



Université Cheikh Anta Diop de Dakar
Laboratoire d'Analyse des Politiques de Développement



ACTES DE LA CONFÉRENCE ÉCONOMIQUE INTERNATIONALE DE DAKAR (CEID)

*Améliorer le ciblage des politiques publiques pour une économie solide,
inclusive et génératrice d'emplois décents en Afrique*

Université Cheikh Anta Diop de Dakar – Sénégal, 2 et 3 mai 2023

EFFET DES POLITIQUES DE GRATUITÉ DES SOINS DES MOINS DE CINQ ANS SUR LA DÉNUTRITION INFANTILE ET LES INÉGALITÉS SOCIALES D'UTILISATION DES SOINS AU SÉNÉGAL

ROKHY POUYE, Enseignante-chercheuse, Université Cheikh Anta Diop Dakar, Sénégal

NDIACK FALL, Professeur agrégé en économie, Université Cheikh Anta Diop Dakar, Sénégal

MAMADOU ABDOULAYE DIALLO, Ingénieur statisticien économiste au Consortium pour la Recherche Economique et Sociale Dakar, Sénégal

JULIETTE TEGAWENDÉ NANA, Maître de conférences, Université du Sine Saloum El Hadji Ibrahima Niass Fatick, Sénégal

RÉSUMÉ : La santé infantile demeure une préoccupation dans les pays en développement et le Sénégal en particulier malgré l'initiative de gratuité des soins infantiles. C'est pourquoi, cet article examine l'effet des politiques de gratuité des soins sur la dénutrition infantile et les inégalités sociales d'utilisation des soins de santé. Les données utilisées proviennent des Enquêtes Démographiques et de Santé Continue (EDS-C). Le modèle trivarié et la méthode de la décomposition de l'indice d'inégalité proposée par Wagstaff et al., (2003) sont employés respectivement pour analyser l'effet des politiques de gratuité sur la dénutrition et les inégalités sociales d'utilisation des soins de santé. Les résultats soulignent que les politiques de gratuité des soins améliorent l'état nutritionnel des enfants. En outre, elles creusent les inégalités sociales d'utilisation des soins en faveur des riches et contribuent aux iniquités à hauteur de 7,56 %. Les résultats de cette recherche montrent globalement que les politiques de gratuité des soins ne sont pas optimales.

MOTS CLÉS : Politiques de gratuité des soins ; dénutrition infantile ; inégalités sociales d'utilisation des soins ; Sénégal

Les idées et opinions exprimées dans les textes publiés dans les actes de la CEID n'engagent que leurs auteurs et ne représentent pas nécessairement celles de l'UCAD ou de ses partenaires. Aussi, les erreurs et lacunes subsistantes de même que les omissions relèvent de la seule responsabilité des auteurs.

Introduction

L'accès aux soins et la dénutrition infantile sont des préoccupations majeures pour de nombreux pays africains (Bright et al., 2017) et le Sénégal, en particulier. Le faible taux de recours aux soins infantiles est une conséquence attribuée à la barrière financière (Mathauer et al., 2017 ; Ridde et al., 2015). Ce faible recours aux soins et les conséquences qu'il engendre justifient la nécessité d'intervenir dans le secteur de la santé à travers les politiques de santé. C'est pourquoi, depuis 2005 les Etats membres de l'Organisation mondiale de la santé (OMS) se sont engagés pour la couverture universelle en santé (OMS, 2005).

Dans cette perspective, le gouvernement sénégalais a initié en 2013, les politiques de gratuité des soins des moins de cinq ans. Ces politiques visent l'accessibilité aux soins de santé pour tous les enfants ayant moins de 5 ans quel que soit leur appartenance sociale en rendant gratuit le ticket de consultation, les frais d'hospitalisation et certains médicaments. Elles ont pour but de relever le défi de l'utilisation des soins de santé considéré comme le facteur fondamental de la dénutrition (Ruel et al., 2013) et de réduire les inégalités sociales dans l'utilisation des soins de santé.

Par contre, dans la littérature, l'intervention de l'Etat dans le secteur de la santé a fait l'objet de plusieurs controverses entre Utilitaristes, Libertariens, Egalitaristes etc. Ainsi, la théorie libertarienne prône la propriété en soi, l'individu est libre de posséder un bien et de s'en servir comme bon lui semble. Cette théorie néglige la question de l'équité dans les politiques de santé (Gilson, 1998). Par opposition, les Utilitaristes et les Egalitaristes prônent l'intervention de l'Etat dans le système sanitaire. Toutefois, la nature de l'intervention constitue leur principal point de discordance. En effet, pour les Egalitaristes, tous les individus sont égaux et doivent être traités de façon égale sans discrimination. Pour les Utilitaristes (Bentham, 1789) et Rawls (1974) à travers la théorie du Maximin, l'Etat doit intervenir par contre respectivement en assurant un maximum de biens à un maximum d'individus, peu importe la façon dont ces biens sont distribués et en assurant le maximum pour ceux qui disposent du minimum. Toutefois, le modèle utilitariste classique est le plus employé dans les projets de promotion de la santé (Gilson et al., 2000).

Dans le contexte sénégalais où les niveaux élevés de dénutrition particulièrement le retard de croissance coïncident avec un faible recours aux soins sept ans après la mise en œuvre des politiques de gratuité, s'interroger sur ses retombées devient une nécessité. En effet, le rapport EDS_C (2018) renseigne que 18 % des enfants sont rabougris et que 46 % des enfants souffrant de diarrhée ne pouvaient pas encore accéder aux services de santé publics. Or, selon le rapport du Plan National de Développement Sanitaire et Social (PNDSS) de 2019, le retard de croissance est responsable d'un 1/3 des décès infantiles au Sénégal. En plus, les enfants atteints de retard de croissance ont un risque très élevé de souffrir de maladies infectieuses et doivent faire face à la détérioration de leur développement physique et cognitif (Black et al., 2008). Ceci engendre des conséquences éducatives et économiques au niveau individuel, familial et communautaire.

Par ailleurs, l'effet des politiques de gratuité des soins sur l'utilisation des soins de santé a largement été discuté dans la littérature (Ridde et Morestin, 2011) et les résultats montrent globalement qu'elles augmentent l'utilisation des soins de santé (Johri et al., 2014 ; Druetz et al., 2015) et réduisent ainsi la morbidité et la mortalité infantile (Bassani et al., 2013). Les travaux de Johri et al., (2014) ont révélé que les politiques de gratuité ont permis de sauver la vie de 14 000 à 19 000 enfants au Burkina Faso. En outre, elles contribuent aussi à améliorer l'équité dans l'utilisation des soins (Li et al., 2017 ; Ridde et al., 2013a).

Toutefois, il est important de noter que les travaux évaluant l'effet de ces politiques sur la morbidité sont rares et les résultats mitigés (Ridde et Morestin, 2011). Au Sénégal, à notre connaissance, l'association entre la gratuité des soins et l'état nutritionnel des enfants n'a pas encore suffisamment été explorée.

Tous ces problèmes d'accès aux soins de santé infantile, de la persistance de la dénutrition et de la mortalité infantile chez les familles démunies et de l'insuffisance de travaux évaluant l'effet de la gratuité des soins sur la morbidité au Sénégal, fait que notre réflexion s'est recentrée autour de l'interrogation suivante : quel est l'effet des politiques de gratuité des soins sur la dénutrition et les inégalités sociales d'utilisation des soins infantile ? Pour répondre à cette question, nous fixons les objectifs suivants : i) d'identifier l'effet des politiques de gratuité des soins sur la dénutrition infantile et ii) de déterminer leur impact sur les inégalités sociales d'utilisation des soins.

Pour atteindre ces objectifs fixés, ce travail s'articule autour de trois sections. D'abord nous avons la section sur la méthodologie ; ensuite, celle portant sur les données et enfin, nous avons la section sur les résultats et discussions.

1. Méthodologie

1.1. Effet des politiques de gratuité sur la dénutrition infantile

1.1.1. Cadre analytique

Ce travail s'inspire des travaux de Kimani et al., (2016) pour qui les individus optimisent leur utilité future en fonction de la consommation, de la nutrition et de l'état de santé sous les contraintes traditionnelles de temps et de budget. La production de la santé dépend d'intrants contrôlés par les familles (endogènes) et d'intrants prédéterminés (exogènes). Ainsi, les fonctions d'offre et de demande de santé résultent de la résolution du programme de maximisation de l'utilité du ménage.

La forme réduite des fonctions de demande ou de production de santé sont fonction uniquement des variables exogènes. L'approche de la production est utilisée dans cette recherche vu que nous n'avons pas les données des prix sur le marché. Considérons un ménage qui cherche à maximiser une fonction d'utilité U sous contrainte budgétaire :

$$\begin{cases} \text{Max } U = U(H, l, X, X_h, X_c) \\ S/C : pX = w(T - l) + y \end{cases} \quad (1)$$

U est l'utilité que le ménage cherche à maximiser ; H , l'état de santé de l'enfant, l est loisir et X, X_h, X_c représentent respectivement la consommation de biens et services, les caractéristiques du ménage et de la communauté.

La contrainte budgétaire est la suivante : $pX = w(T - l) + y$ avec p le vecteur des prix, w représente le vecteur des salaires des membres du ménage, T est le nombre d'heures travaillé, y représente les revenus non monétaires et I , les intrants sanitaires incluant la consommation de biens et services qui contribuent positivement et directement au bien-être du ménage et indirectement à travers H . Le choix entre la consommation des biens et services et celle des intrants relatifs à la santé sont faits simultanément.

Dès lors, nous utilisons pour les estimations la forme réduite de cette fonction de production issue de la résolution du programme de maximisation.

$H_i = h(I(X_h, X_c), X_h, X_c, \varepsilon_i) = \tilde{h}(X_i, X_h, X_c, \varepsilon_i)$ (2) avec X_i , caractéristiques de l'enfant et ε_i un terme d'erreur aléatoire associé au statut nutritionnel de l'enfant et aux caractéristiques non observées.

1.1.2. Modèle empirique

Le modèle probit multivarié (MVP) permet d'analyser les choix multiples effectués au même moment (Aurier et Mejía, 2014). Ce modèle permet de relâcher l'hypothèse contraignante faite dans les modèles logit et probit binaire (Aurier, 1999). Ces modèles ont connu des extensions (modèles multivariés) pour tenir compte des choix simultanés qui peuvent être dépendants. Ainsi, la variable observée dans ces modèles devient un panier composé de plusieurs choix binaires (oui / non ; oui / non...).

Dans cette recherche, notre variable dépendante est la dénutrition infantile qui est captée par le retard de croissance, l'émaciation ou l'insuffisance pondérale. Ainsi, le choix du MVP se justifie par le fait que l'enfant peut souffrir simultanément des trois types de dénutrition.

Soient S, W et U les trois variables aléatoires binaires définies par :

$$S_i = \begin{cases} 1 & \text{si l'enfant } i \text{ souffre du retard de croissance} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (3)$$

$$W_i = \begin{cases} 1 & \text{si l'enfant } i \text{ souffre de l'émaciation} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (4)$$

$$U_i = \begin{cases} 1 & \text{si l'enfant } i \text{ souffre de l'insuffisance pondérale} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (5)$$

On peut écrire le système d'équation suivant :

$$\begin{cases} S^* = \beta_1 X_1 + \varepsilon_1 \\ W^* = \beta_2 X_2 + \varepsilon_2 \\ U^* = \beta_3 X_3 + \varepsilon_3 \end{cases} \quad (6)$$

Les variables S^* , W^* et U^* sont des variables latentes associées respectivement aux variables aléatoires S, W et U. Les X_j ($j=1,2,3$) représentent les vecteurs des variables explicatives. Les ε_i sont les termes d'erreur qui sont distribués conjointement selon une loi normale, tels que :

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \end{pmatrix} \rightarrow N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} \\ \rho_{21} & 1 & \rho_{23} \\ \rho_{31} & \rho_{32} & 1 \end{pmatrix} \right] \quad (7)$$

Les coefficients ρ_{jk} (avec $j \neq k$) reflètent les corrélations pouvant exister entre les erreurs des trois équations. Ces coefficients sont nuls s'il y a une indépendance entre les variables à expliquer des trois équations. Par opposition, ils sont significativement différents de zéro si les variables sont dépendantes les unes des autres.

Certaines contraintes d'identification du modèle doivent être imposées afin d'estimer tous les paramètres. La première restriction consiste à normaliser les variances à 1, soit : $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = 1$. Du fait de la récursivité du modèle, les résidus des trois équations latentes n'étant pas indépendants, les paramètres du modèle ne peuvent pas être identifiés si les variables explicatives des différentes équations sont identiques (Maddala, 1983).

1.2. Indice de concentration : calcul et décomposition

1.2.1. Calcul de l'indice de concentration

Les inégalités sociales de santé sont les disparités observées dans une société entre des individus ou groupes de personnes en l'absence de justice sociale, par exemple la mort prématurée de certains et la vie prolongée d'autres est une constatation irréfutable des inégalités. Dans la littérature, l'indice de concentration de Gini est l'un des outils particulièrement utilisés pour mesurer les inégalités. Mais dans ce travail nous calculons l'indice de concentration en se basant sur les travaux de Mané (2013).

L'indice de concentration est également compris entre -1 et 1. Une valeur négative de l'indice de concentration signifie qu'il est pro-pauvre et inversement. Par contre, une valeur nulle explique

l'absence d'inégalité en matière de santé. Il est proportionnel à la covariance entre la variable de santé et le rang de revenu relatif, ce qui s'écrit de la manière suivante :

$$C = \frac{2 \times \text{cov}(y_i, R_i)}{\bar{y}} \quad (8)$$

y_i représente le niveau de la variable de santé pour l'individu i , \bar{y} est la moyenne des y_i et R_i , le rang relatif ($\frac{R_i}{n}$) de l'individu dans la distribution des dépenses totales de consommation des n individus classés du plus faible indicateur de richesse au plus grand (Mané, 2013).

1.2.2. Décomposition des inégalités dans l'utilisation des soins

Pour la décomposition des inégalités, nous nous référons aux travaux de Wagstaff et al., (2003). Pour juger l'iniquité par rapport au critère de besoin, l'indice de concentration sera décomposé en deux parties. Nous aurons d'une part, les inégalités expliquées par les variables de besoin et d'autre part, les inégalités expliquées par d'autres variables (niveau d'instruction, le revenu, le milieu de résidence...). Cette dernière composante renvoie à l'indice d'iniquité horizontale dans la distribution des soins et est noté HI.

Dans leurs travaux, Wagstaff et al., (2003) proposent une fonction additive de la consommation des soins comme suit :

$$y_i = \alpha + \sum_{k=1}^k \beta_k x_{k,i} + \varepsilon_i \quad \forall i \in [1 \dots n] \quad (9)$$

x_k : les variables explicatives de la consommation de soins

α et β : des paramètres à estimer

ε_i : le terme d'erreur

Les auteurs en se basant sur le théorème de Rao (1969) dans la littérature sur les inégalités de revenus, proposent la formule de l'indice de concentration suivante :

$$C = \sum_{k=1}^K \left(\frac{\beta_k \bar{x}_k}{\bar{y}} \right) C_k + \frac{GC_E}{\bar{y}} \quad (10)$$

C_k est l'indice de concentration des x_k par rapport au revenu

GC_E : l'indice de concentration généralisé des ε_i et calculé comme suit :

$$GC_E = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i R_i \quad (11)$$

\bar{x}_k est la moyenne des x_k et \bar{y} celle des y_i

L'équation (10) est composée d'une part de la somme pondérée des indices de concentration C_k des k variables explicatives du modèle (première composante) et d'autre part de l'inégalité dans la consommation des soins non expliquée par les x_k variables (partie liée au terme d'erreur). Toutefois, cette équation ne permet pas encore de capter l'iniquité. C'est pourquoi, il est nécessaire de recourir à une autre décomposition de l'indice de concentration.

En se référant aux travaux de Huber (2008), la somme pondérée des indices de concentration des x_k variables de l'équation (10) est divisée en deux entités. L'une sera les inégalités de besoin et l'autre désignera les iniquités. Supposons que nos k variables soient composés d'un vecteur N de n variables de besoins et d'un vecteur P de p variables différentes de celles des besoins, notre indice de concentration peut se réécrire comme suit :

$$C = \sum_{n=1}^N \frac{\beta_n \bar{x}_n}{\bar{y}} C_n + \sum_{p=1}^P \frac{\beta_p \bar{x}_k}{\bar{y}} C_p + \frac{GC_E}{\bar{y}} \quad (12)$$

β_n et β_p sont les vecteurs de coefficients associés respectivement à N et P .

Selon Huber (2008), la première composante de l'indice de concentration est les inégalités expliquées par les besoins et la dernière celle des iniquités. Par ailleurs, trois cas se présente à nous par rapport à cet indice (HI) :

- HI est nul signifie qu'il n'y a pas d'inégalité (distribution équitable)
- HI est négatif, les inégalités sont pro-pauvres.
- HI est positif, les inégalités sont pro-riches.

2. Données

Les données utilisées dans cette recherche proviennent des bases EDS-C de 2012 et de 2019. Ces enquêtes sont réalisées par l'Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie en collaboration avec le Ministère de la Santé et de l'Action Sociale. Les informations sont collectées auprès de 4 175 et 4 538 ménages représentatifs au niveau national respectivement en 2012 et 2019, des milieux urbain et rural, et des 4 grandes régions éco-géographiques du Sénégal. Les échantillons comportent respectivement 6 063 et 5 554 enfants âgés de 0 à 59 mois pour 2012 et 2019.

❖ Spécification des variables

Nous avons ainsi, les variables dépendantes et les variables explicatives qui sont divisées en variable de besoin, variable d'offre et variable socioéconomique.

a) Les variables dépendantes

Pour atteindre notre premier objectif, nous avons trois variables dépendantes à savoir l'indice taille sur âge mesurant le retard de croissance, l'indice poids sur taille évaluant l'émaciation et l'indice poids sur âge captant l'insuffisance pondérale. Ainsi, chaque indice est exprimé en termes de nombre d'unités de déviation standard par rapport à l'âge (respectivement par rapport à la taille ou au poids), d'unités de déviation standard par rapport à la médiane de la population internationale de référence de l'OMS (2006). Pour chacun d'eux, une valeur de l'indice inférieure à -2 Ecart Type (ET) traduit que l'enfant souffre de malnutrition chronique et/ ou de malnutrition aigüe. Si la valeur est inférieure à -3ET la malnutrition chronique ou aigue est sous sa forme sévère.

Pour le second objectif, la variable dépendante (utilisation des soins) est construite à partir des réponses aux interrogations suivantes : « Est-ce que (Nom de l'enfant) a souffert de diarrhée et/ou de toux ou fièvre au cours des deux dernières semaines ? Les parents ayant répondu par l'affirmative doivent répondre à une seconde question ; « Où êtes-vous allés pour chercher des conseils ou traitement ? » et la dernière interrogation est « Est-ce que (Nom de l'enfant) a pris au moins un vaccin pour enfant. Elle prend ainsi deux modalités : 1 si l'enfant a utilisé les soins des structures sanitaires et/ou a pris au moins un vaccin et 0 sinon.

b) Les variables explicatives

Les variables explicatives pour le modèle étudiant l'effet des politiques de gratuité sur les inégalités d'utilisation des soins sont réparties en trois catégories :

- Les variables de besoin

La littérature sur la décomposition des inégalités liées aux facteurs besoin et à l'iniquité horizontale fait ressortir globalement l'état de santé, le sexe et l'âge (Mané,2013). Pour l'état de santé des individus, son évaluation est sujette à plusieurs approches dans les travaux sur l'équité. Les données biologiques ou physiques prises par un professionnel de santé sont préférables mais le problème qui se pose à ce niveau est la difficulté de les recueillir (Rochaix et Tubeuf, 2009). C'est pourquoi plusieurs recherches (Mané,2013 ; Rochaix et Tubeuf, 2009) ont employé une mesure autoévaluée de la santé. Cependant, cette mesure est susceptible d'être influencée par les préférences individuelles, le contexte social, économique, culturel ou les caractéristiques individuelles.

Pour contourner ces difficultés avec les données disponibles dans l'EDS-C, cette recherche tentera de capter l'état de santé par les mesures anthropométriques et la présence de symptômes de maladies

(diarrhée, toux et fièvre) chez l'enfants. Concernant l'âge, Grossman (1972) montre que l'état de santé décroît avec l'âge. Par ailleurs, la santé des femmes et des filles est influencée par les différences biologiques liées au sexe et d'autres déterminants sociaux. La variable sera subdivisée en cinq classes selon le sexe et l'âge avec une amplitude de 11 mois.

- Les variables d'offre
- Les politiques de gratuité des soins : elles sont la variable d'intérêt de notre travail. Plusieurs travaux (Zombré et al., 2017 ; Druetz et al., 2015) ont montré qu'elles augmentent l'utilisation des soins, d'une part et d'autre part, le résultat sur les inégalités sociales reste mitigé.
- Les autres assurances regroupent les mutuelles de santé, l'imputation budgétaire, l'assurance privée, etc.
- Les variables socio-économiques.

Dans la littérature, les déterminants économiques de l'utilisation des soins et de l'état nutritionnel sont le revenu, les coûts des consultations (Zombré et al., 2017). Dans ce travail, le revenu est capté par l'indice de richesse des ménages dans la mesure où la base EDS ne contient pas des variables relatives à la consommation en biens et services des ménages et de leur revenu.

Par ailleurs, en dehors des variables économiques, nous avons également les variables sociodémographiques qui sont prises en compte dans l'analyse des déterminants de l'utilisation des soins ou de l'état nutritionnel dans plusieurs travaux empiriques (Ambapour et Okandza, 2015 ; Mané, 2013). Dans ce travail, les variables retenues sont : le niveau d'instruction de la mère, le milieu de résidence, la zone écologique, la distance par rapport aux structures de santé, l'occupation professionnel du partenaire, le statut matrimonial, l'exposition aux médias et l'âge du chef de ménage.

3. Résultats et discussions

3.1. Les politiques de gratuité des soins améliorent l'état nutritionnel des enfants.

Les politiques de gratuité des soins ont tendance de façon générale à améliorer l'état nutritionnel infantile (tableau1). En effet, les enfants ayant bénéficié de ces politiques ont moins de 2,22 % de risque de souffrir du retard de croissance que ceux qui n'en ont pas bénéficié. Ce résultat peut s'expliquer par la pauvreté et l'inexistence des structures de santé dans certaines localités. En effet, certains parents ont des difficultés pour accéder aux structures publiques pour soigner leurs enfants malgré les politiques de gratuité. Ils sont confrontés aux coûts du transport pour rallier les structures sanitaires. C'est pourquoi, ils accusent du retard dans la recherche de soins au niveau des établissements sanitaires. Ils préfèrent recourir à la médecine traditionnelle avec tous les risques à courir. Ces raisons peuvent justifier le fait que les enfants ayant bénéficié des politiques de gratuité souffrent moins du retard de croissance. En outre, ce résultat trouvé entre les politiques de gratuité des soins et le retard de croissance est concordant à ceux de Illou et al., (2015).

L'état de santé de l'enfant affecte son statut nutritionnel surtout l'émaciation. En effet, l'émaciation survient pendant la maladie et/ou quand l'enfant perd l'appétit. C'est une situation de court terme qui peut disparaître très vite dès que l'individu reprend ses bonnes habitudes alimentaires. Ainsi, les résultats révèlent que les enfants malades ont 3,74 % plus de risque de souffrir d'émaciation que leurs homologues non malades.

L'indépendance financière influence sur la dénutrition infantile. Comparativement aux enfants issus des familles ayant les capacités financières de se soigner, les enfants des familles démunies ont respectivement 6 ; 4,03 et 5,78 % plus de risque de souffrir de retard de croissance, d'émaciation et d'insuffisance pondérale. Ce résultat peut s'expliquer par le retard dans la recherche de soins en cas de maladie à cause des barrières financières relatives aux coûts du transport vers les structures de

santé et à l'achat des médicaments. De ce fait, le non recours au traitement médical ou le traitement traditionnel non approprié détériore davantage le statut nutritionnel.

Il est également prouvé dans la littérature (Li et al., 2017 ; Belaid et Ridde, 2012) que les barrières financières sont identifiées comme l'obstacle le plus important à l'accès aux soins. Elles entraînent ainsi une réduction de l'utilisation des services de santé, des retards de diagnostic et un accès limité à un traitement approprié pour les enfants. Ceci contribue à augmenter la morbidité et la mortalité infantiles. En outre, les résultats montrent que les enfants ayant utilisé les soins dans les structures sanitaires sont plus exposés au retard de croissance et à l'insuffisance pondérale que ceux qui n'en ont pas utilisé. L'interprétation de ce résultat est qu'en général les parents ne font recours aux soins de santé que si l'enfant est dans un état de santé critique. Ceci fait que les enfants n'ayant pas utilisé les soins possèdent un meilleur état nutritionnel comparativement à ceux qui ont cherché les soins.

Par ailleurs, le taux de prévalence de la dénutrition croît avec l'âge de l'enfant et ceci pour toutes ses formes. En effet, plus l'enfant prend de l'âge, plus la probabilité d'être dénutri augmente. Ceci s'explique d'une part par l'insuffisance ou l'absence de diversification alimentaire à partir du sixième mois. D'autre part, le lait maternel au-delà de six mois ne constitue plus un anticorps pour l'enfant et combiné à l'introduction de nouveaux aliments, il n'assure plus la protection de l'enfant contre les pathologies et donc augmente sa probabilité d'être atteint de dénutrition au fil du temps. En outre, la durée de l'allaitement croît avec la dénutrition sous toutes ses formes.

Par ailleurs, les résultats montrent que les filles ont moins de risque de souffrir de la dénutrition. Ce résultat ne peut qu'être justifié que par des facteurs biologiques ou culturels pour lesquels les filles peuvent souvent être mieux protégées que les garçons en raison de facteurs sociaux mal décrits ou des vulnérabilités physiologiques. Ce résultat corrobore ceux de Thurstans et al., (2020).

Le poids à la naissance affecte aussi la dénutrition infantile. Un poids normal à la naissance réduit la probabilité d'être malnutri pour l'enfant comparativement à un faible poids ou surpoids à la naissance qui l'expose aux maladies provoquant dès lors une détérioration de son statut nutritionnel au cours du temps. En outre, les résultats montrent que l'âge de la mère évolue en sens inverse avec la dénutrition infantile. Ce résultat s'explique par les expériences acquises en matière de soins du jeune enfant avec les maternités répétitives comparées aux jeunes mamans supposées avoir de meilleures conditions physiques pour prendre soin de leurs enfants.

Tableau 1 : effets marginaux du modèle trivarié

Variables	Taille sur âge	Poids sur taille	Poids sur âge
Politiques de gratuité des soins			
Bénéficiaire	-0,02215**	-0,0004	-0,0073
Non Bénéficiaire	R	R	R
Etat de Santé de l'enfant			
Malade	-0,01134	0,0374**	0,0028
Non Malade	R	R	R
Problème financier pour se soigner			
Oui	0,0600***	0,0403***	0,0578***
Non	R	R	R
Occupation partenaire			
Partenaire occupé	0,0252	-0,0035	0,0165
Partenaire non occupé	R	R	R
Âge enfant			
Âge	0,0021***	0,0014***	0,0022***
Sexe enfant			
Fille	-0,03***	-0,0283**	-0,0151
Garçon	R	R	R
Poids à la naissance			
Normal	-0,1724***	-0,1057***	-0,1884***
Anormal	R	R	R
Age de la mère			
Age	-0,0015*	-0,0014	-0,0012

Variables	Taille sur âge	Poids sur taille	Poids sur âge
Durée allaitement			
Supérieure à 2ans	0,0243**	0,0319**	0,0353***
Inférieure à 2ans	R	R	R
Utilisation des soins			
Oui	0,0891***	-0,0145	0,0425***
Non	R	R	R
Constante			
N	5554	5554	5554

R= Référence

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

Source : Auteur à partir des données EDS-C (2019)

3.2. Les politiques de gratuité creusent les inégalités sociales d'utilisation des soins en faveur des riches.

Les inégalités dans l'utilisation des soins sont globalement concentrées vers les riches (0,0186 et 0,052 respectivement pour 2012 et 2019 voir tableau 2). Autrement dit, au Sénégal, les enfants issus des familles aisées font plus recours aux soins dans les structures sanitaires. En outre, une hausse de l'indice d'inégalité est observée entre les deux périodes. Ceci montre que les politiques de gratuité ont augmenté les inégalités sociales d'utilisation des soins. Ce résultat est contradictoire avec l'objectif des politiques de gratuité qui est la réduction des inégalités dans l'utilisation des soins. Cette hausse des inégalités globales est imputable à celle des iniquités horizontales qui sont passées de 0,018 à 0,042. Toutefois, l'indice global ne montre pas la provenance des inégalités observées. C'est pourquoi, nous avons fait la décomposition de ces indices.

Pour les inégalités dues aux facteurs besoin, la valeur était de 0,0006 en 2012. Les facteurs besoin ont participé faiblement aux inégalités dans l'utilisation des soins entre les pauvres et les riches même s'il est pro-riche. Cela traduit qu'en 2012, les enfants malades issus de familles riches ont plus utilisé les soins dans les structures sanitaires que les enfants issus de familles démunies ayant les mêmes maladies. Ce résultat s'explique par les barrières financières dans l'utilisation des soins. Par ailleurs, plusieurs travaux (Bassani et al., 2013) ont montré que les barrières financières réduisent l'utilisation des soins. En effet, les familles moins aisées rencontrent très souvent des difficultés pour prendre en charge les frais médicaux. Ils font recours plutôt à l'automédication ou la médecine traditionnelle et retardent le recours aux soins.

Toutefois, les inégalités dues aux facteurs besoins se sont accentuées en 2019, l'indice des facteurs besoins est toujours pro-riche avec une valeur plus importante (0,0101) malgré la suppression du ticket modérateur. Ce résultat peut s'expliquer par la hausse de la pauvreté et celle des prix du transport entre 2012 et 2019. En effet, en 2019 comparativement en 2012, la cherté de la vie (les frais de transport, prix des médicaments) est un obstacle majeur pour l'utilisation des soins chez les familles démunies. Ces dernières ont un faible pouvoir d'achat et sont plus risquophiles en matière de santé car elles peinent à satisfaire le premier besoin qui est de se nourrir. Ceci fait qu'elles font recours pour la plupart à l'automédication ou à la pharmacopée malgré les politiques de gratuité.

Tableau 2 : les inégalités dans l'utilisation des soins dans les structures sanitaires en 2012 et 2019.

Indices	2 012	2 019
Indice de concentration	0,0186	0,0520
Inégalités dues aux facteurs besoins	0,0006	0,0101
Indice d'iniquité	0,0180	0,0419

Source : auteur à partir des données EDS-C 2012 et 2019

La décomposition des inégalités totales (tableau 3) renseigne que le sexe et l'âge influencent sur les inégalités des facteurs besoins. En effet, selon Grossman (1972), l'état de santé se détériore avec

l'âge. L'OMS (2018) a montré que les femmes connaissent une morbidité plus importante et font davantage recours aux soins de santé. En 2012, la distribution de l'utilisation des soins est égalitaire entre les filles et les garçons dans les structures de santé. Toutefois, les inégalités des facteurs besoins sont pro-pauvres pour les filles et pro-riches pour les garçons. Par contre en 2019, les inégalités des facteurs besoins sont pro-riches pour les filles et pour les garçons (0,0046 contre 0,0016). Les filles font plus recours aux soins de santé que les garçons. Ce résultat est concordant avec ceux de l'OMS (2018).

Par ailleurs, le revenu contribue à 0,0729 aux iniquités dans l'utilisation des soins en 2019 contre 0,004 en 2012. Ceci explique qu'au Sénégal, toutes choses étant égales par ailleurs, les soins sont plus accessibles aux riches et les politiques de gratuité ont accentué ces écarts qui sont toujours favorables aux plus aisés. Leur contribution dans les iniquités horizontales dans l'utilisation des soins est d'environ 7,56 %. Ce résultat s'explique par le fait que la couverture de gratuité n'est pas encore effective surtout chez les moins démunis. En effet, selon l'EDS-C (2019), le taux de couverture est d'environ 50 % chez les moins de cinq ans et également plusieurs enfants malades (environ 58 %) n'ont pas bénéficié de cette gratuité dans les structures sanitaires. La même source révèle aussi que le taux de couverture de ces politiques est plus élevé dans les quintiles les plus élevés. Ceci s'explique par un manque de communication sur les politiques de gratuité et l'absence de structures de santé dans certaines zones du pays. Ainsi, les longues distances à parcourir pour trouver les structures de santé combinées aux difficultés financières pour le transport, baissent la probabilité des enfants issus de familles pauvres à bénéficier des politiques de gratuité. En effet, ces contraintes les poussent à renoncer à l'usage des soins dans les structures publiques malgré que le service y soit gratuit.

Par ailleurs, les résultats renseignent que plus le niveau d'instruction de la mère est élevé, plus il réduit les iniquités dans l'utilisation des soins. En général, les mères instruites, accordent plus d'importance à la santé de leur enfant et donc font recours aux soins modernes comparativement aux femmes non instruites qui pour la plupart retardent la recherche de soins ou font recours à la médecine traditionnelle. En outre, les mères instruites sont plus susceptibles de trouver un emploi et donc de revenu pour soigner leur enfant comparativement aux mères sans instruction.

Tableau 3 : la décomposition des inégalités dans l'utilisation des soins en 2012 et 2019

Variables	Moyenne		Elasticité		Indice de concentration		Contribution		% de Contribution	
	2012	2019	2012	2019	2012	2019	2012	2019	2012	2019
Etat santé enfant										
Malade	0,1964	0,1922	0,0045	0,0977	0,0215	0,0619	0,0001	0,0061	0,0052	0,1161
Retard de croissance	0,1941	0,1950	-0,0024	0,0101	-0,1931	-0,2148	0,0253	-0,0022	0,0253	-0,0416
Age et sexe enfant (référence F4_5)										
F0_1	0,1120	0,1112	-0,0089	0,0684	0,0272	-0,0066	-0,0002	-0,0004	-0,0131	-0,0086
F1_2	0,1045	0,1038	0,0006	0,0693	0,0306	0,0551	0,0000	0,0038	0,0010	0,0734
F2_3	0,0962	0,1032	0,0004	0,0647	0,0355	0,0262	0,0000	0,0017	0,0007	0,0325
F3_4	0,0959	0,0941	0,0000	0,0178	-0,0094	-0,0294	0,0000	-0,0005	0,0000	-0,0100
G0_1	0,1058	0,1145	-0,0087	0,0701	-0,0258	0,0146	0,0002	0,0010	0,0121	0,0196
G1_2	0,1026	0,1018	0,0002	0,0609	-0,0382	-0,0075	0,0000	-0,0005	-0,0003	-0,0088
G2_3	0,1011	0,1011	0,0014	0,0625	0,0089	0,0376	0,0000	0,0023	0,0007	0,0451
G3_4	0,1011	0,0932	0,0006	0,0153	-0,0146	-0,0287	0,0000	-0,0004	-0,0005	-0,0085
G4_5	0,0845	0,0874	-0,0001	0,0114	-0,0272	-0,0747	0,0000	-0,0009	0,0002	-0,0164
Politiques de gratuité										
Bénéficiaire		0,4325		0,0377		0,1044		0,0039		0,0756
Autres types d'assurance										
Oui		0,9344		0,0390		-0,0364		-0,0014		-0,0272
Structures de soins										
Proches (Référence loin)		0,3192		0,0032		-0,3321		0,0011		0,0207
Exposition aux médias (référence non)										
Oui	0,8418	0,7967	0,0036	-0,0216	0,0659	0,1139	0,0002	-0,0025	0,0130	-0,0473

Variables	Moyenne		Elasticité		Indice de concentration		Contribution		% de Contribution	
	2012	2019	2012	2019	2012	2019	2012	2019	2012	2019
Indice richesse (référence très pauvre)										
Très riche	0,0986	0,0987	0,0026	0,0564	0,8046	0,7712	0,0021	0,0435	0,1147	0,8359
Riche	0,1540	0,1447	0,0046	0,0512	0,5508	0,5254	0,0025	0,0269	0,1355	0,5165
Moyen	0,2138	0,1878	0,0048	0,0327	0,1791	0,1923	0,0009	0,0063	0,0464	0,1210
Pauvre	0,2571	0,2652	0,0039	0,0145	-0,2959	-0,2618	-0,0011	-0,0038	-0,0618	-0,0728
Niveau instruction de la mère (Supérieur)										
Aucun	0,7046	0,6590	-0,0134	-0,1227	-0,1459	-0,1563	0,0020	0,0192	0,1055	0,3683
Primaire	0,2021	0,1808	-0,0007	-0,0067	0,2300	0,1953	-0,0002	-0,0013	-0,0082	-0,0251
Secondaire (Référence pour 2012)		0,1447		-0,0158		0,3031		-0,0048		-0,0918
Autres		0,0004		-0,0004		0,5651		-0,0002		-0,0042
Régions (référence Nord)										
Région sud	0,3039	0,3204	-0,0035	0,0096	-0,3681	-0,4122	0,0013	-0,0039	0,0697	-0,0758
Région centre	0,3502	0,3466	0,0027	0,0216	-0,0870	-0,0876	-0,0002	-0,0019	-0,0128	-0,0363
Région ouest	0,1353	0,1333	0,0068	-0,0084	0,4016	0,4379	0,0027	-0,0037	0,1478	-0,0708
Milieu de résidence (référence rural)										
Urbain	0,2989	0,2909	-0,0019	-0,0046	0,5363	0,5013	-0,0010	-0,0023	-0,0546	-0,0442
Situation matrimoniale (référence Non marié)										
Marie	0,9498	0,9553	0,0243	-0,1120	-0,0101	-0,0109	-0,0002	0,0012	-0,0132	0,0235
Age chef ménage	51,3363	53,6194	0,0025	0,0076	0,0066	0,0189	0,0000	0,0001	0,0009	0,0028
Occupation partenaire (référence non occupé)										
Partenaire occupé	0,9840	0,9330	0,0451	0,0318	-0,0050	-0,0108	-0,0002	-0,0003	-0,0121	-0,0066

Source : auteur à partir des données EDS-C 2012 et 2019

Conclusion

Dans cette recherche, nous avons tenté principalement d'évaluer d'une part, l'effet des politiques de gratuité des soins sur la dénutrition infantile et, d'autre part, leur effet sur les inégalités sociales d'utilisation des soins de santé chez les enfants au Sénégal. Les données EDS-C de 2012 et 2019 ont permis de conduire cette recherche.

Même si le Sénégal a déjà accompli des progrès importants en matière de réduction de la malnutrition et de la mortalité infantile, les taux demeurent encore très élevés comparés à d'autres pays et aux normes de l'OMS. Il est par conséquent crucial de comprendre les retombées socio-économiques des politiques de gratuité des soins initiée depuis 2013. L'investigation empirique que nous avons menée, révèle des résultats intéressants :

D'abord, les politiques de gratuité améliorent la dénutrition infantile. En outre, l'indépendance financière, l'âge de la mère, la durée de l'allaitement, l'utilisation des soins, l'âge, le sexe et le poids à la naissance de l'enfant affectent aussi le statut nutritionnel de l'enfant.

Ensuite, les politiques de gratuité des soins ont creusé davantage les inégalités sociales d'utilisation des soins dans les structures de santé entre 2012 et 2019 en faveur des riches. Ce résultat est contradictoire avec l'objectif des politiques de gratuité qui est de réduire les inégalités dans l'utilisation des soins dans les structures de santé publique.

Enfin, la décomposition des indices de concentration montre qu'en 2012 comme en 2019, les indices des facteurs besoin ont participé à réduire les iniquités horizontales dans l'utilisation des soins même s'ils sont restés pro-riches avec une valeur plus importante en 2019. Par ailleurs, les variables autres que les facteurs besoin continuent d'aggraver les inégalités dans l'utilisation des soins dans les structures de santé.

Dès lors, les implications de politiques économiques découlant de ces résultats sont :

Premièrement, l'augmentation du taux de couverture des politiques de gratuité surtout chez les enfants issus de familles démunies en la vulgarisant au niveau des communautés et en faisant son suivi dans les structures de santé. En effet, même si les politiques de gratuité améliorent la dénutrition infantile, elles creusent également les inégalités sociales d'utilisation des soins qui sont pro-riches. En outre, le gouvernement doit revisiter ces politiques et les combiner avec les politiques ou programmes de lutte contre la dénutrition pour avoir un meilleur résultat en matière de santé infantile.

Ensuite, la construction de structures sanitaires dans les zones où elles sont quasi inexistantes devient une priorité pour l'Etat afin de faciliter l'accès aux soins aux populations et leur permettre de bénéficier aisément des politiques de gratuité. Par ailleurs, des politiques efficaces de redistribution de revenu doivent être mises en place pour réduire les inégalités sociales d'utilisation des soins mais également la dénutrition, le retard de croissance en particulier.

Dernièrement, l'Etat doit davantage promouvoir l'éducation et le maintien des filles à l'école car les résultats témoignent que l'instruction de la mère contribue à la réduction des inégalités sociales d'utilisation des soins de santé et la dénutrition infantile.

Références

Agence National de la Statistique et de la Démographie. « Enquête Démographique et de Santé Continue 2019 » : Sénégal. 2020,206p. <https://dhsprogram.com/pubs/pdf/FR368/FR368.pdf>

Ambapour, S, Okandza, J.C. 2015. « Poverty and Nutritional Health of the Child: Some Evidence from 2005 Demographic and Health Survey of Congo », *Health*, 7(11): 1466.

Aurier, P & Mejía, V. 2014. « Les modèles Logit et Probit multivariés pour la modélisation des achats simultanés : présentation, utilisation, intérêts et limites », *Recherche et Applications en Marketing (French Edition)*, 29(2) :79-98.

Aurier, P. 1999. « Achat simultané et mesure de la substituabilité avec des données de panel multi-catégories », *Recherche et Applications en Marketing French Edition*, 14(2) : 49-69.

Bassani, D.G, Arora, P, Wazny, K, Gaffey, M.F, Lenters, L et Bhutta, Z.A. 2013. « Incitations financières et couverture des interventions de santé infantile : une revue systématique et une méta-analyse », *Santé publique BMC*, 13 (3) :1-13.

Belaid, L & Ridde, V. 2012. « Une évaluation de la mise en œuvre d'une politique visant à améliorer l'accès financier aux soins de santé maternelle dans le district de Djibo, Burkina Faso », *BMC grossesse et accouchement*, 12 (1) : 1-12.

Bentham, J. 1789. « An introduction to the principles of morals and legislation », Garden City: Doubleday.

Black, R. E, Allen, L. H, Bhutta, Z. A, Caulfield, L. E, De Onis, M, Ezzati, M. 2008. «Maternal and Child Undernutrition Study Group. Maternal and child undernutrition: global and regional exposures and health consequences», *The lancet*, 371(9608): 243-260.

Bright,T, Felix, L, Kuper, H et Polack, S. 2017. « Un examen systématique des stratégies visant à accroître l'accès aux services de santé chez les enfants dans les pays à revenu faible et intermédiaire », *Recherche sur les services de santé BMC*, 17 (1) :1-19.

Druetz, T, Fregonese, F, Bado, A, Millogo, T, Kouanda, S, Diabaté, S & Haddad, S. 2015. « Suppression des frais dans les centres de santé dans le cadre de la prise en charge communautaire des cas de paludisme : quels effets sur les pratiques de recours aux soins des enfants fébriles en milieu rural au Burkina Faso ? », *PLoS One*, 10 (10) : e0141306.

Gilson, L, Kalyalya, D, Kuchler, F, Lake, S, Oranga, H & Ouendo, M. 2000. «The equity impacts of community financing activities in three African countries », *The International journal of health planning and management*, 15(4): 291-317.

Gilson, L. 1998. «In defence and pursuit of equity», *Social science & medicine*, 47(12):1891-1896.

Grossman, M. 1972. « On the concept of health capital and the demand for health », 80 j. *Pol. Econ*, 223(10.2307): 1830580223.

Huber, H. 2008. «Decomposing the causes of inequalities in health care use: a micro-simulations approach », *Journal of health economics*, 27(6):1605-1613.

Illou, M. M. A, Haddad, S, Agier, I, Ridde, V. 2015. « The elimination of healthcare user fees for children under five substantially alleviates the burden on household expenses in Burkina Faso », *BMC health services research*, 15:313.

Johri, M, Ridde, V, Heinmüller, R & Haddad, S. 2014. « Estimation of maternal and child mortality one year after user-fee elimination: an impact evaluation and modelling study in Burkina Faso », *Bulletin of the World Health Organization*, 92: 706-715.

Kimani, D.N, Mugo, M.G & Kioko, U.M. 2016. « An econometric analysis of health care utilization in Kenya », *European Scientific Journal*, 12(16):443-461.

Li, Z, Li, M, Fink, G, Bourne, P, Bärnighausen, T & Atun, R. 2017. « User-fee-removal improves equity of children's health care utilization and reduces families' financial burden: evidence from Jamaica », *Journal of global health*, 7(1).

Maddala, G. 1983. « *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*»: Cambridge University Press.

Mane, P. Y. B. .2013. « Décomposition des inégalités dans l'utilisation des soins de santé au Sénégal », *Revue d'économie du développement*, /1 (Vol. 21) : p. 61-89.

Mathauer, I, Mathivet, B & Kutzin, J. 2017. « Free health care policies: opportunities and risks for moving towards UHC», *Geneva: World Health Organization*.

Ministère de la Santé et de l'Action Sociale. Direction Générale de la Santé. Plan National de Développement Sanitaire et Social (PNDSS) 2019-2028. Sénégal, 134p.

Rawls.1974. *Théorie de la justice sociale*. Le Seuil.

Ridde, V, Agier, I, Jahn, A, Mueller, O, Tiendrebéogo, J, Yé, M & De Allegri, M. 2015. «The impact of user fee removal policies on household out-of-pocket spending: evidence against the inverse equity hypothesis from a population-based study in Burkina Faso ». *The European Journal of Health Economics*,16(1): 55-64.

Ridde, V, Haddad, S et Heinmüller, R. 2013 a. « Améliorer l'équité en supprimant les frais de santé pour les enfants au Burkina Faso », *J Epidemiol Community Health*, 67 (9) :751-757.

Ridde,V & Morestin, F. 2011. « Une revue exploratoire de la littérature sur l'abolition des frais d'utilisation dans les services de soins de santé en Afrique », *Politique et planification de la santé*, 26 (1) :1-11.

Rochaix, L & Tubeuf, S. 2009. « Mesures de l'équité en santé », *Revue économique*, 60(2) :325-344.

Ruel, M.T, Alderman, H & Groupe d'étude sur la nutrition maternelle et infantile. 2013.« Interventions et programmes contribuant à la nutrition : comment peuvent-ils contribuer à accélérer les progrès dans l'amélioration de la nutrition maternelle et infantile ? », *La lancette*, 382 (9891) : 536-551.

Thurstans, S, Opondo, C, Seal, A, Wells, J, Khara, T, Dolan, C, ... & Kerac, M. 2020. « Les garçons sont plus susceptibles d'être sous-alimentés que les filles : une revue systématique et une méta-analyse

des différences entre les sexes en matière de dénutrition », *Santé mondiale BMJ*, 2020, 5 (12) : e004030.

Wagstaff, A, Van Doorslaer, E & Watanabe, N. 2003. « Sur la décomposition des causes des inégalités du secteur de la santé avec une application aux inégalités de malnutrition au Vietnam », *Journal d'économétrie*, 112 (1) : 207-223.

WHO : Genre et Santé. 2018 : <https://www.who.int/fr/news-room/fact-sheets/detail/gender>, consulté le 23 février 2023.

World Health Organization. 2005. Department of Mental Health, Substance Abuse. *Mental health atlas*.

Zombré, D, De Allegri, M & Ridde, V. 2017. « Immediate and sustained effects of user fee exemption on healthcare utilization among children under five in Burkina Faso: a controlled interrupted time-series analysis », *Social Science & Medicine*, 179:27-35.