

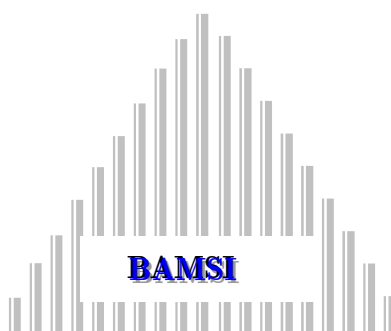
BUREAU D'APPLICATION DES METHODES
STATISTIQUES ET INFORMATIQUES

DT 15/2008

Pauvreté et santé nutritionnelle de l'enfant au Congo

Samuel Ambapour

Armel Moussana Hylod



Pauvreté et santé nutritionnelle de l'enfant au Congo

Samuel Ambapour¹

Armel Moussana Hylod²

Résumé : L'objectif de cette étude est d'identifier les voies à travers lesquelles la pauvreté pourrait affecter la santé nutritionnelle de l'enfant et d'analyser la force de ces liens. Dans l'ensemble, il en ressort que la relation entre pauvreté (mesurée par l'indice de richesse) et santé de l'enfant (mesurée par un indice anthropométrique), est positive et très significative.

Mots clés : Indice de richesse, santé nutritionnelle de l'enfant, taille pour âge, Z-score.

¹ Centre National de la Statistique et des Etudes Economiques (CNSEE). E-mail : ambapour_samuel@yahoo.fr

² Conseil National de Lutte Contre le Sida (CNLS).

Nous tenons à remercier : G. Batsanga (CNSEE), M. Djouob (Ministère de la santé et de la population), Etaki Wa Dzon (CNSEE), S. Ouadika (CNSEE) et C. Massamba (Ministère de la santé et de la population) pour leurs nombreuses remarques qui ont permis d'améliorer la qualité de ce texte.

*Ces documents de travail ne reflètent pas la position du BAMSI, mais n'engagent que leurs auteurs.
These working papers don't reflect the position of BAMSI but only their authors view*

Introduction

La relation entre santé et pauvreté est souvent qualifiée, dans la littérature, de fort complexe, encore mal cernée et réciproque. Dans le cas particulier qui nous intéresse, cette relation revêt un double aspect (Linnemayr et Alderman, 2006). D'un côté, la croissance économique (que l'on suppose pouvoir éradiquer la pauvreté) conduit à réduire la malnutrition. De l'autre côté, la nutrition est un ingrédient clé du capital humain considéré comme facteur fondamental de la croissance économique. Dans ce papier, nous nous préoccupons particulièrement de la santé nutritionnelle des enfants de moins de cinq ans. En effet, sauvegarder la santé au cours de l'enfance est nécessaire, car une santé compromise à un jeune âge peut avoir des conséquences au cours de l'âge adulte (Appaix, 2003) : productivité et revenus plus faibles, participation sociale réduite, pas de « retour » sur l'investissement de la famille dans la santé de l'enfant visible, ... Cela étant dit, l'objectif de ce texte est d'identifier les voies à travers lesquelles, la pauvreté pourrait affecter la santé nutritionnelle de l'enfant et d'analyser la force de ces liens.

Pour caractériser l'état de santé des enfants, les travaux antérieurs utilisent des données anthropométriques (taille, poids des enfants) ; parce que ces données sont simples, précises et ont fait l'objet d'un consensus pour estimer la malnutrition des enfants. Dans cette approche anthropométrique, nous avons privilégié le facteur du retard de croissance mesuré par l'indicateur de long terme qui est la taille pour âge. Quant à la pauvreté, elle est appréhendée selon une approche non monétaire. Un indice de richesse est construit à partir des biens durables possédés par les ménages. L'indicateur ainsi obtenu, est considéré comme un proxy du revenu de long terme des ménages.

Dans l'étude des déterminants de la santé de l'enfant, les travaux empiriques précédents montrent qu'il existe une liaison positive entre les ressources du ménage et le statut nutritionnel de l'enfant. Cependant, l'intensité de cette liaison peut varier d'un pays à un autre : par exemple, elle est forte dans le cas du Bénin (Vodounou et Ahovery, 2004), modérée au Bangladesh (Girra, 2007) et faible au Mali (Penders et ali, 2000). De façon générale, on peut dire que les ressources du ménage ont une incidence très significative sur l'état de santé de l'enfant en Afrique (Morrisson et Liskens, 2000). Dans le cas du Congo, la relation entre la pauvreté non monétaire et

le statut nutritionnel de l'enfant est analysée en deux temps. Dans un premier temps, on présente les résultats de la relation directe pauvreté – statut nutritionnel de l'enfant, et dans un deuxième temps, ceux des déterminants du statut nutritionnel de l'enfant, suite à l'introduction des variables de contrôle.

Ce texte s'articule de la façon suivante. Le premier chapitre présente la source des données qui proviennent essentiellement de la première enquête Démographique et de Santé réalisée par le CNSEE en 2005. Le second chapitre est consacré à la méthode d'analyse utilisée. On présente d'abord le modèle théorique qui s'inspire principalement des travaux de Deollikar et Behrman (1988). Ensuite, est faite une description détaillée des variables utilisées dans l'étude. Enfin, on spécifie le modèle retenu pour étudier la relation faisant l'objet de ce papier. Le troisième chapitre fournit les résultats des estimations économétriques.

1. Source des données

Notre travail se fonde sur l'enquête démographique et de santé du Congo réalisée en 2005 par le Centre National de la Statistique et des Etudes Economiques (CNSEE) avec l'assistance technique de ORC Macro, institution de coopération américaine en charge du programme international des enquêtes démographiques et de santé (Demographic and Health Survey). Elle a été réalisée grâce à l'assistance financière et matérielle du Gouvernement du Congo, du Conseil National de Lutte contre le Sida (CNLS), par le biais d'un don de l'Agence internationale de développement (IDA-Banque Mondiale) et du Fonds des Nations Unis pour l'enfance (Unicef).

L'objectif global de cette première enquête démographique et de santé était de disposer des indicateurs démographiques et de santé indispensables à la mise en place des politiques et des programmes et plus particulièrement à la finalisation du Document de Stratégie de Réduction de la Pauvreté (DSRP) et au suivi des Objectifs du Millénaire pour le développement (OMD).

De manière spécifique, cette enquête visait à atteindre un certain nombre d'objectifs dont les principaux sont :

- recueillir des données à l'échelle nationale, représentatives selon le milieu de résidence, et permettant de calculer divers indicateurs démographiques, en particulier les taux de fécondité, de mortalité infantile et juvénile ;

- analyser les facteurs qui déterminent les niveaux et tendances de la fécondité et de la mortalité des enfants ;
- mesurer les taux de connaissance et de pratique contraceptive par méthode, selon diverses caractéristiques sociodémographiques des femmes et des hommes ;
- recueillir des données détaillées sur la santé maternelle et infantile ;
- déterminer l'état nutritionnel des mères et des enfants de moins de cinq ans au moyen des mesures anthropométriques (poids et taille) ;
- recueillir des données détaillées sur la connaissance, les opinions et attitudes des femmes et des hommes vis-à-vis des infections sexuellement transmissibles (IST) et du VIH/sida.

La collecte des données sur l'ensemble du pays de cette première enquête démographique et de santé s'est déroulée du 8 juillet au 23 novembre 2005 auprès d'un échantillon aréolaire, stratifié à deux degrés. Au total, dans 5879 ménages, 7051 femmes âgées de 15-49 ans et 3146 hommes de 15-59 ans ont été interviewés avec succès.

Cette enquête constitue donc une source d'informations très riche. Elles apparaissent cependant limitées, lorsque qu'il s'agit d'étudier la pauvreté monétaire. En effet, l'EDS du Congo ne comporte pas d'informations relatives aux dépenses de consommation et aux revenus, ce qui exclut la possibilité de prendre en compte l'aspect monétaire de la pauvreté. Dans ces conditions, la relation entre la pauvreté et la santé nutritionnelle de l'enfant sera axée sur une conceptualisation non monétaire de la pauvreté. Le niveau de vie des ménages sera estimé comme on l'a déjà indiqué, à partir de certains de leurs actifs possédés.

2. Méthode d'analyse

2.1. Le 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 (travaux de Becker)
- d'autre part, des modèles de ménages agricoles (Behrman et Deollikar, 1988 ; Strauss et 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.

On considère un modèle statique où le bien-être du ménage W dépend de la fonction d'utilité U_i de chaque membre (Maitra et 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, $\theta_{li}, \dots, \theta_{hi}$ tels que la santé, l'éducation, la nutrition. Dans la suite, on s'intéressera dans ce texte sur un élément particulier de θ qui est la santé nutritionnelle de l'enfant mesuré par un indicateur anthropométrique appelé Z -score. De plus, U_i est supposée dépendre aussi de certaines caractéristiques du ménage π_h et d'un terme aléatoire ξ . La fonction d'utilité peut alors s'écrire :

$$U_i = U_i(X, L, \theta, \pi_h, \xi) \tag{2}$$

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 membres du ménage, 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 :

$$\theta = \theta(I, \pi_i, \pi_h, \pi_c, \vartheta) \quad (4)$$

Avec I les intrants marchands ou non marchands (temps consacré aux soins de l'enfant, usages préventif et curatif, pratiques sanitaires), π_i représente les caractéristiques individuelles de l'enfant (âge, sexe), π_h les caractéristiques du ménage (éducation des parents, revenu du ménage), π_c les caractéristiques communautaires (facilité d'accès aux des soins) et ϑ 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.

$$z_i = f_i(\pi_i, \pi_h, \pi_c, \varepsilon) \quad (5)$$

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 fera l'objet des estimations économétriques.

2.2. Spécification des variables

On cherche à identifier ici, les principaux déterminants de l'état nutritionnel des enfants de moins de cinq ans en se basant sur l'équation(5).

2.2.1. L'état nutritionnel de l'enfant

Il n'existe pas un indicateur unique de l'état nutritionnel en soi. On utilise généralement des mesures approchées, qui renseignent sur l'état nutritionnel via son implication dans les différents processus ou fonctions physiologiques (Maire et al, 2001). En ce qui concerne les jeunes enfants, on se base sur les mesures anthropométriques (Behrman et Deolihar, 1988 ; Gibson, 2000 ; Strauss et Thomas, 1995) considérées comme des indicateurs objectifs de l'état de santé (Waterlow et al, 1997). Dans ce cas, on distingue classiquement trois indices : la taille par rapport à l'âge ; le poids par rapport à la taille et le poids par rapport à l'âge. Chaque indice est exprimé en terme de nombre d'unités d'écart type (ET) par rapport à la médiane de la population de référence internationale du NCHS/CDC/OMS.

(i) Taille pour âge

La mesure de la taille pour âge, est un indice de malnutrition chronique, en ce sens qu'il mesure les effets à long terme de la malnutrition et ne varie que très peu en fonction de la saison et de la collecte des données. Une taille trop petite pour un âge donné, est la manifestation d'un retard de croissance ou d'un rabougrissement.

(ii) Poids pour taille

Cet indice donne une mesure de la masse du corps en relation avec la taille. Il est considéré comme un bon reflet de la situation nutritionnelle actuelle (au moment de l'enquête). Il est donc influencé par la période de la collecte des données. Cet indice permet d'estimer l'émaciation généralement associée à une perte de poids récente ou progressive.

(iii) Poids pour âge

C'est un indice qui reflète à la fois et sans les différencier, les deux formes précédentes de la malnutrition, chronique et aiguë. C'est donc un indice combiné : un poids trop petit pour un âge donné est la manifestation d'une insuffisance pondérale chez les enfants.

Dans notre étude, nous avons privilégié l'indice taille pour âge³ :

$$z_i = (t_i - \mu_i) / \sigma_i ;$$

où z_i est la taille pour âge, t_i la taille de l'enfant, μ_i médiane de la valeur de référence et σ_i écart type de la distribution des tailles (population de référence). Cet indice est apprécié par les spécialistes (Beaton, cité par Maire et ali, 2001) comme un indicateur complexe, stable qui permet de juger sur le fond de l'évolution d'un ensemble de facteurs de vie des familles, le plus synthétique et c'est la raison pour laquelle, il supplante progressivement les deux autres indicateurs. C'est un indicateur clé de la qualité de la vie dans les pays en développement (Thomas, Strauss et Henriques, 1990 ; Glewwe, 1999). Il sera donc considéré ici comme un proxy de l'état nutritionnel de l'enfant et est utilisé comme variable expliquée dans notre modèle. En d'autres termes, nous allons régresser la variable z_i (taille pour âge) sur les caractéristiques individuelles de l'enfant, de son ménage ou de ses parents et de l'environnement que nous spécifions ci-dessous.

2.2.2. Les caractéristiques individuelles de l'enfant

Parmi les variables propres à l'enfant nous en avons retenu un certain nombre (selon la disponibilité des données) que nous proposons de définir⁴.

(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, on observe une détérioration continue de l'état nutritionnel des enfants dans les pays en développement à cause des effets cumulés de l'insuffisance des apports nutritionnels (Horton, 1988). L'effet de l'âge dans la détermination de la croissance individuelle peut être pris en compte de plusieurs manières. Soit on utilise la forme quadratique (Shariff et Ahn, 1995 ; Glewwe, 1997 ; Olaniyan, 2002), soit on adopte un codage logique par intervalles consécutifs (Strauss, 1990, Linnemayr, Alderman, 2006). Généralement, on cherche à tester l'hypothèse selon laquelle, jusqu'à un certain âge, la malnutrition tend à

³ Dans ce texte, sont considérés comme équivalents, les termes suivants : état nutritionnel de l'enfant, taille pour age, z-score.

⁴ Dans les pays en développement, l'allaitement joue un rôle important dans la croissance de l'enfant. Malheureusement, faute de données complètes, cette variable n'est pas prise en compte dans notre étude.

s'accroître, et au-delà de cet âge la tendance s'inverse avec le changement alimentaire.

Une recherche récente (Lefebvre, 2006) suggère que le sexe d'un enfant a des effets importants et étendus sur les comportements parentaux et les résultats familiaux. Une littérature abondante indique une préférence accordée aux enfants du sexe masculin dans beaucoup de pays en développement et particulièrement en Asie (Pal, 1999 ; Gangadharan et Maitra, 2000). La malnutrition est alors plus fréquente chez les filles que chez les garçons (Behrman, 1988). En Afrique, selon une étude réalisée par l'OCDE (Morrison et Liskens, 2000), et contrairement à ce que l'on pourrait imaginer, les filles sont presque toujours privilégiées. Nous allons donc tester cette hypothèse de l'absence de discrimination à l'égard des filles (Svedberg, 1990) dans notre échantillon qui est composé de 48,4 % de filles et 51,6% de garçons.

(ii) Le rang de naissance

Quelques travaux empiriques précédents prennent en compte l'ordre des naissances comme facteur explicatif de la malnutrition des enfants (Horton, 1988 ; Pal, 1999 ; Grira, 2007). Il est suggéré que le rang de naissance semble avoir un effet significatif sur la qualité de la vie, y compris sur la mortalité infantile (Gangadharan et Maitra, 2000). Cependant, l'on peut noter que l'effet attendu de l'ordre des naissances est ambigu. Certains affirment que les premiers nés sont souvent avantagés. D'autres, au contraire soutiennent que les enfants de rang inférieur souffrent parfois d'insuffisance pondérale (Arif, 2004). Par ailleurs, quelques recherches attestent que les enfants de rang élevé sont mal nourris. La relation entre le statut nutritionnel de l'enfant et l'ordre des naissances est donc complexe (Behrman, 1988 ; Birdsall, 1991 ; Horton, 1988) et pourrait dépendre des ressources du ménage (comment les répartir dans le temps), des facteurs biologiques et culturels.

(iii) L'intervalle des naissances

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, moins est de bonne qualité le lait maternel, notamment sous l'effet d'épuisement physique de la mère. Il est évident que les mères qui doivent élever en même temps deux enfants leur accordent moins de soins. En conséquence, on s'attend donc à ce que l'intervalle de naissance puisse avoir un impact significatif sur les niveaux de malnutrition.

iv) La présence d'un jumeau

Il a été constaté que l'absence de jumeau améliore significativement la taille. On explique ce fait biologique de la manière suivante : chaque jumeau souffre souvent à la naissance d'un handicap qu'il faudrait compenser par une alimentation et des soins adaptés (Morrison et Liskens, 2000).

(v) Le nombre d'enfants dans le ménage

On veut savoir si l'insertion de l'enfant dans sa fratrie a une incidence sur sa croissance. A cet effet, deux variables sont testées : le nombre d'enfants de moins de cinq ans et le nombre d'enfants dans le ménage⁵. A priori, l'effet attendu d'une augmentation de ces variables serait de détériorer la santé de l'enfant. La présence d'un nombre élevé d'enfants de moins de cinq ans accroît la charge de la mère en matière de soins et par conséquent devrait avoir un impact négatif. Cependant, on pourrait imaginer, dans le cas de la variable « nombre d'enfants dans le ménage » que les aînés peuvent s'occuper des plus jeunes alors qu'ils ne travaillent pas encore, procurer des ressources aux parents s'ils travaillent (Handa, 1988). Dans ce cas, cette variable devrait avoir une influence positive.

2.2.3. Les caractéristiques des parents et du ménage

(i) L'âge de la mère à la première naissance

L'effet attendu de l'âge de la mère à la première naissance sur la taille de l'enfant et sur sa probabilité d'avoir une croissance normale est ambigu. Du point de vue biologique, l'on pourrait supposer que les conditions physiques d'une mère jeune sont meilleures que celles d'une mère plus âgée. Dans ces conditions, une relation positive est suspectée. Si l'âge est considéré comme une variable approchée de l'accumulation d'expérience en matière de soins, on pourrait penser qu'une mère trop jeune est probablement moins mature et moins expérimentée. Dans ce cas, on peut s'attendre à une relation négative⁶.

⁵ La variable « nombre d'enfants nés avant l'enfant considéré » est parfois utilisée. Voir Morrison et Liskens (2000) pour plus de détails

⁶ Sur cet aspect, il y a également l'effet de la composition du ménage dont fait partie la mère. Il est assez fréquent, y compris au Congo, que les enfants soient principalement pris en charge par leurs grand-mères dans le cas où la mère a un âge très bas.

(ii) Etat de santé de la mère

Parmi les variables caractérisant l'état de santé de la mère, la littérature précédente (Barrera, 1990 ; Strauss, 1990) retient entre autres, l'indice de masse corporelle 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. Selon Fogel (cité par Agbodji et Abalo, 2004), les valeurs extrêmes de cet indice (moins de 18,5 signe de déficience énergétique chronique ou plus de 30 signe d'obésité) sont pour la mère, respectivement des indicateurs de mauvaise santé ou de morbidité précoce. 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 par un risque de malnutrition plus élevé pour l'enfant.

(iii) Situation familiale de la mère

Trois situations sont distinguées : la famille monogame (prise comme référence), la famille polygame et la famille monoparentale (la mère vit seule). Concernant la famille polygame, on pourrait suspecter un impact négatif de cette variable sur l'état nutritionnel de l'enfant. En effet, on pourrait penser que les pères polygames devraient avoir plus de charges que les autres c'est-à-dire, beaucoup plus d'enfants et d'adultes à nourrir. On pourrait également imaginer qu'une femme vivant seule a moins de ressources. Dans ce cas, on peut s'attendre à un impact négatif sur la croissance de l'enfant. Cependant, dans l'étude déjà citée, Morrison et Liskens notent que dans la plupart des pays, les mères qui vivent seules sont en général peu nombreuses et se distinguent des autres par un niveau d'éducation plus élevé ou la possession des biens durables. Dans ces conditions, une incidence positive sur la croissance de l'enfant n'est pas à écarter.

(iv) L'éducation des parents

Il existe une abondante littérature sur le rôle positif de l'éducation des parents sur la santé des enfants (Thomas, Strauss, Henriques, 1990). A la suite des travaux de Schult (1984), on distingue principalement cinq canaux d'influence de l'éducation parentale sur la croissance de l'enfant (Barrera, 1987 ; Behrman et Déolikar, 1988 ; Glewwe, 1999 ; Charasse, 1999 ; Agbodji et Abalo, 2004). Premièrement, l'éducation a un effet direct sur l'acquisition de connaissances en matière de santé et d'hygiène.

Deuxièmement, l'éducation accroît les compétences générales en matière de lecture, de sens logique, ce qui permet de bien comprendre les instructions du personnel soignant et de mieux gérer les maladies en prenant des initiatives. Troisièmement, l'éducation augmente la probabilité d'obtenir un emploi, d'accroître le revenu total, ce qui en fin de compte permet d'améliorer la santé infantile. Quatrièmement, une meilleure éducation accroît le coût d'opportunité du temps du travail et réduit donc le temps destiné aux soins des enfants et à l'allaitement. Enfin, l'éducation peut affecter les préférences des parents. Ceux-ci peuvent décider de limiter le nombre de naissances pour n'avoir que des enfants en bonne santé.

Dans cette étude, on a retenu l'éducation de la mère, 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. Cette hypothèse sera donc testée. Sa non acceptation signifierait qu'une femme instruite développerait plus d'habileté pour les soins de l'enfant, en particulier si elle suit des programmes de formation sur la nutrition (Ahoey et Vodounou, 2004).

Toujours dans ce cadre, nous avons introduit une variable d'accès de la mère à l'information (accès à au moins un média). Cette variable permet de contrôler les connaissances probables de la mère en matière de nutrition et de soins de l'enfant.

(vi) Revenu du ménage

Le revenu est la variable centrale (ou variable d'intérêt) de notre étude. C'est l'une des variables les plus significatives dans la fonction de santé de l'enfant (Pal,1999 ; Behrman et Wolfe, 1982 ; Thomas, Strauss et Henriques, 1991) et dans une certaine mesure, elle détermine le montant des autres intrants (nourriture, logement habillage, soins de santé, etc.). La relation entre l'état nutritionnel de l'enfant, représenté par la taille pour âge et le revenu a fait l'objet de nombreuses études ayant conduit à des résultats très variés (Gibson, 2000). Nous ne disposons pas malheureusement du revenu ou des consommations des ménages. Nous utilisons à la place un indice de richesse 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 ménages⁷. La méthodologie d'agrégation⁸ repose sur l'approche de l'analyse des correspondances multiples (Ambapour, 2006). Par la suite, 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. La décomposition ainsi faite pourrait nous éclairer quant à l'existence ou non de changements structurels quant à la variation de la taille pour âge en fonction des ressources du ménage (Grira, 2007).

2.2.4. Les caractéristiques de l'environnement ou de la communauté

Les effets de l'environnement (ou de la communauté) sur la santé de l'enfant sont bien documentés dans la littérature théorique. Le célèbre modèle de Mosley-Chen (1984), le modèle économique de la famille de Becker (1981) et la fonction de production de santé de Grossman (1972) ont montré l'impact direct ou indirect des facteurs communautaires sur la santé infantile. Dans notre cas, compte tenu des données disponibles, il s'agit pour l'essentiel de l'accès à l'eau potable, à l'électricité, de l'habitat : existence ou non de toilette moderne, type de sol (en ciment). Nombreuses sont les études qui ont mis en lumière l'importance de ces infrastructures pour les pathologies infantiles et par la suite pour la malnutrition sur la santé de l'enfant. Par exemple, l'accès à l'eau potable, l'existence de toilette moderne et d'un sol en ciment évitent de nombreuses maladies, notamment intestinales, qui affectent la croissance de l'enfant (Morrison et Liskens, 2000).

Par ailleurs, il s'agit aussi des variables de localisation spatiale telles que le milieu de résidence ou la région de résidence. En effet, l'environnement est différent d'une région à l'autre ; et, dans beaucoup de pays en développement, on observe souvent une répartition inégalitaire des infrastructures socio-sanitaires entre le milieu rural et urbain. Certains travaux empiriques ont d'ailleurs pris en compte cet aspect et des analyses ont été effectuées en se basant parfois sur des échantillons séparés : urbain, rural et national.

⁷ Sont exclues de l'indice de richesse les variables suivantes : accès à l'eau et à l'électricité, type de toilette et la nature du sol. Elles sont prises en compte séparément parce qu'elles sont liées à la fois aux équipements collectifs et au patrimoine du ménage. On pourra consulter l'étude de Morrison et Liskens pour des plus amples explications.

⁸ Certains auteurs utilisent l'analyse en composantes principales.

2.3. Techniques d'estimation

2.3.1 Formes fonctionnelles

Dans les applications, le modèle (5) est souvent approximé par deux formes fonctionnelles. Dans la première, la probabilité pour un enfant d'avoir un risque de croissance est décrit par un modèle logistique (Gibson, 2000 ; Badji et Boccafuso, 2006) :

$$\Pr(z_i = 1) = \frac{\exp(x_i \beta)}{(1 + \exp(x_i \beta))} \text{ et } \Pr(z_i = 0) = 1 - \Pr(z_i = 1) \quad (6)$$

où $z_i = 1$ si l'enfant i a un retard de croissance et $z_i = 0$ sinon.

La deuxième forme est le modèle linéaire suivant (Horton, 1986 ; Shariff et Ahn, 1995 :

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

x_i est le vecteur des variables explicatives qui peuvent être exogènes ou endogènes (Strauss et al 1991).

Dans cette étude, seul le modèle (7) est considéré⁹.

2.3.2 Biais de sélection et spécification empirique

L'équation (7) 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 bien un biais de sélection dans la mesure où l'on peut supposer qu'il n'y a pas indépendance totale entre le fait d'être en vie et l'état de santé (Morrison et Linskens, 2000). Dans un pays comme le Congo où la mortalité infanto juvénile est élevée, il est possible que certains enfants de notre base de données ont pu mourir de faim. Ainsi dit, les enfants de notre échantillon possèdent donc des caractéristiques particulières : plus résistants, mieux nourris, plus grands ; ce qui risque de fausser les estimations.

Le mécanisme de sélection suppose que le fait observé de survivre(s) est déterminé par une variable latente (non observable) s^* comme suit :

⁹ Les deux modèles donnent pratiquement les mêmes résultats.

$$s_i = \begin{cases} 1 & \text{si } s_i^* \geq 0 \\ 0 & \text{si } s_i^* < 0 \end{cases} \quad \text{avec } s_i^* = w_i \gamma + u_i \quad (8)$$

Où w_i est un vecteur de variables explicatives de survie et u_i un terme d'erreur. Cela étant, l'estimation de l'équation(7) est donc conditionnée par la survie de l'enfant, c'est-à-dire $s_i = 1$, ce qui cause le biais. Une stratégie empirique existe pour corriger ce biais (Shariff et Ahn, 1995). En combinant (7) et (8), on utilise alors le modèle de sélection suivant :

$$\begin{aligned} s_i^* &= w_i \gamma + u_i \\ s_i &= 1[s_i^* \geq 0] \\ z_i &= x_i \beta + e_i, \text{ observé si } s = 1 \end{aligned}$$

Comme on peut le constater, on est confronté à un système à équations simultanées, dans lequel une d'entre elles ne peut être estimée que sur un sous-échantillon dépendant d'un régime déterminé par l'autre. En faisant intervenir une caractérisation totalement paramétrique du système, en supposant la normalité jointe des termes d'erreurs des deux équations, c'est-à-dire :

$$\begin{pmatrix} e_i \\ u_i \end{pmatrix} \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_e^2 & \rho \sigma_e \sigma_u \\ \rho \sigma_e \sigma_u & \sigma_u^2 \end{pmatrix} \right],$$

le modèle peut être estimé par la méthode du maximum de vraisemblance (Greene, 1997). Toutefois, on utilise souvent la procédure d'estimation en deux étapes d'Heckman (1979) à la place. Dans cette procédure, l'on suppose seulement la normalité de la perturbation e_i et le fait que conditionnellement aux variables explicatives, la régression de e_i sur u_i est linéaire, ce qui s'écrit :

$$e_i = \rho \sigma_e u_i + v_i ,$$

avec :

$$E(v_i | x_i, w_i, s_i) = 0 ,$$

et

$$V(v_i | x_i, w_i, s_i) = \sigma_e^2 (1 - \rho^2)$$

On peut montrer que (Lollivier 2006) :

$$E(z_i | x_i, w_i, s_i = 1) = x_i \beta + \rho \sigma_e \lambda_i ,$$

avec¹⁰ :

$$\lambda_i = \frac{\phi(w_i \gamma)}{\varphi(w_i \gamma)} ;$$

soit encore,

$$z_i = x_i \beta + \rho \sigma_e \lambda_i + v_i ; \tag{9}$$

avec :

$$E(v_i) = 0 ; V(v_i) = \sigma_e^2 - \sigma_e^2 \rho^2 \mu_i ;$$

et

$$\mu_i = (w_i \gamma) \lambda_i + \lambda_i^2 .$$

En statistique, λ_i est appelé inverse du ratio de Mills. Ainsi, la procédure en deux étapes consiste dans un premier temps, à estimer l'équation de sélection au moyen d'un modèle probit ; on obtient alors un estimateur convergent de γ qui va servir à calculer $\hat{\lambda}_i$:

$$\hat{\lambda}_i = \frac{\phi(w_i \hat{\gamma})}{\varphi(w_i \hat{\gamma})} \tag{10}$$

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

$$z_i = x_i \beta + \rho \sigma_e \hat{\lambda}_i + \zeta_i , \tag{11}$$

avec :

$$\zeta_i = v_i + \rho \sigma_e (\lambda_i - \hat{\lambda}_i)$$

L'estimateur des moindres carrés ordinaires portant sur la régression (11) est alors convergent et asymptotiquement normal. Par ailleurs, la corrélation ρ entre e_i et u_i théoriquement doit être positive ; de plus si elle est significative, il y a bien un biais de sélection.

¹⁰ φ et ϕ représentent respectivement la fonction de répartition et de densité de la loi normale.

3. Résultats

Il faut d'abord faire noter que l'on s'est servi du test de Nakamura, Nakamura pour vérifier l'endogénéité de quelques variables. Le manque d'instruments nécessaires a conduit à considérer certaines d'entre elles comme exogènes. C'est par exemple le cas des variables relatives à la composition du ménage. Le caractère endogène d'autres variables a été pris en compte en appliquant la procédure de la régression en deux étapes (Vodounou et Ahovery, 2004). Par ailleurs, le problème d'hétéroscédasticité a été résolu en utilisant la correction de White. Enfin, la procédure Heckit de Stata a permis de rejeter l'hypothèse d'un biais de sélection dans notre échantillon. Dans l'analyse des résultats, on pourra constater que les pouvoirs explicatifs des modèles mesurés par le R^2 sont faibles, mais conformes à ceux trouvés dans les travaux antérieurs (Arif, 2004 ; Guha-Khasnobis et Hazarika, 2006), compte tenu du fait que l'état de santé d'une population est difficile à mesurer (Behrman et Deollikar, 1988).

3.1. Relation directe : pauvreté - santé nutritionnelle de l'enfant

Le tableau 1 donne les résultats de la régression entre l'indice de richesse et la taille pour âge, pour l'ensemble des enfants et par sexe. Comme on peut le constater, l'impact de l'indice de richesse est positif et très significatif, montrant qu'une augmentation de la richesse du ménage de 10%, réduirait la malnutrition chronique de 6.3%. On observe par ailleurs que les ressources du ménage semble privilégier un peu plus les filles que les garçons.

La décomposition de l'indice de richesse donne des résultats assez intéressants. Le fait pour l'enfant d'appartenir à un ménage très pauvre qu'à un ménage très riche accentue la malnutrition. Le même constat peut être fait pour les classes pauvre et intermédiaire. Les coefficients de régression (en valeur absolue) ont tendance à décroître quand on passe de la classe plus pauvre à la classe plus riche.

Tableau 1. Relation indice taille pour age – indice de richesse

	Ensemble		Garçons		Filles	
	Coeff.	t-stat	Coeff.	t-stat	Coeff.	t-stat
Indice de richesse	.6345185	6.06***	.6270308	4.43***	.6472413	4.15***
Constante	-.9181392	33.53***	-.9803026	-25.68***	-.8517949	-21.67***
	N = 3824 F(1, 3822) = 36.69 R ² = 0.0089		N = 973 F(1, 1971) = 19.62 R ² = 0.0089		N=1851 F(1, 1849) = 17.23 R ² = 0.0091	

Note :***, **, * : significatif à 1%, 5% et 10%

Si l'on prend en compte la décomposition de l'indice par sexe, et pour des valeurs significatives (au seuil de 1%), notamment pour la classe très pauvre, on note un écart assez important entre le coefficient des filles et celui des garçons. En effet, un accroissement d'une unité de l'indice de richesse détériore la taille pour âge de 0.56 unités chez les garçons et de 0.44 unités chez les filles.

Tableau 2. Relation indice taille pour age et classification selon le niveau de richesse

	Ensemble		Garçons		Filles	
	Coeff.	t-stat	Coeff.	t-stat	Coeff.	t-stat
Plus pauvres	-.5036724	-4.91***	-.5622544	-3.98***	-.4381149	-2.93***
Pauvres	-.2899294	-2.83***	-.4450123	-3.16***	-.1259365	-0.84
Moyens	-.2983505	-2.53**	-.4338292	-2.71***	-.1463372	-0.84
Riches	-.0588918	-0.52	-.2567768	-1.66*	.1481544	0.88
Constante	-.6220886	-6.90***	-.5676048	-4.62***	-.6831544	-5.15***
	N = 3824 F(4, 3819) = 10.04 R ² = 0.0101		N = 1973 F(4, 1968) = 4.72 R ² = 0.0088		N=1851 F(4, 1846) = 6.65 R ² = 0.0142	

Note : ***, **, * : significatif à 1%, 5% et 10%

Modalité de base : Plus riches

3.2. Les déterminants de l'état nutritionnel de l'enfant

Dans ce qui va suivre, on veut apprécier l'effet net de la pauvreté sur la santé nutritionnelle de l'enfant. Pour ce faire, on introduit d'autres variables dites de contrôle. Ce sont en fait les caractéristiques de l'enfant, des parents ou du ménage, de la communauté et l'environnement que nous avons spécifié précédemment. Trois modèles de régressions sont proposés (tableau 3).

3.2.1. Les caractéristiques de l'enfant

Les résultats obtenus pour l'âge sont conformes à la littérature. On trouve des coefficients significatifs au seuil de 1% : négatifs pour l'âge et positifs pour l'âge au carré. En ce qui concerne le sexe, on obtient des coefficients négatifs et significatifs au seuil de 1%. Ce résultat confirme donc les résultats de Svedberg sur l'absence de biais à l'égard des filles.

On constate que la présence d'un jumeau détériore significativement la taille. Ce résultat est conforme à ceux des travaux antérieurs.

Un intervalle entre la naissance de l'enfant étudié et celui de l'enfant précédent, a un effet significatif et positif sur sa taille.

Notre étude montre que le rang des naissances n'a aucun impact sur la taille de l'enfant.

On constate enfin que l'insertion de l'enfant dans sa fratrie n'a aucune incidence sur sa croissance.

3.2.2. Caractéristiques des parents et du ménage

S'agissant des caractéristiques de la mère, l'état de santé de la mère représenté par l'indice de masse corporelle, exerce un impact significatif et négatif sur l'indice de croissance de l'enfant. Cela pourrait refléter le fait que la sécurité alimentaire au sein des ménages n'est pas garantie et détériore en conséquence le statut nutritionnel de l'enfant.

Pratiquement tous les travaux antérieurs ont confirmé le rôle de l'éducation de la mère. C'est aussi le cas de notre recherche où cette variable a un effet très significatif et positif sur la santé de l'enfant. Une augmentation du nombre d'années d'études de

la mère d'une année accroît, toutes choses égales par ailleurs, le score de croissance de 0.04.

Il faut souligner par ailleurs que le fait que la mère sache lire n'a aucun effet sur l'état nutritionnel de l'enfant : le coefficient de cette variable est négatif et non significatif (modèle de régression 2). On peut interpréter ce résultat comme suit : « savoir lire et écrire dans une langue sans fréquenter une école formelle n'est pas suffisant pour mettre en pratique les leçons reçues en matière de nutrition et de soins de l'enfant ».

En incluant la variable « accès au moins à un média », nous avons voulu vérifier l'argumentation de Thomas, Strauss et Henriques (1991) selon laquelle, l'influence de l'éducation maternelle peut s'interpréter par une meilleure compréhension et réception de l'information nécessaire à améliorer la santé de l'enfant ; et dans ce cas, étant donné le niveau d'éducation de la mère et les ressources du ménage, l'accès aux différents médias devrait jouer un rôle positif. Cette hypothèse est rejetée dans le cas de notre échantillon. En effet, la variable accès aux médias a un effet positif mais cependant, elle n'est pas significative (Modèle 2 et 3).

On constate que le statut familial de la femme n'intervient pas dans le développement de l'enfant. Le fait que la femme vive seule, ou en union polygame n'a aucun impact sur le statut nutritionnel de l'enfant.

L'indice de richesse apparaît toujours comme un déterminant majeur du statut nutritionnel de l'enfant. Son coefficient reste élevé et très significatif. Désormais une augmentation de la richesse du ménage de 10%, réduirait la malnutrition chronique de 4.3%. Ce résultat est proche de celui obtenu par Vodounou et Ahoey (2004), pour le Bénin (4%), mais très nettement supérieur à celui trouvé par Grira (2007) pour le Bangladesh, soit 0.8%. On constate aussi, que l'effet de l'indice de richesse l'emporte très largement sur celui de l'éducation.

Tableau 3. Relation entre indice taille pour age et les variables de contrôle

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3	
	Coeff.	t-stat	Coeff.	t-stat	Coeff.	t-stat
Caractéristiques de l'enfant						
Age de l'enfant en mois	-.0603463	-10.02***	-.0602642	-10.01***	-.0603277	-10.01***
Age au carré de l'enfant en mois	.0006875	6.80***	.0006859	6.79***	.000689	6.81***
Sexe de l'enfant (masculin)	-.1347898	-2.56**	-.1355429	-2.57**	-.1314197	-2.49**
Rang de naissance de l'enfant	-.0169985	-0.25	-.0165796	-0.24	-.013153	-0.19
Intervalle en mois séparant l'enfant considéré avec son aîné	.004184	3.72***	.0041986	3.73***	.0041768	3.70***
Présence d'un jumeau (base enfant né seul)	-.8650292	-5.23***	-.8665762	-5.23***	-.8491915	-5.12***
Nombre d'enfants dans le ménage	.0004628	0.03	.0004461	0.03	-.0003524	-0.02
Nombre d'enfants de moins de 5 ans dans le ménage	-.0328394	-0.65	-.0324841	-0.65	-.0315158	-0.63
Caractéristiques du ménage ou des parents						
Education de la mère (Nombre d'année d'études)	.0361313	3.98***	.0344436	3.63***	.0362409	3.99***
La femme a accès à au moins un média	.033885	0.45			.0174828	0.23
Femme sait lire			-.0258781	-0.35		
Age de la mère en année à la première naissance	.0131173	1.09	.013266	1.11	.0136326	1.13
Age de la mère en année (au moment de la naissance)	.0030219	0.31	.0027995	0.29	.0030985	0.32
Etat de santé de la mère (Indice de masse corporelle de la mère)	-.0043082	-2.53**	-.0043145	-2.54**	-.0041726	-2.46**
Situation familiale (Famille monoparentale)	-.0545196	-0.75	-.0547773	-0.75	-.0486887	-0.67
Situation familiale (Famille Polygame)	-.0924776	-1.15	-.0918426	-1.14	-.0917358	-1.13
Indice de richesse (Revenu du ménage)	.4357158	2.86***	.4432275	2.91***		
<i>Classification socioéconomique</i>						
Plus pauvres					-.2930593	-2.19**
Pauvres					-.1416679	-1.12
Moyens					-.1607942	-1.26
Riches					.0144374	0.12
Caractéristiques de l'environnement/Communauté						
Le ménage a accès à l'eau potable	-.0776559	-1.05	-.0768514	-1.04	-.070348	-0.95
Le ménage a l'électricité	-.0828471	-1.06	-.0813175	-1.05	-.0594063	-0.76
Type de toilette du ménage	.1608071	2.10**	.161577	2.10**	.1723039	2.26**
Type de sol du plancher du ménage	.0404869	0.54	.0394338	0.53	.0284875	0.38
- Milieu de résidence						
Milieu rural	-.269182	-2.88***	-.2713925	-2.91***	-.2618085	-2.81***
- Région de résidence						
Brazzaville	-.1898967	-2.33**	-.188974	-2.32**	-.2012345	-2.47**
sud	.2215025	2.17**	.2223461	2.17**	.2082142	2.04**
nord	.1044212	0.97	.1065899	0.99	.0796651	0.74
Constante						
	-.0858426	-0.29	-.0380752	-0.13	.0489823	0.15
	N = 3824		N = 3824		N = 3824	
	F(24, 3799) = 17.48		F(24, 3799) = 17.45		F(27, 3796) = 15.61	
	R ² = 0.0948		R ² = 0.0949		R ² = 0.0953	

Note : ***, **, * : significatif à 1%, 5% et 10%

Modalité de base : Situation familiale (famille monogame), Région de résidence (Pointe Noire), Milieu de résidence (Urbain)

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

Certaines études ont découvert une liaison assez solide entre l'accès à l'eau et à l'électricité et le statut nutritionnel de l'enfant. Contrairement à ces études, dans l'échantillon de l'EDS-1 du Congo, ces deux variables ne sont pas des facteurs significatifs de la croissance de l'enfant. De plus les coefficients de ces deux variables sont négatifs, c'est-à-dire qu'ils n'ont pas le signe attendu. Il faut quand même noter que l'accès à l'eau potable et à l'électricité dépend en général de l'état à travers leurs sociétés nationales de distribution d'eau et d'électricité. On peut donc être branché à ces réseaux de distribution et ne pas avoir l'eau ou l'électricité pendant une bonne période de l'année.

S'agissant des deux variables sur l'habitat, caractérisant les conditions de vie des ménages, seule la disposition de toilette moderne a une incidence positive et significative sur la croissance de l'enfant. Le coefficient de la variable type de sol (ciment), bien que ayant le signe attendu n'est pas significatif aux seuils retenus.

On constate que les enfants du milieu rural sont désavantagés en taille de 0.3 ET par rapport à ceux du milieu urbain.

Enfin, on note l'existence d'une dimension régionale de la malnutrition. Si l'on prend Pointe-Noire comme référence, on constate que les enfants vivant dans la partie sud du pays sont favorisés. Un effet contraire est observé à Brazzaville dont les enfants sont désavantagés de 0.2 ET par rapport à ceux de Pointe-Noire.

Conclusion

Ce texte avait pour objectif, d'explorer la relation entre la pauvreté et la santé nutritionnelle de l'enfant en se fondant sur les données de la première enquête démographique et de santé du Congo réalisée en 2005 par le CNSEE. Au-delà de cette relation, nous avons voulu en fait analyser les déterminants du statut nutritionnel de l'enfant en faisant dépendre ce dernier des caractéristiques propres à l'enfant, des caractéristiques du ménage et des parents et des caractéristiques de l'environnement ou de la communauté. A cet effet, des modèles de régression ont été proposés et ont montré que plusieurs variables avaient une incidence significative sur le statut nutritionnel de l'enfant. Les pouvoirs publics pourraient donc tirer parti de ces résultats pour, en particulier, combattre la malnutrition des enfants et, en

général, lutter contre la pauvreté. En effet, à partir de cette étude, et au vu des tests économétriques réalisés, on pourrait tirer les principales conclusions suivantes :

- premièrement, l'étude a montré qu'une augmentation de l'indice de richesse des ménages améliore très significativement la nutrition des enfants ; que cette forte amélioration profite un peu plus aux filles qu'aux garçons. Au regard de la décomposition de cet indice, on pourrait suggérer qu'une politique publique de transfert, c'est-à-dire celle qui modifierait la distribution des revenus en faveur des plus démunies (quintile le plus pauvre) pourrait être plus efficace ;

- deuxièmement, les résultats des tests suggèrent des réflexions au centre desquelles se situent la santé et l'éducation des femmes. D'abord, l'étude a mis en évidence le rôle négatif de la santé de la mère (à travers l'indice de masse corporelle) sur la croissance de l'enfant, témoignant de ce fait, l'importance de l'insécurité alimentaire dans les ménages. On sait que la répétition des naissances rapprochées affaiblit la mère. Accroître les écarts entre les naissances serait donc un élément fondamental pour améliorer la santé de l'enfant et la diffusion des moyens de contraception serait dans ce cas un objectif essentiel. Ensuite, l'étude a confirmé le rôle de l'éducation maternelle dans la réduction de la malnutrition des enfants ; car une mère éduquée comprend mieux les enseignements relatifs à la nutrition de l'enfant. Les pouvoirs publics pourraient donc améliorer les conditions de vie des enfants en adoptant une politique bien ciblée concernant certaines dépenses de santé et d'éducation ;

- enfin, l'étude a révélé une dimension régionale de la malnutrition. Une politique d'intervention visant à améliorer les conditions de vie communautaires en zone rurale et à Brazzaville serait souhaitable.

Bibliographie

- Agbodji, A.E., Abalo, K.,** (2005). Pauvreté dans les ménages et statut anthropométrique des enfants au Togo, *Rapport intérimaire MIMAP*, Equipe n° 20
- Ahovey, 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.
- Ambapour, S.,** (2006). Pauvreté multidimensionnelle au Congo : une approche non monétaire, *Document de Travail* n° 13/2006, BAMSI, Brazzaville.
- Ambapour, S., Moussana Hylod, A.,** (2007). Pauvreté et fécondité au Congo, *Document de Travail* n° 14/2007, BAMSI, Brazzaville.
- Amemiya, T.,** (1985). *Advanced Econometrics*, Harvard University Press, Cambridge.
- Andrew, J.,** (2007). *Applied econometrics for health economists*, Radcliffe Publishing.
- 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, 9-10 janvier 2003
- Arif, G.M.,** (2004). Child health and poverty in Pakistan, *The Pakistan Development Review*, Vol 43, 3, pp. 211-238
- Badji, M.S., Boccafuso, D.,** (2006). Niveau de vie du ménage et santé nutritionnelle des enfants âgés de 0 à 59 mois au Sénégal : une analyse comparée avant/après la dévaluation du franc CFA, *Cahiers de Recherche* 06-08. Université de Sherbrooke.
- Barrera, A.,** (1990). The role of maternal schooling an its interaction with public health programs in child health production, *Journal of Development Economics*, Vol 32, pp. 69-91
- Bassole, L.,** (2007). Child malnutrition in Senegal: does acces to public infrastructure really matter ? A quantile regression analysis. Miméo, *Université d'Auvergne*.
- Behrman, J.R.,** (1988). Nutrition, health, birth order and seasonality. Intrahousehold allocation among children in rural India, *Journal of Development Economics*, Vol 28, pp. 43-62.
- Behrman, J.R., Deolalikar, A.B.,** (1988). Health and nutrition, In Chenery, H. and Srinivan T.N. (Eds), *Handbook of Development Economics*, (Amsterdam, North Holland), Vol. 1, pp. 631-711.

- Behrman, J.R., Wolfe, B.L.,** (1987). How does mother's schooling affect family health, nutrition, medical care usage, and household sanitation? *Journal of Econometrics*, Vol 36, pp. 185-204
- Bhargava, A.,** (1994). Modeling the health of Filipino children, *Journal of Royal Statistical Society*, Vol.157, Part 3, pp. 417-432.
- Birdsall, N.,** (1991). Birth order effects and time allocation, in *Research in Population Economics*. A research annual, Ed. T.P. Schultz, Vol 7, pp. 191-213, JAI Press Inc, Greenwich, Connecticut and London.
- Block, S.,** (2002). Nutrition knowledge versus schooling in the demand for child micronutrient status, *CID Working paper n° 93*. Center for international Development at Harvard University.
- Blunch, N-H.,** (2005). Maternal schooling and child health revisited: does non-formal education matter? Miméo, *George Washington University*.
- Borooah, V.K.,** (2002). The role of maternal literacy in reducing the risk of child malnutrition in India, Miméo, *University of Ulster*.
- Christiaensen, L., Alderman, H.,** (2001). Child malnutrition in Ethiopia: can maternal knowledge augment the role of income? *African Region Working Paper Series n° 22*, World Bank.
- Charasse, C.,** (1999). La mesure et les déterminants de l'état de santé en Afrique du Sud, *Revue d'Economie du Développement*, Vol. 4, pp. 9-37
- Cebu study team.,** (1992). A child health production function estimated from longitudinal data, *Journal of Development Economics*, Vol.38, pp. 323-351
- CNSEE & ORC Macro.,** (2005). *Enquête Démographique et de Santé du Congo*.
- Fedorov, L., Sahn, D.E.,** (2003). Socio-economic determinants of children's health in Russia: estimating a dynamic health production function, *Cornell University*.
- Gangadharan, L., Maitra, P.,** (2000). Does child mortality reflect gender bias ? Evidence from Pakistan, *Miméo, University of Melbourne*.
- Gibson, J.,** (2000). Child height, household resources, and household survey method, *University of Waikato, New Zealand*.
- Gibson, J.,** (2000). How can women's education aid economic development? The effect on child stunting in Papua New Guinea, *University of Waikato, New Zealand*.
- 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.

- Greene, W.**, (1997). *LIMDEP Version 7.0 User's Manuel, Revised*, Plainview, N.Y.: Econometric Software, Inc.
- Girra, H.**, (2007). Les déterminants du statut nutritionnel au Matlab : une analyse empirique. Centre d'Economie de la Sorbonne, *CES working paper* n° 39
- Handa, S.**, (1999). Maternal education and child height, *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 47, 2, pp. 421-439.
- Heckman, J.J.**, (1979). Sample selection bias as a specification error, *Econometrica*, 47, pp. 153-161.
- Horton, S.**, (1988). Birth order and nutritional status: evidence from Philippines, *Economic Development and Cultural Change*, Vol 36, n° 2, pp. 341-354.
- Jensen, R.T., Kaspar, R.**, (2001). Understanding the relationship between poverty and children's health, *European Economic Review*, Vol 45, pp. 1031-1039.
- Kimhi, A.**, (2002). Socio-economic determinants of health and physical fitness in southern Ethiopia, *Discussion Paper n° 5.02*. The Hebrew University of Jerusalem. The Center for Agricultural Economic Research.
- Kouassi, B.**, (2008). *Pauvreté des ménages et accès aux soins de santé en Afrique de l'Ouest*, Karthala
- Lavy, V., Strauss, J., Thomas, D., De Vreyer, P.**, (1996). Quality of health care, survival and health outcomes in Ghana, *Journal of Health Economics*, Vol 15, pp. 333-357
- Lefebvre, P.**, (2006). Discrimination sexuelle dans les dépenses des ménages : survol de littérature et évidences empiriques pour le Canada, *L'actualité Economique*, Vol 32, 1-2, pp. 119-153
- Linnemayr, S., Aldeman, H.**, (2006). Determinants of malnutrition in Senegal: individual, household, community variables, and their interaction, Miméo, *World Bank*.
- Lollivier, S.**, (2006). *Econométrie avancée des variables qualitatives*, Economica.
- Maire, B., Delpeuch, F., Martin-Prevel, Y., Fouéré, T.**, (2001). Nutrition et Pauvreté. Bilan comparatif des enquêtes anthropométriques en Afrique Subsaharienne au cours des deux dernières décennies. In « *Inégalités et politiques publiques en Afrique : pluralité des normes et jeux d'acteurs* ». IRD, Karthala.
- Maitra, P., Ray, R.**, (2001). The impact of resource inflows on child health: evidence from South Africa, Miméo, *Monash University*.

- Morrisson, C., Guilmeau, H., Linskens, C.,** (2000a). Une estimation de la pauvreté en Afrique subsaharienne d'après les données anthropométriques, OCDE, *Document de Travail* n° 158.
- Morrisson, C., Linskens, C.,** (2000b). Les facteurs explicatifs de la malnutrition en Afrique subsaharienne, OCDE, *Document de travail* n° 167.
- Mosley, W.H., Chen, L.C.,** (1984). An analytical framework for the study of child survival in developing countries, In "Mosley, W.H., Chen, L.C., (eds.), Child survival: strategies for research, *Population and Development Review*, supplement to volume 10, pp. 24-4.
- Olaniyan, O.,** (2002). The effects of household resources and community factors on child health : evidence from Nigeria, Miméo, *University of Ibadan*.
- Pal, S.,** (1999). An analysis of childhood malnutrition in rural India: role of gender, income and other characteristics, *World Development*, Vol 27, 7, pp. 1151-1171
- Penders, C.L., Staatz, J.M., Teft, J.F.,** (2000). How does agricultural development affect child nutrition in Mali ? Policy Synthesis. *Global Bureau, Office of Agriculture and Food Security*, USAID
- Sastry, N.,** (1996). Community characteristics, individual household attributes, and child survival in Brazil, *Demography*, Vol. 33, 2, pp. 211-229.
- Schultz, T.P.,** (1984). Studying the impact of household economic and community variables on child mortality. In "Mosley, W.H., Chen, L.C., (eds.), Child survival: strategies for research, *Population and Development Review*, supplement to volume 10, pp.215-235.
- Shariff, A., Ahn, A.,** (1995). Mother's education effect on child health: an econometric analysis of child anthropometry in Uganda, *Indian Economic Review*, Vol XXX, 2, pp. 203-222
- Strauss, J.,** (1990). Households communities and preschool children's nutrition outcomes: evidence from rural Cote d'Ivoire, *Economic Development and Cultural Change*, Vol 38, n° 2, pp. 232-261.
- Strauss, J., Thomas D.,** (1998). Health, nutrition, and economic development, *Journal of Economic Literature*, Vol. 36, 2, pp. 766-817.
- Strauss, J., Thomas D.,** (1995). Human resources: empirical modeling of household and family decisions, In Behrman J. and Srinivasan T.N. (Eds), *Handbook of development economics*, Vol. IIIA (Elsevier, Amsterdam), pp. 1883-2023.

- Svedberg, P.**, (1990). Undernutrition in Sub-Saharan Africa: is there a sex bias ? *Journal of Development Studies*, Vol, 26, 3, pp. 469-489.
- Thomas, D.**, (1994). Like father, like son; like mother, like daughter. Parental resources and child height. *The Journal of Human Resources*, Vol XXIX, 4, pp 950-988.
- Thomas, D., Strauss, J.**, (1992). Prices, infrastructure, household characteristics, and child height, *Journal of Development Economics*, Vol. 39, 2, pp. 301-339.
- Thomas, D., Strauss, J., Henriques, M-H.**, (1990). Child survival, height for age and household characteristics in Brazil, *Journal of Development Economics*, Vol 33, pp. 197-234.
- Thomas, D., Strauss, J., Henriques, M-H.**, (1991). How does mother education affect child height, *The Journal of Human Resources*, Vol 26, n° 2, pp. 183-211.
- Vella, F.**, (1998). Estimating models with sample selection bias: a survey, *The Journal of Human Resources*, Vol 33, pp. 127-169
- Waterlow, J.C., Buzina, R., Keller, W., Lane, J.M., Nichman, M.Z., Tanner, J.M.**, (1977). The presentation and use of height and weight data for comparing the nutritional status of groups of children under the age of ten years, *Bulletin of the World Health Organisation*, Vol 55, pp. 489-498.
- Wolfe, B.L., Behrman, J.R.**, (1982). Determinants of child mortality, health, and nutrition in a developing country, *Journal of Development Economics*, Vol 11, pp. 163-193.

SERIE DES DOCUMENTS DE TRAVAIL DU BAMSI

DT BAMSI

01/2001 « STATIS : une méthode d'analyse conjointe de plusieurs tableaux de données »

Samuel Ambapour

02/2001 « Estimation des frontières de production et mesures de l'efficacité technique »

Samuel Ambapour

03/2001 « Estimation d'un modèle d'emploi de court terme avec ajustement partiel »

Samuel Ambapour

04/2001 « Note sur la mortalité infantile »

Samuel Ambapour

05/2001 « Dix ans d'ajustement en Afrique : application d'un modèle de comptage »

Samuel Ambapour

06/2001 « Mesure des attentes de la clientèle et évaluation du niveau de satisfaction »

Samuel Ambapour, Diana Lyse Mapouata

07/2002 « Ressources humaines et libéralisation : une approche stratégique »

Samuel Ambapour

08/2002 « Le paradoxe de Todaro. Un test économétrique sur les données du Congo »

Samuel Ambapour

09/2003 « Incidence des migrations internes sur la structure par âge : une exploration par le modèle de population stable »

Samuel Ambapour

10/2004 « Efficacité technique comparée des systèmes de santé en Afrique subsaharienne : une application de la méthode de DEA »

Samuel Ambapour

11/2005 « Prédiction des indices des prix à la consommation des ménages au Congo »

Christophe Massamba

12/2005 « Croissance économique et consommation d'énergie au Congo : une analyse en termes de causalité »

Samuel Ambapour et Christophe Massamba

13/2006 « Pauvreté multidimensionnelle au Congo : une approche non monétaire »

Samuel Ambapour

14/2007 « Pauvreté et fécondité au Congo »

Samuel Ambapour, Armel Moussana Hylod

15/2008 « Pauvreté et santé nutritionnelle de l'enfant au Congo »

Samuel Ambapour, Armel Moussana Hylod

BAMSI REPRINT

01/2003 « Deux indices pour reconnaître une fécondité naturelle »

Samuel Ambapour

02/2003 « Trois cas pratiques d'application de la méthode statistique des indices »

Samuel Ambapour

03/2003 « Le modèle logistique. Un peu de statistique et d'histoire »

Samuel Ambapour

04/2003 « Introduction à l'analyse des données »

Samuel Ambapour

05/2003 « Applications de l'analyse des données aux traitements d'enquêtes. Mesure de satisfaction de clientèle pour les grands services publics : le cas de la Société Nationale d'Electricité »

Samuel Ambapour

06/2004 « La mise en œuvre des privatisations au Congo. Cas de trois entreprises du secteur énergétique »

Samuel Ambapour