



Disparités pauvres - non pauvres dans la nutrition des enfants au Sénégal : distribution contrefactuelle

Boubacar BATHILY

Groupe de Recherche en Economie et Développement Territorial
Université Alioune Diop de Bambey - SENEGAL

This is an open access article under the [CC BY-NC-ND](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/) license.



Résumé : Dans cet article, nous avons analysé les sources des disparités de nutrition infantile entre les ménages pauvres et non pauvres au Sénégal en utilisant la base de données de l'enquête Démographique et de Santé de 2016. Nous avons appliqué la méthode de décomposition contrefactuelle de Chernozhukov et al. (2013) basée sur la régression quantile pour quantifier la contribution des différences de niveaux des déterminants socio-économiques et des différences dans la structure de valorisation de ces caractéristiques aux disparités pauvres - non pauvres. Les résultats ont montré que l'écart de santé nutritionnelle entre les enfants issus des ménages pauvres et ceux issus des ménages non pauvres est expliqué par l'éducation des parents et le milieu de résidence (urbain/rural) au niveau de l'effet de composition. Cependant, la différence est plus expliquée par les caractéristiques du système de santé avec des contributions très élevées allant de 63,64% à 100%. Cela peut être expliqué par le fait que le système de santé sénégalais creuse les disparités d'accès sur la santé nutritionnelle des enfants.

Mots clés: Nutrition, disparités, contrefactuelle, régression quantile, Sénégal.

Abstract: In this paper, we analyzed the sources of child nutrition disparities between poor and non-poor households in Senegal using the 2016 Demographic and Health Survey database. We applied the Chernozhukov and al. (2013) quantile regression-based counterfactual decomposition method to quantify the contribution of differences in the levels of socioeconomic determinants and differences in the valuation structure of these characteristics to poor-nonpoor disparities. The results showed that the nutritional health gap between children from poor and non-poor households is explained by parental education and residence (urban/rural) at the composition effect level. However, the difference is more explained by the characteristics of the health system with very high contributions ranging from 63.64% to 100%. This can be explained by the fact that the Senegalese healthcare system is widening disparities in access to nutritional health for children.

Keywords: Nutrition, disparities, counterfactual, quantile regression, Senegal.

Digital Object Identifier (DOI): <https://doi.org/10.5281/zenodo.10561798>

1. Introduction

Les résultats de la nutrition infantile dans les pays en développement ont été caractérisés par d'importantes disparités entre les enfants issus des ménages pauvres et eux issus des ménages non pauvres au cours des dernières décennies (Mkhize et Sibanda, 2020). Un grand nombre d'études empiriques montrent que les résultats nutritionnels moyens des enfants des ménages non pauvres sont nettement meilleurs que ceux des ménages pauvres dans un large échantillon de pays en développement (Brown et al, 2017 ; Norris et al, 2014).

Le rapport conjoint de l'UNICEF, de l'OMS et de la Banque Mondiale de 2020 a estimé qu'environ 200 millions d'enfants de moins de cinq ans étaient affectés par la malnutrition chronique dans le monde (soit 26,6 %). Les trois quarts de ces enfants se trouvent en Afrique et Asie, avec une prévalence de la malnutrition des enfants plus élevée en Afrique subsaharienne (soit 33 %) qu'en Asie (25%). Le niveau de mortalité des enfants de moins de cinq ans en Afrique subsaharienne est le plus élevé au monde dû, entre autres, à la sous-nutrition des enfants. Sur 1 000 naissances vivantes, il y a environ 86 décès chez les enfants de moins de cinq ans, soit le double de la moyenne mondiale de 43 décès pour 1000 naissances vivantes. Ainsi, l'Afrique de l'ouest est la plus touchée par la malnutrition des enfants (avec un taux de 35%).

Au Sénégal, le taux de pauvreté est de 37,8 % de la population (ANSD, 2020) soit environ 6,3 millions de personnes. De grandes disparités et une inégale répartition des richesses existent entre les zones rurales (soient 2/3 des habitants sont pauvres) et urbaines (soit 1/4 d'habitant est pauvre). A cet effet, le pays fait face à une situation nutritionnelle précaire avec de fortes disparités régionales. La malnutrition sous toutes ses formes affecte toutes les franges de la population notamment les enfants de moins de cinq ans avec une prévalence de l'anémie très élevée de 71% en 2019 (ANSD, 2020) dépassant le seuil de 40 % défini par l'OMS. La malnutrition chronique a légèrement augmenté ces dernières années passant de 13% en 2014 à 17, 6 % en 2019 qui est supérieure au seuil de 10% de la norme de l'OMS. Elle est causée par plusieurs facteurs, principalement les maladies infectieuses qui affaiblissent l'organisme et par une alimentation inadéquate. Cependant, d'autres facteurs peuvent entraîner la malnutrition, tels que le niveau de revenu (Heltberg, 2009), la zone de résidence et l'éducation des parents (Diallo et al, 2014), le genre et l'âge du chef de ménage (Smith et al, 2005), l'accès à l'eau potable (Jiwani et Antiporta, 2020) et la taille du ménage (Garrett et Ruel, 1999), etc.

Des études (Amare et al., 2019 et Makoka, 2013) sur l'évaluation nutritionnelle en Afrique subsaharienne révèlent, qu'un nombre important d'enfants hospitalisés souffrent de : malnutrition, un faible tour de bras, une maigreur, un retard de croissance et une émaciation. Au Sénégal, l'incidence de l'insuffisance pondérale à la naissance, très répandue dans les groupes à faible revenu, est particulièrement importante car elle reflète le mauvais état nutritionnel des mères et peut désavantager l'enfant dès la naissance.

Ce travail contribue à cette littérature en étudiant les sources des inégalités de nutrition infantile entre les ménages pauvres et non pauvres au Sénégal. Ainsi, nous nous basons, en premier lieu, sur la méthode de décomposition Oaxaca (1973) et Blinder (1973) (décomposition OB) qui est une mesure de décomposition des inégalités entre deux groupes utilisée par Wagstaff et al, (2003) dans leur papier pour décomposer les causes des inégalités dans le secteur de la santé, avec une application aux inégalités en matière de malnutrition au Vietnam. Cependant, une des limites de cette méthode est qu'elle se focalise uniquement sur les effets moyens, et cette focalisation restreinte peut conduire à une évaluation trompeuse ou incomplète si les effets des covariables varient à travers la distribution des indicateurs de santé. Barsky et al, (2002) discutent d'une autre limite, à savoir que la décomposition OB ne fournit des estimations cohérentes de l'effet non expliqué et de l'effet expliqué que si l'espérance conditionnelle est linéaire. C'est pourquoi, nous utilisons, en deuxième lieu, la méthode de distribution contrefactuelle développée par Chernozhukov et al. (2013) et appliquée à plusieurs reprises à l'analyse des changements de la grille des salaires (Biewen et al, 2020 ; Lu, 2019 et Newey, 2013, etc). La méthodologie est appliquée ici à une analyse de la variation de la distribution taille pour âge (HAZ) au Sénégal. Nous estimons la densité contrefactuelle de HAZ qui aurait prévalu les enfants issus des ménages pauvres si toutes les covariables avaient été distribuées de la même manière que ceux issus des ménages non pauvres. Contrairement aux méthodes des moindres carrés ordinaires qui se concentrent sur l'impact des covariables à la moyenne, nous modélisons l'impact des covariables sur les différents quantiles de la distribution. Ces méthodes seront appliquées à un ensemble de données récoltées sur l'enquête démographique et de santé de 2016 pour le Sénégal et le retard de croissance mesuré par la taille sur l'âge (HAZ) est utilisé comme indicateur d'accès à la santé.

Le cadre conceptuel de notre analyse empirique est celui largement appliqué par l'UNICEF (1990), décrivant les causes de la sous-nutrition. Dans ce cadre, la sous-nutrition infantile est analysée en termes de causes immédiates, sous-jacentes et fondamentales. Les causes immédiates sont les apports alimentaires inadéquats et les maladies infectieuses, les

causes sous-jacentes sont les soins maternels et infantiles inadéquats ainsi que les services de santé et un environnement sanitaire déficients et les causes fondamentales regroupent les déterminants institutionnels et socio-économiques et des ressources potentielles. Dans cet article, nous nous focalisons principalement à ces dernières (causes fondamentales). Car elles peuvent être considérées comme des déterminants exogènes influençant la nutrition de l'enfant par leur effet sur les déterminants immédiats. Ces derniers sont donc déterminés de manière exogène par les caractéristiques exogènes. En effet, dans la plus part des études empiriques (Sastry, 1997 ; Smith et al, 2005 ; Berenger et Vérez, 2021) mettant en relation les résultats de la nutrition infantile et les caractéristiques exogènes, les déterminants immédiats sont généralement exclus pour éviter des paramètres biaisés et ininterprétables.

Le reste de cet article est structuré comme suit. La section suivante traitera la revue de la littérature, dans la section 2 nous présenterons la méthodologie adoptée, dans la section 3 nous exposerons les résultats de ce travail et la fin la conclusion générale les recommandations politiques seront présentées.

2. Revue de la littérature

La pauvreté affecte la nutrition tout au long de la vie et dans un large éventail de manifestations, telles qu'une tendance accrue à de nombreuses maladies, une exposition et une vulnérabilité accrues aux risques liés au mode de vie et à l'environnement, une participation réduite aux décisions sociales et une capacité de travail physique réduite. A la lumière de la littérature consultée, des études empiriques ont étudié les différences de santé infantile existantes entre les pauvres et les non pauvres selon le niveau de revenu, l'éducation, le milieu de résidence (urbain/rural), le genre, etc. Par exemple, Mouleye et al, (2019) affirment que l'impact de la pauvreté sur la santé infantile est largement transmis par la nutrition et que les enfants sous-alimentés souffrent de maladies graves et présentent des risques de mortalité plus élevés.

Dans la littérature, il y'a un lien étroit entre le revenu et la santé. Le revenu est l'un des facteurs qui influe sur la santé nutritionnelle des enfants, au même moment que beaucoup d'individus font face à d'importantes barrières dans la recherche de soins dont ils ont besoin en partie parce qu'elles éprouvent des difficultés à payer les frais de leurs poches, ce qui au final les enferme dans une trappe de pauvreté (Carrin et al, 2005 ; OMS, 2010). Mutangura et Ali, (2009) trouvent qu'à des degrés divers, dans tous les pays de l'Afrique que l'accès aux services de santé moyen diffère en fonction des revenus. Bonfrer et al. (2014) utilisent des données provenant de 18 pays

d'Afrique subsaharienne et trouvent qu'il existe des inégalités considérables entre les enfants issus des familles riches et ceux issus des ménages pauvres en matière d'accès aux soins nutritionnels de santé. Le revenu étant le principal facteur d'inégalité d'accès aux soins moyen dans 12 des 18 pays, et représente plus de la moitié de l'inégalité totale d'accès aux soins. Selon Harttgen et al. (2013), si la répartition des revenus est inégale, la croissance économique n'atteint généralement pas les personnes sous-alimentées, et la nutrition peut stagner, voire se détériorer. Ainsi, l'augmentation des revenus ne peut à elle seule garantir un bon état nutritionnel. Par contre, Bathily et Séné, (2021) trouvent que même si le revenu avait été distribué de manière égale, les inégalités en matière de santé nutritionnelle des enfants resteraient en grande partie à cause des inégalités liées d'éducation des parents et de milieux urbains et ruraux.

Les résultats empiriques en Afrique subsaharienne montrent l'importance de l'éducation des parents sur les retards de croissance des enfants. Par exemple, Kiros et Hogan, (2001) ont montré d'énormes variations des inégalités sur la nutrition des enfants en fonction de l'éducation des parents. Ils ont trouvé que le retard de croissance est plus élevé parmi les enfants nés de mères analphabètes et de pères analphabètes en Afrique. Ohonba et al, (2019) ont également montré que l'éducation maternelle est pertinente en ce qui concerne les retards de croissance des enfants en Afrique du sud. Cependant, il ressort de leurs résultats que les effets de l'éducation maternelle varient selon les milieux de résidences (urbain/rural) et les races, ce qui implique des niveaux inégalité. Les effets de l'éducation de la mère sont plus marqués dans les populations rurales et noires, peut-être en raison de déficits éducatifs.

Les inégalités d'accès à la santé d'une zone à l'autre s'expliquent en grande partie par les différences liées aux milieux de résidence (urbains/ruraux). D'autres facteurs également peuvent intervenir, comme certaines expositions environnementales, ou encore une inégale répartition de l'offre de soins, susceptible de se traduire par un inégal accès aux soins et des disparités dans les prises en charge. L'offre de soins a un impact sur la consommation de soins, puisqu'une faible densité médicale augmente le coût des soins, par le biais d'un coût de transport ou par le biais du coût d'opportunité du temps (lié au temps d'accès). C'est pourquoi, dans le contexte de l'Afrique, des recherches sur l'accès géographique aux soins de santé se sont principalement reposées sur des mesures basées sur la distance (Buor, 2003 ; Noor et al, 2003 ; Tanser et al, 2006). Car, le constat est qu'en Afrique subsaharienne, l'offre sanitaire est plus abondante en zone urbaine qu'en zone rurale. C'est dans ce sens que Fall et Ndoye, (2008) au Sénégal ; Maïga et Bocquier, (2016) en Afrique subsaharienne ; Ymba et Anoh, (2015) en Côte

d'Ivoire ; etc, ont montré qu'il existe un grand fossé sur l'accès à la santé nutritionnel des enfants entre le milieu rural et urbain. Et que les femmes et les enfants dans la zone rurale ont un accès faible aux soins de santé. Par conséquent, l'accès aux soins de santé nutritionnel pour éradiquer la sous-nutrition des enfants dans les pays pauvres s'intéresse davantage au milieu rural qu'au milieu urbain.

D'autres facteurs comme le genre ont également des effets sur la santé nutritionnelle des enfants. Il fait partie des variables démographiques qui influencent la consommation de soins. En matière de santé, le genre à une influence sur le choix individuel des personnes pour satisfaire leurs besoins ou bien même sur utilisation des soins. De ce fait de nombreux travaux ont été menés dans ce sens pour montrer que le genre est un facteur qui peut affecter l'accès à la santé. Grossman (1972) affirmait que les femmes ont tendance à consommer plus de soins que les hommes, même lorsqu'on prend en compte leur état de santé et leur comportement. Il stipule que les femmes ont souvent des besoins de santé spécifiques liés à leur fonction reproductrice (par exemple, la contraception, la grossesse et l'accouchement), elles ont également tendance à être plus préventives en matière de santé et à se soucier davantage de leur bien-être général. En outre, les normes sociales peuvent jouer un rôle, car les femmes sont souvent encouragées à prendre soin de leur santé et à consulter un médecin plus fréquemment que les hommes. Ling et al. (2019) ont également trouvé dans leurs études que si le chef de ménage est une femme avec un niveau d'éducation élevé, les enfants ont plus de chance d'avoir un bon état de santé nutritionnel.

Pour évaluer les disparités dans ce domaine, la plus part des études utilisent les méthodes de décompositions standards (à la moyenne) telles que la décomposition de l'indice de concentration (Wagstaff et al, 2003) et la décomposition d'Oaxaca-Blinder (1973). La comparaison se faisait également entre deux groupes différents. C'est pourquoi, dans ce travail nous utilisons une technique qui nous permet de régler deux éléments qui sont : d'estimer l'effet des variables explicatives sur l'ensemble de la distribution (au-delà de la moyenne) et de comparer deux groupes similaires à travers le contrefactuel. Ainsi, cette technique permet de régler les problèmes d'endogénéité souvent rencontrés dans ce domaine.

3. Méthodologie

Dans cette section nous allons d'abord spécifier notre modèle, ensuite présenter les méthodes de décomposition (Oaxaca-Blinder, 1973 et Chernozhukov et al, 2013) et enfin nous exposerons la source des données et les statistiques descriptives des variables.

3.1. Spécification du modèle

Le modèle que nous estimons met en relation le niveau de santé nutritionnel des enfants à différentes caractéristiques des ménages (pauvres et non pauvres). Plusieurs études (Abalo et al, 2014 ; Adeyeye et al, 2017 ; Nyati et al, 2019 ; Gavhi et al, 2020 et Berenger et Vérez, 2021) nous ont permis de modéliser cette relation. Ce modèle peut être formalisé suivant l'approche générale ci-après :

$$HAZ_i = \beta_0 + \beta_1 Richesse_i + \sum_{i,k=2}^K \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i$$

Où HAZ représente la taille-age qui est l'indicateur de santé de l'enfant, $Richesse$ est le niveau de vie des ménages (codé 0 "pauvre" et 1 "non pauvre"), les X_i représentent les variables explicatives qui sont l'âge, le genre (codé 0 "femme" et 1 "homme") et l'éducation (codé 0 "éduqué" et 1 "non éduqué") du chef de ménage, le temps d'accès à l'eau potable, la taille de la famille, le nombre d'enfants de moins de 5 ans et le traitement de l'eau. Les β_k représentent les paramètres à estimer. β_1 mesure la différence d'accès à la santé entre les ménages pauvres et les ménages non pauvres. ε_i est le terme d'erreur.

3.2. Méthodes de décomposition

Il s'agit dans cette sous-section de présenter la méthode de décomposition d'Oaxaca-Blinder, (1973) et celle de décomposition contrefactuelle de Chernozhukov et al, (2013).

3.2.1. La décomposition d'Oaxaca-Blinder

La méthode de décomposition d'Oaxaca (1973) et Blinder (1973), explique l'écart moyen de la variable d'intérêt entre deux groupes (par exemple, entre les pauvres et les riches, entre le milieu urbain et rural, entre les hommes et les femmes, ...) en une part expliquée par les caractéristiques observables de ces deux groupes, appelée effet de composition et en une part inexpliquée, appelée effet de structure. La différence non expliquée est une estimation de la discrimination (Oaxaca et Ransom, 1999).

Après la publication de la méthode OB basée sur la régression à la moyenne, plusieurs études ont été développées : Miller (1987) introduit une version modifiée de la décomposition (OB) avec estimation par le modèle probit ordonné. Dolton et al, (1989) et Neuman et Oaxaca (2004) se concentrent sur la correction du biais de sélection. Mais, tous ces travaux se concentrent sur l'estimation de la différence à la moyenne. C'est pourquoi de nombreuses études mettent l'accent sur une distribution contrefactuelle plus générale. Machado et Mata (2005) et Melly (2005)

proposent une décomposition conditionnelle par quantile de l'écart salarial entre hommes et femmes. Ces méthodes sont un cas particulier du cadre général de Chernozhukov et al. (2013).

3.2.2. La décomposition contrefactuelle

Après la décomposition d'Oaxaca-Blinder, de nombreux types de décomposition ont été mis au point pour analyser l'écart entre deux groupes : la décomposition contrefactuelle de Chernozhukov et al. (2013) et la décomposition contrefactuelle de Firpo et al, (2018). Nous avons choisi la première parce que proposant une variété de distributions contrefactuelles (Landmesser et al, 2016). Cette décomposition couvre spécifiquement les méthodes de régression pour l'estimation des distributions conditionnelles les plus couramment utilisées dans les travaux empiriques, y compris les régressions classiques, quantiles et de distribution. Elle envisage des scénarios contrefactuels simples qui consistent en des changements marginaux dans les valeurs d'une covariable donnée, ainsi que des scénarios contrefactuels plus élaborés qui consistent en des changements généraux dans la distribution des covariables ou dans la distribution conditionnelle du résultat en fonction des covariables. Ces changements dans la distribution des covariables et la distribution conditionnelle peuvent correspondre à des transformations connues de ces distributions dans une population ou à des distributions dans différentes populations.

Dans notre cas, nous utilisons une distribution contrefactuelle basée sur des modèles quantile. Ainsi, notre fonction contrefactuelle nous donne la distribution d'accès aux soins que les individus des ménages pauvres obtiendraient s'ils avaient des caractéristiques des individus issus des ménages non pauvres.

3.3. Source de données et variables

Il s'agit dans cette partie d'exposer la source de données utilisées dans ce travail, de présenter la mesure anthropométrique du retard de croissance taille-âge (HAZ) et de décrire les variables employées dans ce papier.

3.3.1. Source de données

Les données utilisées dans cet article proviennent de l'Enquête démographique et de Santé (EDS) réalisée en 2016 dans les pays d'Afrique subsaharienne. L'enquête concerne des échantillons nationaux représentatifs. Elle a pour objectif principal de recueillir des informations sur la santé des femmes et de leurs jeunes enfants, la fécondité, la connaissance et

les attitudes vis-à-vis des maladies sexuellement transmissibles et le sida, etc. L'enquête auprès des femmes incluait également un questionnaire destiné aux hommes. Parmi les ménages sélectionnés pour l'enquête auprès des femmes, un sur deux est sélectionné pour l'enquête des hommes. Tous les hommes âgés de 15 à 59 ans qui sont des membres du ménage ou qui ont passé la nuit précédant le jour de l'enquête étaient éligibles pour être enquêtés. Dans tous les ménages sélectionnés, tous les enfants de moins de 5 ans sont éligibles pour être mesurés et pesés pour déterminer leur état nutritionnel.

La mesure d'anthropométrie utilisée dans cette étude est la taille pour âge. Elle est une mesure spécifique du retard de la croissance souvent utilisée et elle permet d'identifier le retard de croissance qui correspond à une inadéquation de la croissance en taille par rapport à l'âge. Cet indicateur par rapport à l'âge résulte d'une alimentation inadéquate pendant une longue durée ou d'une malnutrition chronique et/ou peut aussi être la conséquence d'épisodes répétés de maladies. On considère qu'après l'âge de deux ans, le retard de croissance staturale acquis dès les plus jeunes âges est difficilement rattrapable. La taille-pour-âge est révélatrice de la qualité de l'environnement et, d'une manière générale, du niveau de développement socio-économique d'une population. Indépendamment des données de référence utilisées, les indices anthropométriques sont construits en comparant les mesures pertinentes avec celles d'individus comparables (en ce qui concerne l'âge et le sexe) dans les populations de référence. Ces indices sont exprimés en termes de nombre d'unités d'écart type par rapport à la médiane des Normes OMS de la croissance de l'enfant adoptées en 2006. Le retard de croissance est défini comme une taille-pour-âge inférieure à moins de deux écarts-type de la médiane des standards définis par l'Organisation Mondiale de la Santé (OMS), une mesure de moins de trois écarts-type correspond à un retard de croissance sévère.

3.3.2. Description des variables et analyses descriptives

Plusieurs variables liées aux caractéristiques de l'enfant, de la famille ou à l'environnement socio-économique sont associées à la santé de l'enfant au Sénégal. Parmi les variables liées à l'environnement familial, nous pouvons citer l'âge, le genre et l'éducation du chef de ménage, le nombre d'enfants de moins de 5 ans et la taille du ménage. Les variables liées à l'environnement socioéconomique concernent le milieu d'habitation (rural/urbain), le temps d'accès à l'eau potable. D'autres variables comportementales sont à considérer, notamment le comportement par rapport à la protection et au traitement de l'eau (tableau 1).

Tableau 1 : définition des variables

Variabiles	Descriptions
Richesse	Niveau de vie (0 pauvre et 1 non pauvre)
Education	Education du chef de ménage (0 éduqué et 1 non éduqué)
Urbain	Zone d'habitation (0 rurale et 1 urbaine)
Genre	Genre du chef de ménage (0 femme 1 homme)
Taille	Taille du ménage
Nbre_enfants	Nombre d'enfants de moins de 5ans
Age	Age du chef de ménage
Temps	Temps d'accès à l'eau potable
Protection	Protection et traitement de l'eau (0 protégée et 1 non protégée)

Source: Auteur, 2022

La première partie du tableau 2 résume les caractéristiques des indices de HAZ en termes d'écart-type multiplié par cent. Ainsi, la moyenne observée du HAZ est de -97,39 qui est supérieure à -200, la valeur limite de l'écart-type défini par l'OMS comme indicateur de retard de croissance.

Tableau 2: Statistique descriptive des variables

Variabiles	Moyenne	Ecart_type	Min	Max	N
Indicateur de santé					
HAZ	-97,3956	136,5428	-593	588	5882
Caractéristiques					
Richesse	0,2545	0,43561	0	1	5882
Education	0,2851	0,45150	0	1	5882
Genre	0,8202	0,383	0	1	5882
Urbain	0,2981	0,457	0	1	5882
Taille	14,971	8,3824	2	52	5882
Nbre_enfts	3,865	2,4284	0	15	5882
Age	51,299	15,012	15	97	5882
Temps	26,384	41,493	1	900	2829
Protection	0,6683	0,4708	0	1	5689

Source: Auteur, 2022

La deuxième partie du tableau 2 résume l'ensemble des variables et montre une grande variabilité dans les variables au Sénégal entre 2015 et 2016. Le nombre d'enfants de moins de

cinq ans, par exemple, montre environ une moyenne de 3,86 enfants mais avec un écart-type assez élevé de 2,42. La taille des ménages aussi suit la même évolution avec une moyenne assez élevée d'environ 15 individus par famille et un écart type élevé de 8,38 points. Le temps d'accès à l'eau est très important. En effet, les familles mettent en moyenne 26,38 minutes pour accéder à l'eau potable.

4. Résultats

Dans cette section, nous allons analyser les principaux résultats de la décomposition d'Oaxaca et Blinder (tableaux 3 et 4) et de la décomposition contrefactuelle (figure 1, tableaux 5 et 6).

4.1. Analyse des résultats de la décomposition d'OB

Les résultats des régressions OB suivant le niveau de vie des ménages (pauvres et non pauvres) sur la distribution HAZ sont présentés dans les tableaux 3 et 4.

De manière globale, les facteurs expliqués (effet de composition) déterminent davantage le différentiel par rapport aux facteurs inexpliqués (effet de structure) (tableau 3).

Cette décomposition montre la contribution relative des covariables individuelles aux résultats de la nutrition infantile dans les ménages pauvres et non pauvres au Sénégal et comment elles varient selon les quantiles. Le signe négatif de l'écart observé entre les ménages pauvres et non pauvres reflète le fait que les scores HAZ des ménages pauvres sont inférieurs à ceux des ménages non pauvres dans tous les quantiles. Donc, les valeurs négatives impliquent une contribution à l'augmentation de la disparité pauvre - non pauvre, tandis que les chiffres positifs montrent une contribution à sa réduction.

Le tableau 3, indique les résultats des effets de composition (expliqué) de la décomposition OB. Ainsi, suivant le niveau de vie des ménages, le différentiel sur la santé nutritionnelle des enfants est beaucoup plus expliqué par l'effet de composition en terme du milieu de résidence (Urbain) pour les résultats d'estimations sur les ménages non pauvres, sur la somme pondérée et sur l'estimation combinée et l'éducation du chef de ménage (education) pour l'estimation sur les ménages non pauvres et celle combinée.

Tableau 3 : Décomposition OB : effet de composition

Groupe	Pauvres	Non pauvres	Somme pondérée	Pooled
Education	0,49	-5,16***	-2,33	-4,48**

	(6,30)	(2,58)	(3,40)	(2,44)
Urbain	-15,07 (10,74)	-12,14*** (5,28)	-13,60** (6,01)	-13,32*** (4,72)
Genre	-4,03 (4,09)	-2,98 (1,85)	-3,51 (2,28)	-2,63 (1,71)
Taille	0,68 (1,57)	-0,191 (0,46)	(0,24) (0,59)	-,07 (0,24)
Nbre_enfants	-7,49** (4,04)	1,56 (1,29)	-2,95 (1,94)	0,70 (1,16)
Age	-0,42 (0,85)	0,20 (0,28)	-0,11 (0,39)	0,17 (0,26)
Temps	1,25 (1,61)	0,15 (0,23)	0,70 (0,89)	0,19 (0,26)
Protection	-2,95 (3,16)	-0,71 (0,85)	-1,83 (1,65)	-0,66 (0,82)

Source: Auteur, 2022

Ces résultats montrent que dans les familles non pauvres avec des parents non éduqués et résidentes en zone rurales, les inégalités de nutrition sont élevées. Seuls les facteurs caractéristiques du nombre d'enfants de moins de cinq ans expliquent l'écart du niveau de vie au sein des ménages pauvres. En effet, au Sénégal, les enfants issus des ménages pauvres ont tendance à terminer l'allaitement maternelle mais subis des problèmes liés à la carence en vitamine A avec une alimentation non équilibrée.

Tableau 4: Décomposition OB: effet de structure

Groupe	Pauvres	Non pauvres	Somme pondérée	Pooled
Education	2,78 (3,34)	8,44 (10,15)	5,61 (6,75)	7,76 (9,30)
Urbain	-0,50 (2,03)	-3,43 (13,93)	-1,97 (7,99)	-2,25 (11,80)
Genre	4,88 (20,36)	3,83 (15,96)	4,36 (18,15)	3,48 (16,62)
Taille	-42,26* (25,05)	-41,38 (24,60)	- 41,82 (24,80)	- 41,50 (23,30)
Nbre_enfants	63,49*** (23,28)	54,44*** (20,18)	58,96*** (21,66)	55,30*** (19,61)
Age	30,19 (36,71)	29,56 (35,95)	29,87 (36,33)	29,60 (35,75)
Temps	-13,75 (8,22)	-12,65 (7,66)	-13,20** (7,91)	-12,70** (6,53)
Protection	-7,63 (10,87)	-9,87 (14,07)	-8,75 (12,47)	-9,92 (14,32)

Source: Auteur, 2022 (données DHS)

Le tableau 4 montre les résultats des effets de structure de la décomposition OB. Pour toute la distribution et pour toutes les estimations, seul le facteur de structure nombre d'enfants de moins cinq ans et le temps d'accès à l'eau potable pour les estimations pondérées et combinées expliquent l'écart entre la santé nutritionnelle des enfants issus des familles pauvres et ceux issus des familles non pauvres.

Ces résultats de la décomposition OB mettent en évidence l'ampleur de l'écart de la santé nutritionnelle entre les ménages pauvres et non pauvres plus expliqué par l'effet de composition que par l'effet de structure, mais ces informations se focalisent sur la moyenne. Une décomposition contrefactuelle avec la régression quantile nous permettrait d'explicitier les résultats afin de formuler des recommandations de politiques.

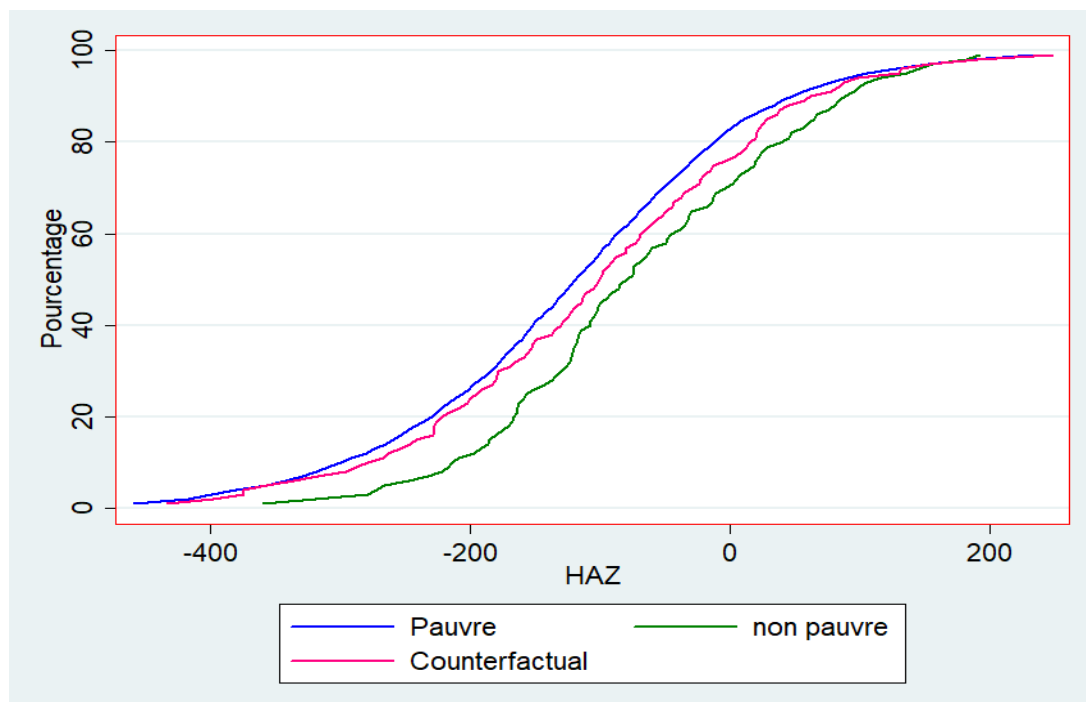
4.2. Analyse des résultats de la décomposition contrefactuelle

La figure 1 montre la fonction de distribution des ménages pauvres et non pauvres au Sénégal. La courbe contrefactuelle dans cette figure décrit la distribution du niveau d'accès des ménages pauvres qui prévaudrait s'ils avaient les mêmes retours sur leurs caractéristiques que les ménages non pauvres. Les différences entre les ménages suivant les quantiles, la décomposition de ces différences en effets des covariables et des coefficients et la contribution des caractéristiques individuelles à ces effets sont présentées dans les tableaux 5 et 6.

La figure 1 et les tableaux 5 et 6 montrent qu'au Sénégal, les différences d'accès aux soins entre ménages pauvres et non pauvres sont assez similaires d'un quantile à l'autre.

La courbe de distribution contrefactuelle coïncide presque avec la distribution des ménages pauvres des deux premiers quantiles (quantiles inférieurs), en particulier dans la moitié inférieure de la distribution, ce qui suggère que les différences de covariables expliquent l'essentiel de l'écart ménages pauvres et non pauvres dans la distribution.

Figure 1: Fonction de distribution des scores HAZ pauvres et non pauvres au Sénégal



Source: Auteur, 2022

La décomposition des effets des covariables et des coefficients individuels en contribution est également présentée respectivement dans les tableaux 5 et 6.

Cette décomposition montre la contribution relative des covariables individuelles (tableau 5) aux résultats de la nutrition infantile dans les ménages pauvres et non pauvres et leurs variations selon les quantiles au Sénégal. Une grande partie de l'effet des covariables est expliquée par un nombre limité de caractéristiques (milieu de résidence et éducation des parents). Dans les quantiles Q10, Q25, Q50, Q75 et Q90, l'effet de la covariable qui est expliqué par les caractéristiques socio-économiques incluses dans le modèle représente respectivement 29%, 27%, 33%, 32% et 32% pour la zone d'habitation (Urbain). L'éducation du chef de ménage (Education) contribue le plus sur l'effet de la covariable dans les quantiles Q25 (13%), Q75 (14%) et Q90 (36%). Lorsque l'on passe des quantiles inférieurs (ménages pauvres) aux quantiles supérieurs (ménages non pauvres), la contribution de l'éducation augmente. En revanche, la différence est plus élevée au niveau des quantiles inférieurs avec des contributions faibles (1,26% et 12,72%). Ce résultat est contraire à celui de Srinivasan et al. (2013) avec la contribution plus importante des quantiles inférieurs de l'effet des covariables sur la réduction des disparités entre le milieu rural et urbain au Bangladesh et Népal. Ce résultat s'explique par le fait qu'au Sénégal, entre 2015 et 2016, il y avait déjà un grand écart en termes d'éducation entre les chefs de ménage, avec 79,68% non éduqués contre 20,32% éduqués des chefs de ménage issus des familles pauvres dans notre échantillon. Une politique ciblée à l'accès à l'éducation en faveur des chefs de ménages pauvres réduirait considérablement l'écart en matière de santé nutritionnel des enfants au Sénégal. Car selon Wang, (2003), le faible niveau d'éducation des parents et l'iniquité de leurs statuts sociaux influent négativement sur leurs statuts nutritionnels ainsi que sur celui de leurs enfants. Mais également, une augmentation du revenu des ménages individuels réduit la malnutrition dans la même proportion. Comme le suggèrent Alderman et al. (2006) qui montrent qu'une meilleure nutrition est associée à un revenu plus élevé à Tanzanie.

Tableau 5 : Contribution individuelle des effets de covariables dans les scores HAZ

	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
Education	1 (1,26%)	7** (12,72%)	4 (8,51%)	7** (14%)	16*** (36,36%)
Urbain	24*** (29,62%)	15*** (27,77%)	16*** (33,33%)	16*** (32%)	16*** (32,65%)
Genre	0 (0%)	4 (7,14%)	2 (4,16%)	0 (0%)	0 (0%)
Taille	0,10 (0,13%)	0 (0%)	0 (0%)	0,07 (0,14%)	0,13 (0,30%)
Nbre_enfant	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0,5 (1,14%)	0,57 (1,16%)
Age	0,02 (0,03%)	0 (0%)	0 (0%)	0,07 (0,15%)	0,22 (0,50%)
Temps	7,85 (8,38%)	0 (0%)	0 (0%)	0,05 (0,10%)	0 (0%)
Protection	4 (5%)	8 (14,03%)	3 (6,38%)	0 (0%)	0 (0%)

Source: Auteur, 2022

La contribution des autres caractéristiques comme le genre et l'âge du chef de ménage, la taille du ménage, le nombre d'enfants de moins de 5ans, le temps d'accès à l'eau et la protection de l'eau est faible et n'est pas significative dans tous les quantiles.

Les résultats du tableau 6 montrent que l'effet du coefficient (effet de structure) au Sénégal est principalement dû aux effets différentiels de toutes les variables avec des contributions allant de 63,64% à 100%. Donc, il explique plus les différences de santé nutritionnelle des enfants au Sénégal et ce résultat est contraire à celui de la décomposition OB.

L'effet coefficient de ces caractéristiques (tous négatifs) tend à creuser les disparités entre ménages pauvres et non pauvres sur la nutrition des enfants. Toutes les variables sont significatives et contribuent avec des pourcentages très élevés. Ces résultats laissent à dire que le problème de la nutrition des enfants au Sénégal est dû par des manquements liés à la qualité des services de santé, aux fonctionnements, à l'organisation et l'efficacité des programmes nutritionnels. Autrement dit, le système de santé nutritionnel sénégalais favorise ou creuse les inégalités d'accès pour les enfants.

En effet, la plus part des programmes des institutions nationales et internationales de nutrition des enfants se concentre sur la malnutrition protéique et le problème de la carence en micronutriments alors que de nombreux autres facteurs peuvent influencer la nutrition des enfants. Ainsi, pour réduire les inégalités de nutrition des enfants entre les ménages pauvres et non pauvres, les décideurs devront améliorer les conditions socioculturelles qui sont très importantes. L'étude d'Anik et al. (2019) a montré que l'amélioration du système WASH (eau, assainissement et hygiène) peut protéger les enfants des familles vulnérables de la malnutrition à Bangladesh. Donc, pour surmonter ce problème et réduire les inégalités, ils doivent également mettre en œuvre des programmes ciblés en faveur des plus vulnérables.

Par conséquent, le Sénégal gagnerait à renforcer ces structures locales et nationales avec des programmes ciblés de lutte contre la malnutrition des enfants.

Tableau 6: Contribution individuelle des effets de coefficients dans les scores HAZ

	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
Education	-78*** (98,74%)	-48*** (87,28%)	-43*** (91,49%)	-43*** (86%)	-28*** (63,64%)
Urbain	-57*** (70,38%)	-39*** (72,23%)	-32*** (66,67%)	-34*** (68%)	-33*** (67,35%)
Genre	-79*** (100%)	-52*** (92,86%)	-46*** (95,84%)	-50*** (100%)	-44*** (100%)
Taille	-75,8*** (99,87%)	-55,8*** (100%)	-47,65*** (100%)	-50,72*** (99,86%)	-45,5*** (99,7%)
Nbre_enfants	-75,6*** (100%)	-56*** (100%)	-46,33*** (100%)	-51,34*** (98,86%)	-47,64*** (98,84%)
Age	-78,11*** (91,62%)	-55,42*** (100%)	-47,98*** (100%)	-49,32*** (100%)	-43,46*** (100%)
Temps	-85,81** (91,62%)	-49,98*** (100%)	-39,18*** (100%)	-49,97*** (99,9%)	-38,48*** (100%)
Protection	-76*** (95%)	-49*** (85,97%)	44*** (93,62%)	51*** (100%)	-41*** (100%)

Source: Auteur, 2022

Toutefois, il est nécessaire de considérer les propriétés statistiques des modèles. Ils ont été testés pour l'autocorrélation et de stabilité des paramètres. Les résultats suggèrent que les deux modèles sont bien spécifiés. Les diagnostics indiquent que les résidus sont normalement distribués et que les paramètres semblent stables (tableau 7).

Tableau 7 : Tests

Tests	Fisher	Normalités des résidus
Oaxaca-Blinder	0,0000	0,0000
Chernozhukov et al.	0,0002	0,0000

Source: Auteur, 2022

Conclusion et recommandations

Dans cet article, nous avons examiné les disparités de nutrition entre les enfants issus des ménages pauvres et ceux des ménages non pauvres en utilisant l'indicateur anthropométrique taille-âge (*HAZ*) pour le Sénégal. Après l'estimation d'Oaxaca-Blinder (1973), nous avons employé dans ce document la méthode contrefactuelle de Chernozhukov et al. (2013) qui nous a permis de décomposer en quantile les différences pauvres-non pauvres de la nutrition infantile en effets de covariation et de coefficient et nous a permis également de quantifier la contribution des variables explicatives individuelles (caractéristiques socio-économiques) aux différences pauvres-non pauvres via ces effets.

Les résultats ont montré que l'écart de santé nutritionnelle entre les enfants issus des ménages pauvres et ceux issus des ménages non pauvres est expliqué par l'éducation et le milieu de résidence au niveau de l'effet de composition. En effet, le résultat marquant est que la différence de santé est plus expliquée par les caractéristiques du système de santé (effet de structure). Tous les déterminants représentent une très grande proportion des effets de structure au Sénégal, avec des contributions très élevées allant de 63,64% à 100%. Cela peut être expliqué par le fait qu'au Sénégal, le système favorise les disparités sur la santé nutritionnelle des enfants. Les disparités nutritionnelles entre les ménages pauvres et non pauvres sont plus expliquées par les caractéristiques du système de santé. Ainsi, ce résultat infirme les résultats de Singh et al, (2020) en Inde et Bathily et Séne, (2021) en Afrique subsaharienne, selon lesquels les inégalités d'accès à la santé en matière de nutrition infantile sont principalement attribuables aux effets de covariation en termes d'éducation des parents et du milieu de résidence (urbain-rural).

Les résultats de ce papier ont démontré qu'il existe une disparité en matière de santé nutritionnelle des enfants au Sénégal. Ils suggèrent également que l'inégalité est plus expliquée

par l'effet de structure. A cet effet, il faut souligner que cette étude n'inclue pas une liste exhaustive de variables comme la qualité des soins et des personnels de santé nutritionnelle mais également la diversité alimentaire. Cela nous amène à formuler des implications en termes de politiques de santé nutritionnelle.

Les décideurs devront mettre en place des politiques et programmes visant à restaurer l'équité en santé nutritionnelle des enfants. Ces politiques doivent s'attaquer en priorité aux disparités nutritionnelles liées à l'éducation des parents et au milieu de résidence (urbain/rural).

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- [1] **Adeyeye, S. A. O., Adebayo-Oyetero, A. O., & Tihamiyu, H. K. (2017).** Poverty and malnutrition in Africa: a conceptual analysis. *Nutrition & Food Science*, 47(6), 754-764.
- [2] **Alderman, H., Hoogeveen, H., & Rossi, M. (2006).** Reducing child malnutrition in Tanzania: combined effects of income growth and program interventions. *Economics & Human Biology*, 4(1), 1-23.
- [3] **Amare, Z. Y., M. E. Ahmed, and A. B. Mehari (2019).** Determinants of nutritional status among children under age 5 in Ethiopia: further analysis of the 2016 Ethiopia demographic and health survey. *Globalization and health* 15 (1), 1-11.
- [4] **Anik, A. I., Rahman, M. M., Rahman, M. M., Tareque, M. I., Khan, M. N., & Alam, M. M. (2019).** Double burden of malnutrition at household level: A comparative study among Bangladesh, Nepal, Pakistan, and Myanmar. *PloS one*, 14(8), e0221274.
- [5] **Aoun, N., H. Matsuda, and M. Sekiyama (2015).** Geographical accessibility to healthcare and malnutrition in Rwanda. *Social science & medicine* 130, 135-145.
- [6] **Bathily, Boubacar, and Omar Sene.** "Décomposition des sources d'inégalité d'accès à la santé de l'enfant: Une analyse comparative de quelques pays d'Afrique Subsaharienne." *African Development Review* 33.2 (2021): 221-233.
- [7] **Barsky, R., J. Bound, K. K. Charles, and J. P. Lupton (2002).** Accounting for the black-white wealth gap: a nonparametric approach. *Journal of the American statistical Association* 97 (459), 663-673.
- [8] **Berenger, V., & Vérez, J. C. (2021).** Les politiques publiques peuvent-elles lutter contre la sous-nutrition des enfants? Application au Sénégal. *Monde en développement*, 49(03), 29-52.
- [9] **Biewen, M., B. Fitzenberger, and M. Seckler (2020).** Counterfactual quantile decompositions with selection correction taking into account huber/melly (2015) : An application to the german gender wage gap. *Labour Economics* 67, 101927.
- [10] **Blinder, A. S. (1973).** Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human resources*, 436-455.
- [11] **Brown, C. S., Ravallion, M., & Van De Walle, D. (2017).** *Are poor individuals mainly found in poor households? Evidence using nutrition data for Africa* (No. w24047). National Bureau of Economic Research.

- [12] **Chernozhukov, V., I. Fernandez-Val, and B. Melly (2013).** Inference on counterfactual distributions. *Econometrica* 81 (6), 2205-2268.
- [13] **Diallo, F. B., Potvin, L., Bédard, J., & Larose, F. (2014).** Participation des parents à un programme d'éducation nutritionnel implanté en milieu scolaire et développement de comportements alimentaires des enfants. *Canadian Journal of Public Health*, 105, e425-e430.
- [14] **Fall, A. S., & Ndoye, T. (2008).** La demande de soins et l'accès aux services de santé dans les régions centrales du Sénégal. *Le Sénégal Face aux Défis de la Pauvreté*, 109-127.
- [15] **Firpo, S. P., N. M. Fortin, and T. Lemieux (2018).** Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions. *Econometrics* 6 (2), 28.
- [16] **Fogel, R. W. (2004).** Health, nutrition, and economic growth. *Economic development and cultural change*, 52(3), 643-658.
- [17] **Fortin, N., T. Lemieux, and S. Firpo (2011).** Decomposition methods in economics. In *Handbook of labor economics*, Volume 4, pp. 1-102. Elsevier.
- [18] **Gavhi, F., Kuonza, L., Musekiwa, A., & Motaze, N. V. (2020).** Factors associated with mortality in children under five years old hospitalized for Severe Acute Malnutrition in Limpopo province, South Africa, 2014-2018: A cross-sectional analytic study. *PloS one*, 15(5), e0232838.
- [19] **Garrett, J. L., & Ruel, M. T. (1999).** Are determinants of rural and urban food security and nutritional status different? Some insights from Mozambique. *World development*, 27(11), 1955-1975.
- [20] **Grossman, M. (1972).** Front matter, the demand for health: a theoretical and empirical investigation. In *The demand for health: a theoretical and empirical investigation* (pp. 20-0). NBER.
- [21] **Habyarimana, F. (2016).** Key determinants of malnutrition of children under 5 years of age in Rwanda: Simultaneous measurement of three anthropometric indices. *African Population Studies* 30 (2).
- [22] **Harttgen, K., S. Klasen, and S. Vollmer (2013).** Economic growth and child undernutrition in sub-saharan Africa. *Population and development review* 39 (3), 397-412.
- [23] **Harttgen, K., Kowal, P., Strulik, H., Chatterji, S., & Vollmer, S. (2013).** Patterns of frailty in older adults: comparing results from higher and lower income countries using the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) and the Study on Global AGEing and Adult Health (SAGE). *PloS one*, 8(10), e75847.
- [24] **Heltberg, R. (2009).** Malnutrition, poverty, and economic growth. *Health Economics*, 18(S1), S77-S88.
- [25] **Jiwani, S. S., & Antiporta, D. A. (2020).** Inequalities in access to water and soap matter for the COVID-19 response in sub-Saharan Africa. *International Journal for Equity in Health*, 19(1), 1-3.
- [26] **Kiros, G. E., & Hogan, D. P. (2001).** War, famine and excess child mortality in Africa: the role of parental education. *International journal of epidemiology*, 30(3), 447-455.

- [27] **Landmesser, J. M. et al. (2016)**. Decomposition of differences in income distributions using quantile regression. *Statistics in Transition. New Series* 17 (2), 331-349.
- [28] **Ling, S., Mangaol, R., Cleverley, K., Sproule, B., & Puts, M. (2019)**. A systematic review of sex differences in treatment outcomes among people with opioid use disorder receiving buprenorphine maintenance versus other treatment conditions. *Drug and alcohol dependence*, 197, 168-182.
- [29] **Lu, H. (2019)**. Gender wage gap in Canada: An analysis using counterfactual distributions regression.
- [30] **Machado, J. A. and J. Mata (2005)**. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. *Journal of applied Econometrics* 20 (4), 445-465.
- [31] **Maïga, A., & Bocquier, P. (2016)**. Dynamiques urbaines et santé des enfants en Afrique subsaharienne: perspectives théoriques. *African population studies*, 30(1, May).
- [32] **Makoka, D. (2013)**. The impact of maternal education on child nutrition: evidence from Malawi, Tanzania, and Zimbabwe. *ICF International*.
- [33] **Melly, B. (2005)**. Decomposition of differences in distribution using quantile regression *Labour economics* 12 (4), 577-590.
- [34] **Mouleye, I. S., Y. H. Daouda, and A. Diaw (2019)**. Effets du changement climatique sur la pauvreté et les inégalités en Afrique subsaharienne. *Revue d'économie du développement* 27 (3), 5-32.
- [35] **Mkhize, M., & Sibanda, M. (2020)**. A review of selected studies on the factors associated with the nutrition status of children under the age of five years in South Africa. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(21), 7973.
- [36] **Neelsen, S. and T. Stratmann (2011)**. Effects of prenatal and early life malnutrition: Evidence from the Greek famine. *Journal of Health Economics* 30 (3), 479-488
- [37] **Neuman, S. and R. L. Oaxaca (2004)**. Wage decompositions with selectivity-corrected wage equations: A methodological note. *The Journal of Economic Inequality* 2 (1), 3-10.
- [38] **Newey, W. K. (2013)**. Nonparametric instrumental variables estimation. *American Economic Review* 103 (3), 550-56.
- [39] **Norris, S. A., Wrottesley, S., Mohamed, R. S., & Micklesfield, L. K. (2014)**. Africa in transition: growth trends in children and implications for nutrition. *Annals of Nutrition and Metabolism*, 64(Suppl. 2), 8-13.
- [40] **Nyati, L. H., Pettifor, J. M., & Norris, S. A. (2019)**. The prevalence of malnutrition and growth percentiles for urban South African children. *BMC Public Health*, 19, 1-13.
- [41] **Oaxaca, R. L., & Ransom, M. R. (1999)**. Identification in detailed wage decompositions. *Review of Economics and Statistics*, 81(1), 154-157.
- [42] **Oaxaca, R. (1973)**. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International economic review*, 693-709.
- [43] **Ohonba, A., Ngepah, N., & Simo-Kengne, B. (2019)**. Maternal education and child health outcomes in South Africa: A panel data analysis. *Development Southern Africa*, 36(1), 33-49.

- [44] **Onis, M. d., E. A. Frongillo, and M. Blossner (2000).** Is malnutrition declining? An analysis of changes in levels of child malnutrition since 1980. *Bulletin of the world health Organization* 78, 1222-1233.
- [45] **Osei, R. D. and M. P. Lambon-Quaye_o (2021).** Effects of long-term malnutrition on education outcomes in Ghana: Evidence from a panel study. *The European Journal of Development Research*, 1-21.
- [46] **Perkins, D. H., Radelet, S., & Lindauer, D. L. (2008).** *Économie du développement*. De Boeck Supérieur.
- [47] **Sastry, N. (1997).** What explains rural-urban differentials in child mortality in Brazil? *Social science & medicine*, 44(7), 989-1002.
- [48] **Shekar, M., J. Kakietek, J. Dayton Eberwein, and D. Walters (2016).** An investment framework for nutrition: Reaching the global targets for stunting, anemia, breastfeeding and wasting. *World Bank*.
- [49] **Singh, S., S. Srivastava, and S. Chauhan (2020).** Inequality in child undernutrition among urban population in India: a decomposition analysis. *BMC Public Health* 20 (1), 1-15.
- [50] **Smith, L. C., Ruel, M. T., & Ndiaye, A. (2005).** Why is child malnutrition lower in urban than in rural areas? Evidence from 36 developing countries. *World development*, 33(8), 1285-1305.
- [51] **Srinivasan, C. S., G. Zanello, and B. Shankar (2013).** Rural-urban disparities in child nutrition in Bangladesh and Nepal. *BMC public health* 13 (1), 1-15.
- [52] **UNICEF: Strategy for Improved Nutrition for Women and Children in Developing Countries**, UNICEF Policy Review No.1. New York: UNICEF; 1990.
- [53] **Van den Bold, M., A. R. Quisumbing, and S. Gillespie (2013).** Women s empowerment and nutrition: an evidence review.
- [54] **Wang, L. (2003).** Determinants of child mortality in Idcs: empirical findings from demographic and health surveys. *Health policy* 65 (3), 277-299.
- [55] **Ymba, M., & Anoh, K. P. (2015).** Expansion urbaine et dynamique de l'offre de soins moderne: source d'inégalité physique d'accès aux soins à Abidjan (Côte d'Ivoire). *Revue de Géographie Tropicale et d'Environnement*, (1), 102-117.