0,001481	1,16	0,004483	8,1
Total	0,2193	100	0,0505	100	0,1278	100	0,0553	100

Source: enquêtes MICS 2000 et 2006, EDS-MICS 2011 et MICS 2014

2.3. Analyse des différences d'inégalités entre régions entre 2000 et 2011

L'analyse précédente montre que la région de résidence est la circonstance qui contribue le plus aux inégalités d'être complètement vacciné chez les enfants de 12-23 mois au Cameroun, excepté en 2014. Pour chaque année, comprendre d'où proviennent les différences entre régions est crucial pour la conception des politiques.

2.4. Analyse des différences en 2000

Sur la diagonale, nous avons l'estimation de chaque région, avec le Grand Nord qui affiche le plus faible niveau des inégalités et la région Ouest/Nord-Ouest le niveau d'inégalités le plus élevé. Les valeurs restantes sont des estimations contre factuelles, où la colonne fait référence aux coefficients estimés, et les lignes la distribution des circonstances (tab. 3). Ainsi, 0,04679 serait le niveau d'inégalité de chances du Grand Nord avec la distribution des circonstances du Grand Sud. Cette valeur, la plus proche de celle du Grand Nord, signifie que la majeure partie de la différence est due à des différences dans le lien entre les circonstances et les résultats, tandis que très peu de différence est due à une structure de circonstances différente. Aussi, une grande partie de la différence entre le Grand Nord et la région Ouest/Nord-Ouest (région où le niveau d'inégalités est le plus élevé) est due en majorité à une structure de circonstances différentes, ainsi qu'entre le Grand Nord et la région Littoral/Sud-Ouest.

Tableau 3. Coefficients estimés par région et estimations contre factuelles entre régions en 2000

Composition par région de résidence	Région de résidence				
	Grand Nord	Grand Sud	Yaoundé/Douala	Littoral/Sud-Ouest	Ouest/Nord-Ouest
Grand Nord	0,03465	0,03496	0,04214	0,04704	0,06757
Grand Sud	0,04679	0,03969	0,05185	0,04905	0,06692
Yaoundé/Douala	0,04789	0,04610	0,04405	0,01626	0,05121
Zone Sawa	0,05817	0,05102	0,06466	0,05191	0,08415
Zone Grassfields	0,04817	0,04109	0,05723	0,05823	0,07063

Source: MICS 2000

2.5. Analyse des différences en 2006

Contrairement à 2000, la région Ouest/Nord-Ouest est la seule où les inégalités de chances sont les plus faibles, et le Grand Sud celle où les inégalités sont les plus fortes. Les résultats révèlent que 0,03092 serait le niveau d'inégalités au Grand Sud avec la distribution des circonstances de l'Ouest/Nord-Ouest (tab. 4). Ainsi, une partie de la différence des inégalités entre l'Ouest/Nord-Ouest et le Grand Sud est due à la structure différente des circonstances et une autre à des différences dans le lien entre les circonstances et les résultats. Cependant, faire passer les inégalités du Grand Sud à 0,02070 signifie qu'il faudrait lui accorder la distribution des circonstances de Yaoundé/Douala.

Tableau 4. Coefficients estimés par région et estimations contre factuelles entre régions en 2006

Composition par région de résidence	Région de résidence				
	Grand Nord	Grand Sud	Yaoundé/Douala	Littoral/Sud-Ouest	Ouest/Nord-Ouest
Grand Nord	0,02842	0,04352	0,07722	0,01201	0,02274
Grand Sud	0,02469	0,03530	0,05323	0,01324	0,01542
Yaoundé/Douala	0,01765	0,02070	0,02216	0,00609	0,00925
Zone Sawa	0,02456	0,03325	0,04353	0,01634	0,01382
Zone Grassfields	0,02131	0,03092	0,04583	0,01367	0,01322

Source: MICS 2006

2.6. Analyse des différences en 2011

Comme en 2006, la région Ouest/Nord-Ouest est la région où les inégalités sont les plus faibles et le Grand Nord celle où elles sont les plus fortes. Ainsi, 0,05619 serait le niveau d'inégalités du Grand Nord avec la distribution des circonstances de l'Ouest/Nord-Ouest. Cette valeur, beaucoup plus proche de celle du Grand Nord, signifie que la plus grande différence entre les deux régions est due à des différences dans le lien entre les circonstances et les résultats. Aussi, 0,04667 serait le niveau d'inégalités du Grand Nord avec la distribution des circonstances de Yaoundé/Douala.

Composition par région de résidence	Région de résidence				
	Grand Nord	Grand Sud	Yaoundé/Douala	Littoral/Sud-Ouest	Ouest/Nord-Ouest
Grand Nord	0,05654	0,02409	0,02693	0,04189	0,01468
Grand Sud	0,06027	0,02990	0,02802	0,03723	0,01564
Yaoundé/Douala	0,04667	0,02045	0,01946	0,02630	0,01153
Zone Sawa	0,07084	0,03068	0,02805	0,03060	0,01744
Zone Grassfields	0,05619	0,02761	0,02559	0,03003	0,01619

Tableau 5. Coefficients estimés par région et estimations contre factuelles entre régions en 2011
Source : EDS-MICS 2011

3. DISCUSSION

Les facteurs d'opportunités ont une influence sur le statut vaccinal des enfants au Cameroun. Cependant, malgré une baisse importante de l'indice de dissimilarité entre 2000 et 2014, l'inégalité de chances d'accès à la vaccination a presque doublé entre 2006 et 2011. Ces résultats peuvent s'expliquer par les différentes stratégies mises en œuvre pour assurer une couverture vaccinale chez les enfants de 12-23 mois. En outre, nos résultats révèlent que l'année où l'inégalité est importante, la région de résidence est la circonstance déterminante. Nana (2017) montre que la région de résidence est le principal déterminant de la complétude vaccinale chez les enfants de 12-23 mois au Cameroun en 2011. De plus, une grande différence entre la région où l'inégalité est forte et celle où elle est moins forte est due soit à des différences dans le lien entre les circonstances et les résultats, soit à une structure de circonstances différentes.

CONCLUSION

Pour réduire les inégalités d'accès à la complétude vaccinale chez les enfants de 12-23 mois au Cameroun, il faudra tenir compte des circonstances dans lesquelles vivent ces enfants, en particulier la région de résidence. Aussi, les prochains plans de travaux annuels du PEV devraient tenir compte en priorité du niveau d'instruction de la mère et du niveau de vie du ménage.

RÉFÉRENCES

- Aubry P., Gaüzère B.A., 2019, *Du Programme élargi de vaccinations aux programmes nationaux de vaccination systématique*, Bordeaux, Université de Bordeaux.
- Freyne B., Marchant A., Curtis N., 2015, "BCG-associated Heterologous Immunity, a Historical Perspective: Experimental Models and Immunological Mechanisms", *Transactions of The Royal Society of Tropical Medicine and Hygiene*, 109(1), p. 46-51.
- Nana Mbezou A.I., 2017, *Complétude vaccinale des enfants de 12-23 mois au Cameroun en 2004 et 2011 : recherche des déterminants*, mémoire de master professionnel en démographie sous la direction d'Emmanuel Ngwe, Institut de formation et de recherche démographiques, Cameroun.
- Oaxaca R., 1973, "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, n° 14, p. 693-709.
- OMS, Unicef, 2006, *La vaccination dans le monde : vision stratégique 2006-2015*.
- Ozawa S., Clark S., Portnoy A., Grewal S., Stack M.L., Sinha A., Mirelman A., Franklin H., Friberg I.K., Tam Y., Walker N., Clark A., Ferrari M., Suraratdecha C., Sweet S., Goldie S.J., Garske T., Li M., Hansen P.M., Johnson H.L., Walker D., 2017, "Estimated Economic Impact of Vaccinations in 73 Low- and Middle-Income Countries, 2001-2020", *Bulletin of the World Health Organization*, 95(9), p. 629-638.
- Roemer J. E., 1998, *Equality of Opportunity*, Cambridge, Harvard University Press.
- Seukam Kouenkap S.B., 2017, *Malnutrition chronique et développement cognitif des enfants de 36-59 mois au Cameroun*, mémoire de master professionnel en démographie sous la direction de Didier Nganawara, Institut de formation et de recherche démographiques, Cameroun.
- Shorrocks A.F., 1999, *Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework based on the Shapley Value*, Colchester, University of Essex.
- Solis-Soto M.T., Paudel D., Nicoli F., 2020, "Relationship between Vaccination and Nutritional Status in Children: Analysis of Recent Demographic and Health Surveys", *Demographic Research*, 42(1), p. 1-14.

LES AUTEURS

Stéphane Brice Seukam Kouenkap

MINEPAT (Cameroun) – Division des analyses
démographiques et des migrations
briceseukam@gmail.com

Lionel Nogue Nzouwo

MINEPAT (Cameroun) – Division de la coopération
avec les pays émergents
lionelnogue1@yahoo.com