



ESJ Social Sciences

Effets du Niveau d'Instruction de la Mère sur l'État Nutritionnel des Enfants de Moins de Cinq ans au Bénin

Marie Odile Attanasso

Laboratoire de la Dynamique de Population et du Développement Durable (LADYPOD), Ecole Nationale d'Economie Appliquée et de Management, Université d'Abomey-Calavi, Bénin

Fawaz A. Adéchinan Aminou

Laboratoire de Recherche en Finance et Financement du Développement (LARFFID), Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Université d'Abomey-Calavi, Bénin

Patrice Konassou Hounkpevi

Laboratoire de la Dynamique de Population et du Développement Durable (LADYPOD), Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Université d'Abomey-Calavi, Bénin

[Doi:10.19044/esj.2023.v19n16p176](https://doi.org/10.19044/esj.2023.v19n16p176)

Submitted: 03 May 2023

Accepted: 26 June 2023

Published: 30 June 2023

Copyright 2023 Author(s)

Under Creative Commons BY-NC-ND

4.0 OPEN ACCESS

Cite As:

Attanasso M.O, Aminou F.A.A. & Hounkpevi P.K.(2023). *Effets du Niveau d'Instruction de la Mère sur l'État Nutritionnel des Enfants de Moins de Cinq ans au Bénin*. European Scientific Journal, ESJ, 19 (16), 176. <https://doi.org/10.19044/esj.2023.v19n16p176>

Résumé

Se basant sur la théorie de l'allocation du temps de Becker (1965), cet article vise à examiner les effets du niveau d'instruction de la mère sur l'état nutritionnel des enfants de moins de cinq ans au Bénin. Utilisant les données issues de l'enquête démographique et de santé (EDSB-V) de 2018 portant sur un échantillon de 11631 enfants de moins de cinq ans, il adopte une stratégie d'estimation qui contrôle le biais de sélection et l'endogénéité potentielle du niveau d'instruction de la mère pour examiner l'effet du niveau d'instruction de la mère sur l'état nutritionnel de l'enfant. Les résultats indiquent que l'instruction de la mère est un facteur déterminant de l'état nutritionnel des enfants au Bénin. L'effet est plus important et robuste sur le retard de croissance, l'insuffisance pondérale et l'émaciation. Aussi, le niveau d'instruction des mères nécessaire pour faire la réduction significative de la

malnutrition infantile est-il au moins le niveau secondaire. Les résultats obtenus montrent que les politiques de scolarisation des femmes doivent être incorporées dans les stratégies nationales de nutrition.

Mots-clés : Instruction de la mère, état nutritionnel, biais de sélection, endogénéité, Bénin

Effects of the Mother's Education Level on the Children's Nutritional Status under Five in Benin

Marie Odile Attanasso

Laboratoire de la Dynamique de Population et du Développement Durable (LADYPOD), Ecole Nationale d'Economie Appliquée et de Management, Université d'Abomey-Calavi, Bénin

Fawaz A. Adéchinan Aminou

Laboratoire de Recherche en Finance et Financement du Développement (LARFFID), Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Université d'Abomey-Calavi, Bénin

Patrice Konassou Hounkpevi

Laboratoire de la Dynamique de Population et du Développement Durable (LADYPOD), Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Université d'Abomey-Calavi, Bénin

Abstract

Based on a theory of the allocation of time Becker (1965), this study aims to examine the effects of the mother's education level on the children's nutritional status under five in Benin. Using data from the 2018 Demographic and Health Survey (EDSB-V) on a sample of 11.631 children under the age of five, this work adopts an estimation strategy that controls for selection bias and potential endogeneity of the mother's education level to examine the effect of the mother's education and children's nutritional status. The findings indicate that the mother's education is a determining factor in the children's nutritional status in Benin. The effect is larger and more robust on stunting, underweight, and wasting. In addition, the mother's education level needed to make significant reductions in child malnutrition is at least high school. The obtained results show that women's education policies must be incorporated into national nutrition strategies.

Keywords: Mother's education, nutritional status, selection bias, endogeneity, Benin

Introduction

L'un des défis majeurs de la plupart des pays surtout des pays en développement est d'assurer la croissance économique à long terme. Selon la théorie de la croissance endogène, cette croissance n'est possible qu'à long terme que grâce au progrès technique qui provient essentiellement des facteurs parmi lesquels se trouvent le capital humain (Lucas, 1988). Il désigne le stock de connaissances valorisables économiquement et incorporées aux individus. Ce sont non seulement les qualifications, mais aussi et surtout dans le cas de pays en développement, l'état de santé, de nutrition et d'hygiène. Ceci montre l'importance de la nutrition et particulièrement de celle des enfants dans l'atteinte des objectifs économiques.

La malnutrition infantile est un problème mondial de santé publique important et l'un des principaux facteurs de risque de mortalité et de morbidité infantiles dans le monde (Lim et al., 2012). Elle représente 45% de tous les décès d'enfants de moins de cinq ans (Black et al., 2013). Etant donné qu'une nutrition adéquate est essentielle pendant l'enfance pour assurer une croissance saine, la malnutrition pendant la petite enfance peut augmenter considérablement la vulnérabilité aux infections et aux maladies et le risque de décès prématuré (Dewey & Begum, 2011). Elle entraîne chez les enfants des effets permanents de diminution du capital santé plus tard dans la vie. Elle produit de graves conséquences sanitaires, sociales et économiques au cours de la vie, ainsi qu'à travers les générations (Martorell & Zongrone, 2012).

Au moins un enfant sur trois à travers le monde ne grandit pas bien à cause de la malnutrition sous ses formes les plus visibles (à savoir le retard de croissance, l'insuffisance pondérale et l'émaciation) soit 39,4% en Afrique de l'Ouest et centrale (UNICEF, 2019). Ce triple fardeau de la malnutrition sape la santé et le développement physique et cognitif des enfants. Elle peut toucher à la fois les enfants, les familles et les communautés et affecter simultanément ou tour à tour une même personne au cours de sa vie. Leurs conséquences sont lourdes, non seulement pour les perspectives d'avenir de l'enfant concerné, puisqu'elles se manifestent jusqu'à l'âge adulte, mais aussi pour le développement économique des pays touchés et la réalisation des objectifs de développement durables (ODD) (OMS, 2019).

Différents facteurs sont associés dans la littérature à l'état nutritionnel des enfants parmi lesquels se trouve le niveau d'instruction des parents et particulièrement celui de la mère. En effet, le niveau d'instruction de la mère agit comme un facteur de protection puisque les enfants dont les mères ont un niveau d'instruction secondaire ou supérieur sont plus susceptibles d'être bien nourris (Mohammad et al., 2014). Nguyen et al., (2013) ont confirmé que l'instruction de la mère est l'un des principaux déterminants de la malnutrition. En outre, il a été démontré que les enfants dont la mère était plus éduquée étaient plus susceptibles de consommer les quantités optimales de protéines,

de calcium et de vitamines nécessaires à leur bonne croissance physique et psychologique (Tornaritis et al., 2014).

Au Bénin, 32% des enfants de moins de cinq ans ont un retard de croissance ou de malnutrition chronique (ils sont trop petits pour leur âge) et 11% ont la forme sévère, 5% sont émaciés ou souffrent de malnutrition aiguë (ils sont trop maigres par rapport à leur taille) (EDSB-V, 2019). Entre 2006 et 2018, la prévalence du retard de croissance a baissé, passant de 43% à 32% (EDSB-V, 2019). La prévalence de l'émaciation suit la même tendance, passant de 8% à 5%. Par contre, l'insuffisance pondérale est demeurée pratiquement au même niveau (18% en 2006 contre 17% en 2018). Bien que ces statistiques soient en dessous des 40% fixés par les ODD à l'horizon 2026, elles restent toutefois élevées. Une des raisons qui pourraient justifier cet état de chose reste le niveau d'instruction des mères. En effet, 72% des mères d'enfants de moins de cinq ans n'ont jamais fréquenté l'école, contre seulement 20% qui ont un niveau d'instruction primaire et 8% qui ont suivi des études secondaires ou supérieures (EDSB-V, 2019). Ce taux de scolarisation varie, notamment entre les milieux urbains et ruraux.

Quelques études ont été réalisées sur la malnutrition des enfants au Bénin. Certaines se sont focalisées principalement sur les cadres régionaux et communautaires (Hontongnon, 2011) ou se sont limitées aux déterminants de retard de croissance (Ahoey & Vodounou, 2004) ou ont considéré le retard de croissance comme une influence négative sur le développement cognitif chez les enfants de moins de cinq ans (Michael et al., 2020). En outre, il existe une pénurie de littérature concernant les effets du niveau d'instruction de la mère sur les trois indicateurs de malnutrition infantile sur la base d'un ensemble de données représentatives au niveau national. Ce qui ne favorise pas la mise en oeuvre d'une politique généralisable sur le plan national. Le présent article essaie de combler ce gap en utilisant les données de l'Enquête Démographique et de Santé du Bénin (EDSB-V) de 2017/2018 représentatives au niveau national.

Au regard de tout ce qui précède, quels sont alors les effets du niveau d'instruction de la mère sur l'état nutritionnel des enfants de moins de cinq ans au Bénin ? Cet article vise donc à : (1) étudier l'influence du niveau d'instruction de la mère sur l'état nutritionnel des enfants de moins de cinq ans au Bénin, et (2) identifier le niveau d'instruction à partir duquel l'effet sur l'état nutritionnel de l'enfant est plus significatif. La suite de l'article est organisée comme suit : la section 2 présente la revue de littérature ; la méthodologie et les données font l'objet de la section 3 ; la section 4 est consacrée aux résultats et discussions et enfin la conclusion et les implications politiques.

Revue de littérature

Les théories pertinentes sur lesquelles s'appuie ce travail ont été développées par Becker (1965, 1981) et interrogées par Grossman (2006). Becker (1965) a développé la théorie de l'allocation du temps qui décrit la manière dont les ménages allouent leur temps aux activités marchandes et non marchandes. Son hypothèse principale part du principe selon lequel les ménages produisent des biens non marchands (par exemple la santé) en utilisant les biens marchands et le temps. Aussi Becker (1981) a-t-il analysé les décisions des ménages sur la quantité et la qualité des enfants. Pour lui, les ménages tirent leur utilité des biens conventionnels ainsi que du nombre et de la qualité d'enfants (mesurée par les dépenses par enfant). La qualité des enfants pourrait également être mesurée en fonction de leur état de santé. Quant à Grossman (2006), il a examiné les effets de l'instruction sur les résultats non marchands, à savoir l'effet causal de l'instruction et les canaux par lesquels elle affecte les résultats non marchands. Il révèle en substance, que l'instruction a un effet causal sur de nombreux résultats non marchands et prédit, qu'une augmentation de l'instruction des parents entraînera une augmentation du bien-être des enfants (mesuré par leur santé et leur développement cognitif).

Pour ce qui est de l'instruction des parents, contrairement à l'instruction de la mère, celle du père, à part son effet sur le revenu semble ne pas influencer la santé de l'enfant Schultz (1984) a identifié différentes voies possibles par lesquelles l'instruction de la mère pourrait influencer la santé de l'enfant : (i) l'amélioration de la productivité des inputs de santé, qui déterminent la santé de l'enfant parce que les mères les mieux éduquées profitent le plus d'une utilisation des services de santé, (ii) favorisation d'une meilleure allocation des inputs de santé, (iii) l'accroissement des ressources totales de la famille et (iv) affectation des préférences pour la santé des enfants et la taille de la famille étant donné les ressources totales, les prix et la technologie. La recherche montre qu'il existe un lien étroit entre l'instruction de la mère et la santé des enfants. Les enfants nés des femmes instruites souffrent moins de malnutrition, qui se manifeste par une insuffisance pondérale, une émaciation et un retard de croissance chez les enfants. La santé de l'enfant à bas âge est primordiale pour garantir son développement. Celle-ci dépend de plusieurs facteurs parmi lesquels, nous avons les caractéristiques spécifiques à l'enfant, des parents, du ménage et de l'environnement. En effet, un défaut de santé à jeune âge peut provoquer des conséquences à l'âge adulte (Appaix, 2003).

Empiriquement, plusieurs études ont analysé la relation entre l'instruction de la mère et l'état nutritionnel de l'enfant. L'instruction de la mère est identifiée comme étant l'un des déterminants les plus influents de la santé de l'enfant (Shin, 2007). Dans cette perspective, plusieurs travaux ont

confirmé un effet positif significatif et fort entre l'instruction de la mère et l'état nutritionnel de l'enfant (Strauss, 1990 ; Glewwe, 1999). En effet, Niang (2009) est arrivé à montrer, que dans les ménages ruraux sénégalais, l'instruction de la mère a un effet positif sur la santé de l'enfant avec une particularité, que les petites filles semblent être en meilleure santé que les petits garçons. De même, Abuya et al., (2012) ont montré, que l'instruction de la mère est un prédicteur puissant du retard de croissance chez l'enfant vivant dans des bidonvilles à Nairobi au Kenya. Des résultats similaires sont obtenus par Makoka (2013), qui a trouvé qu'au Malawi, en Tanzanie et au Zimbabwe, les trois mesures de l'état nutritionnel de l'enfant diminuent de manière significative avec l'augmentation des niveaux d'instruction de la mère. Il indique aussi, que le niveau d'instruction de la mère à partir duquel il y a une amélioration significative du retard de croissance et d'insuffisance pondérale chez l'enfant est de 9 années de scolarité au Malawi et de 11 années de scolarité en Tanzanie et au Zimbabwe. En Mauritanie, une étude réalisée par Yahya (2017) a révélé que le niveau d'instruction de la mère a un effet significatif sur la malnutrition chronique des enfants. Aussi cette étude est-elle parvenue à la conclusion selon laquelle une augmentation d'une année d'étude pourrait réduire le risque de malnutrition de 0,314 et une augmentation de 10% du revenu implique une diminution significative de malnutrition chronique d'environ de 1,64 point (Yahya, 2017). Umar et al., (2019) constatent, qu'au Pakistan les mères urbaines sans instruction sont plus susceptibles d'avoir des nourrissons chétifs et sous-pondérés par rapport aux mères rurales. L'impact des facteurs médiateurs découlant de l'instruction maternelle sur la santé des nourrissons ruraux est plus élevé que celui des nourrissons urbains. Un résultat similaire est obtenu par Al-Zangabila et al., (2021) au Yémen où ils trouvent, que les risques de malnutrition diminuaient avec l'augmentation du niveau d'instruction de la mère. Ils identifient également d'autres déterminants, qui ont un effet significatif sur la malnutrition des enfants comme la situation économique et la fréquence des visites prénatales. Les risques de malnutrition étaient les plus faibles pour les enfants dont les mères vivent dans les ménages, qui ont un indice de richesse élevé. En outre, la probabilité de malnutrition était moindre chez les enfants dont la mère avait eu le plus grand nombre de visites prénatales pendant la grossesse. D'après les travaux de Amare et al., (2019) et de Amaha & Woldeamauel, (2021), l'âge, le sexe, le poids perçu à la naissance de l'enfant, le niveau d'instruction de la mère, l'Indice de la Masse Corporelle (IMC), le statut matrimonial, la région, le quintile de richesse, le lieu de résidence, la religion, le type de toilettes et le type de combustible de cuisson sont associés de manière significative au retard de croissance et à l'émaciation en Ethiopie.

Méthodes

Modèle Théorique

Depuis quelques années, les approches micro-économiques de la santé suscitent un grand intérêt chez les économistes notamment, dans le cadre : d'une part, des travaux portant sur les investissements en capital humain (Becker, 1965, 1981) et d'autre part, des modèles de ménages agricoles (Behrnan & Deolikar, 1988 ; Strauss & Thomas, 1995). A cet effet, de nombreux modèles de comportement des ménages ont été construits. Cette modélisation se base, pour ce faire, sur une fonction d'utilité, qui dépend de la santé et de la nutrition de chaque membre du ménage ainsi, que des biens acquis issus de la production du ménage (Schultz, 1984). On considère un modèle statique où le bien-être du ménage W dépend de la fonction d'utilité U_i de chaque membre (Maitra & Ray, 2001) :

$$w = w(U_i) \tag{1}$$

A son tour, cette fonction d'utilité dépend de la consommation de chaque membre du ménage, de biens X , de loisir L et d'un vecteur H de biens produits par le ménage, $\theta_{1i}, \dots, \theta_{Hi}$ tels que la santé, l'éducation, la nutrition. Dans la suite, on s'intéressera sur un élément particulier θ qui est la santé nutritionnelle de l'enfant mesurée par un indicateur anthropométrique appelé z-score. De plus, U_i est supposée dépendre aussi de certaines caractéristiques du ménage x_h et d'un terme aléatoire ε . La fonction d'utilité peut alors s'écrire selon la formule suivante :

$$U_i = U_i(X, L, \theta, x_h, \varepsilon) \tag{2}$$

Le ménage maximise alors la fonction de bien être (1), sous la contrainte budgétaire et de la fonction de production pour chaque élément de θ . Le choix d'allocation des ressources est fait sous la contrainte budgétaire suivante :

$$pX = \omega(T - L) + y \tag{3}$$

Avec p le vecteur des prix, ω représente le vecteur des salaires des ménages, T est le nombre d'heures travaillées et y représente tous les revenus non monétaires. La fonction de production pour chaque composante de θ peut être spécifiée de la manière suivante :

$$\theta = \theta(I, x_i, x_h, x_c, v) \tag{4}$$

Avec I les intrants marchands ou non marchands (temps consacré aux soins de l'enfant, usages préventif et curatif, pratiques sanitaires), x_i représente les caractéristiques individuelles de l'enfant (âge, sexe), x_h les caractéristiques du ménage (éducation des parents, revenu du ménage), x_c les caractéristiques

communautaires (facilité d'accès aux soins) et v les caractéristiques individuelles, familiales et communautaires non observées qui affectent la santé nutritionnelle de l'enfant. Dans la relation (4), on peut faire remarquer que le vecteur des intrants I inclut la consommation des biens et services qui contribuent positivement au bien-être du ménage. Ainsi, le choix entre la consommation des biens et services et celle des intrants relatifs à la santé sont faits simultanément. En conséquence, toute estimation qui ne tient pas compte de ce problème de simultanéité, est potentiellement biaisée. Ainsi, de (4), on peut déduire une forme réduite de la résolution du programme de maximisation du bien-être du ménage où, les déterminants de la santé nutritionnelle de l'enfant ne dépendent désormais que d'un ensemble des caractéristiques de l'enfant, des caractéristiques du ménage ou des parents et des caractéristiques de l'environnement ou de la communauté.

$$z_i = f_i(x_i, x_h, x_c, \varepsilon) \quad (5)$$

Avec z_i le z-score, ε un terme aléatoire associé au statut nutritionnel de l'enfant et aux caractéristiques non observées. C'est donc cette forme réduite (5) de la fonction de production de santé qui a fait l'objet des estimations économétriques.

$$Z_{score} = \beta_0 + \sum_{k=1}^k x_{il}\alpha_k + \sum_{k=1}^k x_{hl}\beta_k + \sum_{k=1}^k x_{icl}Z_k + \varepsilon \quad (6)$$

Avec K le nombre de facteurs, x_{il} les différents facteurs propres à l'enfant, x_{hl} représente les caractéristiques des parents et du ménage, x_{icl} sont les variables d'accès aux services au niveau de la localité. Inspiré du modèle de Ducan et al., (1991), le modèle (6) est un modèle linéaire représenté par la fonction suivante :

$$z_i = X\beta + e_i \quad (7)$$

Dans la mesure où $X = \{x_i, x_{ic}, x_h, x_h\}$, il est considéré comme un vecteur des variables exogènes qui peuvent être discrètes ou continues. Lors de l'estimation des modèles, il est nécessaire de se soucier du biais de sélection potentiel de l'échantillon et de l'endogénéité potentielle non observée.

Biais de sélection de l'échantillon

L'équation (6) peut être estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires. Cependant, cette régression souffre de quelques problèmes statistiques susceptibles de biaiser les estimations. En effet, dans notre échantillon, seuls les enfants en vie au moment de l'enquête ont pu être mesurés : il y a donc un biais de sélection dans la mesure où l'on peut supposer qu'il n'y a pas d'indépendance totale entre le fait d'être en vie et l'état de santé

(Morrison & Linskens, 2000). Dans un pays en développement comme le Bénin, il est possible que certains enfants de notre base de donnée aient pu mourir pour faute de soins ou de nutrition. Ainsi, les enfants de notre échantillon possèdent donc des caractéristiques particulières : plus résistants, mieux nourris, plus grands ; ce qui risque de fausser les estimations. Cette étude se propose donc de contrôler ce potentiel biais de sélection de l'échantillon dans l'estimation en incluant une estimation de ces facteurs non observables. La méthode proposée par Olsen (1980) pour contrôler ce biais de sélection est utilisée. Contrairement à l'approche de Heckman (1979), qui nécessite un probit itératif dans la première étape, l'approche Olsen (1980) ne nécessite que les techniques de régression des moindres carrés ordinaires (MCO) dans la première étape (Olsen, 1980).

Dans l'équation (6), la variable mesurant le niveau d'instruction de la mère est potentiellement endogène. Dans une certaine mesure, le niveau d'instruction de la mère est une variable de choix (choisie par la mère ou ses parents). Si les facteurs non observables, qui influencent l'état nutritionnel de l'enfant sont en corrélation avec le niveau d'instruction choisi de la mère, l'estimation du niveau d'instruction de la mère dans la fonction de production de santé de l'enfant est non consistante (Guevara & Ben-Akiva, 2008) et ne peut pas être interprétée causalement (Cameron & Trivedi, 2010). Cette endogénéité potentielle est contrôlée en utilisant la méthode en deux étapes d'inclusion résiduelle (2SRI) (Terza et al., 2008). Cette approche implique notamment comme variable explicative supplémentaire dans l'équation de l'état nutritionnel de l'enfant, les résidus générés à partir du modèle de niveau d'instruction de la mère. Le niveau d'instruction de la mère est dit endogène si le coefficient du résidu de niveau d'instruction de la mère est statistiquement significatif dans l'équation de l'état nutritionnel de l'enfant (Bollen et al., 1995).

Identification du modèle

Cet article suit Mwabu (2009) ; Awiti (2013) et Aminou & Okpeitchan (2017) dans l'identification du modèle. Pour une interprétation pertinente des coefficients estimés du modèle de santé de l'enfant, les effets sur l'état nutritionnel de l'enfant du niveau d'instruction de la mère (input potentiellement endogène) et de la règle de sélection de l'échantillon, doivent être identifiés (Mwabu, 2009). En supposant que le niveau d'instruction de la mère est le seul input potentiellement endogène, alors l'identification exige un minimum de deux restrictions d'exclusion : une pour la variable endogène et une autre pour la détermination de la sélection de l'état nutritionnel de l'enfant dans l'échantillon d'estimation (Mwabu, 2009). Les instruments choisis doivent être exogènes, pertinents (ce qui signifie qu'ils doivent affecter de manière significative le niveau d'instruction de la mère), et doivent être exclus

de l'équation de l'état nutritionnel de l'enfant (Murray, 2006 ; Mwabu, 2009 ; Brookhart et al., 2010 ; Aminou & Okpeitchan 2017). Les instruments utilisés dans la littérature comprennent les changements de politique intervenus à une période donnée (Eugénie & Maïga, 2001). Les instruments utilisés sont le niveau moyen d'instruction des mères par région, et le pourcentage d'établissements éducatifs par région, calculés à partir des données au niveau départemental.

Il est prévu que le niveau moyen d'instruction des mères par région soit lié positivement au niveau d'instruction de la mère. Plus le niveau d'instruction des mères dans une zone particulière est élevé, plus les femmes de la zone sont incitées à aller plus loin dans les études et par conséquent plus élevées sont les chances que toute femme voulant aller à l'école y ait accès dans cette zone. Il est attendu à ce que le pourcentage d'établissements éducatifs par région plus élevé dans une zone ait un impact sur le niveau d'instruction de la mère. Les moyennes départementales sont utilisées afin d'éliminer le risque que les instruments soient des variables de choix de la mère. En effet, si une mère en particulier peut choisir le nombre d'année d'étude, il est peu probable d'influencer le niveau moyen d'instruction des mères dans l'ensemble de la région où elle vit.

Modèle empirique

L'état de santé de l'enfant est mesuré par une variable binaire. Pour un enfant typique i , la mesure de l'état de santé est définie de la façon suivante :

$$Z_i = \{1 \text{ si l'enfant est malnutri } 0 \text{ sinon} \quad (8)$$

Où Z_i est l'état de santé observé de l'enfant i . Etant une variable binaire, le modèle approprié pour l'état de santé de l'enfant est le modèle de régression binaire (Long & Freese, 2006). Partant du principe que la variable sous-jacente de cet état observé de la santé de l'enfant est une variable continue, Z_i^* est lié à l'état de santé de l'enfant i par l'équation suivante :

$$Z_i = \{1 \text{ si } Z_i^* > 0 \text{ sinon} \quad (9)$$

La variable latente est à son tour liée aux variables via l'équation suivante :

$$Z_i^* = \beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 S_i + \varepsilon_{i1} \quad (10)$$

Où Y est un vecteur de contrôle, S est le niveau d'instruction de la mère et ε est le terme d'erreur stochastique. Lorsqu'on a les valeurs de Y et S , il peut être démontré que :

$$Pr (Z_i = 1/Y, S) = Pr (Z^* > 0/Y, S) \quad (11)$$

Où Pr est mis pour « probabilité ». En substituant l'équation (10) dans l'équation (11) et en effectuant d'autres manipulations on obtient :

$$\begin{aligned} Pr(Z_i = 1/Y, S) &= Pr(-\varepsilon_{i1} \leq \beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 S/Y, S) \\ &= F(\beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 S) \end{aligned} \quad (12)$$

où $F(.)$ est la fonction de densité cumulée de $-\varepsilon_{i1}$, qui est la même que celle de ε_{i1} si ε_{i1} symétrique. Une supposition d'une distribution logistique pour ε_{i1} conduit à un modèle logit donné par :

$$Pr(Z_i = 1/Y, S) = F(\beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 S) = \varphi(\beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 S) \quad (13)$$

Où $\varphi(.)$ est la fonction de distribution cumulative logistique. Puisque S est potentiellement endogène, la méthode 2SRI exige l'obtention de ses résidus générés et leur introduction comme variable explicative supplémentaire dans le modèle. En conséquence, il faut donc formuler un modèle de S qui peut être estimé. Se basant sur la littérature, la mesure du niveau d'instruction de la mère est définie comme suit :

$$S_i = \alpha_1 + \alpha_2 Y + \alpha_3 Q + \varepsilon_{2i} \quad (14)$$

Où S_i est le niveau d'instruction de la mère de référence i , Y est un vecteur de contrôle, Q est un vecteur des instruments, et ε_{2i} le terme d'erreur stochastique. Ainsi, la technique de régression des moindres carrés ordinaires (MCO) dans la première étape est utilisée. Les résidus générés pour S sont obtenus après estimation de ce modèle, puis sont inclus comme une variable explicative supplémentaire dans le modèle d'intérêt structurel pour contrôler l'endogénéité.

La variable d'inclusion des enfants dans l'échantillon est définie comme suit :

$$V_i = \{1 \text{ si l'enfant est vivant } 0 \text{ sinon} \quad (15)$$

Suivant Olsen (1980), le mécanisme de sélection suppose que la survie de l'enfant V est déterminée par une variable latente (non observable) V^* comme suit :

$$V_i = \{1 \text{ si } V_i^* \geq 0 \text{ } 0 \text{ si } V_i^* < 0 \quad \text{avec } V_i^* = \gamma_1 + \gamma_2 Y + \gamma_3 w_i + u_i \quad (16)$$

Où Y est un vecteur de contrôle, w_i est un vecteur de variables explicatives de survie de l'enfant et u_i un terme d'erreur. L'approche de Olsen exige qu'on estime ce modèle, on obtient les probabilités prédites pour l'inclure dans l'échantillon \hat{P} , construit le terme de sélection $\hat{P} - 1$ et inclut ce terme de sélection comme une variable explicative supplémentaire dans l'équation structurelle d'intérêt.

Dans un deuxième temps, on estime l'équation suivante :

$$Z_i^* = \beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 S_i + \beta_3 \hat{\varepsilon}_{2i} + \beta_4 (\hat{P}_l - 1) + \beta_5 S_i \hat{\varepsilon}_{2i} + \varepsilon_{1i} \quad (17)$$

Où Y est un vecteur de contrôle, S est le niveau d'instruction de la mère, $\hat{P}_l - 1$ est le terme de sélection de l'échantillon, $\hat{\varepsilon}_{2i}$ sont les résidus générés du modèle d'instruction de la mère, et ε_1 est le terme d'erreur stochastique. Ainsi, pour contrôler l'endogénéité potentielle du niveau d'instruction de la mère et le potentiel biais de sélection de l'échantillon, l'équation (17) est estimée. La supposition d'une distribution logistique pour ε_1 conduit au modèle logit suivant, qui est l'équation structurelle d'intérêt :

$$Pr Pr (Z_i = 1) = \phi(\beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 S_i + \beta_3 \hat{\varepsilon}_{2i} + \beta_4 (\hat{P}_l - 1) + \beta_5 S_i \hat{\varepsilon}_{2i} + \varepsilon_{1i}) \quad (18)$$

Un modèle Logit est utilisé pour identifier l'effet du niveau d'instruction de la mère sur la santé nutritionnelle de l'enfant. Le choix du Logit pour l'estimation du modèle se justifie par la nature qualitative de la variable dépendante. Dans ce cas, la méthode des moindres-carrés ordinaires n'est pas appropriée (Maddala, 1983). On considère dans cette perspective, le modèle logistique décrit par les équations suivantes :

$$Pr Pr (z_i = 1) = \frac{\exp(X\beta)}{1 + \exp(X\beta)} \quad \text{et} \quad Pr Pr (z_i = 0) = 1 - \frac{\exp(X\beta)}{1 + \exp(X\beta)} \quad (19)$$

où $z_i = 1$ si l'enfant i souffre de la malnutrition et $z_i = 0$ sinon. Les équations sont estimées en utilisant le logiciel Stata 15.

Sources des Données

Les données utilisées sont des données d'enquête tirées de la base de données de la cinquième Enquête Démographique et de Santé (EDSB-V) du Bénin. Cette enquête est réalisée au cours de la période 2017-2018 par l'Institut National de la Statistique et de l'Analyse Economique (INSEA), sous la tutelle du Ministère du Développement, de l'Analyse Economique et de la Prospective en étroite collaboration avec le Ministère de la santé et avec l'assistance technique de l'ICF (International Coach Federation). Cette dernière est une institution américaine chargée du programme mondial des Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS) financée par l'USAID. Cette base de données fournit des données collectées sur plusieurs indicateurs spécifiques au Bénin tels que : les indicateurs fiables et actualisés sur la fécondité, la planification familiale, l'état nutritionnel des enfants de moins de cinq ans, la mortalité des enfants et l'anémie, les maladies non transmissibles, les violences conjugales (EDSB-V, 2019).

Définition des Variables

Santé nutritionnelle de l'enfant

Trois mesures anthropométriques (Z-scores) sont utilisées pour mesurer la santé nutritionnelle de l'enfant. Il s'agit de : (i) la taille pour âge : c'est un indice de retard de croissance chez les enfants de moins de cinq ans, conséquence d'une malnutrition chronique. Les enfants souffrant de retard de croissance sont trop petits de taille pour leur âge. Ainsi, les enfants de moins de cinq ans dont le z-score pour la taille pour âge se situe en dessous de moins 2 écarts type (-2ET) de la médiane de la population de référence sont considérés comme trop petits par rapport à leur âge (retard de croissance) ou atteints de sous-nutrition chronique ; (ii) le poids pour taille : c'est un indice d'émaciation qui sert à dépister les enfants et à mesurer les changements à court terme de l'état nutritionnel. Les enfants émaciés sont trop légers pour leur taille (très maigres). L'émaciation est le résultat d'une récente perte de poids rapide ou d'un manque de prise de poids. Ainsi, les enfants de moins de cinq ans dont le z-score pour le poids-pour-taille se situe en dessous de moins 2 écarts-type (-2ET) de la médiane de la population de référence sont considérés comme maigres (émaciés) ou atteints de malnutrition aiguë ; (iii) le poids pour âge : il permet de mesurer l'insuffisance pondérale. Les enfants souffrant d'une insuffisance pondérale sont trop légers pour leur âge. Il est ainsi question d'une malnutrition aiguë et/ou chronique. L'insuffisance pondérale peut être due à une alimentation inadéquate ou à des épisodes de maladies de courte durée. Ainsi, les enfants de moins de cinq ans dont le z-score pour le poids-pour-âge se situe en dessous de moins 2 écarts type (-2ET) de la médiane de la population de référence sont considérés comme présentant une insuffisance pondérale.

Le choix du retard de croissance s'explique par le fait que c'est un indicateur irréversible (effets à long terme). En revanche, l'émaciation est un indicateur réversible (à court terme) et le choix de l'insuffisance pondérale se justifie par le fait que c'est la mesure utilisée par les services de santé pour le suivi des progrès nutritionnels et la surveillance de la croissance des jeunes enfants. C'est un indicateur qui permet d'apprécier si l'enfant est émacié et/ou souffre d'un retard de croissance. Le z-score est un indicateur normalisé. Il a l'avantage d'être plus cohérent, car une même valeur a la même signification pour tous les indices quel que soit le groupe d'âge, le poids ou la taille. Il est également considéré par les analystes comme un meilleur descripteur des individus.

Les caractéristiques individuelles de l'enfant

Parmi les variables propres à l'enfant, cette étude en a retenu un certain nombre (selon la disponibilité des données) qu'il convient de définir. Les variables au niveau de l'enfant comprennent : i) l'âge et le sexe de l'enfant :

pour un enfant d'un sexe donné, l'âge est un important déterminant de la croissance individuelle. Au fur et à mesure que l'âge augmente, l'état nutritionnel des enfants dans les pays en développement se détériore de façon continue à cause des effets cumulés de l'insuffisance des apports nutritionnels (Horton, 1988) ; ii) l'intervalle des naissances (ou Intervalle Inter Génésique) : le rapprochement des naissances peut entraîner une déficience physiologique de la mère, de telle sorte que l'enfant peut avoir un retard de poids et de taille à la naissance. Plus les naissances sont rapprochées, moindre est la qualité du lait maternel, notamment sous l'effet d'épuisement physique de la mère. Il est évident, que les mères qui doivent élever deux enfants à la fois leur accordent moins de soins. En conséquence, il est attendu donc que l'intervalle de naissance puisse avoir un impact significatif sur les états nutritionnels ; iii) enfant de naissance multiple (Jumeaux) : si l'enfant est un jumeau, il y a plus de chance d'être malnutri qu'un enfant de naissance unique. Dans ces conditions, le temps que dispose la mère pour s'occuper d'un enfant n'est pas le même que celui dont dispose la mère pour s'occuper de deux ou trois enfants.

Les caractéristiques de la mère et du ménage

Dans le cadre de cette étude, cinq variables ont été privilégiées afin de dégager les caractéristiques de la mère. Il s'agit notamment de : l'âge de la mère ; l'état matrimonial de la mère ; son niveau d'instruction, le nombre de visites prénatales et l'état de santé de la mère. En ce qui concerne l'état de santé de la mère, il correspond à son indice de masse corporelle (IMC). Il est considéré comme facteur explicatif favorable à la croissance de l'enfant. Il est défini par le poids en kilogrammes divisé par le carré de la taille en mètres. L'instruction de la mère est appréhendée par le nombre d'années passé à l'école et aussi par le niveau d'instruction. Quatre catégories du niveau d'instruction : i) le niveau aucun pour celles qui n'ont jamais fréquenté ; ii) le niveau primaire correspondant à 6 années d'études ; iii) le niveau secondaire 4 à 7 années d'études en plus du primaire et v) le niveau supérieur.

Dans cet article, le niveau d'instruction de la mère est retenu, car bon nombre de travaux ont montré que le nombre d'années d'études du mari/conjoint avait peu d'effet sur la santé de l'enfant. D'ailleurs en Afrique, c'est à la mère qu'incombent au premier chef, les soins de l'enfant. En fait, l'aspect le plus déterminant pour la mère est qu'elle sache lire et écrire. Si tel est le cas, il y aurait absence de corrélation entre la santé de l'enfant et le niveau d'instruction de la mère. Dans ce cadre, la variable d'accès de la mère à l'information a été introduite (accès à au moins un média). Cette variable permet de contrôler les connaissances probables de la mère en matière de nutrition et des soins de l'enfant.

Au niveau des ménages, le revenu du ménage mesuré par l'indice de richesse est un déterminant capital de la santé des enfants. La taille du ménage ; le nombre d'enfants de moins de cinq ans ainsi que le nombre de femmes dans le ménage et le sexe du chef du ménage sont autant de facteurs qui expliquent le pouvoir décisionnel dans le ménage. En ce qui concerne le revenu du ménage, étant donné que les données sur les revenus ou les consommations des ménages ne sont pas disponibles, l'indice de richesse est utilisé comme un proxy du revenu de long terme des ménages. Ce dernier a été construit en utilisant les informations relatives aux biens durables possédés par les ménages. Cet indice est décomposé en cinq classes socio-économiques (plus pauvres, pauvres, moyens, riches, plus riches) en fonction des biens possédés. Ces classes correspondent respectivement au premier, deuxième, troisième, quatrième et cinquième quintile.

Les caractéristiques des communautés

En ce qui concerne les variables de la communauté et de l'environnement, la variable résidentielle et le département de résidence ont été inclus afin de mettre en évidence les disparités régionales. Le département de résidence est regroupé en trois régions (Centre, Nord et le Sud). Ainsi, la région du Centre regroupe les départements des Collines et du Zou, la région du Sud regroupe les départements de l'Atlantique, du Couffo, du Littoral, du Mono, de l'Ouémé et du Plateau. La région du Nord regroupe les départements de l'Alibori, de l'Atacora, du Borgou et du Donga.

Résultats

Cette section est consacrée à la présentation des statistiques descriptives et des résultats des estimations des modèles de sélection de l'échantillon, du niveau d'instruction de la mère et de l'état nutritionnel de l'enfant, suivie des analyses économétriques.

Statistiques descriptives

L'échantillon porte sur 11.631 enfants de moins de cinq ans. Le tableau 1 montre la répartition des régions par niveau d'instruction de la mère dans l'échantillon. Ainsi, la lecture du tableau indique que 78,42% des mères qui n'avaient aucun niveau d'instruction vivaient dans la région du Nord. Le tableau montre également que les 24,82% des mères qui ont un niveau d'instruction primaire vivaient dans la région du Sud et 19,48% des mères vivant dans la région du Sud ont un niveau d'instruction secondaire et 2,77% ont un niveau supérieur. Au total, 64,83% des mères de l'échantillon n'ont aucun niveau d'instruction.

Tableau 1. Répartition du niveau d'instruction de la mère par région

Région	Niveau d'instruction de la mère				Total
	Aucun	Primaire	Secondaire	Supérieur	
Centre	1227 (60.86%)	399 (19.79%)	374 (18.55%)	16 (0.79%)	2016 (100%)
Nord	3768 (78.42%)	534 (11.11%)	482 (10.03%)	21 (0.44%)	4805 (100%)
Sud	2546 (52.93%)	1194 (24.82%)	937 (19.48%)	133 (2.77%)	4810 (100%)
Total	7541 (64.83%)	2127 (18.28%)	1793 (15.41%)	170 (1.48%)	11631 (100%)

Source : Auteurs à partir des données de l'EDSB-V, Bénin 2017/2018

Le tableau 2 présente la proportion d'enfants souffrant de retard de croissance, d'insuffisance pondérale et d'émaciation en fonction de l'âge de l'enfant, de son sexe, de l'âge de la mère, des régions, du milieu de résidence et du niveau d'instruction de la mère.

Tableau 2. Répartition des proportions (%) d'enfants souffrant de retard de croissance, d'insuffisance pondérale et d'émaciation selon les caractéristiques socioéconomiques

Variables	Taille pour âge (Retard de croissance)	Poids pour âge (Insuffisance pondérale)	Poids pour taille (Emaciation)
Age de l'enfant en mois			
[0-12[13.10 (0.305)	23.32 (0.315)	38.13 (0.396)
[12-35[45.33 (0.497)	41.60 (0.493)	42.50 (0.494)
[35-47[23.35 (0.423)	16.74 (0.373)	7.29 (0.2602)
[47-59]	18.22 (0.386)	18.34 (0.387)	12.08 (0.326)
Sexe de l'enfant			
Masculin	57.16 (0.567)	53.91 (0.579)	57.08 (0.592)
Féminin	42.84 (0.494)	46.09 (0.498)	42.92 (0.495)
Age de la mère en années			
[15-20[5.26 (0.323)	4.84 (0.373)	5.06 (0.2602)
[20-25[20.66 (0.405)	22.16 (0.415)	19.46 (0.396)
[25-30[30.90 (0.462)	30.15 (0.459)	24.90 (0.433)
[30-35[22.32 (0.416)	21.71 (0.412)	28.02 (0.449)
[35-40[11.72 (0.321)	11.81 (0.322)	14.01 (0.347)

[40-45[5.81 (0.234)	6.86 (0.252)	6.61 (0.249)
[45-49]	3.32 (0.179)	2.47 (0.155)	1.95 (0.138)
Milieu de résidence			
Urban	32.13 (0.362)	64.06 (0.559)	40.83 (0.423)
Rural	67.87 (0.467)	35.94 (0.479)	59.17 (0.492)
Région			
Centre	14.77 (0.345)	13.60 (0.358)	13.75 (0.382)
Nord	46.45 (0.498)	45.85 (0.498)	47.08 (0.499)
Sud	38.78 (0.487)	40.55 (0.491)	39.17 (0.488)
Niveau d'instruction de la mère			
Aucun	73.40 (0.548)	70.77 (0.515)	65.21 (0.495)
Primaire	16.80 (0.168)	16.92 (0.375)	15.63 (0.363)
Secondaire	9.44 (0.094)	11.57 (0.319)	16.46 (0.371)
Supérieur	0.36 (0.003)	0.74 (0.085)	2.71 (0.162)
Possédant la radio	60.76 (0.992)	65.90 (1.075)	69.79 (1.124)
Possédant la télévision	29.79 (0.977)	37.29 (1.079)	47.5 (1.141)
Total	16.9 (0.375)	13.9 (0.346)	4.1 (0.198)
Effectif des enfants	11.631	11.631	11.631

Note : Ecart-type entre parenthèses. Source : Auteurs à partir des données de l'EDSB-V, 2017/2018

Le tableau 2 montre qu'au niveau national 16,9% des enfants de moins de cinq ans souffrent de retard de croissance, contre 13,9% qui souffrent d'insuffisance pondérale et 4,1% souffrant d'émaciation. La proportion des enfants souffrant de malnutrition (retard de croissance, insuffisance pondérale et émaciation) varie de façon non monotone avec l'âge de l'enfant. Les enfants de moins d'un an jouissent d'une meilleure santé que ceux âgés de 12 à 34 mois pour le retard de croissance, l'insuffisance pondérale et l'émaciation.

Ceux de 35 à 46 mois jouissent d'une meilleure santé que ceux âgés de 12 à 34 mois pour le retard de croissance, l'insuffisance pondérale et l'émaciation. Les garçons affichent une proportion de malnutris plus élevée que les filles. Cependant, l'âge de la mère influence significativement l'état nutritionnel de l'enfant. Les mères plus âgées semblent accorder une attention particulière à la santé de leur enfant que les plus jeunes mères. Le retard de croissance, l'insuffisance pondérale et l'émaciation sont respectivement de 0,6 ; 0,5 et 0,3 fois plus élevés chez les enfants de moins de cinq ans des mères adolescentes (15-19 ans) que chez ceux des mères en fin de vie féconde (45-49 ans). Il est de 0,1 fois plus élevé pour le retard de croissance et l'insuffisance pondérale par rapport aux enfants des jeunes mères (25-29 ans) et de 0,5 fois plus élevé pour l'émaciation toujours par rapport aux enfants des jeunes mères (25-29 ans).

Le milieu rural affiche aussi une proportion élevée d'enfants malnutris comparativement à ceux du milieu urbain. Le retard de croissance, l'insuffisance pondérale et l'émaciation de ces enfants sont respectivement 2,1 ; 0,6 et 1,4 fois plus élevé que chez ceux qui vivent en milieu urbain. Le retard de croissance, l'insuffisance pondérale et l'émaciation sont plus prononcés dans la région du Nord où sont enregistrés respectivement 40,45% ; 45,85% et 47,08%, proportions plus élevées que celles des enfants de la région du Centre et du Sud.

Aussi, les données de l'étude révèlent que 73,40%, 70,77% et 65,21% d'enfants souffrant respectivement d'un retard de croissance, d'une insuffisance pondérale et d'une émaciation ont des mères n'ayant aucun niveau d'instruction. Ce résultat montre que les enfants dont la mère n'a aucun niveau d'instruction courent plus le risque d'avoir un enfant souffrant d'un retard de croissance, d'une insuffisance pondérale et d'une émaciation que ceux dont la mère a au moins le niveau secondaire. En outre, 60% des mères possèdent une radio et 47% possèdent une télévision.

Déterminants du choix du niveau d'instruction de la mère et analyse de ses effets sur l'état de santé de l'enfant

Les modèles sont estimés en deux étapes. Dans la première étape, il n'est estimé que l'équation de la sélection de l'échantillon avec l'équation du niveau d'instruction de la mère. Dans la deuxième étape, sont estimées les fonctions de production de l'état nutritionnel de l'enfant. Ainsi, avant de passer à l'estimation empirique de l'effet du niveau d'instruction de la mère sur l'état nutritionnel de l'enfant au Bénin, il est important d'explorer les facteurs qui justifient le choix du niveau d'instruction de la mère.

Modèles de la première étape

Le tableau 3 présente les résultats du modèle de sélection de l'échantillon et le modèle du niveau d'instruction de la mère. Les résultats du modèle de sélection de l'échantillon sont présentés dans la colonne (1), tandis que ceux du modèle d'instruction de la mère sont présentés dans la colonne (2).

Tableau 3. Répartition des effets marginaux moyens selon les caractéristiques socioéconomiques pour les modèles de sélection de l'échantillon et du niveau d'instruction de la mère

Variables	Modèle de sélection de l'échantillon (L'enfant est vivant=1)	Modèle du niveau d'instruction de la mère
Age de l'enfant en mois	0.058*** (0.0043)	-0.005 (0.002)
Masculin comme sexe de référence	0.036 (0.126)	-0.041 (0.084)
Enfant de naissance multiple	0.221*** (0.176)	0.187 (0.122)
Intervalle de naissance	-0.007* (0.004)	0.002 (0.002)
Niveau moyen d'instruction des mères par région	0.150 (0.147)	0.348*** (0.109)
Pourcentage d'établissements éducatifs par région	-0.014*** (0.004)	0.005* (0.002)
Age de la mère	-0.052*** (0.011)	-0.073*** (0.007)
Etat de santé de la mère (Indice de masse corporelle)	0.000045 (0.0001)	0.00087*** (0.00009)
Masculin comme chef ménage de référence	-0.143 (0.195)	0.184 (0.121)
Enfant	-2.821*** (0.471)	0.315 (0.315)
Possédant la radio	-0.056 (0.0803)	0.046 (0.053)
Possédant la télévision	0.040 (0.096)	1.274*** (0.062)

Note : Entre parenthèses se trouvent les écart-types Significativité : *** p<0.01 ; ** p<0.05 ; * p<0.1. Source : Auteurs à partir des données de l'EDSB-V, Bénin 2017/2018

En se concentrant sur le modèle du niveau d'instruction de la mère dans la colonne (2), le tableau 3 permet d'observer que les coefficients des variables instrumentales ont les signes attendus. Plus le pourcentage d'établissements éducatifs dans la région où la mère vit, est élevé, plus élevé

est le niveau d'instruction des mères. Un regard attentif sur les résultats du modèle d'instruction de la mère révèle que les déterminants importants du niveau d'instruction de la mère sont l'âge de la mère, la santé de la mère, la présence des établissements éducatifs et la fréquence avec laquelle elle regardait la télévision.

Estimations des modèles de l'état nutritionnel des enfants

Les modèles estimés des fonctions de production de l'état nutritionnel des enfants sont présentés dans le tableau 4. Ce tableau montre de façon détaillée les résultats de l'estimation de trois modèles d'état nutritionnel des enfants. Dans la colonne (1) du tableau, sont présentés les résultats du modèle de l'état nutritionnel des enfants qui ne tient pas compte du biais de sélection de l'échantillon, de l'endogénéité du niveau d'instruction de la mère. Les résultats présentés dans la colonne (2) sont ceux du modèle qui tient compte du biais de sélection de l'échantillon. Dans la colonne (3) sont corrigés les biais de sélection de l'échantillon et l'endogénéité potentielle du niveau d'instruction de la mère.

La colonne (2) permet de constater que le coefficient du terme de sélection n'est pas statistiquement significatif dans le cas des modèles (1), (2) et (3). Ceci indique qu'il n'y a pas de biais de sélection d'échantillon dans le modèle du retard de croissance, de l'insuffisance pondérale et d'émaciation. La colonne (3) laisse entrevoir que le coefficient du résidu du niveau d'instruction de la mère n'est pas statistiquement significatif dans le cas des modèles (1), (2) et (3). Ainsi, il convient de conclure qu'il n'y a pas d'endogénéité du niveau d'instruction de la mère dans le modèle du retard de croissance, ni d'insuffisance pondérale et d'émaciation. Le modèle préféré est, par conséquent celui représenté dans la colonne (1) du modèle (1), dans la colonne (1) du modèle (2) et celle de la colonne (1) du modèle (3). L'attention est par conséquent focalisée sur les résultats de ces colonnes.

Tableau 4. Répartition des effets moyens marginaux des caractéristiques socioéconomiques pour les modèles de l'état nutritionnel des enfants de moins de 5 ans selon le modèle

Variables	Modèle 1 Retard de croissance			Modèle 2 Insuffisance pondérale			Modèle 3 Emaciation		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Caractéristiques des enfants									
Age de l'enfant en mois	0.106*** (0.010)	0.107*** (0.0104)	0.108*** (0.0106)	0.018* (0.009)	0.018* (0.009)	0.017* (0.009)	0.032** (0.016)	0.0307* (0.016)	0.033** (0.016)
Age de l'enfant au carré en mois	-0.001*** (0.0002)	- (0.0002)	- (0.0002)	-0.00025* (0.0002)	-0.0002* (0.0002)	-0.0002* (0.0002)	- (0.0003)	- (0.0003)	- (0.0003)
Sexe de l'enfant (<i>Réf = Masculin</i>)									
Féminin	-0.349*** (0.081)	- (0.081)	- (0.081)	-0.073 (0.086)	-0.072 (0.085)	-0.077 (0.086)	-0.177 (0.147)	-0.173 (0.148)	-0.191 (0.147)
Enfant de naissance multiple	0.77*** (0.096)	0.751*** (0.103)	0.719*** (0.108)	0.76*** (0.094)	0.761*** (0.096)	0.785*** (0.102)	0.675*** (0.135)	0.651*** (0.132)	0.738*** (0.145)
Intervalle de naissance	-0.016*** (0.003)	- (0.003)	- (0.003)	-0.008*** (0.003)	-0.008*** (0.003)	-0.007*** (0.002)	0.008 (0.004)	0.001 (0.004)	0.002 (0.005)
Caractéristiques de la mère									
Age de la mère en année	-0.118*** (0.019)	-0.052 (0.049)	-0.034 (0.052)	-0.014 (0.021)	-0.017 (0.051)	-0.030 (0.053)	0.007 (0.036)	0.120 (0.097)	0.078 (0.101)
Age de la mère au carré en année	0.002*** (0.0003)	0.00067 (0.0007)	0.0005 (0.0007)	0.00007 (0.0003)	0.00011 (0.0007)	0.0001 (0.0007)	-0.00001 (0.0006)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)

Niveau d'instruction de la mère (<i>Réf = Aucun</i>)									
Primaire	-0.0996 (0.121)	-0.084 (0.120)	-0.094 (0.121)	-0.109 (0.1303)	-0.110 (0.127)	-0.103 (0.127)	-0.587** (0.260)	-0.562** (0.251)	-0.537** (0.251)
Secondaire	-0.473*** (0.168)	- (0.167)	- (0.168)	-0.281* (0.168)	-0.281* (0.168)	-0.281* (0.168)	-0.002 (0.248)	0.029 (0.228)	0.023 (0.231)
Supérieur	-1.08 (1.034)	-1.077 (1.058)	-1.069 (1.058)	0.707 (0.522)	0.707 (0.505)	0.703 (0.504)	1.283** (0.579)	1.270** (0.551)	1.262** (0.556)
Indice de masse corporelle	- 0.0003*** (0.0001)	- 0.0003** (0.0001)	- 0.0003** (0.0001)	- 0.0007*** (0.0001)	- 0.0007*** (0.0001)	- 0.0006*** (0.0001)	-0.001*** (0.0002)	-0.001*** (0.0003)	-0.0008** (0.0003)
Etat matrimonial (<i>Réf = Célibataire</i>)									
Mariée	-0.199** (0.098)	-0.211** (0.099)	-0.188* (0.103)	0.167 (0.105)	0.167 (0.106)	0.184* (0.109)	-0.421** (0.171)	-0.433** (0.171)	-0.500*** (0.175)
Caractéristiques du ménage									
Chef de ménage (<i>Réf = Masculin</i>)									
Féminin	0.0847 (0.121)	0.104 (0.120)	0.065 (0.125)	0.214* (0.125)	0.213* (0.124)	0.243* (0.132)	0.433** (0.2)	0.458** (0.201)	0.573*** (0.213)
Taille du ménage	0.0175 (0.014)	0.015 (0.016)	0.018 (0.015)	0.036** (0.015)	0.036** (0.015)	0.034** (0.015)	0.053** (0.024)	0.051** (0.023)	0.044* (0.023)
Nombre de femme dans le ménage	0.0064 (0.056)	0.014 (0.061)	0.015 (0.0604)	-0.054 (0.059)	-0.054 (0.058)	-0.055 (0.058)	-0.082 (0.096)	-0.071 (0.099)	-0.071 (0.101)
Nombre d'année d'étude du conjoint	0.0014 (0.002)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.0006 (0.002)	0.0005 (0.002)	0.0007 (0.002)	-0.0004 (0.003)	-0.0002 (0.003)	0.0003 (0.003)

Indice de richesse (score)	-4.08e- 06*** (7.84e-07)	-4.18e- 06*** (8.11e- 07)	-4.37e- 06*** (8.29e- 07)	-2.3e- 06*** (7.99e-07)	-2.3e- 06*** (8.13e-07)	-2.1e- 06*** (8.20e-07)	3.00e- 06*** (1.23e-06)	2.85e-06** (1.16e-06)	3.34e- 06*** (1.20e-06)
Milieu de résidence (Réf = Urbain)									
Rural	0.168* (0.091)	0.174** (0.088)	0.177** (0.088)	-0.063 (0.095)	-0.063 (0.095)	-0.066 (0.095)	-0.192 (0.164)	-0.176 (0.159)	-0.187 (0.159)
Fréquence d'écoute de la radio	-0.043 (0.050)	-0.035 (0.049)	-0.045 (0.049)	-0.071 (0.053)	-0.071 (0.053)	-0.063 (0.054)	-0.073 (0.091)	-0.064 (0.093)	-0.033 (0.094)
Fréquence de suivi de la télévision	0.182*** (0.071)	0.183*** (0.069)	0.022 (0.179)	0.212*** (0.074)	0.212*** (0.072)	0.335* (0.191)	-0.058 (0.126)	-0.057 (0.127)	0.397 (0.326)
Terme de sélection		1.205 (0.844)	1.559 (0.908)		0.055 (0.853)	-0.306 (0.906)		-0.057 (1.561)	1.249 (1.665)
Résidu du niveau d'instruction de la mère			0.126 (0.126)			-0.097 (0.134)			-0.359 (0.230)
Observations	11.631	11.631	11.631	11.631	11.631	11.631	11.631	11.631	11.631

Note : Entre parenthèses se trouvent les écart-types

Significativité : *** p<0.01 ; ** p<0.05 ; * p<0.1

Source : Auteurs à partir des données de l'EDSB-V, Bénin 2017/2018

Discussion

Effet causal du niveau d'instruction de la mère et l'état nutritionnel de l'enfant

Les données contenues dans les colonnes (1) du modèle (1), (2) et (3) révèlent que l'instruction de la mère est un déterminant important dans la santé nutritionnelle des enfants au Bénin. En effet, l'instruction de la mère est inversement liée au retard de croissance, à l'insuffisance pondérale et à l'émaciation. Les résultats ne sont significatifs qu'aux niveaux d'instruction élevés (secondaire et supérieur). Les enfants d'une mère ayant un niveau d'instruction secondaire ou supérieur ont moins de risque de retard de croissance, d'insuffisance pondérale et d'émaciation comparativement à ceux des mères n'ayant aucun niveau d'instruction. Une augmentation d'un point du nombre d'années d'instruction secondaire de la mère réduit le risque qu'elle ait un enfant souffrant de retard de croissance (respectivement d'insuffisance pondérale) de 0,47 point (respectivement 0,28 point) comparativement à une mère n'ayant aucun niveau d'instruction, ceteris paribus. Plus le niveau d'instruction de la mère est élevé mieux elle s'occupe de la nutrition de l'enfant. Ce résultat est conforme à ceux trouvés par Khan et al., (2019) et par Amare et al., (2019). De même, une mère ayant une augmentation d'un point du niveau d'instruction primaire réduit le risque qu'elle ait un enfant souffrant d'émaciation de 0,58 point et une mère ayant une augmentation d'un point du niveau d'instruction supérieur améliore davantage le risque qu'elle ait un enfant souffrant d'émaciation de 1,28 point comparativement à une mère n'ayant aucun niveau d'instruction.

Des résultats identiques sont obtenus lorsque le nombre d'années d'étude de la mère est utilisé à la place du niveau d'instruction de la mère. En effet, le nombre d'années d'étude de la mère est un déterminant significatif de la santé de l'enfant. D'après les résultats, plus le nombre d'années d'étude de la mère augmente moins l'enfant court le risque d'avoir des problèmes de malnutrition. Une augmentation d'un point du nombre d'années d'étude de la mère, réduit de 0,04 point le risque pour l'enfant d'avoir un retard de croissance et de 0,02 point le risque pour l'enfant d'avoir une insuffisance pondérale et une émaciation. Ce qui indique qu'une mère ayant un niveau d'instruction plus élevé est susceptible de s'informer sur les meilleures pratiques nutritionnelles et par conséquent mieux s'occuper de la nutrition de ses enfants.

D'autres déterminants tels que les facteurs démographiques de l'enfant, les facteurs maternels et d'autres facteurs socioéconomiques des ménages influencent l'état nutritionnel de l'enfant.

Les caractéristiques de l'enfant

Les résultats des Modèles 1, 2 et 3 de la colonne (1) montrent que les facteurs démographiques de l'enfant tels que l'âge, le sexe, l'intervalle de naissance et les enfants issus de naissance multiple (jumeaux) influencent significativement la santé nutritionnelle des enfants. Ces résultats sont conformes à ceux trouvés par Horton (1988) et par Sahn (1994).

Les résultats obtenus pour l'âge indiquent que les coefficients sont positifs pour l'âge et négatifs pour l'âge au carré. Les enfants les plus jeunes ont plus de chance de souffrir de retard de croissance, de l'insuffisance pondérale et d'émaciation que les enfants plus âgés. Ce résultat montre que les enfants connaissent une amélioration de santé lorsque leur âge augmente. Autrement dit, les enfants de jeunes âges sont plus susceptibles de souffrir de la malnutrition. Ce résultat est conforme à celui de Yahya, (2017). Cependant, la santé de l'enfant se détériore avec l'âge jusqu'à atteindre l'âge pic à 36 mois pour le retard de croissance, 37 mois pour l'insuffisance pondérale et 39 mois pour l'émaciation pour commencer à s'améliorer. Un résultat similaire a été rapporté par Kamiya, (2011) en RDC où l'âge pic a été atteint à 47 et 46 mois respectivement, en 2007 et en 2013/14. De plus des travaux empiriques réalisés dans les pays d'Afrique Subsaharienne ont trouvé des points d'inflexion de 4 ans en Côte d'Ivoire (Strauss, 1990). Ce résultat s'expliquerait par le changement de régime alimentaire de l'enfant. En effet, hormis le fait que l'enfant reçoive de la nourriture solide avec l'âge, il est également exposé à d'autres facteurs environnementaux et confronté aux problèmes d'hygiène. En ce qui concerne le sexe de l'enfant, le coefficient de cette variable est significatif pour le sexe féminin. Ceci montre que, les filles sont plus enclines à un meilleur état de santé nutritionnelle que les garçons. Ce résultat montre que, les enfants de sexe féminin courent moins de risque d'avoir un retard de croissance que les enfants de sexe masculin. Un enfant de sexe féminin a 0,34 fois moins de risque d'avoir un retard de croissance qu'un enfant de sexe masculin. Ce résultat est similaire à ceux obtenus par Svedberg (1990), Senauer & Gracia (1991) et est contraire avec la conclusion de Marini & Gragnolati (2003) qui trouvent des résultats non significatifs.

De plus, les enfants issus des naissances multiples ont un risque plus élevé d'avoir un retard de croissance, une insuffisance pondérale et une émaciation. La présence d'un jumeau détériore significativement la santé nutritionnelle de l'enfant. Si l'enfant en question est un jumeau (ou plus), il a plus de chance d'être malnutri qu'un enfant de naissance unique. Morrisson & Linskens, (2000) ont trouvé que dans tous les pays, l'absence d'un jumeau améliore significativement la croissance de l'enfant. Selon ces auteurs, la naissance d'un enfant unique est parfois très importante allant jusqu'à un gain de 6 centimètres comparativement à un enfant jumeau. Donc le temps que la mère dispose pour s'occuper d'un enfant n'est pas pareil que ce dont elle

dispose pour s'occuper de deux enfants ou plus. Un enfant issu de naissances multiples a 0,77 fois plus de risque d'avoir un retard de croissance, 0,76 fois plus de risque d'avoir une insuffisance pondérale et 0,67 fois plus de risque d'avoir une émaciation qu'un enfant de naissance unique.

L'intervalle de naissance séparant l'enfant considéré de son aîné a un effet significatif et négatif. Plus l'intervalle de naissance est élevé, moins l'enfant court le risque de retard de croissance et d'insuffisance pondérale. Ainsi, une augmentation d'un point de l'intervalle de naissance de l'enfant réduit de 0,01 point le risque pour l'enfant d'avoir un retard de croissance et une insuffisance pondérale qu'un enfant dont l'intervalle de naissance est plus court. Cela indique que l'espacement optimal des naissances est bénéfique pour l'état nutritionnel de l'enfant. Ce résultat est cohérent avec la littérature où les intervalles de naissances courtes sont associés à un risque accru de malnutrition (Horton, 1988 ; Sahn, 1990).

Caractéristiques de la mère

En ce qui concerne les caractéristiques de la mère, l'âge, le statut matrimonial et l'état de santé de la mère mesuré par l'indice de masse corporelle ont été jugés pertinents dans le cadre de cette étude. Les résultats montrent que le coefficient de la variable âge de la mère est significatif pour le retard de croissance. La santé nutritionnelle des enfants s'améliore avec l'âge de la mère. Les mères plus âgées sont susceptibles d'avoir des enfants en bonne santé comparativement aux jeunes mères. En effet, les mères très jeunes auront probablement moins de maturité et d'expérience pour bien prendre soin de leur enfant. Cependant, les connaissances des jeunes mères se détériorent avec l'âge jusqu'à atteindre l'âge pic à 39 ans pour le retard de croissance. Ce résultat rejoint celui de Nebyu & Berhanu, (2021). Cette situation renvoie également à son tour à la problématique de la discussion sur la planification familiale. Cette dernière permet non seulement de limiter et de réguler les naissances, mais aussi de prévenir les grossesses précoces avec toutes les conséquences qui en découlent. Parmi ces conséquences figurent la mortalité maternelle et les taux d'abandon scolaire des filles-mères.

L'état de santé de la mère représenté par l'indice de masse corporelle a un effet significatif et négatif sur l'état nutritionnel de l'enfant. Le signe négatif indique que les enfants nés des mères présentant un retard de croissance, ou une insuffisance pondérale ou une émaciation ont un risque plus élevé d'être eux-mêmes en malnutrition par rapport aux enfants dont les mères sont de santé normale. Les résultats montrent qu'elles courent 0,001 fois plus de risque d'avoir un enfant souffrant d'une malnutrition par rapport aux enfants dont les mères sont de santé normale. Grira (2007) indique que cet indice pourrait refléter la disponibilité de la nourriture au sein du ménage et qu'une réduction dans l'offre de la nourriture se traduirait par un indice de

masse corporelle plus faible de la mère et donc un risque de malnutrition plus élevé pour l'enfant.

De plus, le fait qu'une mère vive en couple avec son partenaire a un effet significatif sur le retard de croissance et l'émaciation. Ainsi, l'état matrimonial de la mère si elle est mariée améliore la santé de l'enfant. Une mère vivant avec son partenaire à 0,19 fois plus de chance d'avoir un enfant souffrant moins de retard de croissance et de 0,42 fois plus de chance d'avoir un enfant souffrant moins d'émaciation qu'une mère célibataire. Ce résultat est cohérent avec la conclusion de Abuya et al. (2012) qui pensent que les mères vivant seules ont un risque plus élevé d'avoir des enfants malnutris que les mères vivant en couple avec leurs partenaires.

Caractéristiques du ménage

En ce qui concerne les caractéristiques du ménage, le sexe du chef de ménage, la taille du ménage et le niveau de vie du ménage jouent un rôle important sur la santé nutritionnelle de l'enfant. Le coefficient de la variable sexe du chef de ménage est vu comme un élément important. Un enfant vivant dans un ménage dont le chef de ménage est une femme, court respectivement 0,21 et 0,43 fois de chance de ne pas souffrir d'une insuffisance pondérale et d'une émaciation contrairement à un enfant vivant dans un ménage dont le chef est un homme. En partant de ces résultats, le pouvoir de décision est favorable pour l'enfant issu d'un ménage dirigé par une femme.

Le coefficient de la variable taille du ménage est significatif et positif pour la santé de l'enfant. En effet, lorsque la taille de ménage augmente d'une personne (enfant), l'enfant court environ 0,03 fois plus de risque de souffrir d'une insuffisance pondérale et 0,05 fois plus de risque de souffrir d'une émaciation. La présence d'un nombre important de personne dans le ménage augmente la charge des parents notamment pour la maman en matière de soins et accroît par conséquent le risque pour un enfant d'avoir des problèmes d'insuffisance pondérale et d'émaciation. Ce résultat est conforme à ceux trouvés par (Sahn, 1994) en Côte d'Ivoire.

Le niveau de vie du ménage mesuré par l'indice de richesse apparaît comme un déterminant majeur de l'état nutritionnel de l'enfant. Le coefficient associé à cette variable est très significatif. Une augmentation de 10% du niveau de richesse du ménage réduit le risque de retard de croissance de 0,12 point, de 0,06 point l'insuffisance pondérale et de 0,08 point l'émaciation. Ce résultat est conforme à ceux trouvés par Sahn, (1994) en Côte d'Ivoire et inférieur à celui trouvé par Grira, (2007) au Bangladesh qui est de 0,8 point.

Les caractéristiques de l'environnement (ou de la communauté)

D'après les résultats, le retard de croissance semble plus prononcé chez les enfants issus des ménages vivant en milieu rural que ceux issus des

ménages vivant en milieu urbain. Cela peut s'expliquer par le fait que, les mères résidant dans les milieux ruraux n'ont pas accès aux soins de santé favorables pour la santé de l'enfant contrairement aux mères résidant dans les milieux urbains. Ce résultat est conforme à ceux trouvés par Umar et al. (2019).

Les mass média constituent le relais des formations dispensées dans les centres de santé, un mode d'information en matière de soins de santé pour les enfants. Aussi, l'effet de l'écoute régulière de la radio et du suivi fréquent de la télévision par la femme sur la santé de l'enfant ont été analysés. Pour ce faire, le caractère endogène desdites variables a été pris en compte en introduisant dans les modèles les prédicteurs des probabilités associées aux indicatrices de ces deux variables (Heckman, 1976). L'analyse des résultats a montré qu'une mère qui suit régulièrement la radio et la télévision a respectivement 0,18 et 0,21 fois plus de chance d'avoir des enfants ne souffrant pas de retard de croissance et d'insuffisance pondérale contrairement à une mère qui ne suit pas régulièrement la radio et la télévision. Ce résultat est conforme à ceux trouvés par Michael et al. (2020).

Conclusion

Cet article a examiné l'effet du niveau d'instruction de la mère sur l'état nutritionnel des enfants de moins de cinq ans au Bénin à partir des données de la cinquième enquête démographique et de santé réalisée en 2017/2018. Au-delà de cet effet, cet article a analysé les déterminants de l'état nutritionnel de l'enfant à travers ses caractéristiques spécifiques, celles du ménage et des parents, et des caractéristiques de l'environnement ou de la communauté. Les résultats des modèles de régression ont indiqué que la probabilité qu'une mère ait un enfant malnutri souffrant de retard de croissance et d'insuffisance pondérale diminue de 47,3% et de 28,1% lorsqu'elle a un niveau d'instruction secondaire comparativement à celle qui n'a aucun niveau d'instruction. Cette probabilité est de 58,7% lorsqu'elle a le niveau primaire pour l'émaciation. Ainsi, il en découle que le niveau d'instruction de la mère, nécessaire pour faire des réductions significatives de la malnutrition infantile notamment pour le retard de croissance et d'insuffisance pondérale est au moins le niveau secondaire. Néanmoins, il existe d'autres variables telles que : l'âge de l'enfant, le sexe de l'enfant, l'intervalle de naissance, les enfants issus de naissances multiples (jumeaux), l'âge de la mère, le statut matrimonial de la mère, l'état de santé de la mère mesuré par l'IMC, le sexe du chef de ménage, la taille du ménage, le niveau de vie du ménage, le milieu de résidence, la radio et la télévision affectent de manière significative la santé des enfants.

En définitive, les résultats de ce travail de recherche suggèrent quelques implications de politique publique. En effet le capital humain est plus

productif s'il a eu de bonnes conditions de nutrition dès le jeune âge. D'une part, l'instruction de la mère est déterminant dans la malnutrition des enfants de moins de cinq ans au Bénin. Ceci indique que les femmes doivent être éduquées au-delà du niveau primaire. Les politiques visant à maintenir les filles à l'école au-delà du niveau secondaire sont donc plus prometteuses pour résoudre les problèmes nutritionnels des enfants. Les programmes de nutrition infantile devraient être encouragés chez les femmes dont le niveau d'instruction est inférieur au seuil minimum. Ceux-ci aideraient les femmes peu scolarisées à acquérir les connaissances nutritionnelles infantiles nécessaires pour obtenir de meilleurs résultats nutritionnels pour leurs enfants. D'autre part, compte tenu de l'influence positive du niveau de vie du ménage sur la santé de l'enfant, il est nécessaire pour les décideurs politiques de mettre en œuvre une politique capable de soutenir les ménages vulnérables à la pauvreté. Par exemple, favoriser l'accès au microcrédit pour des activités génératrices de revenus, favoriser l'accès à l'utilisation des soins de santé maternelle et infantile.

Cet article présente quelques limites qui méritent d'être évoquées. D'une part, les résultats obtenus sont limités au Bénin et ne pourraient pas être généralisés à d'autres contextes. D'autre part, la base de données bases utilisée provient d'une enquête transversale à passage unique auprès des ménages et donc les informations qu'elle contient constituent l'image instantanée du comportement des ménages qui n'est pas figé. Ainsi, en termes de perspective, une étude en panel peut être envisagée pour voir la dynamique dans le temps du niveau d'instruction de la mère sur l'état nutritionnel des enfants de moins de cinq ans au Bénin.

Conflits d'intérêt

Les auteurs déclarent qu'il n'existe aucun conflit d'intérêt lié à la réalisation et à la publication de ce travail de recherche.

References:

1. Abuya, B. A., Ciera, J., & Kimani-Murage, E. (2012). Effet de l'éducation de la mère sur l'état nutritionnel de l'enfant dans les bidonvilles de Nairobi. *BMC Pédiatre*, pp. 80 <https://doi.org/10.1186/1471-2431-12-80>
2. Ahoey, E. C., & Vodounou, C. (2004). Pauvreté multidimensionnelle et santé de l'enfant : quelques évidences de l'enquête démographique et de santé du Bénin de 2001. *INSAE, Bénin* pp. 4-15
3. Al-Zangabila, K., Poudel, A. S., Wang, Q., Sunil, T. S., Rozelle, S., & Zhou, H. (2021). Alarming high malnutrition in childhood and its associated factors: A study among children under 5 in Yemen. *Medicine (Baltimore)*. pp. 5-10. doi:

- 10.1097/MD.00000000000024419. PMID: 33592890; PMCID: PMC7870187. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/33592890/>
4. Amaha, N. D., & Woldeamanuel, B. T. (2021). Facteurs maternels associés au retard de croissance modéré et sévère chez les enfants éthiopiens : analyse de certains facteurs environnementaux basée sur l'enquête démographique de santé de 2016. *Nutr J* 20, pp. 18. <https://doi.org/10.1186/s12937-021-00677-6>
 5. Amare, Z. Y., Mossa, E. A., & Adey, B. M. (2019). Déterminants de l'état nutritionnel chez les enfants de moins de 5 ans en Éthiopie : analyse approfondie de l'enquête démographique et de santé de 2016. Document de travail DHS n° 156. Rockville, Maryland, États-Unis : ICF. *Mondialisation et santé*, 15(1) : pp. 1-11. <https://link.springer.com/article/10.1186/s12992-019-0505-7>
 6. Aminou, F. A. A., & Okpeitchan, S. O. A. (2017). Effet de La Longueur de L'intervalle de Naissances Sur L'état de Santé Maternelle Au Bénin. *Revue d'Economie Théorique et Appliquée* 7(2) pp. 167–186.
 7. Appaix, O. (2003). Impact économique de l'investissement dans la santé de l'enfant. Communication pour les XXVI-èmes journées des économistes français de la santé. CERDI, Clermont-Ferrand pp. 213-242.
 8. Awiti, J. O. (2013). Preceding Birth Interval Length and Maternal Health in Kenya. Papier soumis à la Conférence Annuelle du Centre d'Etude des Economies Africaines (CSAE) tenue du 17 au 21 Mars, Collège St Catherine, Oxford.
 9. Bara, N. (2009). Education de la mère et la santé de son enfant : évidence pour le monde rural du Sénégal. pp. 9-15.
 10. Becker, G. A. (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal*, 75 pp. 93-517.
 11. Becker, G. A. (1981). *A Treatise on the Family*. Harvard University Press, Cambridge, MA, pp. 304.
 12. Behrman, J., & Deolalikar, A. (1988). *Health and Nutrition Handbook of Development Economics*. volume 1. Ed. Hollis Chenery and T. T. Srinivasan, pp. 631-711, Amsterdam, North Holland.
 13. Black, R. E., Victora, C. G., Walker, S. P., de Onis, M., Ezzati, M., Grantham-McGregor, S., Katz, J., Martorell, R., & Uauy, R. (2013). Maternal and child undernutrition and overweight in low-income and middle-income countries. *Maternal and Child Nutrition Study Group, Lancet (London, England)* 382(9890), pp. 427–451. [http://doi.org/10.1016/S0140-6736\(13\)60937-X](http://doi.org/10.1016/S0140-6736(13)60937-X)
 14. Bollen, K. A., Guilkey, D. K., & Mroz, T. A. (1995). Binary outcomes and endogenous explanatory variables : tests and solutions with an

- application to the demand for contraceptive use in Tunisia. *Demography* 32 (1), pp.111-131.
15. Brookhart, M. A., Rassen, J. A., & Schneeweiss, S. (2010). Instrumental variable methods in comparative safety and effectiveness research. *Pharmacoepidemiology and Drug Safety* 19 (6), pp.537-554.
 16. Cameron, A. C. & Trivedi, P. K. (2010). *Microeconometrics using stata*. Revised Edition. Stata Press.
 17. Dewey, K. G., & Begum, K. (2011). Conséquences à long terme du retard de croissance au début de la vie. *Matern Child Nutr* 7, Suppl. 3, pp. 5–18.
 18. EDSB-V. (2019). Enquêtes démographiques et de santé du Bénin 2017-2018, pp. 77-98.
 19. Glewwe, P. (1999). Why does mother's schooling raise child health in developing countries? Evidence from Morocco. *The Journal of Human Resources*, Vol XXXIV, n° 1, pp. 124-159.
 20. Grira, H. (2007). Les déterminants du statut nutritionnel au Matlab : une analyse empirique. Centre d'Economie de la Sorbonne, CES working paper n°39, pp. 8-15. <https://ideas.repec.org/s/mse/cesdoc>
 21. Grossman, M. (2006). Education and Nonmarket Outcomes. *Handbook of Economics of Education*, Elsevier, Amsterdam, Vol. 1: pp. 577-633.
 22. Guevara, C. A., & Ben-Akiva, M. (2008). A lagrange multiplier test for the validity of instruments in MNL models: an application to residual choice. *European Transport Conference 2008*, Leeuwenhorst, The Netherlands.
 23. Heckman, J. (1979). Sample selection as a specification error. *Econometrica* 47 (1), pp.153-161.
 24. Hontongnon, F. J. L. (2011). Diagnostic nutritionnel sur les enfants de 6 à 59 mois dans la commune de Dangbo. Mémoire de mater pour le diplôme d'études approfondies en sciences agronomiques à l'école doctorale des sciences agronomiques de l'Université d'Abomey-Calavi.
 25. Horton, S. (1988). Birth order and child nutritional status: evidence from the Philippines. *Economic Development and Culture Change*, 36(2), pp. 341–354. <http://www.jstor.org/stable/1153771>.
 26. Kamiya, Y. (2011). Socioeconomic determinants of nutritional status of children in Lao PDR : Effects of household and community factors. *Journal of Health, Population and Nutrition* 29, 339-348 pages.
 27. Keino, S., Plasqui, G., Ettyang, G., Ettyang, G., & van den Borne, B. (2014). Déterminants du retard de croissance et du surpoids chez les jeunes enfants et adolescents en Afrique subsaharienne. *Nourriture*

- Nutr Bull, 35, pp. 167-178.
<http://doi.org/10.1177/156482651403500203>
28. Kinyoki, D. K., Berkley, J. A., Moloney, G. M., et al. (2015). Prédicteurs du risque de malnutrition chez les enfants de moins de 5 ans en Somalie. *Santé publique Nutr* 18, pp. 3125-3133.
 29. Kravdal, O., & Kodzi, I. (2011). Children's stunting in sub-Saharan Africa: Is there an externality effect of high fertility? *Demographic Research* 25, pp. 565-594.
 30. Khan, S., Zaheer, S., & Safdar, N. (2019). Déterminants du retard de croissance, de l'insuffisance pondérale et de l'émaciation chez les enfants de moins de 5 ans : données issues de l'enquête démographique et de santé pakistanaise 2012-2013. *BMC Santé publique* 19 pages, <https://doi.org/10.1186/s12889-019-6688-2>
 31. Lim, S. S., Vos T., Flaxman A. D., et al. (2012). Une évaluation comparative des risques de la charge de morbidité et des blessures attribuables à 67 facteurs de risque et groupes de facteurs de risque dans 21 régions 1990-2010 : une analyse systématique pour l'étude Global Burden of Disease 2010. *Lancette* 380(9859), pp. 2224-2260. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(12\)61766-8](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(12)61766-8).
 32. Lokonon, H. F. J. (2011). Diagnostic nutritionnel sur les enfants de 6 à 59 mois dans la commune de Dangbo. Mémoire de master pour le diplôme d'études approfondies en sciences agronomiques à l'école doctorale des sciences agronomiques de l'Université d'Abomey-Calavi, pp. 24-35.
 33. Long, J. S. & Freese, J., (2006). Regression models for categorical dependent variables using Stata. Second edition. College Station, TX : Stata Press.
 34. Maddala, G. S. (1983). Limited Dependant and qualitative variables in Econometrics. Cambridge University Press, pp. 13-53. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511810176>
 35. Maitra, P., & Ray, R. (2001). The impact of resource inflows on child health: evidence from South Africa, Miméo. Monash University, pp. 12-26.
 36. Makoka, D. (2013). The Impact of Maternal Education on Child Nutrition : Evidence from Malawi, Tanzania, and Zimbabwe. Université du Malawi, Bunda College, CP 219, pp. 5-9, <https://dhsprogram.com/pubs/pdf/WP84/WP84.pdf>.
 37. Marini, A., & Gragnolati, M. (2003). Malnutrition and poverty in Guatemala. Washington. DC : The World Bank.
 38. Marmot, M., Allen J., Bell, R., & Bloommer, E. (2012). Consortium pour la revue européenne des déterminants sociaux de la santé et de la fracture sanitaire. *Revue européenne de l'OMS des déterminants*

- sociaux de la santé et de la fracture sanitaire. *Lancette* 380, pp. 1011–1029.
39. Martorell, R., & Zongrone, A. (2012). Influences intergénérationnelles sur la croissance de l'enfant et la dénutrition. *Paediatr Perinat Epidemiol* 26, Suppl. 1, pp.302-314.
 40. Michael, E., Amadou, B., Charity, E. E., & Godson, T. (2020). Impact du retard de croissance sur le développement cognitif de la petite enfance au Bénin : données issues de l'enquête démographique et de santé. *Gazette de l'Association Egyptienne de Pédiatrie*, pp. 3-6, <https://doi.org/10.1186/s43054-020-00043x>
 41. Mohammad, K. Kassab, M., Gamble, J., et al. (2014). Facteurs associés aux inégalités de poids à la naissance en Jordanie. *Int Nurs Rev* 61, pp. 435–440.
 42. Morrisson, C., & Linskens, C. (2000). Les facteurs explicatifs de la malnutrition en Afrique subsaharienne. OCDE, Document de travail n°167, pp. 39. DOI: 10.1787/513743835456.
 43. Murray, M. P. (2006). Avoiding invalid instruments and coping with weak instruments. *Journal of Economic Perspectives* 20 (4), pp.111-132.
 44. Mwabu, G. (2009). The production of child health in Kenya: a structural model of birth weight. *Journal of African Economies* 18 (2), pp.212-260.
 45. Nebyu, D. A., & Berhanu, T. W. (2021). Facteurs maternels associés au retard de croissance modéré et sévère chez les enfants éthiopiens : analyse de certains facteurs environnementaux basée sur l'enquête démographique de santé de 2016. *Nutrition Journal*, Volume 20, Numéro d'article : 18 ; DOI : <https://doi.org/10.1186/s12937-021-00677-6>
 46. Nguyen, H. T., Eriksson, B., Petzold, M., Bondjiers G., Tran, T. K., Nguyen, L. T. & Ascher, H. (2013), Facteurs associés à la croissance physique des enfants au cours des deux premières années de vie dans les zones rurales et urbaines du Vietnam. *BMC Pédiatre*, pp. 13-149. doi : 0.1186/1471-2431-13-149
 47. Olsen, R. J. (1980). A least squares correction for selectivity bias. *Econometrica* 48 (7), pp.1815-1820.
 48. Sahn, D. (1994). The contribution of income to improved nutrition in Côte d'Ivoire. *Journal of African Economies*, Volume 3, pp.29-61, <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.jae.a036800>.
 49. Schultz, T. P. (1984). Studying the impact of household economic and community variables on child mortality. In Mosley, WH., Chen, LC, (Eds.), *Child survival: strategies for research*. Population and

- Development Review, volume 10, pp. 215-235.
<https://dx.doi.org/10.2307/2807962>
50. Senauer, B., & Garcia M. (1991). Determinants of the Nutrition and Health Status of Preschool Children : An Analysis with Longitudinal Data. *Economic Development and Cultural Change* 39, 371-389 pages.
 51. Shin, H. (2007). Child health in Peru: importance of regional variation and community effects on children's height and weight. *Journal of health and social behavior* 48, pp. 418-433.
 52. Strauss, J., & Thomas, D. (1995). Human resources: empirical modeling of household and family decisions. In Behrman J. & Srinivasan T.N. (Eds), *Handbook of development economics*, Vol. IIIA (Elsevier, Amsterdam), pp. 1883-2023.
 53. Svedberg, P. (1990). Undernutrition in Sub-Saharan Africa: is there a sex bias? *Journal of Development Studies*, Vol, 26, 3, pp. 469-489.
 54. Tornaritis, M. J., Philippou, E., Hadjigeorgiou, C., et al. (2014). Une étude sur l'apport alimentaire d'enfants et d'adolescents chypriotes âgés de 6 à 18 ans et l'association entre le niveau d'instruction de la mère et le poids des enfants sur le respect des recommandations nutritionnelles. *BMC Santé publique* 14, pp. 13.
 55. UNICEF. (2019). *The State of the World's Children 2019*. New York : UNICEF.
 56. Umar, F. M., Abdul, R. S. M., & Rizwan Y. M. (2019). Scolarisation des mères et malnutrition chez les enfants du Pakistan rural-urbain. *Épidémiologie Biostatistique et santé publique*, pp. 1-16 ;DOI:10.2427/12978 <https://ebph.it/article/download/12978/11697>
 57. Yahya, A. L. (2017). Facteurs Explicatifs de la Malnutrition des Enfants en Mauritanie. *African Economic Research Consortium – AERC*, pp. 8-13.