Revue Française d'Economie et de Gestion
ISSN : 2728- 0128
Volume 3 : Numéro 3

Inégalités dans l'utilisation des soins : une analyse de décomposition basée sur la protection financière contre le risque maladie au Sénégal

Inequalities in healthcare utilisation: a decomposition analysis based on financial protection against health risks in Senegal

SAMBA Mouhamed
Doctorant
UFR Sciences Economiques et Sociales
Université Iba Der Thiam de Thiès/Sénégal
Centre de recherche en économie et Finance Appliquée de Thiès
sambamouhamed22@gmail.com

THIAM Ibrahima
Enseignant chercheur
UFR Sciences Economiques et Sociales
Université Iba Der Thiam de Thiès/Sénégal
Centre de recherche en économie et Finance Appliquée de Thiès
ithiam@univ-thies.sn

Date de soumission : 16/01/2022

Date d'acceptation : 10/03/2022

Pour citer cet article :

SAMBA.M & THIAM.I (2022) «Inégalités dans l'utilisation des soins : une analyse de décomposition basée sur la protection financière contre le risque maladie au Sénégal», Revue Française d'Economie et de Gestion «Volume 3 : Numéro 3» pp : 204 - 228

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0 International License

Résumé

Les pays à revenus faibles et intermédiaires se caractérisent d'une manière générale par un manque de protection financière contre les risques sanitaires, ce qui peut entraîner des inégalités en matière de santé. L'amélioration de l'équité horizontale dans l'utilisation des soins de santé nécessite une meilleure compréhension des facteurs qui l'influencent. Cette étude a utilisé le cas du Sénégal pour examiner les disparités d'utilisation des soins de santé et leurs déterminants. L'objectif de cette recherche est d'analyser les iniquités dans l'utilisation des soins par l'application d'une extension de la décomposition de Blinder-Oaxaca proposée par Fairlie.

Les résultats montrent que le recours aux soins de santé augmente avec le niveau de vie et la couverture du risque maladie. Ils montrent aussi des iniquités en faveur des personnes âgées, des enfants, des femmes et des populations urbaines. Les résultats de la décomposition montrent également une différence dans l'utilisation des soins de santé entre les personnes couvertes et non couvertes. 39% de ces disparités s'expliquent par la distribution des caractéristiques observées (âge, zone de résidence, bien-être économique, éducation). Même si le système de santé présente des iniquités, certaines d'entre elles sont souhaitables car étant en faveur de populations avec des besoins supérieurs. Toutefois, l'utilisation des soins demeure une fonction croissante du niveau de vie, ce qui constitue un frein à la progression vers la Couverture Santé Universelle au Sénégal.

Mots clés: Disparités ; utilisation des soins de santé ; protection financière ; risques sanitaires ; décomposition.

Abstract

Low and middle income countries are characterised by lack of financial protection against health hazards that can lead to health inequity. Improving horizontal equity in the utilisation of health care requires a better understanding of the factors that influence it. This study used Senegal as a case to examine healthcare utilisation disparities and their determinants.

This research aims to analyse inequities in the use of care by applying an extension of the Blinder-Oaxaca decomposition technique proposed by Fairlie. The results show that healthcare utilization increases with the standard of living and the coverage against health hazards. They also show inequities in favour of the elderly, children, women and urban populations. The results of the decomposition suggest a difference in healthcare utilization between those with and without coverage. 39% of these disparities are explained by the distribution of observed characteristics (age, area of residence, economic well-being, education). Although there are inequities in the health system, some of them are desirable as they favour populations with greater needs. However, there is still a socio-economic gradient that hinders progress towards Universal Health Coverage in Senegal

Keywords: Disparities; health care utilization; financial protection; health hazards, decomposition.

Introduction

Les problèmes de santé étant fortement concentrés dans les populations les plus défavorisées, la question de l'équité dans les politiques de santé se pose avec acuité (Waggstaff, 2002). Il existe un piège de pauvreté lié à la santé, tant au niveau microéconomique que macroéconomique : une famille frappée par la maladie de l'un de ses membres peut s'appauvrir de façon permanente en raison de la perte de revenus associée à la maladie et du coût de l'accès aux soins (Wagstaff et al, 1991). En 2008, la Commission des déterminants sociaux de la santé a indiqué que les chances de vie des enfants dans le monde varient considérablement en fonction de leur lieu de naissance. Dans les pays à revenus faible et intermédiaire, la santé et la maladie suivent également un gradient social : plus la position socio-économique est faible, plus la santé est mauvaise (CSDH, 2008).

Comme mentionné par Berthelemy et Seban (2009), la littérature sur la question de la distribution de la santé dans les pays en développement se concentre sur deux questions majeures. D'une part, certaines études analysent la distribution au sein de la population des bénéfices des dépenses publiques de santé. Cependant, étant donné que la littérature sur l'incidence des bénéfices ne prend en compte que les dépenses publiques, elle n'aborde pas directement la question de l'accès à la santé, et considère en outre les questions d'inégalité plutôt que d'équité (Berthélemy et Seban 2009).

D'autre part, de nombreuses études inspirées par Wagstaff et al. (1991) prennent en compte la dimension de l'équité et analysent la concentration de l'accès aux soins en utilisant l'indice de concentration (Mané, 2013). Cependant, ces études se concentrent souvent sur les disparités liées au revenu et non sur d'autres dimensions socio-économiques telles que la protection financière contre les risques sanitaires. Pour combler ce gap de recherche, un nombre croissant d'études ont utilisé la décomposition d'Oaxaca et Blinder (1973) pour aborder des variables telles que les variations spatiales de l'utilisation des soins de santé, les écarts liés à la richesse, l'évolution de l'utilisation des soins de santé dans le temps et les disparités ethniques dans l'accès aux services sociaux (Abekah-Nkrumah, 2016, 2018 ; Ogundele et Groot, 2020). Il est également constaté des insuffisances dans la littérature qui traite des disparités dans l'utilisation des soins de santé en fonction du degré de protection contre les risques sanitaires. Cette étude tente de combler cette lacune en utilisant un modèle inspiré d'Andersen (Andersen, 1995).

En effet, de nombreux pays ont fait des efforts considérables pour réduire les inégalités d'accès aux soins de santé. La Couverture Santé Universelle (CSU) est devenue un objectif international primordial visant à réduire l'exclusion des systèmes de santé de certains segments de la

population. La CSU est à la fois un objectif de santé publique et un impératif de développement économique et social, comme en témoigne sa place dans les Objectifs de Développement Durable (ODD3).

Au Sénégal, le Plan National de Développement Sanitaire et Social (2019-2028) vise à progresser vers l'objectif de CSU à travers ses deux dimensions : l'extension de la couverture des services (infrastructures, ressources humaines, etc.) dans les zones mal desservies, et l'élargissement de la protection financière à travers une politique appelée " Couverture Maladie Universelle " (CMU). Le Sénégal a lancé diverses initiatives visant à protéger la population contre les risques sanitaires : exonérations du ticket modérateur pour les personnes âgées à travers le plan SESAME, gratuité des soins pour les enfants de moins de 5 ans, gratuité de la césarienne pour les femmes enceintes… Il existe également d'autres initiatives existantes constituées de multiples régimes obligatoires et volontaires, et d'assistance sociale (Ministère de la Santé et de l"Action sociale, 2017). Cependant, la proportion de la population effectivement couverte reste inférieure à l'objectif prévu d'atteindre 75% en 2017. A la fin du mois de juin 2019, il était estimé que 45,39% de la population sénégalaise était couverte par un régime de protection sociale de santé sous une forme ou une autre (Agence de la Couverture Maladie Universelle, 2019). Pourtant, ce chiffre cache des disparités selon les caractéristiques socio-économiques des populations (zone de résidence, richesse, niveau d'éducation, etc.). Selon l'enquête démographique et de santé (EDS) la plus récente (ANSD, 2018), 83 % des ménages interrogés n'étaient couverts par aucune assurance maladie. L'assurance santé à base communautaire (mutuelle de santé communautaire) était le type d'assurance santé le plus utilisé, représentant 3% des ménages enquêtés. 2 % des personnes interrogées étaient couvertes par des allocations budgétaires destinées aux fonctionnaires et à leur famille. Près de 2 % des personnes interrogées étaient couvertes par un régime appelé "Institutions de Prévoyance Maladie" (IPM), destiné aux travailleurs du secteur privé et à leurs familles. La part de la population bénéficiant des polices d'assurance maladie de type IPM était plus élevée dans les régions de Dakar (5%) et de Saint-Louis (3%), par rapport aux autres régions du pays. Le pourcentage d'enfants âgés de 0 à 4 ans couverts par l'initiative de gratuité des soins est plus élevé en milieu urbain (63%) qu'en milieu rural (48%) (ANSD, 2018). Cette couverture augmente du quintile le plus bas au plus haut : alors que dans les ménages du quintile le plus bas, environ 40% profitent de cette assurance, les pourcentages sont de 58% dans le quintile moyen et de 64% dans le plus haut. L'EDS a également montré des inégalités en matière de mortalité, de morbidité et d'utilisation des soins de santé, ainsi que des inégalités de revenus, d'éducation, de sexe (ANSD, 2018).

Dans le même ordre d'idées, l'examen des comptes nationaux de la santé (CNS) a montré que les dépenses courantes des mécanismes d'assurance ont été dominées par l'Institution de Prévoyance Maladie (IPM) sur la période 2014 -2016 avec une moyenne de 16,6 milliards de FCFA (29.606.707$), soit 37,2%, et les compagnies d'assurance privées avec 16,7 milliards de FCFA (29785061$), soit 37%. Il faut également noter que les dépenses des mutuelles de santé ont augmenté de 3% sur la période (MSAS, 2020). En déclenchant le processus d'extension de la couverture contre le risque lié à la maladie, les pouvoirs publics sénégalais entendent explicitement faire des progrès vers deux objectifs finaux de la CSU : l'utilisation des services en phase avec les besoins sanitaires des populations et l'amélioration de la protection financière (Mathauer et al, 2017).

A l'analyse, en partant du postulat qu'intuitivement l'amélioration de la santé de toute la population passe nécessairement par une utilisation équitable des soins de santé et du constat de la persistance des inégalités sociales de santé, cette recherche tente de contribuer à la problématique des iniquités dans l'utilisation des soins au Sénégal. Il s'agit plus spécifiquement de répondre aux questions suivantes : l'adhésion à un régime de couverture santé a-t-elle un impact sur les inégalités d'utilisation des services de santé au sein des populations sénégalaises ? S'il existe un écart d'utilisation des soins, quels en sont les déterminants ? Quel est le rôle des caractéristiques socioéconomiques dans l'atténuation de ces inégalités ?

Cet article est organisé comme suit. Le premier point de cet article est une revue des travaux empiriques sur la méthode de décomposition de Blinder-Oaxaca. Le deuxième point expose la méthodologie et les données. Nous présentons ensuite les résultats dans le troisième point pour les discuter dans le dernier point.

1. Revue de la littérature

Les méthodes de décomposition ont fait l'objet d'une large utilisation dans la littérature depuis les travaux de Waggstaff (1991). Abekah-Nkrumah (2018) a examiné les progrès dans la consommation de services de santé reproductive sur deux décennies et les facteurs responsables de ces progrès au Ghana. L'auteur a appliqué l'extension de la méthode de décomposition de Blinder-Oaxaca proposée par Fairlie sur les données des enquêtes démographiques et de santé (EDS) de 1998 et de 2014. Les variables socioéconomiques retenues sont entre autres le niveau d'éducation, la zone de résidence, la religion, l'appartenance ethnique comme dans beaucoup d'autres études (Abekah-Nkrumah, 2018). Les résultats mettent en évidence d'importantes variations dans l'utilisation des soins de santé reproductive entre les régions du Ghana et que le niveau d'éducation des mères et de leurs conjoints, le niveau de vie et l'accès aux services de

santé expliquent ces variations. Dans la même optique, Berchet et Jusot (2009) ont utilisé la même qu'Abekah-Nkrumah (2018) pour étudier la contribution du capital social à l'explication des différences d'état de santé entre la population immigrée et la population native en France. La méthode appliquée aux données de l'Enquête santé et protection sociale (ESPS) de 2006 et de 2008 a permis de mettre en évidence une contribution de 38,7% des caractéristiques socioéconomiques aux différences d'état de santé entre les deux populations. Les caractéristiques socioéconomiques sont en plus du capital social, le revenu, la catégorie socioprofessionnelle, la profession, l'âge etc. Sur une autre problématique sanitaire relative aux dépenses catastrophiques de santé, Edoka et al, (2017) ont utilisé la méthode de décomposition pour analyser les changements de l'incidence de ces dépenses en Sierra Léone entre 2003 et 2011. Leurs résultats ont mis en évidence une baisse de 18% de l'incidence des dépenses catastrophiques attribuable l'état de santé des ménages, leurs zones de résidence et le type de service utilisé.

En résumé, un survol de la littérature montre que les études de la décomposition des iniquités en santé, bien que diverses, intègrent les variables socioéconomiques et sociodémographiques (âge, sexe, niveau de revenu ou de bien-être, niveau d'éducation…). La présente recherche s'inscrit dans cette logique

2. Méthodologie

Cette étude utilise les données de la cinquième étape de l'enquête démographique et de santé continue (EDS-Continue) réalisée en 2017 par l'Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie (ANSD) en collaboration avec le Ministère de la Santé et de l'Action sociale (MSAS) du Sénégal. Ils sont issus d'un échantillon représentatif de la population nationale par milieu de résidence (rural / urbain) et par région. Elle couvre 8 800 ménages (4 092 en milieu urbain et 4 708 en milieu rural). En particulier, l'EDS a adopté un plan en grappes stratifié en deux étapes et les échantillons sélectionnés pour l'énumération ont été assurés d'être représentatifs du pays.

La variable d'intérêt est binaire indiquant si un individu a eu recours à une consultation au cours des 12 derniers mois (Lombrail et Pascal 2005 ; Lurie 1997). La variable de résultat est dichotomisée en 1 lorsqu'un membre du ménage a répondu "oui" à la question ci-dessus, et en 0 si "non". Le modèle d'Andersen (Andersen, 1995) considère que la décision de se faire soigner est expliquée par trois catégories de variables : les facteurs de prédisposition (caractéristiques démographiques telles que l'âge, le sexe, le niveau d'éducation), les facteurs de capacité (caractéristiques socio-économiques telles que le revenu, la capacité de se rendre

dans les établissements de santé, la disponibilité des services) et les facteurs de besoin. Il existe un large consensus qui suggère que les disparités dans l'utilisation des soins de santé peuvent être réduites par des mesures visant à améliorer les opportunités et les situations de vie des personnes défavorisées (Do et al. 2015 ; Abekah-Nkrumah, 2016 ; Wagstaff, 2002 ; Wagstaff et al. 1991 ; Berchet et Jusot, 2009 ; Mané, 2013) (Sharaf et Rashad 2016 ; Edoka et al. 2017 ; Ladin 2012 ; Marmot, et al. 1997 ; Dimbuene, et al. 2017). Ainsi, en tant que variable d'entrée, chaque régime de couverture est modélisé comme une modalité qui est comparée à la référence (aucune couverture). Comme variables de contrôle, nous considérons les quintiles de bien-être économique. Ceux-ci sont basés sur les informations disponibles sur la propriété des actifs du ménage et sur les conditions de logement et environnementales pour analyser les inégalités dans les services de soins de santé reproductive, le niveau d'éducation, les variables de besoins (sexe et âge), le lieu de résidence (rural/urbain) et la taille du ménage (Wagstaff, 1991, 2002; Mané, 2013 ; Dimbuene, et al. 2017).

2.1. Modèle analytique

Bien que l'objectif de cette recherche soit de déterminer les disparités dans le recours aux soins entre les membres des ménages couverts et non couverts, nous nous sommes également intéressés à l'impact des différents régimes de couverture existant au Sénégal sur le recours aux soins. Ainsi, cela réduit la décision d'utilisation en un ensemble de choix binaire, ce qui permet d'estimer les déterminants de l'utilisation des soins de santé avec un modèle logit (Fairlie, 2017 ; Yun, 2004)

$$U_i = \begin{Bmatrix} 1 \; si \; la \; personne \; utilise \; les \; soins \\ 0 \; sinon \end{Bmatrix} \qquad (1)$$

Nous avons généralisé cet ensemble de choix comme suit $i = (0,1)$, avec U une utilité indirecte dérivée du choix de l'une des deux alternatives. La probabilité logarithmique qu'un membre du ménage ait recours aux soins de santé au moins une fois peut donc être exprimée comme suit :

$$Ln\left(\frac{P(U_i)}{1-P(U_i)}\right) = X_i\alpha + \mu_i \qquad (2)$$

Où X représente un vecteur de déterminants du recours aux soins de santé, $P(U_i)$ est la probabilité de recours aux soins de santé, $\frac{P(U_i)}{1-P(U_i)}$ représente l'odds ratio (OR), α indique les coefficients à estimer par maximum de vraisemblance et μ le terme d'erreur. L'estimation d'un modèle logit a été utilisée pour analyser les déterminants du recours aux soins de santé. Tout d'abord, nous avons décomposé la variable 'régime de protection sanitaire' en différents régimes existants au Sénégal. Ce choix est justifié par la volonté de prendre en compte l'hétérogénéité

et la fragmentation de l'information résultant de la comparaison au sein de la couverture du risque maladie. Ainsi, l'influence de chaque régime sur la probabilité de recours aux soins a été estimée uniquement sous contrôle des variables de besoins (âge et sexe). Cette première étape a permis de réaliser une analyse descriptive afin de mettre en évidence les différences de recours aux soins selon le sexe et l'âge. Dans un deuxième temps, des variables socio-économiques et démographiques ont été ajoutées (niveau de bien-être économique, zone de résidence, taille du ménage, niveau d'éducation) afin de mesurer l'effet spécifique de la couverture sur la probabilité de recours aux soins. Le tableau présenté plus loin porte sur les statistiques descriptives.

2.2. Décomposition de la différence d'utilisation des soins

Pour décomposer la différence entre les échantillons couverts et non couverts dans l'utilisation des services de santé, nous avons utilisé l'extension proposée par Fairlie (Fairlie 2006, 2017) de la technique de décomposition d'Oaxaca (Oaxaca, 1973) et de Blinder (Blinder, 1973). La méthode de décomposition proposée par Oaxaca et Blinder n'est en effet applicable que lorsque la variable dépendante est continue (écarts de salaires entre deux populations ou selon le sexe par exemple). Or, la décision de recourir aux services de santé est un choix binaire (voir équation 1). En suivant Fairlie (Fairlie, 2006, 2017), la décomposition de la différence de probabilité d'utilisation des soins de santé entre les deux groupes peut être exprimée comme suit :

$$\underbrace{\bar{P}_{UC} - \bar{P}_{UnC} = \left[\sum_{i=1}^{NC} \frac{\varphi(X_i^C \hat{\beta}^C)}{N^C} - \sum_{i=1}^{Nnc} \frac{\varphi(X_i^{nC} \hat{\beta}^C)}{N^{nC}}\right]}\left[\sum_{i=1}^{NnC} \frac{\varphi(X_i^{nC} \hat{\beta}^C)}{N^{nC}} - \sum_{i=1}^{Nnc} \frac{\varphi(X_i^{nC} \hat{\beta}^{nC})}{N^{nC}}\right] \quad (3)$$

Où : φ représente une fonction de distribution cumulative issue d'une distribution logistique, $\bar{P}_{Uk}$ représente la probabilité moyenne d'utiliser les services de santé dans le groupe k et N^k représente la taille de l'échantillon pour le groupe k = C (groupe des couverts) ; nC (groupe des non couverts). Le premier terme entre parenthèses représente la partie de l'écart de la variable dépendante qui est due aux différences de groupe dans la distribution de X. Le second terme entre parenthèses représente l'écart découlant des différences dans les processus de groupe qui déterminent le niveau de Y, ainsi que la proportion de la différence de groupe capturée par les dotations non observées. En utilisant les coefficients (β) de la régression Logit de l'ensemble de l'échantillon, la contribution d'une caractéristique peut être exprimée comme suit, en considérant que le nombre d'individus est le même dans les deux groupes (Fairlie, 2017).

$$\frac{1}{N_{nC}} \sum_{i=1}^{N_{NC}} F\left(\hat{d}^* + X_{1i}^C \hat{\beta}_1^* + X_{2i}^C \hat{\beta}_2^*\right) + F\left(\hat{d}^* + X_{1i}^{nC} \hat{\beta}_1^* + X_{2i}^C \hat{\beta}_2^*\right) \quad (4)$$

Ainsi, la contribution de chaque variable à la différence de recours aux soins de santé est égale à la variation de la probabilité moyenne prédite de recours aux soins de santé en remplaçant la distribution de la variable X1 du groupe "non couvert" par celle du groupe "couvert", tout en maintenant constantes les distributions des autres variables (caractéristiques). La contribution relative d'une caractéristique peut être positive ou négative. Une valeur négative suggère que ce facteur contribue à une diminution de la différence dans l'utilisation des soins de santé qui est attribuée à une différence dans la distribution des caractéristiques observables entre les personnes couvertes et non couvertes. Une caractéristique importante de cette technique est que la somme des contributions des variables individuelles sera égale à la contribution totale de toutes les variables évaluées avec l'échantillon complet (Fairlie, 2017).

Toutefois, étant donné que la taille des deux échantillons est différente, il est conseillé de procéder à des réplications pour faire converger les résultats. Le logiciel STATA propose 100 réplications par défaut. Nous adoptons la même procédure.

3. Résultats

Une analyse exploratoire des données (Tableau 1) montre que près de 85% des individus de l'échantillon n'étaient pas couverts contre le risque maladie. Parmi les personnes couvertes, 60, 07% ont eu recours aux soins. Sur un échantillon total de 78.950 individus, 60, 42% ont répondu qu'ils n'avaient pas eu recours aux soins. L'échantillon est composé de 47% d'hommes et 53% de femmes et 59, 51% de l'ensemble de l'échantillon vivent en zone rurale. L'échantillon est non probabilistique.

Tableau N°1: Statistiques descriptives

	Caractéristiques	Échantillon total N=78950		Sous échantillons	
				Couverts	*Non couverts*
				(15,32%)	(84,68%)
Utilisation des soins	*Non*	60,42	47.702	39,93	64,13
	Oui	39,58	31.248	60,07	35,58
Sexe	*Homme*	46,76	36.916	49,16	46,32
	Femme	53,24	42.034	50,84	53,68
Milieu de résidence	*Urbain*	40,49	31.963	50,52	38,67
	Rural	59,51	46.987	49,48	61,33
Bien être économique (quintile)	*Plus pauvre*	29,35	23.174	22,62	30,57
	Pauvre	22,29	17.596	19,53	22,79
	Milieu	18,76	14.814	17,56	18,98
	Riche	16,63	13.131	19,44	16,12
	Très riche	12,96	10.235	20,85	11,54
Age	*0-5*	19,22	15.178	38,86	12,81
	6-59	74,07	58.476	54,7	80,44
	60 et +	6,71	5.296	6,44	6,76
Education	*pas d'éducation et niveau préscolaire*	79,27	62.582	87,05	77,27
	Primaire	14	11.050	8,68	14,96
	Secondaire	5,52	5.145	4,09	6,96
	Supérieur	0,22	173	0,18	0,23

Source : Auteurs à partir des données DHS (ANSD, 2017)

3.1. Déterminants de l'utilisation des soins

Dans cette section, nous présentons les résultats des déterminants du recours aux soins de santé en mettant l'accent sur les différences entre les différents régimes ainsi que sur les variables socio-économiques. Nous avons effectué une sélection rétrospective (*stepwise backward*) des variables par étapes afin de filtrer les variables " non significatives ".

Tableau N°2: Impact des régimes de couverture sur l'utilisation des soins

Caractéristiques	Modèle 1		Modèle 2	
	Coefficients	OR[1]	Coefficients	OR
Types de couverture maladie (référence=pas de couverture)				
Mutuelle de santé communautaire	0.237*** (0.0411)	1.268*** (0.0521)	0.232*** (0.0416)	1.261*** (0.0525)
Mutuelle de santé professionnelle	0.618*** (0.0696)	1.854*** (0.129)	0.379*** (0.0709)	1.461*** (0.104)
Mutuelle de santé complémentaire	0.745*** (0.165)	2.107*** (0.348)	0.498*** (0.167)	1.646*** (0.275)
Institution de Prévoyance Maladie	1.092*** (0.0788)	2.981*** (0.235)	0.773*** (0.0804)	2.166*** (0.174)
Imputation budgétaire	0.983*** (0.0654)	2.672*** (0.175)	0.631*** (0.0675)	1.880*** (0.127)
Assurance privée	1.364*** (0.159)	3.911*** (0.621)	0.966*** (0.161)	2.627*** (0.423)
Institution de Prévoyance Retraite du Sénégal	0.913*** (0.131)	2.492*** (0.327)	0.609*** (0.134)	1.839*** (0.246)
Fonds National de Retraire	0.572** (0.235)	1.771** (0.416)	0.247 (0.239)	1.280 (0.306)
Gratuité pour les enfants	1.397*** (0.0354)	4.045*** (0.143)	1.321*** (0.0357)	3.746*** (0.134)
Plan SESAME	1.091*** (0.151)	2.977*** (0.450)	0.940*** (0.152)	2.559*** (0.390)
Age (référence=6-59 ans)				
0- 5ans	0.0516** (0.0236)	1.053** (0.0248)	0.0248 (0.0244)	1.025 (0.0250)
65 et +	0.651*** (0.0299)	1.917*** (0.0573)	0.536*** (0.0306)	1.709*** (0.0523)
Sexe (Référence=Homme) Femme	0.441*** (0.0151)	1.555*** (0.0235)	0.440*** (0.0153)	1.552*** (0.0237)

[1] OR = Odds ratios

Caractéristiques	Modèle 1		Modèle 2	
	Coefficients	OR[1]	Coefficients	OR
Milieu de résidence (Ref=Urbain) Rural			-0.391*** (0.0161)	0.676*** (0.0109)
Taille du ménage			-0.0171*** (0.000938)	0.983*** (0.000922)
Quintile de bien-être économique (référence=très pauvre)				
Pauvre			0.166*** (0.0214)	1.180*** (0.0253)
Moyen			0.193*** (0.0227)	1.213*** (0.0276)
Riche			0.263*** (0.0239)	1.301*** (0.0311)
Très riche			0.494*** (0.0259)	1.639*** (0.0425)
Niveau d'instruction (référence=Aucun)				
Primaire			-0.419*** (0.0235)	0.658*** (0.0155)
Secondaire			-0.503*** (0.0329)	0.605*** (0.0199)
Supérieur			-0.378** (0.163)	0.685** (0.112)
Constant	-1.319*** (0.0255)	0.267*** (0.00683)	-0.521*** (0.0382)	0.594*** (0.0227)
Observations	78,950	78,950	78,950	78,950

Source : Auteurs à partir des données DHS (ANSD, 2017)

Les valeurs entre parenthèses sont les écarts types. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Les résultats du premier modèle (après avoir contrôlé uniquement l'âge et le sexe) montrent que la probabilité de recourir aux soins de santé est significativement plus élevée parmi les personnes couvertes, quel que soit le type de régime. En particulier, les enfants de moins de cinq ans, les bénéficiaires du plan SESAME et les assurés du secteur privé formel (institution de prévoyance maladie) sont plus susceptibles de recourir aux soins de santé (avec des odds-ratios de 3,746, 2,559, 2,166, respectivement ; significatifs au seuil de 1%). Cela confirme l'intuition selon laquelle la suppression de la barrière financière, toutes choses égales par ailleurs, facilite l'accès primaire aux soins de santé. Un résultat intéressant est que la probabilité de recourir aux soins de santé pour l'assurance maladie communautaire n'est pas très élevée (OR = 1,268 ; significatif au seuil de 1%) par rapport aux autres régimes de couverture formelle (Tableau 1, colonne 2). En outre, l'intuition se confirme également en ce qui concerne les caractéristiques d'âge et de sexe. La probabilité de recourir aux soins est plus importante chez les femmes et dans les populations plus âgées. De même, en ce qui concerne la variable âge, les enfants de moins de cinq ans (bénéficiant de l'exemption du ticket modérateur) et les personnes âgées de 60 ans et plus (bénéficiant également de l'exemption du ticket modérateur dans le cadre du plan SESAME) ont une probabilité de recours aux soins plus importante que les individus âgés de 6 à 59 ans qui ne bénéficient pas d'une mesure d'exemption pour cette tranche d'âge, les autres variables restant constantes.

Après ajustement pour les conditions socio-économiques et démographiques (tableau 1, colonne 3), la structure des résultats ne change pas. Le fait d'être couvert par un régime augmente la probabilité d'utiliser les services de santé. Cela suggère donc un effet de la couverture indépendant des conditions socio-économiques des personnes non couvertes. Cependant, on observe une diminution de l'Odds ratio attaché aux différents régimes de couverture santé entre les modèles 1 et 2. Ceci montre que la situation socio-économique des personnes non couvertes explique également leur faible recours aux soins. Par ailleurs, la probabilité de recours aux soins augmente avec les quintiles de bien-être économique (avec des Odds ratio croissants de 1,180, 1,213, 1,301 et 1,639 pour les plus pauvres, les moyens, les plus riches et les plus riches, respectivement) et est plus faible pour les personnes vivant en milieu urbain. Cette probabilité diminue avec le niveau d'éducation. Ainsi, la probabilité de recourir aux soins est plus faible pour les personnes instruites. Enfin, la probabilité de recours aux soins diminue avec la taille du ménage et les personnes vivant en milieu rural ont une probabilité de recours aux soins plus faible que les personnes vivant en milieu urbain (OR=0,676 significatif à 1%).

Nous avons également regroupé tous les régimes de protection financière dans le groupe "couvert" et les autres dans le groupe "non couvert". Ce recodage a été effectué à des fins de décomposition, en veillant à ce que la structure des résultats de l'analyse logit ne change pas. La probabilité de recourir aux soins est plus faible chez les personnes non couvertes, augmente avec le quintile de bien-être économique et est plus élevée chez les femmes. Cette probabilité diminue avec la taille du ménage de l'individu et est plus faible dans les zones rurales et parmi les personnes éduquées, toutes choses égales par ailleurs (voir annexe 1).

Ces estimations mettent en évidence les disparités dans le recours aux soins de santé entre les personnes couvertes et non couvertes par le régime de protection de la santé. La décomposition basée sur la méthodologie de Fairlie permet de quantifier et d'expliquer cet écart. Les résultats montrent une différence d'utilisation des soins de santé de 24,2%, avec 60,1% pour les personnes couvertes contre 35,9% pour les personnes non couvertes.

3.2. Analyse de la décomposition de la probabilité d'utilisation des soins de santé

Cette section examine dans quelle mesure la différence de recours aux soins entre les personnes couvertes et non couvertes par un régime de protection financière est attribuable à une différence dans la distribution des caractéristiques observables. Nos résultats montrent que 38,8% de l'écart de recours aux soins s'explique par l'inégale distribution des caractéristiques entre les deux groupes. En effet, l'écart de recours aux soins diminuerait d'environ 39% si les conditions socio-économiques et démographiques étaient uniformes entre les deux groupes.

Tableau N°3: contribution relative des caractéristiques individuelles dans la différence d'utilisation des soins entre les personnes couvertes et les personnes non couvertes

Nombre d'observation	78950		
N (Couverts)	12096		
N (Non couverts)	66854		
Pr (Y!=0|G=0)[2]	0,601		
Pr (Y!=0|G=1) [3]	0,359		
Différence totale d'utilisation des soins	0,242		
Part attribuée aux caractéristiques	0,094	38,8%4	
Contributions des caractéristiques à la différence d'utilisation des soins estimée	coefficients	Ecart-type	% (partie expliquée)
Taille du ménage	0,002**	(0.001)	2,1
Milieu de résidence	0,014***	(0.001)	14,9
Bien être	0,012***	(0.001)	12,8
Sexe	-0,001***	(0.000)	-1%
Instruction	0,013***	(0.001)	13,8
Age	0,054***	(0.004)	57,4

Source : Auteurs à partir des données EDS-Continue 2017

Les valeurs entre parenthèses sont les écarts types. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Parmi toutes les variables incluses dans l'analyse des déterminants du recours aux soins, l'âge, la zone de résidence, le bien-être économique et le niveau d'éducation sont les caractéristiques les plus saillantes pour expliquer les disparités qui existent en moyenne entre les deux groupes. L'âge explique 57,4% de la différence de recours aux soins entre les deux groupes. Le signe positif de cette contribution suggère que les personnes non couvertes sont les plus représentées dans la tranche d'âge 6-59 ans, ce qui accroît la différence de recours aux soins entre les deux groupes. La zone de résidence explique 14,9% de la différence de recours aux soins attribuable

[2]Cette valeur représente la probabilité d'utilisation des soins dans le groupe des personnes qui ont une couverture maladie

3 Cette valeur représente la probabilité d'utilisation des soins dans le groupe des personnes qui n'ont pas de couverture maladie

4 Cette valeur est obtenue en faisant le rapport de la part attribuée aux caractéristiques (0,094) et de la différence totale d'utilisation des soins entre les deux groupes

à l'ensemble des caractéristiques. Ce résultat suggère que la forte concentration de personnes sans couverture maladie dans les zones rurales explique leur faible probabilité de recours aux soins. 12,8% de la différence attribuée à toutes les caractéristiques s'explique par le bien-être économique. Ce résultat suggère que le faible niveau de bien-être économique (possession d'un téléviseur, d'un vélo ou d'une bicyclette, caractéristiques du logement telles que la source d'approvisionnement en eau potable, le type de toilettes utilisées et le matériau du sol) des personnes sans couverture explique leur faible probabilité de recours aux soins. Le niveau d'éducation explique 13,8% de la différence de recours aux soins attribuable à ces caractéristiques. La taille du ménage explique 2,1% de la différence de recours aux soins attribuable à la distribution des caractéristiques. Ce résultat positif suggère que les personnes non couvertes sont souvent issues de familles nombreuses, réduisant ainsi leur probabilité de recours aux soins. Le sexe ne contribue que légèrement à la différence de recours aux soins (-1%). Cependant, ce résultat négatif est intéressant car il suggère que la répartition des femmes en faveur des assurés réduit les disparités dans la probabilité de recours aux soins.

En somme, l'approche de décomposition de Fairlie montre que 38,8% de la différence de recours aux soins s'explique par les caractéristiques observables (bien-être économique, zone de résidence, sexe, âge, niveau d'éducation). En corollaire, 61,2% de cette différence est attribuable aux coefficients estimés, c'est-à-dire à l'impact des caractéristiques sur la probabilité de recourir aux soins. Cette partie inexpliquée de la différence est souvent liée à des pratiques discriminatoires.

4. Discussion

Nos résultats corroborent de nombreux constats sur l'existence d'inégalités de santé entre les strates socio-économiques, les plus riches étant plus susceptibles de recourir aux soins de santé que les plus pauvres (World-Bank, 2012 ; Wagstaff et al. 1991 ; Mané 2013 ; Tubeuf 2009 ; Ogundele et al, 2020 ; Abekah-Nkrumah, 2018). En outre, les femmes, les personnes âgées de plus de 60 ans et les enfants de moins de cinq ans sont plus susceptibles de recourir aux soins. Cela correspond largement à l'idée d'équité horizontale : les personnes ayant davantage de besoins en matière de santé devraient avoir un accès plus élevé aux soins. D'autre part, les personnes vivant dans les zones urbaines sont plus susceptibles de recourir aux soins que celles vivant dans les zones rurales, comme le montrent plusieurs études (Habicht et kunst, 2005 ; Parmar et Banerje, 2019). Une explication de cette différence apparaît lorsque l'on regarde les disparités dans la répartition des ressources de santé (physiques et humaines) sur le territoire avec une forte concentration dans les zones urbaines relativement faciles d'accès par rapport

aux zones rurales (MSAS, 2020). L'effet négatif des zones rurales sur la probabilité de recourir aux services de santé s'explique en partie par le recours à la médecine traditionnelle et à l'automédication. Nos résultats montrent également que la probabilité de recourir aux soins de santé diminue avec le niveau d'éducation. Cela pourrait être dû au fait que les personnes éduquées ont recours à l'automédication dès les premiers signes de maladie. Bien que nos résultats ne le montrent pas, cela peut être justifié par le fait que les individus plus éduqués ont une plus grande capacité à adopter des attitudes et des réponses préventives et ont donc une meilleure compréhension de l'impact des comportements à risque.

Comme dans les études de Wang et al. (2018) et Do et al. (2015), nos résultats confirment que les personnes ayant une assurance, ou plus largement les personnes couvertes par un régime de protection financière, ont une probabilité plus élevée de recourir aux soins que celles qui n'en ont pas, la différence de recours s'élevant à 24,2%. Selon la méthodologie proposée par Fairlie, 38,8% de la différence de recours aux soins entre les deux populations est attribuable à la différence des caractéristiques observables entre les deux groupes. Parmi toutes les caractéristiques observables, l'âge joue le rôle le plus important, avec le milieu de résidence, le bien-être économique et le niveau d'éducation. Ainsi, la répartition par âge entre les deux populations est responsable de 57,4% de la différence de recours aux soins entre les deux groupes. Nos résultats confirment ainsi le recours plus important aux soins des personnes considérées comme vulnérables, notamment les enfants et les retraités. En d'autres termes, la répartition par âge entre les personnes couvertes et les personnes non couvertes accroît les inégalités entre les deux groupes. Mais cette inégalité est souhaitable si l'on sait que les personnes âgées et les enfants ont des besoins de santé plus accrus. Dans le même ordre d'idée, la distribution du niveau de vie, de la zone de résidence et du niveau d'éducation sont en faveur des personnes couvertes. En revanche, la répartition du sexe entre les deux groupes réduit la différence de recours aux soins entre les deux groupes.

La différence de recours aux soins qui n'est pas expliquée par la différence de distribution des caractéristiques observables représente la part attribuable aux différences de coefficients estimés. Environ 61,2% de la différence observée dans le recours aux soins entre les personnes couvertes et non couvertes est due à un effet des caractéristiques observables. Ainsi, l'analyse des déterminants du recours aux soins au sein des deux groupes confirme une différence dans ces effets. L'effet négatif de la zone (rurale) de résidence sur la probabilité de recours aux soins est un peu plus marqué pour les non couverts que pour les couverts. L'effet positif du niveau de bien-être sur la probabilité de recours aux soins est plus important chez les couverts. Pour le

sexe, les femmes non couvertes ont une probabilité de recours aux soins plus élevée que les femmes couvertes. L'effet de l'âge est beaucoup plus prononcé chez les personnes couvertes, notamment dans la tranche d'âge 0-5 ans. Ainsi, ce résultat confirme ceux obtenus par la décomposition de Fairlie et suggère donc des impacts différents sur la probabilité de recours aux soins.

Par ailleurs, cette composante inexpliquée peut être liée à des pratiques discriminatoires à l'encontre des personnes non couvertes, et elle suggère également l'omission de certaines variables pertinentes, notamment le statut socioprofessionnel, qui détermine en grande partie l'obtention d'une couverture santé, la perception de la qualité des soins, et l'existence d'alternatives aux soins modernes comme la médecine traditionnelle. Nonobstant cette limite, nos résultats nous permettent de tirer des leçons politiques importantes dans l'extension de l'assurance maladie et, dans une perspective plus large, de la Couverture Maladie Universelle. La principale recommandation est de regrouper les personnes dans un même régime afin de lutter contre les disparités de santé comme le suggère les différents impacts des différents régimes sur la probabilité de recourir aux soins. La poursuite de la dynamique permet donc, du côté de la demande de soins, d'uniformiser le recours aux soins socioéconomiques. Du côté de l'offre, la correction de l'écart des ressources humaines et matérielles entre les zones urbaines et rurales permet de combler l'écart d'accessibilité physique aux soins. Dans le même ordre d'idées, il convient de prêter attention aux déterminants sociaux de la santé, notamment en ce qui concerne l'accès à l'eau potable, l'amélioration des installations sanitaires et le cadre de vie des individus. Concrètement, cela se fait par la multiplication d'initiatives multisectorielles à fort impact sur la santé des populations afin d'éliminer l'existence de gradient socio-économique. Bien qu'il soit difficile de réussir à unifier les différents systèmes de couverture en raison des avantages de chacun, il est possible d'établir des liens entre eux en identifiant le potentiel des différents systèmes de couverture afin d'établir une extension durable de la couverture du risque maladie. Comme le suggèrent Coheur et al. (2007), ces synergies sont : financières, fonctionnelles et de gestion, de gouvernance, de politique et d'articulation dans la prestation des services de santé. En ce qui concerne l'articulation financière, le problème de la viabilité financière des mutuelles de santé, dû en partie à la faible capacité contributive des individus à s'assurer, peut être résolu par des transferts depuis les régimes obligatoires et au-delà des subventions gouvernementales. C'est le cas en Colombie, où le financement des régimes subventionnés est assuré à 69% par le gouvernement et à 24% par les subventions des régimes obligatoires. Ces 24% constituent un douzième du total des cotisations salariales des

régimes obligatoires. Ces arrangements financiers ont permis de faire passer le taux de couverture de 28% en 1992 à 80% en 2007. Les articulations peuvent également permettre une réduction des coûts de transaction et la définition d'un paquet unique de prestations pour répondre aux exigences d'équité. En effet, la contractualisation est un processus qui entraîne des coûts de transaction importants lorsque chaque régime négocie les contrats séparément. Cela permettrait à terme de définir un paquet uniforme et de compenser les disparités d'attractivité des paquets de prestations (Coheur, et al. 2007).

Conclusion

L'objet de cette recherche était d'analyser les disparités d'utilisation des soins en tenant compte de la couverture contre le risque maladie au Sénégal. Les résultats montrent la présence d'inégalités dans le recours aux soins, en fonction du régime de protection financière, au détriment des ménages non couverts dans le recours aux services de santé. Les résultats montrent également que le fait d'être couvert contre les risques sanitaires favorise le recours aux soins de santé quel que soit le régime considéré (assurance publique, assurance privée, assurance communautaire, exemption de paiement). L'étude met en évidence l'existence de disparités de santé dues à la volonté d'étendre la couverture santé à l'ensemble de la population. Pourtant, parmi ces iniquités, certaines sont souhaitables si elles sont relatives aux besoins (notamment l'équité pour les femmes, les enfants et les personnes âgées). Il apparaît aussi que la fragmentation des systèmes de couverture peut conduire à des différences dans les paquets de soins offerts. Ainsi, les pouvoirs publics doivent faire des efforts pour réduire les inégalités sociales - donc agir sur les déterminants sociaux - afin d'atteindre l'objectif d'équité inhérent à l'objectif de la CSU. Cela nécessite un engagement actif de nombreux secteurs politiques, non seulement des systèmes de santé publique et de soins de santé, mais aussi de l'éducation, de la protection sociale, des conditions de vie, sachant que la contribution du système de soins de santé à l'amélioration de l'état de santé est jugée mineure. Les dirigeants du secteur des soins de santé ont un rôle important d'intendance dans toutes les branches de la société pour veiller à ce que les politiques et les actions des autres secteurs améliorent l'équité en matière de santé.

Cette étude n'est pas exempte de limites. Elle gagnerait à considérer un résultat regroupant une pluralité de prestataires (tradipraticiens, médecins), ainsi qu'à inclure des mesures directes des variables d'accessibilité géographique. Cependant, ces limites sont dues aux contraintes de données et au fait que la méthode choisie ne permet de voir que les disparités entre deux groupes. D'autre part, la nature transversale des données peut constituer une limite. Néanmoins,

l'ensemble des données est représentatif au niveau national et le modèle utilisé est largement usité dans la littérature.

ANNEXES

Tableau N°1 : Impact de la couverture contre le risque maladie sur l'utilisation des soins

Variables	Coefficients	SD	Odds ratios	SD
Couverture (réf =couvert)				
Non couverts	-0,784***	-0,0227	0,456***	-0,0103
Zone de résidence (réf=urbain)				
Rural	-0,389***	-0,0159	0,677***	-0,0107
Taille du ménage	-0,0168***	-0,000932	0,983***	-0,000917
Bien être économique (réf= plus pauvre)				
Quintile (très pauvre)	0,168***	-0,0214	1,183***	-0,0253
Quintile (relativement pauvre)	0,199***	-0,0226	1,220***	-0,0276
Quintile (riche)	0,269***	-0,0237	1,309***	-0,031
Quintile (plus riche)	0,496***	-0,0255	1,643***	-0,0419
Sexe (réf=homme)				
Femme	0,436***	-0,0152	1,547***	-0,0236
niveau d'éducation (préscolaire)				
Primaire	-0,429***	-0,0236	0,651***	-0,0154
Secondaire	-0,510***	-0,033	0,601***	-0,0198
Supérieur	-0,379**	-0,164	0,685**	-0,112
Age (réf=6-59 ans)				
0-5ans	0,247***	-0,0215	1,280***	-0,0275
60 ans et +	0,533***	-0,0301	1,704***	-0,0513
Constant	0,231***	-0,0415	1,260***	-0,0523
Observations	78.950		78.950	

Source : Auteurs à partir des données EDS-Continue 2017

Les valeurs entre parenthèses sont les écarts types. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

BIBLIOGRAPHIE

Abekah-Nkrumah G, .., & Guerriero , M. (2014). ICTs and maternal healthcare utilization. Evidence from Ghana. Int J Soc Econ.

Abekah-Nkrumah G, A. P. (2016). Socioeconomic determinants of use of Reproductive health services in Ghana. Heal Econ Rev.

Abekah-Nkrumah, G. (2018). Spatial variation in the use of reproductive health services over time: a decomposition analysis. BMC Pregnancy and Childbirth .

Agence de la Couverture Maladie Universelle, A. (2019). Performances majeures de la CMU. Retrieved 10 06, 2020, from http://www.agencecmu.sn/performances-majeurs-de-la-cmu

Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie (ANSD). (2018). Senegal : Demographic and health surveys (DHS-2017). Rockville, Maryland, USA: The DHS Program.

Andersen, R. M. (1995). Revisiting the behavioral model and access to medical care: Does it matter? Journal of Heath and social behavior, 36, 1-10.

Artiga, S., & Hinton, E. (2018, may). Beyond Health Care: The Role of Social Determinants in Promoting Health and Health Equity. issue brief.

Berchet, C., & Jusot, F. (2009). Health Inequalities Related to Immigration and Social Capital: A Decomposition analysis. Public economics.

Berthélemy, J.-C., & Seban, J. (2009/1). Dépenses de santé et équité dans l'accès aux services de santé dans les pays en développement. Revue d'économie du développement, 17, 33-71.

Blinder, A. S. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Variables." , . Journal of Human Resources, 8, 436-455.

Boidin, B. (2014). La santé : bien public mondial ou bien marchant: réflexions à partir des expériences africaines. Presses Universitaires du Septentrion.

Boidin, B. (2015). Extension of health coverage and community based health insurance schemes in Africa: myths and realities. Bull. Soc. Pathol. Exot., 63-69.

Celik, H. Y. (2005). The socio-economic determinants of maternal health care utilization in TURKEY. Soc Sci Med.

Chakraborty, N., Islam , M., RI Chowdhury , W., & Akhter , H. (2003). Determinants of the use of maternal health services in rural Bangladesh. Health Promot Int.

Coheur, A., Jacquier, C., Schmitt-Diabaté, v., & Schremmer, J. (2007). Articulations entre les régimes légaux de sécurité sociale et les mécanismes de protection sociale à base communautaire: une nouvelle approche prometteuse. Forum mondial de la Sécurité Sociale, 29e Assemebléé Générale de l'Association internatioale de la Sécurité sociale. Moscou.

Commission on Social Determinants of health WHO, CSDH . (2008). Closing the gap in a generation : health equity through action on social determinants of health. 20, Avenue Appia, 1211 Geneva 27, Switzerland: World Health Organisation.

Dieng, M., Audibert, M., Le Hesran, J.-Y., & Dia, A. T. (2015). Déterminants de la demande de soins en milieu péri-urbain dans un contexte de subvention à Pikine,Sénégal. HAL-CERDI.

Dimbuene, Z. T., Amo-Adjei, J., Amugsi, D., Mumah, J., Izugbara, C. O., & Donatien , B. (2017). Women's education and utilization of maternal health services in Africa: A multi-country and socioeconomic status analysis. J. Biosoc. Sci., page, 1-24.

Do M, Soelaeman , R., & Hotchkiss, D. (2015). Explaining inequity in the use of institutional delivery services in selected countries. Matern Child Health J.

Edoka, I., McPake, B., Ensor, T., Amara, R., & Edem-Hotah, J. (2017). Changes in catastrophic health expenditure in post-conflict Sierra Leone: an Oaxaca- blinder decomposition analysis. International Journal for Equity in Health.

Fairlie, R. W. (2006). An extension of the Blinde-Oaxaca Decomposition to logit and Probit model. IZA discussion paper.

Fairlie, R. W. (2017). Addressing Path Dependence and Incorporating Sample Weights in the Nonlinear Blinder-Oaxaca Decomposition Technique for Logit, Probit and Other Nonlinear Models. STANFORD INSTITUTE FOR ECONOMIC POLICY RESEARCH SIEPR Discussion Paper No. 17-013.

Fairlie, R. W. (2017). Addressing Path Dependence and Incorporating Sample Weights in the Nonlinear Blinder-Oaxaca Decomposition Technique for Logit, Probit and Other Nonlinear Models. Stanford institute for economic policy research.

Frenz, P., & Vega, J. (2010). Universal health coverage with equity: whatwe know, don't know and need to know. Montreux, switzerlang: Background paper for the glabal smposium on health systems research.

Habicht, J., & kunst, A. E. (2005). Social inequalities in health care services utilisation afetr eight yeras of health care reforms : a cross sectional study of Estonia, 1999. Social Science and Medecine, 60(4), 777-787.

Kondo, A., & Shigeoka, H. (2012). E¤ects of Universal Health Insurance on Health Care Utilization, and Supply-Side Responses: Evidence from Japan.

Ladin, K. (2012). Decomposing differences in utilization of health services between depressed and non-depressed elders in Europe. Eur J Ageing.

Lombrail, P., & Pascal, J. (2005). Inégalités sociales de santé et accès aux soins. reveue les tribunes de la santé, 3-31.

Lucas, J. W., Barr-Anderson, D. J., & Kington, R. S. (2003). American Journal of Public Health, 1740-1747.

Lurie, N. (1997). Studying Access to Care in Managed Care Environment. Health Services Research , Research Agenda for Managed care, 691-701.

Mackenbach, J. J., Meerding, W. J., & Kunst, A. A. (2007). Economic implications of socio-economic inequalities in health in the European Union. Luxembourg: © European Communities, 2007.

Mané, P. Y. (2013). Décomposition des inégalités dans l'utilisation des soins de santé au sénégal. Revue d'économie du développement, 61 à 89.

Marmot, M., Marks, N. F., Ryff, C. D., Bumpass, L. L., & Shipley, m. (1997). Social inequalities in health : Next questions and coverging evidence. Social Science and Medecine, 44(6), 901-910.

Ministère de la Santé et de l''Action sociale; République du Sénégal (MSAS). (2017). Stratégie nationale de financement de la santé (SNFS) pour tendre vers la couverture sanitaire universelle (2017). Dakar.

Ministère de la Santé et de l'Action Sociale (MSAS), . (2020). Rapport des comptes de la santé 2014-2016. Dakar: République du sénégal.

Ministère de la santé et de l'Action Sociale, (MSAS). (2020). National health and social development plan. Dakar-Senegal.

Oaxaca, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. International Economic Review, 693-709.

Ogundele, O. J., Pavlova, M., & Groot, W. (2020). Inequalities in reproductive health care use in five West-African countries: A decomposition analysis of the wealthbased gaps. International Journal for Equity in Health.

Okungu, V., Chuma, J., & McIntyre, D. (2017). The cost of free health care for all Kenyans: assessing the financial sustainability of contributory and non-contributory financing mechanisms. International Journal for Equity in Health.

Parmar, D., & Banerjee, A. (2019). How do suplly- and demand-side interventions influence equity in healthcare utilisation? Evidence from maternal healthcare in Senegal. Social Science And Medicine, 241.

Pascal, J., Abbey-Huguenin, H., & Lombrail, P. (2006). Inégalités sociales de santé : quels impacts sur l'accès aux soins de prévention ? Lien social et Politiques, 115-124.

Sall, M. C. (2018). Disparites Salariales et genre sur le marche du travail au SénégaL. Revue d'Economie & de Gestion (REG) Vol 2, N 1, 1-16.

Sharaf, M. F., & Rashad, A. S. (2016). Regional inequalities in child malnutrition in Egypt, Jordan, and Yemen: a Blinder-Oaxaca decomposition analysis. Health Economics Review.

Tubeuf, S. (2009). Income-related inequalities in France in 2004: decomposition and explanations. Revue d'Epidémiologie et de Santé Publique, 319-328.

Wagstaff, A. (2002,). Poverty and health. Bulletin of World Health Organisation, 97-105.

Wagstaff, A., Paci, P., & Van Doorslaer, E. (1991). On the Measurement of inequalities in Health. Soc. Sci. Med, 33(5), 545-557. doi:https://doi.org/10.1016/0277-9536(91)90212-U

Wang, Z., Li, X., Chen, M., & Si, L. (2018). Social health insurance, healthcare utilization, and costs in middle-aged and elderly community-dwelling adults in China. International Journal for Equity in Health.

WHO. (n.d.). https://www.who.int/features/factfiles/health_inequities/facts/fr/index8.html. Retrieved 05 06, 2020, from https://www.who.int/features/factfiles/health_inequities/facts/fr/index8.html

WHO. (n.d.). https://www.who.int/publications/almaata_declaration_en.pdf?ua=1. Retrieved 06 22, 2020, from https://www.who.int/publications/almaata_declaration_en.pdf?ua=1

World-Bank. (2012). Health Equity and financial protection datasheets: Europe and Asia. Washington DC: World bank.

Xu, K., Evans, D. B., Carrin, G., Aguilar-Rivera, A. M., Musgrove, P., & Evans, T. (2007). Protecting Households From Catastrophic Health Spending. Health Affairs, 972-983.

Yun, M.-S. (2004). Decomposing differences in the first moment. Economics Letters 82, 275-280.