

Déterminants de la pauvreté des enfants au Bénin : une approche multidimensionnelle

Fawaz A. Adéchinan AMINO¹

Doctorant en Economie Appliquée (PTCI)
Faculté des Sciences Economiques et de Gestion
Université Cheikh Anta Diop
Dakar, Sénégal

Mai, 2014

Résumé :

Les profils et déterminants de la pauvreté des enfants au Bénin ont été identifiés en utilisant les données de l'Enquête Démographique et de Santé de 2011. Le concept de pauvreté infantile multidimensionnelle a été appliqué aux enfants de moins de 5 ans. Un total de 7865 enfants ont été analysés. 50,1% des enfants sont de sexe masculin et l'âge moyen de ces enfants est de 29 mois.

Sur la base d'une pondération égale, cinq dimensions ont été utilisées pour estimer la pauvreté multidimensionnelle. Ces dimensions sont : l'assainissement, l'eau, le logement, la nutrition et la santé. L'approche de comptage Alkire et Foster (2007) a été appliquée pour générer des profils de pauvreté multidimensionnelle pour les enfants. Lorsque le seuil de pauvreté $k=1$, 43,7% des enfants sont multidimensionnellement pauvres contre 27,2% d'enfants pauvres lorsque $k=3$. Ce qui implique que lorsque les enfants sont privés dans au moins une dimension, 43,7% sont multidimensionnellement pauvres. Les dimensions assainissement et nutrition ont les contributions relatives les plus élevées de 37,14% et 21,8% respectivement à l'indice global de pauvreté multidimensionnelle. 42,6% des enfants garçons comme filles sont multidimensionnellement pauvres. L'Alibori et l'Atacora sont les régions ayant plus d'enfants pauvres, soit respectivement 54,6% et 50,9%. Bien que, l'IPM des enfants diminue à mesure que k augmente, elle est due à la réduction du nombre d'enfants pauvres et non à la réduction de l'intensité de la pauvreté parmi les pauvres.

Les résultats du modèle Logit ont révélé que l'âge de l'enfant, le niveau d'éducation des parents, les ménages dirigés par les femmes, le fait de vivre en milieu urbain et la richesse du ménage réduisent la probabilité qu'un enfant soit multidimensionnellement pauvre. Par ailleurs, les ménages dirigés par les hommes, l'âge du chef de ménage et le fait de vivre en milieu rural augmentent la probabilité d'un enfant à être multidimensionnellement pauvre.

L'éradication de la pauvreté des enfants doit recourir à une variété de mesures touchant différentes dimensions puisque la pauvreté est un phénomène multidimensionnel. Il s'agit notamment d'encourager la culture et l'accessibilité des produits alimentaires de grande consommation, la sensibilisation des mères sur la nutrition des enfants, la fourniture de plus d'infrastructures sanitaire et d'assainissement.

Codes de classification JEL : D63, I3, I32, O1.

Mots clés : Pauvreté multidimensionnelle, enfant moins de 5 ans, approche Alkire et Foster, modèle Logit, Bénin.

¹ Email : zapate2020@yahoo.fr; Tél : +221 77 746 45 90 ; +229 97 38 15 39

1. Introduction

Les enfants sont les plus vulnérables dans la société et sont par exemple les plus touchés par l'incidence de la pauvreté, en particulier ceux dont les âges varient de 0 à 15 ans. Selon l'UNICEF (2005), les enfants vivant dans la pauvreté sont privés des ressources dont ils ont besoin sur les plans matériel, spirituel et affectif pour survivre, se développer et s'épanouir, ce qui les empêche de jouir de leurs droits, de donner la pleine mesure de leurs capacités ou de participer à la vie de la société en tant que membres à part entière et à parts égales. Un enfant sur trois dans le monde en développement n'a pas accès à un assainissement de base, et un sur cinq n'a pas accès à l'eau potable (UNICEF, 2009). Environ 600 millions d'enfants à travers le monde sont de plus en plus dans la pauvreté absolue et plus de dix millions d'enfants de moins de cinq ans meurent chaque année (eldis, 2005)². Chaque année, près de 10 millions d'enfants meurent de causes qui, en grande partie, sont évitables (UNICEF, 2011). Il s'agit notamment de maladies telles que la pneumonie, la diarrhée et le paludisme, ainsi que les conflits et le VIH/SIDA. La malnutrition, le manque d'hygiène, le manque d'accès à l'eau potable et à l'assainissement contribuent à plus de la moitié de ces décès (UNICEF, 2005). Plus de 90% des décès d'enfants de moins de 18 ans surviennent avant l'âge de cinq ans (GNUD, 2005). Quatre-vingt-trois pour cent de tous les décès des enfants de moins de cinq ans se produit actuellement en Afrique et en Asie combinée (UNICEF, 2008).

Les enfants en Afrique et au Bénin en particulier sont souvent confrontés à de nombreux problèmes tels que la mauvaise santé, le manque d'accès à une éducation de qualité, l'insécurité alimentaire et sociale et le manque de soins. Au Bénin, la pauvreté des enfants est typique dans les zones urbaines et rurales. Les enfants vivants dans les zones rurales sont privés de ressources utiles et bénéfiques. L'accès à l'eau potable, aux toilettes modernes, à l'école, aux journaux et d'autres médias restent quasi inexistantes. En outre, ils vivent dans des logements surpeuplés et ont un accès limité aux vaccins et aux conseils médicaux.

L'évaluation des stratégies de croissance et de réduction de la pauvreté montre qu'en termes de pauvreté monétaire, la proportion de la population béninoise pauvre est de 37,5% en 2006, 35,2% en 2009 et 36,2% en 2011. Par rapport aux enfants 0-17 ans, cette proportion a évolué respectivement au cours des mêmes années de 41,2% ; 39,6% à 41, 3%. Ces résultats montrent que la proportion des enfants de 0 à 17 ans vivant dans des ménages en dessous du seuil de pauvreté monétaire est plus élevée que celle de la population en général. Cette pauvreté monétaire est de 40,1% en 2011 chez les enfants de moins de cinq ans. Cette situation de la pauvreté monétaire des enfants de moins de cinq ans est plus accentuée en milieu rural qui enregistre la proportion la plus élevée, tournant autour de 43,3% en 2011 contre 35,1% en milieu urbain. Par ailleurs, elle est de 40,7% chez les garçons contre 39,4% chez les filles.

Plusieurs auteurs ont étudié la pauvreté en utilisant l'approche unidimensionnelle, seuls quelques-uns ont adopté l'approche multidimensionnelle. L'estimation de la pauvreté des enfants dans une perspective multidimensionnelle est récente et peu nombreuse. Les différentes dimensions de la pauvreté constituent un défi pour le choix de la mesure et des indicateurs appropriés de pauvreté. Puisque le choix d'une mesure spécifique de la pauvreté peut avoir des conséquences importantes pour la réduction de la pauvreté, certaines mesures peuvent mieux identifier les situations de pauvreté spécifiques que d'autres (Hagenaars et Vos, 1988; Laderchi et al. 2003).

² <http://www.eldis.org/vfile/upload/1/document/1103/id21%20insights%2056.pdf>, consulté le 29/04/14 à 14h13.

Ce travail examine l'incidence et les déterminants de la pauvreté des enfants au Bénin. Il estime la pauvreté chez les enfants de moins de cinq ans. La littérature sur la pauvreté des enfants du point de vue multidimensionnel au Bénin est rare. Cependant, diverses études menées sur la pauvreté multidimensionnelle au Bénin dans le passé incluent Mededji et Djossou (2007)³, Hodonou et *al.* (2008), Hounkpodote (2009) et Vodounou (2009). Aucune d'entre elles n'a quantifié les spécificités de la pauvreté des enfants et les facteurs qui l'influencent. La méthodologie Alkire et Foster fait partie des mesures récemment développées visant à représenter les privations basiques et les manques dont souffrent simultanément la population. Elle a un avantage par rapport aux mesures multidimensionnelles précédentes car elle introduit une méthode d'identification à seuil double, tandis que sa méthode d'agrégation repose sur l'approche FGT traditionnelle. En outre, la profondeur et la sévérité de la pauvreté peuvent être estimées à l'aide d'une approche multidimensionnelle.

2. Objectifs de recherche

L'objectif général de cette étude est d'examiner l'incidence et les déterminants de la pauvreté des enfants au Bénin. De façon spécifique, il s'agit de : (1) décrire les caractéristiques socio-économiques des enfants de moins de cinq ans, (2) identifier les dimensions de la pauvreté des enfants, (3) établir le profil de l'état de pauvreté des enfants et (4) identifier les déterminants de la pauvreté des enfants.

3. Revue de littérature sur la pauvreté des enfants

L'approche Bristol adoptée par l'étude mondiale (UNICEF, 2007) a aligné la mesure de la pauvreté des enfants à l'approche des droits de l'enfant et a mis en œuvre des indicateurs et des seuils de pauvreté des enfants qui reflètent la définition convenue lors du sommet mondial. Elle a été utilisée pour produire un grand nombre d'estimations de pauvreté des enfants dans plusieurs pays en développement (Gordon et *al.* 2003; Gordon et *al.* 2001; UNICEF, 2004). Les études ont utilisé les données des Enquêtes Démographiques et Sanitaires (EDS) qui peuvent être reproduites avec les données d'Enquête en grappes à indicateurs multiples (MICS). Elle appartient aux mesures traditionnelles de comptage de la pauvreté qui fournissent l'incidence ou le pourcentage d'enfants qui sont multidimensionnellement pauvres. Elle a l'avantage d'être facile à estimer et interpréter, mais ne fournit pas d'informations sur la profondeur et la sévérité de la pauvreté (Delamonica et Minujin, 2007 ; Alkire et Foster, 2007, 2011).

La méthode Alkire-Foster (AF) (2007, 2011) combine l'approche de comptage (Gordon et *al.* 2003) avec la littérature sur les approches axiomatiques de la pauvreté multidimensionnelle au bien-être économique (Bourguignon et Chakravarty, 2003 ; Alkire, 2008). Elle fournit une mesure multidimensionnelle qui reflète l'intensité de la pauvreté. Elle révèle aussi la profondeur et la sévérité de la pauvreté multidimensionnelle.

L'étude de l'UNICEF basée sur les données du MICS de 2007 a utilisé à la fois l'approche de revenu/consommation et de privation pour estimer la pauvreté et les privations des enfants. L'utilisation de l'approche revenu/consommation est basée sur la prémisse que la pauvreté des ménages affecte les enfants dans ces ménages, ceux-ci étant les plus vulnérables. Cependant, comme tous les indicateurs de la pauvreté ne peuvent pas être capturés sur la base de mesures monétaires, ils ont également adopté l'approche de la privation. Dans l'approche de privation, les sept indicateurs jugés de base pour la survie, la croissance et le développement des enfants sont : le logement, l'assainissement, l'eau potable, l'information, la nourriture et la nutrition, l'éducation et la santé. L'étude a utilisé un ensemble de seuil pour classer les enfants par niveaux de privation. La privation

³ Cités par Hounkpodote (2009)

dans chacun de ces indicateurs existe à deux niveaux à savoir graves et moins graves. Le terme de « pauvreté absolue » a également été utilisé pour décrire une situation où les enfants souffrent d'au moins de deux privations.

Alkire et Roche (2011), en utilisant quatre tours des données de l'EDS pour la période 1997-2007, ont mesuré la pauvreté des enfants au Bangladesh et estimé l'incidence, la profondeur et la sévérité des différentes dimensions de la pauvreté des enfants. Les indicateurs retenus pour les enfants de moins de cinq ans sont la nutrition, l'eau, l'assainissement, la santé, le logement et l'information. Les résultats montrent que le taux de pauvreté ajusté Alkire-Foster produit différent classement que le simple taux d'incidence, car il reflète les privations simultanément subies par des enfants. Cette approche a été utilisée par plusieurs d'autres auteurs.

Par exemple, Santos et Ura (2008) ont estimé la pauvreté multidimensionnelle au Bhoutan avec les données de l'Enquête sur le niveau de vie. Cinq dimensions ont été considérées pour l'estimation dans les zones rurales et urbaines avec deux autres pour les zones rurales. L'étude a utilisé deux systèmes de pondération alternative : poids égaux et poids provenant de l'Enquête bonheur national brut. Les dimensions considérées sont : le revenu, l'éducation, la disponibilité des chambres, l'accès à l'électricité et l'accès à l'eau potable. Pour les zones rurales, l'accès aux routes et la propriété foncière ont été ajoutés. Les estimations sont décomposées en zones rurales et urbaines, par dimension et entre les districts. Les résultats montrent que la contribution de chaque dimension dépend du système de pondération. En outre, le classement des districts s'est avéré robuste pour une large gamme de seuils de pauvreté. La méthodologie est proposée comme une formule potentielle pour la mesure de pauvreté nationale ainsi qu'un outil pour l'allocation budgétaire entre les districts et les dimensions.

Aussi, Batana (2008) a-t-il estimé la pauvreté multidimensionnelle dans quatorze pays d'Afrique subsaharienne. L'identification des pauvres et non pauvres, repose sur quatre dimensions : les actifs, la santé, la scolarisation et l'autonomisation. Quatre principaux résultats ont été obtenus : tout d'abord, il existe d'importantes différences dans la pauvreté multidimensionnelle entre les pays, deuxièmement, le classement des pays sur la base de la mesure de la pauvreté multidimensionnelle Alkire et Foster (2007) diffère du classement basé sur les mesures de bien-être standard (IDH et la pauvreté de revenu). Troisièmement, la décomposition de la pauvreté multidimensionnelle est plus répandue dans les zones rurales que les zones urbaines. Enfin, la décomposition de la pauvreté en dimensions indique que l'absence de scolarisation est le facteur clé de la pauvreté multidimensionnelle.

De plus, Alkire et Suman (2009) ont étudié la pauvreté multidimensionnelle en Inde. Ils ont constaté que 60 pourcent des ménages pauvres identifiés sous les mesures multidimensionnelles (AF) de la pauvreté n'ont pas été inclus dans le programme d'aide sociale de l'Inde qui cible les ménages pauvres identifiés par comparaison de leur revenu avec la ligne officielle de la pauvreté de revenu. Alkire et Suman (2009) ont également illustré la valeur politique de la décomposabilité des mesures de pauvreté multidimensionnelle Alkire et Foster: pour éclairer la planification multisectorielle en identifiant les priorités locales d'investissement public. En se basant sur les résultats, ils ont conclu que l'approche Alkire et Foster (2007) peut être utilisée pour accéder à des dimensions qui engendrent la pauvreté multidimensionnelle dans différents contextes.

Par ailleurs, Kabubo et al. (2011) ont utilisé les données de l'EDS pour la période 1993-2003 pour estimer la pauvreté multidimensionnelle des mères et des enfants au Kenya. Deux dimensions de bien-être ont été considérées dans leur estimation de la pauvreté multidimensionnelle que sont les actifs et la santé. Tout d'abord, un composite des indices de pauvreté pour l'actif a été estimé à l'aide de l'ACM et d'autre part les indices de pauvreté multidimensionnelle ont été estimés et ordonnés, en utilisant la

méthodologie Alkire et Foster (2007). Les déterminants de la pauvreté ont été identifiés par l'utilisation du modèle bi-probit.

Enfin, Adetola et Olufemi (2012) appliquent le concept de pauvreté infantile multidimensionnelle aux enfants de moins de 5 ans pour identifier les profils et les déterminants de la pauvreté des enfants dans les zones rurales du Nigéria en utilisant les données de l'Enquête démographique et de santé de 2008. En tout, un total de 4543 enfants ont été analysés. Environ la moitié des enfants étaient des garçons et l'âge moyen de tous les enfants est de 29 mois. L'analyse des correspondances multiples (ACM) en une seule étape a été réalisée pour générer des poids des cinq dimensions utilisées dans les estimations de pauvreté multidimensionnelle. Ces dimensions sont l'eau potable sûre, l'assainissement, le logement, la santé et la nutrition. Quand le seuil de pauvreté $K = 1$, 52 % des enfants étaient multidimensionnellement pauvres contre 27,9 % pauvres quand $k = 3$. Ceci implique que, lorsque les enfants sont privés dans au moins une dimension, 52 % sont multidimensionnellement pauvres. Les dimensions de la santé et de l'assainissement ont eu la contribution relative la plus élevée de 38,54 % et 22,58% respectivement pour l'indice global de pauvreté multidimensionnelle.

4. Méthodologie

Afin d'analyser multidimensionnellement la pauvreté des enfants au Bénin, nous utilisons l'approche Alkire et Foster (2007). Elle comprend deux étapes: une étape d'identification (ρ_k) qui identifie « qui est pauvre » en considérant la série de privations qu'ils subissent, et une étape d'agrégation qui génère un ensemble de mesures de la pauvreté (M_0) (basée sur les mesures FGT traditionnelles) qui peuvent être décomposées pour cibler les populations les plus pauvres et les dimensions dans lesquelles elles sont le plus privées. Elle propose également deux mesures supplémentaires dans la même classe de mesures de pauvreté multidimensionnelle: l'écart ajusté de la pauvreté et la mesure de FGT ajusté, qui sont sensibles à la profondeur de la pauvreté dans chaque dimension, et l'inégalité parmi les pauvres.

4.1. Notation

Soit $y = [y_{ij}]$ la matrice $n \times d$ des accomplissements, où n représente le nombre d'individus, d le nombre de dimensions et $y_{ij} \geq 0$ est l'accomplissement de l'individu $i = 1, 2, \dots, n$ dans la dimension $j = 1, 2, \dots, d$. Chaque vecteur ligne $y_{i\bullet} = y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{id}$ liste les accomplissements de l'individu i dans chaque dimension tandis que chaque vecteur colonne $y_{\bullet j} = y_{1j}, y_{2j}, \dots, y_{nj}$ donne la distribution des accomplissements dans la dimension j pour tous les individus. Soit $z_j > 0$ le seuil de privation en dessous duquel un individu est considéré comme privé en dimension j et soit z le vecteur ligne des seuils de privations. L'expression $|v|$ dénote la somme de tous les éléments d'un vecteur ou matrice v et $\mu(v)$ représente la moyenne de v .

Pour une matrice d'accomplissements y donnée, il est possible de définir une matrice des privations $g^0 = [g_{ij}^0]$ dont l'élément type g_{ij}^0 est défini par $g_{ij}^0 = 1$ si $y_{ij} < z_j$ et $g_{ij}^0 = 0$ sinon. Ainsi, g^0 est la matrice $n \times d$ dont l' $ij^{\text{ième}}$ élément est 1 lorsque l'individu i est privé en dimension j et 0 sinon en fonction du seuil z_j de chaque dimension. De cette matrice, on peut construire un vecteur colonne c de l'intensité des privations, dont l' $i^{\text{ième}}$ entrée $c_i = |g_i^0|$ représente le nombre de privations subies par individu i .

4.1.1. Méthode d'identification

Suivant Alkire et Foster (2007), le vecteur c des intensités des privations est comparé à un seuil k pour identifier les pauvres avec $k = 1, 2, \dots, d$. Ainsi, la méthode d'identification ρ est définie comme $\rho_k(y_i, z) = 1$ chaque fois que $c_i \geq k$ et $\rho_k(y_i, z) = 0$ chaque fois que $c_i < k$. Finalement, l'ensemble des individus qui sont multidimensionnellement pauvres est défini comme $z_k = \{i : \rho_k(y_i, z)\}$. En d'autres termes, la méthode identifie comme pauvre tout individu privé d'au moins k dimensions. Alkire et Foster (2007) attribue ρ_k à une « méthode d'identification à seuil double » car elle applique d'abord un seuil de privations z_j au niveau des dimensions pour identifier qui est privé ou non dans chaque dimension puis le seuil de pauvreté k pour l'ensemble des dimensions pour identifier qui peut être considéré comme pauvre multidimensionnellement.

La décision relative au seuil de pauvreté sur l'ensemble des dimensions dépend de divers facteurs, y compris le nombre et le type d'indicateurs impliqués dans l'analyse. La méthode (AF) formule plus explicitement la méthode à seuil double et permet de comparer les résultats en fonctions de différentes valeurs du seuil afin de procéder à une analyse de sensibilité.

4.1.2. Mesure de la pauvreté multidimensionnelle

La première mesure à prendre en considération est le taux d'incidence de la pauvreté multidimensionnelle ou le pourcentage d'individus pauvres. Le taux d'incidence $H = H(y, z)$ est défini par :

$$H = \frac{q}{n} \quad (1)$$

Où $q = q(y, z)$ est le nombre d'individus dans l'ensemble z_k comme identifié par la méthode à seuil double ρ_k . Alkire et Foster (2007) ont proposé une mesure de l'incidence qui est ajustée par le nombre moyen de privations subies par les pauvres. A cette fin, un vecteur censuré de comptage de privations c_k est défini de sorte que $c_i(k) = c_i$ si $c_i \geq k$ et $c_i(k) = 0$ si $c_i < k$. Ainsi, $\frac{c_i(k)}{d}$ représente les privations possibles communes subies par un individu pauvre i et donc la quote-part moyenne des privations des pauvres est donnée par :

$$A = \left| \frac{c(k)}{qd} \right| \quad (2)$$

A représente l'intensité de la pauvreté multidimensionnelle. Ceci est différent de Delamonica et Minujin (2007) qui proposent de mesurer les privations moyennes dans l'ensemble de la population plutôt que sur ceux qui sont identifiés comme pauvres. En se focalisant sur les pauvres, la méthode (AF) permet de calculer un taux d'incidence de la pauvreté ajusté qui satisfait les propriétés de décomposabilité. Le taux d'incidence ajusté $M_0 = M_0(y, z)$ est donné par :

$$M_0 = HA \quad (3)$$

Ce taux ajusté satisfait clairement la monotonie dimensionnelle puisque M_0 augmente quand un individu pauvre est privé d'une dimension supplémentaire⁴. Une propriété intéressante de M_0 est qu'elle peut être décomposée en sous-groupe de la population. La décomposition est obtenue par :

$$M_0(x, y, z) = \frac{n(x)}{n(x, y)} M_0(x, z) + \frac{n(y)}{n(x, y)} M_0(y, z) \quad (4)$$

Où x et y sont la distribution des deux sous-groupes, (x, y) est la distribution obtenue en fusionnant les deux, $n(x)$ le nombre d'individus en x , $n(y)$ le nombre d'individus en y et $n(x, y)$ le nombre d'individus en (x, y) . Cette décomposition peut être étendue à un certain nombre de sous-groupes. Il est également possible de ventiler M_0 de manière à identifier la contribution de chaque dimension j . Une fois l'étape d'identification réalisée, une matrice de privations censurée $g^0(k)$ est définie dont l'élément type est défini par $g_{ij}^0(k) = g_{ij}^0$ pour tout i satisfaisant $c_i \geq k$ et $g_{ij}^0(k) = 0$ pour i avec $c_i < k$. Ainsi, $M_0(y, z)$ peut être ventilée par dimension comme :

$$M_0(y, z) = \frac{\sum_j \mu(g_{0j}^0(k))}{d} \quad (5)$$

En conséquence, $\frac{1}{d} \mu(g_{0j}^0(k))$ peut être interprété comme la contribution post-identification de la dimension j à la pauvreté multidimensionnelle globale.

4.1.3. Dimensions, seuils de privations et pondération

L'indice de pauvreté multidimensionnelle (IPM) est construit à l'aide de cinq indicateurs. Les indicateurs ainsi que les seuils de privations sont résumés dans le tableau 1. Un défi dans la construction d'indices de pauvreté multidimensionnelle est le choix des pondérations. Les poids déterminent l'intensité avec laquelle une variable choisie contribue à expliquer la pauvreté. Par conséquent, différents poids peuvent être affectés à chaque attribut. Les principales méthodes de pondération proposées dans la littérature comprennent des poids égaux, poids basés sur la fréquence, des poids statistiques multivariés (par exemple l'analyse en composantes principales (Rahman et al. 2005; Ram, 1982; Slottje, 1991), l'analyse en correspondances multiples), poids basés sur la régression et les poids normatifs (Decancq et Lugo, 2008). Aucune de ces méthodes n'a été prouvée meilleure, et la plupart des approches de mesure de la pauvreté ne fournissent pas de méthodes appropriées pour résoudre le problème de la pondération. Au lieu de cela, elles donnent la latitude pour attribuer des pondérations à chaque dimension de façon normative (Batana, 2008). La prudence est aussi avancée sur les arbitrages qui en découlent en utilisant différentes méthodes de pondération et de la nécessité des tests de robustesse afin de déterminer l'impact de la valeur spécifique de poids sur les indices de pauvreté (Adetola et Oloufemi, 2012).

⁴ M_0 satisfait également d'autres propriétés : principe de population (réplication invariance), symétrie, orientation pauvreté, orientation privations, monotonie faible, non-trivialité, normalisation et réarrangement faible. Ces axiomes sont des restrictions communes sur les méthodologies d'identification et d'agrégation.

L'approche la plus couramment utilisée est la pondération égale (Decancq et Lugo, 2008). Bien que pratique, la pondération égale est loin d'être sans controverse (Decancq et Lugo, 2008 ; Alkire et Foster, 2007). Selon Atkinson (2003), un poids égal est un système de pondération normatif arbitraire qui est approprié dans certaines mais pas dans toutes les situations. Ainsi, dans le cadre de ce travail, chaque indicateur a une pondération égale aux autres. Toutes ces informations sont résumées dans le tableau 1 ci-dessous.

Tableau n°1 : Indicateurs, seuils et pondérations de l'IPM

Indicateurs	Privé si	Poids relatifs
Nutrition	Les enfants qui sont à plus de deux écarts-types en dessous de la population de référence internationale pour le retard de croissance (taille pour l'âge) ou émaciation (rapport poids-taille) ou une insuffisance pondérale (poids pour l'âge). La normalisation suit les algorithmes fournis par l'étude de référence de la croissance de l'enfant de l'OMS (OMS, 2006)	20%
Eau	Les enfants qui utilisent l'eau provenant d'une source non améliorée tels que les puits ouverts, des sources ouvertes ou de l'eau de surface (Nations Unies, 2003)	20%
Assainissement	Les enfants qui utilisent des installations sanitaires non améliorées telles que des latrines à fosse sans dalle, latrine à fosse ouverte, seau hygiénique et WC suspendu. Des enquêtes ont été normalisées pour la comparabilité (Nations Unies, 2003)	20%
Santé	Les enfants qui n'ont pas été vaccinés pendant 2 ans. Un enfant est privé si l'enfant n'a pas reçu huit des vaccins suivants: bcg, dtc1, dtc2, dtc3, polio0, polio1, polio2, polio3, la rougeole ou n'a pas reçu un traitement pour une maladie récente impliquant une infection respiratoire ou de la diarrhée aiguë (Nations Unies, 2003)	20%
Logement	Les enfants vivant dans une maison sans plancher (c'est à dire une boue ou de fumier étage) ou la toiture insuffisante (Nations Unies, 2003)	20%

Source : Nations Unies (2003).

Seuil de pauvreté : Une fois identifiés, les enfants souffrant de privations dans chacun des indicateurs, l'étape suivante consiste à déterminer qui est multidimensionnellement pauvre. Cela dépend du total pondéré des privations de chacun. Un enfant n'est pas multidimensionnellement pauvre s'il souffre d'un certain nombre de privation. Une privation n'indique pas nécessairement que l'enfant est pauvre. Nous devons donc fixer un deuxième seuil, le « seuil de pauvreté » k . Dans le cadre de ce travail, nous avons utilisé les différentes valeurs de k pour calculer l'IPM. Ainsi, un enfant sera considéré comme multidimensionnellement pauvre si le total pondéré des privations qu'il subit est supérieur ou égal au seuil de pauvreté k .

4.2. Estimation économétrique d'un modèle d'analyse de la pauvreté

Pour identifier les facteurs explicatifs des privations des enfants, nous créons une variable binaire P_i telle que : $P_i = 1$ si l'enfant i est multidimensionnellement pauvre et 0 sinon. Ensuite, nous estimons un modèle Logit en utilisant la variable P_i comme variable expliquée. Ce choix est fondé sur le fait que cette loi facilite l'interprétation des paramètres β associés aux variables explicatives.

4.3. Nature et type de données

L'étude a utilisé des données secondaires provenant des données de l'Enquête Démographique et de Santé (EDS) recueillies par l'INSAE en 2011-2012. Les données de l'enquête EDS sont des données nationales représentatives et elles fournissent des informations sur le bien-être des individus dans les ménages.

5. Résultats et discussion

5.1. Caractéristiques socio-économiques des enfants

Cette section présente les caractéristiques socio-économiques des enfants de moins de cinq ans au Bénin. Les caractéristiques considérées sont l'âge en mois et le sexe des enfants. Les détails sont présentés ci-dessous.

i. Age

Le tableau 2 ci-dessous présente les classes d'âge en mois des enfants. Le pourcentage entre les classes d'âge est très similaire. Les enfants du Bénin de la classe d'âge 40-49 ont le pourcentage le plus élevé, soit 17,99% avec un effectif de 1415 sur le nombre total d'enfants de l'échantillon. Ils sont suivis des enfants de la classe d'âge 10-19 avec un pourcentage de 17,98%, ceux de la classe 50-59 ont le pourcentage le plus faible, soit 14,99%. Le nombre moyen d'enfants de moins de cinq ans par ménage est 2 et l'âge moyen des enfants de moins de cinq ans dans le ménage est 29,31 mois.

Tableau n°2 : Distribution des enfants par âge

Age de l'enfant (mois)	Fréquence	Pourcentage (%)
0-9	1284	16,33
10-19	1414	17,98
20-29	1290	16,40
30-39	1283	16,31
40-49	1415	17,99
50-59	1179	14,99
Total	7865	100

ii. Sexe

Le tableau 3 ci-dessous montre que les enfants de sexe masculin et féminin sont presque équitablement répartis entre les ménages avec 50,1% et 49,9% respectivement.

Tableau n°3 : Distribution des enfants par sexe

Sexe	Fréquence	Pourcentage (%)
Masculin	3940	50,1

Féminin	3925	49,9
Total	7865	100

5.2. Estimations de la pauvreté des enfants

Les estimations de pauvreté multidimensionnelle sont basées sur cinq dimensions : l'eau, l'assainissement, le logement, la santé et la nutrition. Les estimations des privations des enfants dans ces dimensions ont été menées avec des poids égaux. Un deuxième seuil k , représentant le nombre de dimensions dans lesquelles un enfant doit être privé pour être considéré comme pauvre, est défini.

Le tableau 4 présente l'indice de pauvreté estimé selon la valeur du seuil k . On observe à partir de ce tableau que les mesures de la pauvreté diminuent avec le niveau de k . Ceci est conforme avec les conclusions de Batana (2008) ; Adetola et Oloufemi (2012). Lorsque le nombre de privations subies par les enfants k est égal à 1, le taux d'incidence H est de 91,9% et de 39,8% pour $k=3$. Ce résultat est similaire au taux d'incidence de Bangladesh et du Nigéria qui ont donné respectivement 96% (Gordon et al. 2003) et 90,9% (Adetola et Oloufemi, 2012) d'enfants multidimensionnellement pauvres pour $k=1$. Le taux d'incidence ajusté suggère également que 43,7% et 27,2%, respectivement pour $k=1$ et $k=3$, des enfants sont pauvres. Un résultat similaire a été obtenu pour les enfants ruraux au Nigéria où 52% et 27,9% des enfants sont multidimensionnellement pauvres respectivement pour $k=1$ et $k=3$ (Adetola et Oloufemi, 2012). Alkire et Roche (2011) ont également trouvé un résultat similaire au Bangladesh pour les enfants avec 48,7% et 40% pour $k=1$ et $k=3$ respectivement. Kabubo et al. (2011) ont quant à eux trouvé des résultats légèrement différents pour les enfants ruraux au Kenya avec 27,2% et 5,9% pour $k=1$ et $k=3$ respectivement. L'intensité de la pauvreté montre que la proportion de dimensions dans lesquelles les pauvres sont privés augmente avec k . Bien que l'indice de pauvreté multidimensionnel (IPM) des enfants diminue, parce que le nombre d'enfants pauvres diminuent, l'intensité de la pauvreté entre les pauvres augmente. Ceci est en droite ligne avec les conclusions de Alkire et al. (2011) où ils affirment qu'en Lesotho, Kenya et Nigéria, la réduction de l'IPM est due plus qu'à la réduction de l'incidence qu'à la réduction en intensité de la pauvreté. La privation moyenne entre les pauvres qui sont privés dans au moins une dimension est de 2,38 dimensions et entre les enfants qui sont privés dans au moins trois dimensions ($k=3$), elle est de 3,42. Ces résultats sont cohérents avec ceux de Adetola et Oloufemi (2012) où la privation moyenne entre les enfants était de 2,86 pour $k=1$ et 3,81 pour $k=3$. Alkire et Roche (2011) trouvent aussi qu'elle est de 3,03 pour $k=1$ et 3,67 pour $k=3$.

Tableau n°4 : Indices de pauvreté multidimensionnelle

(k)	$(M_0 = HA)$	(H)	(A)	Privation moyenne
1	0,437	0,919	0,476	2,38
2	0,394	0,704	0,560	2,8
3	0,272	0,398	0,683	3,42
4	0,129	0,142	0,908	4,54
5	0,024	0,024	1	5,00

i. Contribution des dimensions à l'IPM

La contribution relative des différentes dimensions à la pauvreté multidimensionnelle globale est présentée dans le tableau 5. Les résultats montrent que la dimension « assainissement » a la plus grande contribution avec 37,14% à k=1. Elle est suivie par la dimension « nutrition » avec 21,8% à k=1, tandis que la dimension « eau » a la contribution la plus faible avec 8,48%. Les résultats similaires sont obtenus à k=2 et k=3. Ce constat implique que l'assainissement et la nutrition des enfants devraient être une cible de politique pour réduire la pauvreté des enfants au Bénin.

Tableau n°5 : Contribution relative des dimensions à l'IPM

Dimensions	Eau (%)	Assainissement (%)	Logement (%)	Santé (%)	Nutrition (%)
K=1	8,48	37,14	14,68	17,9	21,8
K=2	9,78	33,67	17,62	18,31	20,62
K=3	11,54	29,53	19,89	19,15	19,89
K=4	15,56	24,09	20,48	20,44	19,43
K=5	20	20	20	20	20

ii. Décomposition des indices de pauvreté multidimensionnelle par région

Les résultats du tableau 6 montrent que l'Alibori contribue le plus aux indices de pauvreté multidimensionnelle (10,41%), suivi par l'Atacora (9,71%) et le Mono (9,63%) à k=1. Kabubo et al. (2011) ont reconnu qu'il est cependant difficile de classer les régions à tous les seuils possibles. Les régions du Nord ont contribué le plus à l'IPM global avec 53,76% contre 46,24% pour les régions du Sud.

Tableau n°6 : Décomposition des indices de pauvreté multidimensionnelle par régions

Seuil de pauvreté	K=1			K=3		
	<i>M₀</i>	<i>H</i>	<i>A</i>	<i>M₀</i>	<i>H</i>	<i>A</i>
Région						
Alibori	0,1041	0,0889	0,0988	0,1237	0,1164	0,0898
Atacora	0,0971	0,0894	0,0915	0,1040	0,1026	0,0857
Atlantique	0,0786	0,0787	0,0842	0,0758	0,0764	0,0838
Borgou	0,0824	0,0821	0,0846	0,0859	0,0838	0,0867
Collines	0,0778	0,0851	0,0771	0,0669	0,0687	0,0823
Couffo	0,0946	0,0889	0,0897	0,1056	0,1066	0,0837

Donga	0,0877	0,0858	0,0862	0,0914	0,0928	0,0833
Littoral	0,0355	0,0607	0,0493	0,0040	0,0046	0,0732
Mono	0,0963	0,0884	0,0919	0,1074	0,1074	0,0844
Ouémé	0,0742	0,0809	0,0773	0,0644	0,0676	0,0805
Plateau	0,0833	0,0861	0,0816	0,0770	0,0802	0,0811
Zou	0,0885	0,0851	0,0878	0,0939	0,0928	0,0856

iii. Décomposition des indices de pauvreté multidimensionnelle selon le sexe

La décomposition de la pauvreté selon le sexe de l'enfant pour les différents seuils possibles montre qu'aussi bien les garçons que les filles ont tous contribué dans la même proportion à la pauvreté multidimensionnelle globale. Les indices de pauvreté par sexe sont présentés dans le tableau 7. Nous constatons que 42,6% aussi bien des enfants filles que garçons sont pauvres à k=1. Ce taux est de 26% à k=3. Ces résultats sont un peu différents de ceux obtenus par Adetola et Oloufemi (2012) où 52,6% des enfants garçons et 51,7% des enfants filles sont pauvres à k=1, toutefois, la différence entre les deux sexes est marginale. Cependant, l'intensité de la pauvreté est plus élevée chez les enfants de sexe masculin que féminin. Ce qui est contraire à la conclusion de Adetola et Oloufemi (2012) pour le cas des enfants au Nigéria.

Tableau n°7 : Décomposition des indices de pauvreté multidimensionnelle selon le sexe

Seuil de pauvreté	K=1			K=3		
	M_0	H	A	M_0	H	A
Sexe						
Masculin	0,426	0,905	0,471	0,26	0,38	0,684
Féminin	0,426	0,910	0,468	0,26	0,384	0,677

iv. Décomposition des indices de pauvreté multidimensionnelle selon le milieu de résidence

La décomposition des indices de pauvreté selon le milieu de résidence montre que le milieu rural contribue plus à la pauvreté multidimensionnelle globale. Le tableau 8 montre que 49,9% des enfants vivant en milieu rural sont pauvres contre 31,6% des enfants vivants en milieu urbain à k=1. Ces taux sont respectivement 33,8% et 14,1% à k=3. L'intensité de la pauvreté est plus faible chez les enfants ruraux qu'urbains. Ce résultat confirme les conclusions de Santos et Ura (2008) selon lesquelles la pauvreté sévit plus en milieu rural qu'urbain.

Tableau n°8 : Décomposition des indices de pauvreté multidimensionnelle selon le milieu de résidence

Seuil de pauvreté	K=1			K=3		
	M_0	H	A	M_0	H	A
Milieu de résidence						
Rural	0,499	0,973	0,513	0,338	0,496	0,681
Urbain	0,316	0,808	0,391	0,141	0,21	0,671

5.3. Déterminants de la pauvreté des enfants

Le tableau 9 montre les résultats des estimations du modèle Logit des déterminants de la pauvreté des enfants au Bénin. L'IPM obtenu pour un seuil de pauvreté $k=1$ (0,437) a été retenu comme seuil pour identifier les ménages pauvres et non pauvres. Le test du rapport de vraisemblance (Prob (chi2)=0.000) montre que le modèle est globalement significatif à 1%.

i. Effet des caractéristiques de l'enfant sur la pauvreté

Les coefficients des différentes classes d'âge de l'enfant sont importants et significatifs à 1%. Cependant, ces variables sont négativement corrélées avec la probabilité pour qu'un enfant soit pauvre. Cela montre qu'au fur et à mesure que l'âge de l'enfant augmente (de la classe 0-9 mois à la suivante), la probabilité qu'il soit pauvre diminue. L'effet marginal estimé montre que la probabilité pour qu'un enfant de la classe d'âge 30-39 mois soit multidimensionnellement pauvre est réduite de 0,15 point.

ii. Effet des caractéristiques des parents sur la pauvreté

Les ménages avec des mères ayant un niveau d'éducation secondaire ont un coefficient significatif et négatif à 5%. Cela implique que la probabilité pour qu'un enfant soit pauvre diminue avec le niveau d'éducation de sa mère. Une mère avec un niveau secondaire réduit de 0,04 point la probabilité pour qu'un enfant soit pauvre.

Aussi, le niveau d'éducation du père réduit la probabilité pour qu'un enfant soit pauvre. Un père avec un niveau supérieur a un effet marginal plus élevé, soit une réduction de la pauvreté pour qu'un enfant soit pauvre de 0,14 point. Ceci montre que la pauvreté des enfants diminue avec le niveau d'éducation des parents. Des résultats similaires ont été rapportés par Adétola et Oloufemi (2012) et Apata et al. (2009) dans des études réalisées sur les enfants au Nigéria. Ces résultats sont en accord avec la théorie qui stipule que l'éducation augmente le stock de capital humain, qui à son tour augmente la productivité du travail et les salaires. Puisque le travail est de loin l'actif le plus important du pauvre, accroître l'éducation des pauvres aura tendance à réduire le cycle vicieux de pauvreté (Adetola et Oloufemi, 2012).

iii. Effet des caractéristiques du ménage sur la pauvreté

La probabilité pour qu'un enfant soit pauvre est plus élevée lorsque le chef de ménage est un homme plutôt qu'une femme. Un ménage dirigé par un homme a une corrélation positive avec la probabilité qu'un enfant du ménage soit pauvre et significatif à 5%. Ce résultat est contraire à celui trouvé par

Adetola et Oloufemi (2012), Apata et al. (2009). Toutefois, ce résultat peut être justifié par le fait que les femmes sont plus disponibles et plus proches des enfants. De plus, elles semblent mieux s'occuper des enfants comparativement aux hommes. L'effet marginal estimé montre que la probabilité qu'un enfant soit pauvre augmente de 0.05 point lorsqu'on passe d'un ménage dirigé par une femme à un ménage dirigé par un homme.

La probabilité pour qu'un enfant soit multidimensionnellement pauvre augmente avec l'âge du chef de ménage et significativement à 5%. Ceci est cohérent avec l'attente a priori que la pauvreté augmente avec l'âge puisque la productivité de l'individu diminue. Ce résultat est similaire à celui de Gang et al. (2002) et Adetola et Oloufemi (2012).

En ce qui concerne l'indice de richesse par quintile, tous les coefficients des différentes catégories de richesse sont importants et significatifs à 1%. Toutefois, ces variables sont négativement corrélées avec la probabilité pour qu'un enfant soit pauvre. Cela montre qu'au fur et à mesure que la richesse du ménage augmente (de la catégorie « plus pauvre » à la suivante), la probabilité qu'un enfant y vivant soit pauvre diminue. L'effet marginal estimé montre que la probabilité pour qu'un enfant de ménage « Riche » soit multidimensionnellement pauvre est réduite de 0,43 point.

Le milieu de résidence des ménages influence à la baisse la probabilité qu'un enfant soit pauvre lorsqu'on passe du milieu rural au milieu urbain. Cela signifie que la probabilité pour un enfant habitant le milieu urbain d'être pauvre diminue comparativement à son homologue habitant le milieu rural. En effet, cette baisse s'établit à 0,02. Ce résultat corrobore celui trouvé plus haut lors de la décomposition de l'IPM selon le milieu de résidence. En effet, le calcul des indices de pauvreté avait montré que 49,9% des enfants sont pauvres en milieu rural alors que ces enfants sont de 31,6% en milieu urbain à k=1.

Tableau n°9 : Estimation des déterminants de la pauvreté des enfants

Variables	Coefficients	Effets marginaux
Caractéristiques de l'enfant		
Age en mois		
10-19	-0.4200*** (0.087)	-0.104*** (0.021)
20-29	-0.6243*** (0.089)	-0.1529*** (0.021)
30-39	-0.6501*** (0.089)	-0.1589*** (0.021)
40-49	-0.5890*** (0.087)	-0.1447*** (0.021)
50-59	-0.4785*** (0.090)	-0.1181*** (0.022)
Sexe de l'enfant		
Masculin	0.0435 (0.051)	0.0102 (0.013)
Caractéristiques des parents		
Education de la mère		
Primaire ou moins	-0.1306* (0.075)	-0.0326* (0.019)
Secondaire	-0.1990** (0.101)	-0.0497** (0.025)
Supérieur	0.2929 (0.314)	0.0728 (0.077)

Education du père		
Primaire ou moins	-0.2824*** (0.068)	-0.0703*** (0.017)
Secondaire	-0.2123** (0.084)	-0.0529** (0.021)
Supérieur	-0.5948*** (0.180)	-0.1445*** (0.041)
Branche d'activité du chef de ménage		
Professionnel	0.0139 (0.128)	0.0035 (0.032)
Agriculture	-0.1823 (0.115)	-0.0455 (0.027)
Service	-0.1280 (0.124)	-0.0319 (0.031)
Ouvriers qualifiés et non qualifiés	-0.0847 (0.116)	-0.0211 (0.029)
Caractéristiques du ménage		
Sexe du chef de ménage		
Masculin	0.2046** (0.087)	0.051** (0.021)
Age du chef de ménage		
18-47	-0.0881 (0.070)	-0.022 (0.017)
48-77	0.0543* (0.027)	0.0136* (0.007)
Quintiles de richesse		
Pauvre	-0.8046*** (0.080)	-0.1956*** (0.018)
Moyen	-1.6785*** (0.082)	-0.3771*** (0.015)
Riche	-2.0448*** (0.095)	-0.4355*** (0.015)
Plus riche	-1.7332*** (0.117)	-0.3763*** (0.020)
Taille du ménage		
11-20	-0.0696 (0.082)	-0.0174 (0.021)
21-30	0.2130 (0.290)	0.0531 (0.072)
Milieu de résidence		
Urbain	-0.0810* (0.047)	-0.0203* (0.012)
Observations	7,264	7,264
LR chi2(24)	984.85	
Prob> chi2	0.0000	
Pseudo R2	0.0978	

Standard errors in parentheses

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

6. Conclusion et recommandation

Cette étude a consisté à évaluer l'incidence, l'intensité et les déterminants de la pauvreté des enfants au Bénin en adoptant l'approche de Alkire et Foster de mesure de la pauvreté multidimensionnelle.

L'étude a montré que les indices Alkire et Foster estimés dépendent du nombre de dimensions considérées et que la mesure de la pauvreté diminue avec la valeur du seuil k. Les résultats montrent que la dimension « Assainissement » est celle qui contribue le plus à la pauvreté multidimensionnelle des enfants au Bénin. Elle est suivie respectivement des dimensions « Nutrition », « Santé », « Logement » et « Eau ». L'indice de pauvreté multidimensionnelle des enfants est de 0,437 avec une contribution relative égale des deux sexes à l'indice de pauvreté multidimensionnelle globale. Ce qui suggère que les efforts pour combattre la pauvreté des enfants doivent être adressés à la fois aux enfants du sexe masculin et féminin afin d'atteindre l'objectif principal de réduction de la pauvreté en général.

L'identification des déterminants de la pauvreté a révélé que l'âge de l'enfant, le niveau d'éducation des parents, les ménages dirigés par les femmes, le fait de vivre en milieu urbain et la richesse du ménage réduisent la probabilité qu'un enfant soit multidimensionnellement pauvre. Par ailleurs, les ménages dirigés par les hommes, l'âge du chef de ménage et le fait de vivre en milieu rural augmentent la probabilité qu'un enfant soit multidimensionnellement pauvre.

L'éradication de la pauvreté des enfants en particulier doit recourir à une variété de mesures touchant différentes dimensions puisque la pauvreté est un phénomène multidimensionnel. Il s'agit notamment de mettre en œuvre des stratégies d'amélioration de la fourniture des infrastructures d'assainissement comme la construction des latrines publiques avec un accès à moindre coût surtout dans les zones rurales. Aussi, faudra-t-il encourager la culture et l'accessibilité des produits alimentaires de grande consommation tels que le maïs, le riz, la tomate etc. pour les populations rurales et urbaines et sensibiliser plus les mères pour une amélioration de la nutrition des enfants. Ceci suppose donc que la mise en œuvre du Plan de Relance du secteur agricole soit effective et que le suivi des paysans soit effectué par les agents chargés de le faire. Il faut aussi encourager la fourniture de plus d'infrastructures sanitaire. Enfin, la promotion de la construction des logements sociaux aussi bien en milieu urbain que rural et la mise à la disposition prioritairement aux ménages les plus nécessiteux puisqu'une attention doit être portée à la dimension logement.

Les recherches ultérieures sur la pauvreté des enfants pourraient utiliser l'analyse des correspondances multiples pour générer, à partir des données, les pondérations des différents indicateurs de la pauvreté. Aussi, d'autres indicateurs par exemple l'accès à l'information pour les enfants de 3 ans et plus, pourraient être pris en compte dans l'analyse. Enfin, la sensibilité des déterminants de pauvreté à la nature dichotomique ou non de l'indice de pauvreté pourrait être analysée.

Bibliographie :

- Adetola, A., & Olufemi, P. (2012). Determinants of Child Poverty in Rural Nigeria : A Multidimensional Approach. *Global Journal of Human Social Science*, 12(12), 1–17.
- Alkire, S. & J. Foster (2007). Counting and Multidimensional Poverty Measurement, Oxford Poverty & Human Development Initiative, OPHI, manuscrit non publié.
- Alkire, S., & Foster, J. (2011). *Understandings and Misunderstandings of Multidimensional Poverty Measurement* (No. 43) (pp. 1–24).
- Alkire, S., & Roche, J. (2011). *Beyond headcount: Measures that reflect the breadth and components of child poverty* (No. 45). *Global child poverty and well-being: ...* (pp. 1–26). Retrieved from <http://books.google.com/books?hl=en&lr=&id=5PO5yN571WsC&oi=fnd&pg=PA103&dq=Bey>

ond+Headcount+:+Measures+that+Reflect+the+Breadth+and+Components+of+Child+Poverty
&ots=xuheNyhAi9&sig=W3BvBLI0e_fXj3Zrm2OV3NKzW7A

- Alkire, S., & Seth, S. (2009). *Measuring Multidimensional Poverty in India : A New Proposal* (No. 15) (pp. 1–51).
- Alkire, S., & Seth, S. (2013). Multidimensional Poverty Index 2013, (March).
- Apata, T., & Rahji, M. (2009). The persistence of small farms and poverty levels in Nigeria: An Empirical Analysis. *111th Seminar, June 26 ...*, (June). Retrieved from <http://ideas.repec.org/p/ags/ea111/53001.html>
- Atkinson, A. B. (2003). Multidimensional deprivation : contrasting social welfare and counting approaches. *Journal of Economic Inequality*, 1, 51–65.
- Batana, Y. (2008). Multidimensional measurement of poverty in Sub-Saharan Africa. *OPHI Working Paper*, (13), 1–35. Retrieved from <http://www3.qeh.ox.ac.uk/pdf/ophiwp/OPHIwp13.pdf>
- Bourguignon, F., & Chakravarty, S. (2003). The measurement of multidimensional poverty. *The Journal of Economic Inequality*, 25–49. Retrieved from <http://link.springer.com/article/10.1023/A:1023913831342>
- Decanq, K., & Lugo, M. (2009). *Setting Weights in Multidimensional Indices of Well-being and Deprivation* (No. 18) (pp. 1–48). Retrieved from <http://scholar.google.com/scholar?hl=en&btnG=Search&q=intitle:Setting+Weights+in+Multidimensional+Indices+of+Well-being+and+Deprivation#1>
- Delamonica, E., & Minujin, A. (2007). Incidence, depth and severity of children in poverty. *Social Indicators Research*, 82(2), 361–374. Retrieved from <http://link.springer.com/article/10.1007/s11205-006-9039-5>
- Gang, I., Sen, K., & Yun, M. (2002). Caste, ethnicity and poverty in rural India, (1). Retrieved from <http://www.econstor.eu/handle/10419/21039>
- GNUD. (2005). Indicateurs pour le suivi des progrès accomplis dans la réalisation des objectifs du Millénaire pour le développement. Publication des Nations Unies, New York.
- Gordon, D., Nandy, S., Pantazis, C., Pemberton, S., & Townsend, P. (2003). *The Distribution of Child Poverty in the Developing World* (pp. 1–122).
- Gordon, D., Pantazis, C., & Townsend, P. (2001). *Child Rights and Child Poverty in Developing Countries* (pp. 1–23). Bristol.
- Hagenaars, A. & Vos, K. (1988). The definition and measurement of poverty. *The Journal of Human Resources*, 23 (2), 211-221.
- Hodonou, A., Mededji, D., Gninanfon, A., & Totin, A. (2008). *Dynamique de la pauvreté au benin : approche par le processus markovien* (No. 0933) (pp. 1–46).
- Houngpodote, H. (2009). Analyse Multidimensionnelle de la pauvreté au Bénin: une approche par les sous-ensembles flous, (27005), 1–28. Retrieved from <http://mpr.ub.uni-muenchen.de/27005/>
- Kabubo-Mariara, J., Wambugu, A., & Musau, S. (2011). Multidimensional poverty in Kenya: Analysis of maternal and child wellbeing. *Cahiers de Recherche ...*, (September). Retrieved from <http://www.pep->

net.org/fileadmin/medias/pdf/files_events/8th-PEPmeeting2010-Dakar/papers/Anthony_Wambugu.pdf

Laderchi, C. R., & Saith, R. (2003). F.(2003). "Does it matter that we don't agree on the definition of poverty?: A comparison of four approaches." *Working Paper*, (107), 1–41. Retrieved from <http://scholar.google.com/scholar?hl=en&btnG=Search&q=intitle:Does+it+matter+that+we+do+n't+agree+on+the+definition+of+poverty+?+A+comparison+of+four+approaches#4>

Rahman, T., Mittelhammer, R., & Wandscheider, P. (2005). *Measuring the quality of life across countries: A sensitivity analysis of well-being indices* (No. 2005/06) (Vol. 5). Retrieved from <http://www.econstor.eu/handle/10419/63384>

Ram, R. (1982). Composite indices of physical quality of life, basic needs fulfilment and income: A principal component representation. *Journal of Development Economics*, 11, 227–247.

Santos, M., & Ura, K. (2008). *Multidimensional poverty in Bhutan: Estimates and policy implications* (pp. 1–25). Retrieved from http://www.bhutanstudies.org.bt/publicationFiles/JBS/JBS_Vol18/JBS18-1.pdf

Slotje, D. (1991). Measuring the quality of life across countries. *The Review of Economics and Statistics*, 73(4), 684–693.

UNICEF (2007) Global Study on Child Poverty and Disparity 2007-2008: GUIDE. New York, Global Policy Section, Division of Policy and Planning, UNICEF.

UNICEF (United Nations Children's Fund) (2004), "PRSPs & Children: child poverty, disparity and budgets", CD PRSPs Resource Package, New York.

UNICEF (United Nations Children's Fund) (2005), *The State of the World's Children 2005: Childhood under Threat*, New York, December.

UNICEF, (2008) UNICEF Global Study on Child Poverty and Disparities. A case of Nepal.

UNICEF, (2011). *A multidimensional Approach to Measuring Child Poverty. Social and Economic Working Briefs*.

Vodounou, C. (2009). *Pauvreté multidimensionnelle et politiques sociales au Bénin* (No. 2009-03) (pp. 1–31). Retrieved from <http://ideas.repec.org/p/lvl/pmmacr/2009-03.html>