



HAL
open science

Les déterminants du statut nutritionnel au Matlab : une analyse empirique

Hayfa Grira

► **To cite this version:**

Hayfa Grira. Les déterminants du statut nutritionnel au Matlab : une analyse empirique. 2007. halshs-00175088

HAL Id: halshs-00175088

<https://shs.hal.science/halshs-00175088>

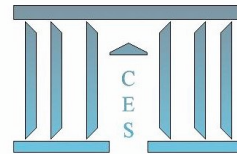
Submitted on 26 Sep 2007

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License



**Les déterminants du statut nutritionnel au Matlab :
une analyse empirique**

Hayfa GRIRA

2007.39



CENTRE NATIONAL
DE LA RECHERCHE
SCIENTIFIQUE

LES DETERMINANTS DU STATUT NUTRITIONNEL

AU MATLAB : UNE ANALYSE EMPIRIQUE

Hayfa Grira,¹ Institut Supérieur de Gestion et
Centre d'Economie de la Sorbonne

Résumé

Ce papier analyse les déterminants de la santé des enfants au Bangladesh en utilisant l'enquête « the demographic and Health Survey (2000) ». La présente étude s'interroge sur le rôle exact de l'éducation maternelle. Les résultats montrent que le niveau d'instruction de la mère accroît seulement ses compétences générales en matière de lecture. L'influence des ressources du ménage est faible mais significative. Une durée trop longue d'allaitement détériore l'état de santé de l'enfant et ceci quelque soit l'indicateur retenu pour mesure, ce qui suggère une pauvre connaissance maternelle en termes de santé et des pratiques de soins à adopter. D'autres caractéristiques familiales ont été identifiées et sont fortement corrélées avec les indices anthropométriques des enfants, ce qui suggère l'existence d'un cercle vicieux de transmission de la malnutrition d'une génération à l'autre. Les implications en termes de politiques économiques adéquates sont également discutées.

Mots- clés : Bangladesh- Malnutrition chronique- Pratiques de soins- Allaitement

Abstract

This paper analyses the factors that influence child health in Bangladesh using the demographic and Health Survey data (2000). The study questions the exact role of the mother's schooling as it does not appear that in Bangladesh the impact of the mother's education works through the acquisition of information. It is found to be of value only through her learning how to read and write. Our results reveal a small but a significant impact of wealth on stunting. However, we do not find any evidence that a long breastfeeding period has a payoff in terms of better health and nutrition. In contrast, it has a detrimental impact related to a poor maternal nutritional knowledge. Family background characteristics are highly correlated with the child's anthropometric outcome suggesting the existence of a vicious circle of poor health and nutrition perpetuating itself across generations. The implications for policy makers of high levels of child malnutrition and the effect that these have on children are discussed.

Key Words: Bangladesh- Stunting- Health knowledge-Breastfeeding

JEL Classification: I10, I12, J13, O12

¹ Correspondance to Hayfa Grira, Institut Supérieur de Gestion de Sousse and Centre d'Economie de la Sorbonne : Rue Abdélaziz el Bahi Sousse 4000-Tunisie/ Maison des Sciences Economiques, 106-112 Bd de l'Hôpital-75647 Paris cedex 13. Email : Hayfa.Grira@malix.univ-paris1.fr

INTRODUCTION

Les déterminants de l'état de santé des enfants sont multidimensionnels, complexes et interdépendants. Ils couvrent un ensemble de facteurs qui s'étendent de l'instabilité politique et la faible croissance économique à des facteurs plus spécifiques tels que l'infection respiratoire ou encore la diarrhée.

L'importance relative des différents facteurs dépend de la dimension sanitaire qui est considérée. Dans ce chapitre, nous présenterons, dans un premier temps une revue de la littérature empirique et nous résumerons ses principales conclusions, qui concernent séparément, la mortalité, la morbidité et les indicateurs anthropométriques. Dans un deuxième temps, nous nous proposons d'étudier principalement les déterminants de l'état de santé des enfants âgés de moins de cinq ans au Bangladesh, à l'aide d'une l'enquête Ménage Nationale de 2000 « *The Bangladesh Demographic and health Survey* ». A notre connaissance aucun autre travail n'a exploité ces données pour identifier les facteurs explicatifs de la malnutrition au Bangladesh en contrôlant pour les caractéristiques familiales et communautaires. Nous comparerons nos résultats à ceux déjà établis par la littérature concernée et tenterons d'apporter un éclairage nouveau sur l'impact que pourrait exercer d'autres facteurs qui n'avaient pas été pris en compte auparavant.

Malgré l'abondance des recherches, on pourrait dire que notre compréhension des déterminants macro et micro de la demande de santé a peu évolué depuis 10 ans. Si ce constat a une certaine réalité, en particulier dans la dimension macro, il est néanmoins erroné parce que les travaux les plus récents ont mis à jour et contrôlé un certain nombre de problèmes méthodologiques qui pouvaient biaiser les estimations antérieures.

La question se pose encore de savoir quel est le rôle exact de l'éducation. A l'exception de quelques travaux, le revenu du ménage a, à priori, très peu d'impact sur la détermination de l'état de santé. Cette observation est finalement assez robuste et impliquerait que l'effet du revenu est effectivement faible et ne pourrait apparaître que pour les catégories les plus pauvres. Quant aux variables communautaires, il semblerait que leur rôle, positif et significatif, sur l'amélioration du statut nutritionnel des enfants est un acquis.²

² A l'exception de Christiaensen et Alderman (2001).

DONNEES

Notre travail se base sur l'enquête démographique et de santé conduite au Bangladesh en 2000. Elle fait partie du programme international des enquêtes démographiques et de santé (Demographic and Health Survey) et a été conduite sous l'autorité du NIPORT³ et du ministère de la santé. Ce projet a été exécuté grâce à l'appui financier de l'Agence des Etats-Unis pour le Développement International (USAID/Bangladesh)

L'échantillon du BDHS 2000 est un échantillon aléatoire, stratifié et tiré à deux degrés. Dans un premier temps, 341 grappes ont été tirées (99 en zones urbaines et 242 en zones rurales). Dans un deuxième temps, 10268 ménages ont été tirés à partir de la liste de recensement général de la population. Toutes les femmes âgées de 15-49 ans qui se trouvaient dans les ménages ont été enquêtées. L'enquête permet de collecter des informations sur le nombre de personnes résidant dans le ménage par sexe, âge, niveau d'instruction, etc. On y trouve également des renseignements concernant les caractéristiques du logement telles que l'approvisionnement en eau, le type de sanitaires et la possession de certains biens durables. Les femmes éligibles âgées de 15 à 49 ans sont interrogées sur des caractéristiques socio-démographiques des résidents (âge, sexe, religion, lieu et durée de la résidence, etc.), de la reproduction (des naissances vivantes que la femme a eues durant sa vie, de la grossesse et des pratiques d'allaitement (soins prénatals, vaccination, lieu d'accouchement, fréquence et durée de l'allaitement, type d'allaitement et utilisation des compléments nutritionnels), de la vaccination et santé des naissances des moins de cinq ans, des préférences en matière de fécondité (désir d'enfants supplémentaires, l'intervalle entre les naissances, etc.), des caractéristiques du conjoint et activités économiques de la femme, des relevés de taille et de poids de la mère et de ses enfants âgées de moins de cinq ans et enfin sur le sida (connaissance et prévalence de la maladie, prévention). Une section porte sur la disponibilité des infrastructures (tous types de centre de santé, distance, etc.) et des équipements sanitaires disponibles dont le matériel médical disponible et opérationnel, programmes de soins spécifiques, médicaments à proximité de chacune des grappes sélectionnées, ainsi que des informations sur le personnel soignant (nombre, horaire de travail, nombre de jours par semaine, etc.)

³ National Institute for Population Research and Training.

Analyse économétrique des déterminants de la malnutrition

Dans le cadre des travaux portant sur les investissements en capital humain, de nombreux modèles de comportement des ménages ont été élaborés. La base théorique de ces modèles repose sur une fonction d'utilité qui dépend de la santé et de la nutrition de chaque membre du ménage, ainsi que des biens acquis et issus de la production du ménage (Schultz, 1984).

L'analyse microéconomique de la santé des individus peut se faire sous deux angles, à savoir, celui de la production de la santé (Schiff et Valdes, 1990 ; Strauss et Thomas 1995) et celui de la demande de santé. On part de l'idée que les ménages cherchent à maximiser leur bien être sous les contraintes traditionnelles de technique, de temps et de budget. Les activités de production de santé dépendent d'intrants contrôlés par les familles (endogènes) et d'intrants prédéterminés (exogènes). Quant aux fonctions d'offre et de demande de santé, elles découlent de la résolution du programme de maximisation du bien-être de ménage.

La forme réduite des fonctions de demande ou de production de santé d'un enfant dépend uniquement de variables exogènes. L'approche par la demande de santé a recours, outre les caractéristiques individuelles de l'enfant, du ménage et de la communauté, au coût horaire du travail des adultes, aux prix des intrants à la santé, de l'ensemble des prix des autres biens destinés à la consommation et du prix des nutriments sur le marché.

Par faute de données sur ces prix, notre étude retient l'approche par la production de santé. Cette approche exprime la relation entre l'état de santé d'un enfant et certaines variables exogènes telles que les caractéristiques de l'enfant, celles du ménage et de la communauté.

Rappelons donc l'expression de la fonction d'utilité du ménage à maximiser et décomposons le vecteur c en X , la consommation de biens et services, X_h et X_c respectivement les caractéristiques du ménage et de la communauté.

l , le loisir et H l'état de santé : $U(l, H, X, X_h, X_c)$

Les choix d'allocation des ressources sont faits sous la contrainte budgétaire suivante : $pX = w(T - l) + y$ avec p le vecteur des prix, w représente le vecteur des salaires

des membres du ménage, T est le nombre d'heures travaillé et y représente tous les revenus non monétaires.

La fonction de production de la santé est la suivante : $H^i = h(I, X_h, X_c, \Omega_i)$.

Où I représente les intrants sanitaires et Ω les caractéristique individuelles, familiales et communautaires non observées qui affectent le statut anthropométrique de l'enfant.

Idéalement nous devrions estimer la fonction de production ci-dessus. Cependant, notons que le vecteur des intrants I inclut la consommation de biens et services qui contribuent positivement au bien être du ménage directement à travers c et indirectement à travers H . Le choix entre la consommation des biens et services et celle des intrants relatifs à la santé sont faits simultanément. En l'absence d'informations détaillées et donc d'instruments valides, toute estimation, qui ne prête pas attention à ce problème de simultanéité, est potentiellement biaisée.

Au lieu d'estimer directement cette fonction de production de la santé, on déduit une forme réduite de la résolution du programme de maximisation du bien-être du ménage. On obtient donc la fonction de production de santé de l'enfant suivante sous forme réduite :

$$H_i = h(I(X_h, X_c), X_h, X_c, \varepsilon_i) = \tilde{h}(X_i, X_h, X_c, \varepsilon_i)$$

Avec

X_i : Caractéristiques de l'enfant

X_h : Caractéristiques du ménage

X_c : Facteurs communautaires et ε_i un terme d'erreur aléatoire associé au statut nutritionnel de l'enfant et aux caractéristiques non observées.

C'est donc cette forme réduite de la fonction de production de santé qui sera estimée.

Considérations méthodologiques et stratégie empirique

L'objectif principal de cette étude est d'identifier les principaux déterminants -au niveau du ménage et de la communauté- de la malnutrition des enfants de moins de cinq ans au Bangladesh.

La fonction de production de santé sous forme réduite exprime la relation entre l'état de santé d'un enfant et les trois groupes de variables individuelles, familiales et communautaires.

Le statut de la santé de l'enfant est appréhendé à l'aide d'une approche anthropométrique. Nous avons décidé de limiter l'analyse à l'étude des facteurs qui déterminent les retards de croissance, mesurés par l'indice de long terme taille pour âge, et l'émaciation mesurée par l'indicateur de court terme poids pour taille. L'indice poids pour âge étant un indice combiné des deux autres, étudier les déficiences nutritionnelles mesurées par ce dernier n'apporterait pas d'informations supplémentaires par rapport aux deux autres indicateurs.

Les caractéristiques individuelles de l'enfant

Parmi les variables propres à l'enfant nous retenons l'âge mesuré en mois et le sexe. Nous distinguons six groupes d'âges : 0 à 6 mois, 7 à 18 mois, 19 mois à 24, 25 à 36 mois, 37 à 48 mois et plus de 49 mois. En effet, les enfants plus âgés peuvent avoir une santé plus fragile que les autres. Nous essaierons grâce cette répartition de reproduire le fait stylisé mis en évidence dans la littérature empirique quant à l'évolution de la malnutrition. Celle-ci tend à s'accroître jusqu'à peu près l'âge de 2 ans pour se stabiliser à peu près par la suite comme le montre la figure 9.

La moyenne d'âge dans notre échantillon est d'environ 29 mois. Il s'étend de 0 à 59 mois. Nous incluons la variable sexe afin de contrôler pour les éventuels différentiels de croissance entre les filles et les garçons qui pourraient provenir des préférences des parents en faveur des garçons. Notre échantillon est composé de 51% de garçons et 49% de filles.

Nous examinerons également l'impact des erreurs de mesures inhérentes aux variables anthropométriques sur l'incidence de la malnutrition des enfants de moins de cinq ans. En effet, les erreurs de mesure sont très fréquentes dans ce genre d'études. Nous essaierons donc d'analyser les effets de ces erreurs de mesure sur le modèle de croissance en

fonction de l'âge. Plus précisément, le Centre National pour la Santé et les Statistiques (NCHS) recommande que les enfants de moins de 24 mois doivent être mesurés en position couchée, alors que ceux de 24 mois et plus doivent être mesurés en position debout. Or notre examen des données BDHS, révèle quelques erreurs. Certains enfants âgés de plus de 24 mois ont été mesurés en position allongée et d'autres âgés de moins de 24 mois ont été mesurés en position debout. Pour examiner les implications de ces erreurs de mesure, nous avons construit, dans un premier temps, deux variables binaires. La première prend la valeur de un si l'enfant de moins de 24 mois a été mesuré en position debout et zéro autrement (alors qu'il aurait dû être mesuré en position couchée), et la seconde prend la valeur de 1 si l'enfant âgé de plus de 24 mois a été mesuré en position couchée (alors qu'il aurait dû être mesuré en position debout). Dans un second temps, nous avons estimé les mêmes modèles mais en ne considérant que les enfants correctement mesurés.

Les travaux empiriques précédents ne prennent pas systématiquement en compte le rang de l'enfant, le fait d'être un jumeau ou encore l'intervalle des naissances.

L'effet attendu du rang des naissances est ambigu. En effet, l'augmentation du nombre des dépendants dans le ménage entraîne des économies d'échelles plus grandes et pourrait ainsi affecter l'allocation relative des ressources et le temps consacrer aux soins des enfants. La relation est dans ce cas positive. Cependant, si les parents sont incapables de répartir leurs ressources dans le temps de façon à compenser l'inévitable avantage des premiers nés lorsque les ressources du ménage (aussi bien que le temps disponible accordé aux soins) étaient par exemple plus élevés, alors dans ce cas l'effet attendu serait plutôt négatif.

L'intervalle des naissances et le nombre d'enfants de moins de cinq ans présents dans le ménage sont également introduits comme variables explicatives. L'effet attendu d'une augmentation de ces variables est de détériorer l'état de santé de l'enfant. Mais les parents pourraient décider de limiter le nombre de naissances pour n'avoir que des enfants en bonne santé. Les variables relatives à la composition du ménage sont donc sujettes à des biais d'endogénéité. Malheureusement, nous ne disposons pas d'instruments nécessaires pour tester cette hypothèse et nous les traitons donc comme exogènes. Cependant, si les parents ne contrôlent pas leur fécondité, ce problème d'endogénéité est moins probable. L'enquête ménage dont nous disposons révèlent qu'à peu près 55% des femmes ne désiraient pas du tout avoir l'enfant en question ou le voulaient un peu plus tard, et 52% des femmes n'utilisent pas du tout de méthodes contraceptives. Ces observations nous conduisent à penser que ce problème d'endogénéité potentiel peut être négligé.

Les caractéristiques familiales

Dans cette catégorie de variables, nous nous intéresserons particulièrement aux effets de l'éducation maternelle et des ressources du ménage. Dans le cas du Bangladesh, nous testerons donc l'hypothèse selon laquelle une mauvaise connaissance en matière de santé et d'hygiène, des pratiques d'allaitement et d'alimentation des enfants accroîtrait les risques de déficiences nutritionnelles et détériorerait ainsi leur état de santé.

Le lait maternel contient tous les éléments nutritifs indispensables à la croissance de l'enfant. Comme il est hygiénique et transmet des anticorps de la mère, il limite notamment la prévalence des maladies, en particulier la diarrhée. La durée d'allaitement en mois mesure ainsi les consommations nutritionnelles des enfants. Très peu d'études ont accordé une attention à cette variable (Behrman et Wolfe 1982). Elle peut refléter la prévalence de certaines normes et pratiques sociales ou la faible disponibilité de substituts à l'allaitement. Une durée plus longue d'allaitement peut être considérée comme protectrice pour l'enfant réduisant ainsi les risques de malnutrition.

Les organisations de santé⁴ recommandent l'introduction d'aliments de complément adéquats, à partir de l'âge de six mois, même s'il est recommandé de poursuivre l'allaitement fréquent et, à la demande, car le lait maternel n'arrive plus à couvrir à lui seul les besoins en énergie et en protéines des enfants.

Les données BDHS montrent que l'introduction d'aliments solides ou semi solides a lieu très tôt au Bangladesh, dès le deuxième mois, et concerne dans ce cas 38% des enfants. A partir de six mois, 28% ne reçoivent que de l'eau comme seul complément d'aliment. Afin de mieux appréhender les effets de ces pratiques, nous incluons dans nos estimations en plus de la durée d'allaitement, une variable muette qui prend la valeur de 1, si l'enfant a consommé un aliment solide ou semi solide à partir de l'âge de quatre mois ou si l'enfant a simplement consommé de l'eau comme aliment à partir de six mois, et zéro sinon.

Le modèle économique de la famille (Becker 1981) considère que les décisions de consommation et de production de santé sont prises simultanément. Les estimations pourraient donc être biaisés si on ne tient pas compte de ce biais de simultanéité. Les enfants les plus fragiles pourraient être allaités pendant une plus courte durée. Nous considérons donc la durée d'allaitement comme endogène et nous l'instrumentons. Le test d'exogénéité d'Hausman (1978) confirmera le statut de cette variable.

⁴ OMS, UNICEF et la Politique Nationale de Nutrition.

S'agissant de l'éducation des parents, elle est représentée par le niveau le plus élevé d'instruction de la mère et du père. L'influence de l'éducation de la mère pourrait opérer uniquement à travers sa capacité à lire et à écrire. Dans ce cas, à condition d'être lettrée, l'éducation de la mère et la santé de l'enfant seraient non corrélées. Nous testerons cette hypothèse. Rosenzweig et Schultz (1983) considèrent que les mères les plus éduquées sont plus réceptives aux informations développées à la télévision, à la radio ou encore lues dans les journaux. Nous incluons donc des variables informationnelles afin de contrôler pour les éventuels acquisition de connaissances de la mère en matière d'hygiène et de nutrition. Ces variables sont les proportions de ménages qui possèdent une télévision, une radio et qui lisent le journal au moins une fois par semaine. Afin d'éliminer toute corrélation potentielle avec des variables non observées du ménage et ainsi éviter les biais de simultanéité, nous excluons pour chaque proportion le ménage en question.

Le BDHS 2000 contient quelques informations relatives à la participation de la mère dans les prises de décisions. D'après Dancer et Rammohan (2005), comme la mère joue le rôle principal dans la détermination de l'état de santé de ses enfants, il est donc raisonnable de penser que son implication aura un impact positif sur la croissance de ses enfants. Nous évaluons dans cette étude l'autonomie de la mère à partir de ses propres réponses à la question : « A qui appartient le dernier mot quant aux soins de vos enfants ? »

Le BDHS ne contient pas d'informations sur les dépenses de consommation ni sur les revenus. Pour pallier à ce manque, Filmer et Pritchett (1998) suggèrent d'utiliser un indice composite de richesse. Ce dernier a été construit en utilisant les informations relatives à l'ensemble des biens durables possédés et des caractéristiques du logement. La méthodologie d'agrégation repose sur l'approche de l'analyse en composante principale. L'indice de richesse sert donc de proxy pour évaluer le statut économique de long terme du ménage et ainsi contrôler la capacité du ménage à offrir de la nourriture et à acquérir des biens. Nous décomposons également cette variable en cinq variables binaires du niveau de pauvreté (du quintile le plus pauvre au quintile le plus riche). Cette décomposition pourrait nous éclairer quant à l'existence ou non de changements structurels quant à la variation des indicateurs anthropométriques en fonction des ressources du ménage. En d'autres termes les différents quintiles considérés nous permettraient de mesurer le sens et l'intensité de la variation intervenue sur le statut nutritionnel de l'enfant lorsque le niveau de vie dépasse un certain seuil par rapport au quintile le plus pauvre.

La taille de la mère rend compte des facteurs génétiques ainsi que des antécédents familiaux non observés. Les études précédentes suggèrent que la taille de la mère exerce un effet positif notamment sur le poids à la naissance et que cet effet est beaucoup plus important que celui de la taille du père (Thomas et Strauss 1992; Thomas et al. 1996). Nous considérons également l'indice de masse corporelle de la mère comme un facteur explicatif favorable à l'amélioration de l'état de santé de l'enfant (Strauss 1990). Il est défini par le poids en kilogrammes divisé par le carré de la taille en mètres. Cet indicateur pourrait refléter la disponibilité de la nourriture au sein du ménage. Il est raisonnable d'imaginer qu'une réduction dans l'offre de la nourriture, provoquée par une pénurie par exemple, se traduirait par un indice de masse corporelle plus faible de la mère et donc par un risque de malnutrition plus élevé pour les enfants.

L'effet de l'âge de la mère à la première naissance sur le statut nutritionnel de l'enfant est ambigu. On pourrait penser que les conditions physiques d'une mère jeune sont meilleures que celles d'une mère plus vieille. Par conséquent, une relation positive est suspectée. Cependant une mère trop jeune est probablement moins immature et moins expérimentée. Un effet négatif serait alors attendu.

Enfin, il convient de faire une dernière remarque méthodologique. En effet, les individus (en particulier les ménages vulnérables) pourraient choisir de migrer et de s'installer dans les communautés qui offrent les meilleurs services de soins. En l'absence d'instruments valides pour expliquer les décisions de migrations, nous traitons le milieu de résidence comme exogène. En outre l'enquête montre que 80% des enfants de l'échantillon ont passé leur existence dans la ville où ils sont nés. En d'autres termes les caractéristiques communautaires reflètent probablement l'environnement dans lequel ils ont grandi.

Les caractéristiques communautaires

Elles regroupent l'environnement sanitaire et l'offre de soins. Même si les données concernant la disponibilité et l'utilisation des services sanitaires par chaque ménage sont disponibles, elles ne seront pas utilisées car elles reflètent leur choix et sont donc potentiellement endogènes. En effet, l'utilisation d'une eau de bonne qualité, par exemple, peut dépendre des ressources du ménage et de ses préférences. Nous retenons donc comme variables représentatives de l'infrastructure socio-collective la proportion de ménages (en

excluant le ménage en question) qui ont accès à un système de canalisation d'eau potable et à des équipements modernes hygiéniques comme les fosses septiques et les latrines améliorées.

La plupart des études précédentes ont retenu l'eau potable qui provient d'une canalisation à l'intérieur du logement comme étant la définition de l'approvisionnement adéquat. Cependant, 0,47% des ménages (urbains et ruraux) seulement disposent de cette source. Nous élargissons donc la définition et nous incluons également l'accès à la source « puits à pompe » comme source d'eau potable adéquate. Les autres sources sont considérées antihygiénique car les risques de contaminations sont grands.

La disponibilité des services de soins est approximée par la distance au centre de santé le plus proche par grappe.

La qualité de l'infrastructure médicale est appréciée par deux variables : le nombre de jours en moyenne pendant lesquels l'établissement de santé est ouvert et le nombre de lits en moyenne disponibles par établissement et par grappe.

Enfin trois variables sont considérées pour rendre comptes des problèmes sanitaires les plus généralement répandus dans chaque communauté telle que la diarrhée par exemple. Ces variables sont : la proportion de centres de soin /grappe offrant les médicaments essentiels⁵, qui est pourvue d'une source d'approvisionnement en eau potable et en services sanitaires et enfin, qui dispose d'un service de réhydratation.

Le tableau 1 en Annexe présente les statistiques descriptives des variables utilisées.

Comme nous l'avons évoqué précédemment les différents biais d'endogénéité sont susceptibles de biaiser l'estimation des coefficients. Afin de corriger ces biais, nous avons choisi la technique des doubles moindres carrés avec variables instrumentales. Par ailleurs, afin de corriger le problème d'hétéroscédasticité, nous avons retenu la correction de Huber-White.

Les tests d'exogénéité des instruments confirment qu'ils ne sont pas corrélés avec les indicateurs anthropométriques à expliquer comme l'indique le tableaux 4.1 en annexe ($F\text{-stat} : 125,46^{***}$). Nous avons choisi d'instrumenter la durée d'allaitement en fonction des données et de la littérature empirique (Behrman et Wolfe 1982) disponibles. Les instruments sont

⁵ Selon l'OMS et l'UNICEF, on entend par médicaments essentiels : les médicaments traitant la pneumonie et la dysenterie (diarrhée sévère), les antipyrétiques, les comprimés de fer et les antibiotiques. Nous nous sommes restreints aux deux derniers en raison de données manquantes.

constitués à partir des caractéristiques de la mère : début d'allaitement, l'âge de la mère à la première naissance, nombre de naissances des trois dernières années et enfin si la mère a travaillé tout de suite après l'accouchement.

Nous testons également par des tests de Wald pour vérifier la nullité jointe des coefficients relatifs aux variables binaires du niveau de vie. On note par ailleurs, que les pouvoirs explicatifs des modèles mesurés par les R^2 sont relativement faible mais sont conformes aux coefficients obtenus dans la littérature, étant donné la difficulté de mesurer l'état de santé d'une population, comme le soulignent Behrman et Deolalikar (1988).

La complexité et la dynamique des relations entre les facteurs explicatifs rendent ces phénomènes difficiles à appréhender en coupe transversale. Cette remarque doit conduire à rester prudent dans l'interprétation des résultats.

RESULTATS

Dans ce qui suit, nous discuterons tout d'abord les résultats en fonction des variables clés dans les trois catégories considérées : caractéristiques de l'enfant, familiales et communautaires.

Caractéristiques de l'enfant

Les premières estimations (Régression 1) des déterminants du statut nutritionnel de l'enfant de long terme font apparaître des résultats cohérents avec les résultats qui sont obtenus dans la littérature. Par exemple, comme il est généralement observé, la santé de l'enfant telle que mesurée par l'indice taille pour âge, se détériore surtout durant la première année de vie et ce jusqu'à l'âge de deux ans pour se stabiliser plus au moins par la suite avec peu de rattrapages. Cette tendance a également été constatée dans d'autres pays en voie de développements dont le Guatemala (Handa 1999; Alderman et Christiaensen, 2001; Gragnolati 1999). Les retards de croissance se sont surtout accumulés pour le groupe d'âge 7-18 mois. Il s'agit d'une période de fragilité dont les effets se font encore sentir après 25 mois. On observe le même scénario pour la malnutrition aiguë telle que mesurée par l'indice poids pour taille avec un rattrapage beaucoup plus rapide puisque pour les enfants âgés de 37 à 48 mois il passe légèrement au-dessus de celui de la population de référence.

En comparant les trois modèles, nous remarquons que l'erreur sur la technique de mesure sous-estime l'effet de l'âge et notamment pour le groupe des 7-18 mois. En effet l'indice taille pour âge est 0.08 point plus faible. La même remarque s'applique à l'indicateur au modèle d'émaciation où l'intensité de la malnutrition aigue est plus forte pour les enfants âgés de 7 à 18 mois.

Tableau 4: Coefficients de l'âge dans les modèles Taille pour âge et poids pour taille

	Pas de correction		Avec variables muettes correction		Echantillon correctement mesuré	
Variables	Coefficient	t- stat	Coefficient	t- stat	Coefficient	t- stat
Indice taille pour âge						
Mesuré couché	--	--	-0.568	-2.69***		
Mesuré debout	--	--	0.047	0.33		
Age 0-6 mois	-1.17	-2.44**	-1.20	-2.53**	-1.24	-2.51**
Age 7-18 mois	-1.29	-3.83***	-1.32	-3.93***	-1.37	-3.92***
Age 19-24 mois	-1.10	-4.93***	-1.099	-4.98***	-1.07	-4.69***
Age 25-36 mois	-0.35	-2.40**	-0.345	-2.38**	-0.35	-2.39**
Age 37-48 mois	-0.09	-0.8	-0.08	-0.8	-0.88	-0.8
Indice Poids pour taille						
Mesuré couché	--	--	-0.084	-0.62		
Mesuré debout	--	--	0.14	1.46		
Age 0-6 mois	-0.62	-1.71*	-0.67	-1.89	-0.75	-2.04**
Age 7-18 mois	-1.12	-4.49***	-1.17	-4.69	-1.22	-4.77***
Age 19-24 mois	-0.76	-4.51***	-0.81	-4.65	-0.84	-4.79***
Age 25-36 mois	-0.28	-2.97***	-0.29	-3.05	-0.31	-3.13**
Age 37-48 mois	0.03	0.5	0.032	0.46	0.02	0.29

, **, et * indiquent significativement différent de zéro à 11%, 5% et 1%.*

On note par ailleurs une variation plus faible des coefficients pour les enfants âgés de plus de 25 mois. On peut ainsi conclure que les modèles qui ne tiennent pas compte des erreurs de mesures tendent à sous-estimer la malnutrition des enfants surtout durant leur première année et jusqu'à l'âge de 18 mois.

A première vue, le sexe de l'enfant n'est pas un déterminant de son état de santé. Son coefficient est non significatif, aussi bien sur la malnutrition de long terme que sur celle de plus court terme. Nous avons voulu en savoir plus, et pour cela, nous avons considéré séparément les déterminants du statut nutritionnel de l'enfant sur l'échantillon des filles et sur celui des garçons. Les résultats sur les coefficients des tranches d'âges sont résumés ci-dessous

Tableau 5 : Effets de l'âge par genre

Variables	Filles		Garçons	
	Coefficients	t- stat	Coefficients	t- stat
Taille – pour –âge Z score				
Age 0-6 mois	-1.68	-2.68***	-1.37	-1.93**
Age 7-18 mois	-1.68	-3.56***	-1.45	-2.99***
Age 19-24 mois	-1.49	-4.85***	-0.98	-3.11***
Age 25-36 mois	-0.56	-2.64***	-0.26	-1.39
Age 37-48 mois	-0.05	-0.34	-0.1	-0.72
Poids – pour- taille Z score				
Age 0-6 mois	-0.85	-1.66*	-0.52	-1.02
Age 7-18 mois	-1.26	-3.40***	-1.09	-3.08***
Age 19-24 mois	-0.74	-3.10***	-0.87	-3.57***
Age 25-36 mois	-0.3	-2.20**	-0.29	-2.22**
Age 37-48 mois	0.027	0.27	0.032	0.30

, **, et * indiquent significativement différent de zéro à 11%, 5% et 1%.*

On remarque que les différences entre les filles et les garçons sont plus prononcées durant les toutes premières années de vie des enfants. Les résultats indiquent que la malnutrition est plus importante chez les filles que chez les garçons. D'après l'indice taille pour âge, les filles âgées de 0 à 36 mois souffrent d'un retard de croissance plus important que les garçons de même âge. Elles sont également plus vulnérables et plus maigres que les garçons entre 0 et 18 mois. Ces résultats sont conformes à ceux de Deolalikar (2004) au Bangladesh. Par ailleurs, on note qu'à partir de 37 mois ces disparités tendent à disparaître puisque la malnutrition baisse fortement chez les filles. Notons cependant que ce résultat que l'on pourrait interpréter de manière optimiste comme le reflet d'un rattrapage peut également être le résultat d'une forte mortalité parmi les filles les plus mal nourries. Celles qui survivent sont celles qui se portent le mieux et montrent donc des indices de déficiences nutritionnelles plus faibles par rapport aux garçons indiquant ainsi une amélioration de leur état de santé.

Le fait d'être jumeau détériore l'état nutritionnel des enfants entre 0 et 5 ans au Bangladesh. Ils sont en moyenne -0.5 Z score plus petits que les autres enfants. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que les jumeaux peuvent être pénalisés et ne reçoivent pas forcément la même quantité et la même qualité de soins.

Parmi les variables de composition du ménage, la seule variable qui intervient de manière significativement négative est l'intervalle de naissance. Les retards de croissance et les problèmes d'émaciation se réduisent lorsque les naissances sont espacées (Horton, 1988).

Caractéristiques familiales

Comme nous l'avons précédemment signalé, l'enquête BDHS révèle des pratiques d'allaitements un peu différentes entre les ménages. Presque tous les enfants ont été allaités ; quelque fois pour certains et longtemps pour d'autres. Le lait maternel transmet les anticorps de la mère et tous les éléments nutritifs nécessaires au bon développement et à la croissance de l'enfant durant ses premiers mois d'existence.

On retrouve le résultat de Behrman et Wolfe (1982) à savoir qu'une durée trop longue d'allaitement détériore l'état de santé de l'enfant et ceci quelque soit l'indicateur retenu pour mesure. L'introduction de compléments d'aliments s'avère également prépondérante puisqu'elle apparaît avec un signe négatif et très significatif mais pour la mesure de long terme uniquement. En effet, l'introduction trop précoce de compléments d'aliments solides ou semi solides augmente les risques de malnutrition puisqu'elle peut exposer les enfants à des agents pathogènes et augmente ainsi le risque de contracter des maladies infectieuses, et surtout la diarrhée, infections qui peuvent surtout se manifester à plusieurs reprises et pour une période longue entraînant ainsi une sous nutrition de long terme. De même la non consommation de nutriments riches en protéines et en vitamines, lorsque le lait maternel seul ne suffit plus à couvrir les besoins essentiels de l'enfant, renforce les déficiences nutritionnelles de l'enfant dès son jeune âge qui accumule alors davantage de retard. Ceci peut expliquer l'influence de cette variable sur l'indicateur de malnutrition chronique seulement. Ainsi, ces résultats suggèrent l'existence d'un problème de « timing » dans le régime alimentaire adopté pour l'enfant.

L'influence négative et significative de la variable « autonomie de la mère » va dans le sens de cette conclusion et traduit probablement une mauvaise connaissance en matière de

santé et d'hygiène qui se manifeste par une prise de décision inefficace quant au diagnostic des signes de maladies, un préalable nécessaire pour conduire la bonne action.

L'importance de l'éducation des parents a été confirmée dans la plupart des analyses relatives aux déterminants du statut nutritionnel de l'enfant. Seule l'éducation de la mère semble réduire la malnutrition chronique, même si son amplitude est faible. Elle implique qu'une année supplémentaire augmenterait, toutes choses étant par ailleurs, le score de croissance de 0.03. Comme l'ont suggéré Thomas, Strauss et Henriques (1991), l'influence de l'instruction maternelle peut s'interpréter par une meilleure compréhension et réception de l'information nécessaire à améliorer la santé de son enfant. Dans ce cas, étant donné le niveau d'éducation de la mère et les ressources du ménage, l'accès aux divers moyens d'informations devrait jouer un rôle positif.

Cette hypothèse n'est pas confirmée dans notre cas, puisque les variables informationnelles se révèlent non significatives et ceci quelque soit la mesure retenue. La significativité de la variable éducation maternelle n'est pas altérée par l'inclusion ou l'exclusion de ces variables. Cependant, les résultats de la régression (2) montrent, qu'étant donné le niveau d'étude atteint par la mère, le fait qu'elle sache lire et écrire réduit significativement les disparités en matière de santé, aussi bien à long terme qu'à court terme. En outre, la prise en compte de cette variable annule la significativité de la variable éducation sur les deux mesures de santé. Il semblerait donc que le niveau d'éducation de la mère accroît seulement ses compétences générales en matière de lecture ; ce qui lui permet par conséquent de mieux comprendre les instructions du personnel soignant ou encore de lire les notices médicales.

Quelque soit l'indicateur de malnutrition retenu, les résultats indiquent que l'influence des ressources du ménage est positive et est significative, suggérant qu'une augmentation de 10% de la richesse du ménage (telle que mesurée par cet indice) réduirait l'écart d'émaciation et de malnutrition chronique respectivement de 0.5% et 0.8%, ce qui est conforme aux résultats de Thomas, Strauss et Henriques (1990).

Tableau 6 : Impact des niveaux de richesse par genre

Variables	Garçons	Filles	Garçons	Filles
	<i>Poids pour taille</i>		<i>Taille pour âge</i>	
-1er quintile	0.32 (3.10) ***	-0.062 (-0.57)	0.016 (0.11)	0.30 (1.96) **
-2 ^{ème} quintile	0.12 (1.83)*	0.04 (0.56)	-0.09 (-0.88)	0.12 (1.17)
- quintile	0.14 (1.79)*	0.03 (0.4)	0.076 (0.65)	0.13 (0.24)

intermédiaire -4 ^{ème} quintile	0.14 (1.59)	0.05 (0.6)	-0.013(-0.1)	0.217 (1.67)*
---	-------------	------------	--------------	---------------

*, **, et *** indiquent significativement différent de zéro à 11%, 5% et 1%.

La décomposition de l'indice de richesse fait apparaître des résultats très intéressants. En effet, on constate que seules les filles bénéficieraient d'une hausse des ressources du ménage par rapport aux garçons. L'amélioration du statut nutritionnel telle que mesurée par la taille standardisée pour l'âge est de l'ordre de 3% et de 2% pour les filles appartenant respectivement aux ménages les plus favorisés et aux ménages du 4^{ème} quintile. En d'autre terme, pour une fille, appartenir au quintile le plus riche, lui confère un avantage de taille de 0.3 écarts type par rapport au groupe de base représenté par les ménages les plus pauvres.

Parallèlement, comme l'indice de richesse mesure les ressources actuelles du ménage, on s'attend à ce qu'il ait un effet plus important sur l'indicateur de malnutrition de court terme. C'est en effet le cas. Les résultats sur l'émaciation sont toutefois inversés et avantagent les garçons par rapport aux filles. Pour un garçon, appartenir au quintile le plus pauvre détériore son poids étant donné sa taille de 0.32 écarts type comparé à un garçon qui appartient au ménage le plus riche.

En incluant l'IMC de la mère, nous avons essayé de contrôler pour la sécurité alimentaire des ménages. Son impact est positif et très significatif sur les deux indicateurs de santé. Une disponibilité de denrées alimentaires quantitativement et qualitativement suffisantes assure aux enfants une ration adéquate et améliore par conséquent leur état nutritionnel.

La taille de la mère exerce un impact positif, même s'il est faible en amplitude, mais fortement significatif sur les indices de croissance et d'émaciation. Ceci peut s'expliquer par le fait que la taille de la mère n'intervient pas directement dans la détermination du statut nutritionnel de l'enfant, ce qui explique l'effet faible, mais qu'il passe par des facteurs génétiques.

Caractéristiques communautaires

L'ensemble des régressions effectuées témoigne de l'influence de certaines variables d'infrastructures communautaires susceptibles d'améliorer l'état de santé des enfants. Même

si la proportion de ménages qui bénéficient de l'accès à un système d'eau potable n'est jamais significative, la prévalence de sanitaires dans le voisinage est significativement et de manière positive associée à des enfants en meilleure santé. Alderman, Hentschel et Sabates (2001) suggèrent que ces externalités devraient être encore plus importantes pour les ménages qui bénéficient d'un faible accès à ces services. La relation statistique négative et significative, entre le nombre de jours d'ouverture des établissements de soins et l'indice de taille, est assez intrigante. Néanmoins elle pourrait s'expliquer par le fait que la majorité des ménages accède difficilement aux structures de soins et fréquentent moins souvent ces établissements pour la plupart publiques (66%). Ce qui est confirmé par l'impact négatif et significatif de la variable distance. 62% des ménages enquêtés n'ont pas confiance dans les établissements de soins.

La qualité des soins (diagnostic incorrect, problèmes de communication avec les patients, files d'attente, etc.) peut être remise en cause, et déroutent ainsi complètement les patients. Ce qui pourrait expliquer la relation statistique négative.

Il existe enfin une dimension régionale à la malnutrition, puisque les habitants des régions de Sylhet et de Chittagong sont nettement plus défavorisés par rapport aux autres. Les enfants de Chittagong ont un désavantage de taille de 0.4 ET par rapport au groupe de base (Rajshahi). En effet, les régions de Chittagong et Sylhet enregistrent les taux de fécondités les plus élevées (4.0 et 4.1), en réponse à des taux de mortalité également des plus élevés comparés aux autres divisions. Les probabilités de décéder entre le premier et le cinquième anniversaire sont de 40.1% pour la division de Sylhet et 43.6% pour la division de Chittagong.

CONCLUSION

Dans ce travail, nous avons principalement cherché à évaluer d'une part, l'étendue de la pauvreté et de la malnutrition au Bangladesh et, d'autre part, nous avons cherché à identifier les déterminants du statut nutritionnel des enfants de moins de cinq ans au Bangladesh, afin de comprendre le processus qui a pu conduire à des taux si élevés de malnutrition, en utilisant l'enquête ménage *Bangladesh Demographic and Health Survey, 2000*.

Même si le Bangladesh a déjà accompli des progrès importants en matière de réduction de la malnutrition infantile, les taux demeurent encore très élevés comparés à d'autres pays et par rapport à son niveau de PIB par tête. Il est par conséquent crucial de comprendre les causes de la malnutrition pour apprécier l'ampleur et la profondeur du

problème et surtout pour envisager les possibilités de progrès futurs en adoptant les bonnes actions. L'investigation empirique que nous avons menée, révèle des résultats intéressants :

Premièrement, après avoir contrôlé et examiné les biais de mesure associés aux indicateurs de santé, nous avons montré que les modèles qui ne tiennent pas compte des erreurs systématiques sur les techniques de relevés de taille et de poids tendent à sous estimer la malnutrition, surtout durant les premiers 18 mois de naissance de l'enfant.

Deuxièmement, nous avons pu montrer que globalement une augmentation des ressources des ménages améliorent la santé et la nutrition des enfants. Seulement il semblerait que cette amélioration soit faible, qu'elle profite plus aux garçons qu'aux filles, au quintile le plus pauvre de la population et qu'elle soit associée à une solution de court terme. Une politique publique de transfert qui viserait les plus démunies serait plus efficace que celle qui viserait la population en entier. ; En d'autres termes, modifier la distribution des revenus pourrait être plus rentable.

Deolalikar (2004) estime que le Bangladesh devrait réaliser une croissance annuelle du revenu par tête de l'ordre de 5% pour atteindre les objectifs du Millénaire en 2015. Sachant que le taux de croissance du PIB par tête était de 3.1% entre 1990 et 2000, une réduction de la malnutrition sur la base de la seule croissance économique paraît très difficile. Le Bangladesh parviendrait-il à atteindre les objectifs du développement du Millénaire de réduire de moitié la malnutrition sur la base de la croissance économique uniquement ? Nos estimations nous conduisent à répondre non puisqu'elles mettent en évidence le rôle essentiel également d'un certain nombre de facteurs. D'autres interventions sont donc nécessaires.

Ainsi, nos résultats témoignent également de l'importance de l'insécurité alimentaire des ménages, de l'insuffisance des services de santé et d'assainissement et de la mauvaise qualité des soins apportés aux enfants et aux femmes. Ces facteurs accroissent les risques de morbidité. Leur interaction tend à créer un cercle vicieux : l'enfant mal nourri résiste moins bien à la maladie, il tombe malade, et de ce fait la malnutrition empire.

Troisièmement nous avons mis en évidence que le processus de sevrage de l'enfant et la période de l'introduction des aliments solides ou semi solide sont des éléments critiques dans la détermination du statut nutritionnel de l'enfant. Ces pratiques suggèrent que les facteurs culturels et sociaux jouent un rôle prépondérant dans l'amélioration de l'état de santé de l'enfant.

Quatrièmement nos résultats apportent une réponse, du moins sur notre échantillon, quant à l'effet de l'éducation de la mère. L'impact de l'instruction maternelle est apparemment essentiellement véhiculé par sa capacité à lire et à écrire. L'éducation du père est par contre sans impact sur la santé de ses enfants. Ce résultat peut être imputé au fait que l'impact de l'éducation opère exclusivement à travers le revenu. De plus, un espacement de naissance trop court, retarde la croissance chez les enfants ainsi que chez leur frères et sœurs, probablement à travers un retard de croissance prénatal et une cessation précoce de l'allaitement maternel. Il est donc impératif d'intégrer dans la stratégie de lutte contre la malnutrition, des programmes spécifiques d'éducation en matière de santé, d'hygiène et de pratiques nutritionnelles qui seraient plus efficace que les informations générales acquises à l'école, afin de mieux aider les mères à prendre la décision à bon escient lorsqu'elles font face à des risques de morbidité.

Dernièrement, des services de santé de bonne qualité sont essentiels au maintien de la santé. 87% des personnes enquêtées estiment que le fait de ne pas avoir un quelconque service de santé à proximité est un réel problème. Même si nous ne pouvons pas l'affirmer avec certitude, la qualité des soins peut être largement remise en cause (manque de confiance dans le personnel médical, diagnostic incorrect, absence de personnels qualifiés, etc.) et est peut être responsable de la non fréquentation des patients aux établissements de santé aggravant ainsi les risques de malnutrition. S'ajoute à cela l'insalubrité dans et autour des maisons par manque de système d'assainissement adéquat, favorisant ainsi la propagation des maladies infectieuses. Une politique d'intervention notamment dans les régions de Sylhet et Chittagong, afin d'améliorer les conditions de vie communautaires de ces régions est également requise.

Signalons enfin que les données longitudinales qui fournissent des informations détaillées sur les pratiques alimentaires et les consommations nutritionnelles du ménage, non seulement sur la disponibilité des ressources mais également sur la manière dont elles sont distribuées entre les membres du ménages, qui nous permettraient de contrôler pour les éventuels problèmes d'endogénéité des variables démographiques, offriraient sans doute un éclairage nouveau et évident à une meilleure compréhension des premières causes de la malnutrition de l'enfant.

Tableau 1 : Intitulé des variables et statistiques descriptives

Description des Variables	Moyenne	Ecart-type
Caractéristiques de l'enfant		
Taille pour âge Z Score	-1.833	1.35
Poids pour taille Z score	-0.935	0.922
Age 0-6 Mois	0.122	0.328
Age 7-18 Mois	0.186	0.39
Age 19-24 Mois	0.09	0.286
Age 25-36 Mois	0.187	0.39
Age 37-48 Mois	0.172	0.378
Age >=49 Mois	0.24	0.427
Sexe: codée 1 si garçon	0.51	0.49
Jumeau : codée 1 si l'enfant est jumeau	0.0253	0.20
Enfants moins cinq ans : Nombre d'enfants de moins de cinq ans	1.544	0.869
Rang : Ordre des naissances	2.895	2.015
Intervalle: intervalle de naissance en mois	44.932	25.493
Naissances: nombre de naissances des 3 dernières années	0.341	0.484
Debout: la variable est codée 1 si l'enfant a été mal mesuré debout	0.025	0.15
Couché: la variable est codée 1 si l'enfant a été mal mesuré couché	0.010	0.10
Caractéristiques familiales		
Allaitement : durée d'allaitement en mois	19.098	12.805
Aliments : codée 1 si l'enfant a consommé un aliment solide ou semi solide à partir de l'âge de 4 mois ou si l'enfant a simplement consommé de l'eau comme aliment de complément à partir de six mois.	0.835	0.37
Début allaitement : début d'allaitement en heures suivant l'accouchement	30.168	15.696
Prénatal =1 si la mère a été suivie par un médecin durant sa grossesse, 0 sinon	0.256	0.436
Age mère : Age de la mère en années	25.826	6.393
Vaccination: la variable est codée 1 si l'enfant a été précédemment vacciné, 0 sinon	0.543	0.498
Education mère: Nombre d'années de scolarisation de la mère	3.08	3.723
Education père: Nombre d'années de scolarisation du père	4.00	4.599
Décision Mère : codée 1 si les décisions relatives aux soins de l'enfants reviennent à la mère, 0 sinon	0.168	0.374
Décision Parents : codée 1 si les décisions relatives aux soins de l'enfants reviennent aux parents, 0 sinon	0.370	0.482
Décision Mari : codée 1 si les décisions relatives aux soins de l'enfants reviennent au partenaire, 0 sinon	0.109	0.311
Décision Autre : codée 1 si les décisions relatives aux soins de l'enfants reviennent à quelqu'un d'autre, 0 sinon	0.346	0.475
Taille : taille de la mère (Cm)	1499.45	101.863
IMC : Indice de masse corporelle: poids/taille au carré	19.347	2.840
Âge 1 ^{ère} naissance : Age de la mère à la 1 ^{ère} naissance	17.620	3.173
Travail : indicatrice=1 si la mère a prolongé le travail juste après la naissance	0.24	0.42
Religion : 1= Islam, 0=Hindouisme	0.889	0.313
Télévision=Proportion de ménages en moyenne/grappe qui regardent la télévision au moins une fois par semaine sauf ménage en question	0.315	0.464
Radio= Proportion de ménages en moyenne/grappe qui écoutent la radio au moins une fois par semaine sauf le ménage en question	0.268	0.443
Eau : Proportion de ménages en moyenne/grappe qui ont accès à une canalisation d'eau sauf le ménage en question	0.956	0.204
Sanitaires : Proportion de ménages en moyenne/grappe qui ont accès à un système d'assainissement moderne sauf le ménage en question	0.541	0.498
Indice de richesse	-0.169	0.897
Ménage vulnérable : indicatrice= 1 si le ménage possède une carte de groupe vulnérable	0.023	0.015
Caractéristiques communautaires		
Distance : distance au centre de santé le plus proche (miles)	1.166	0.631

Description des Variables	Moyenne	Ecart-type
Lits : Nombre de lits/grappe/établissement	9.625	9.167
Altitude	25.216	12.035
Problème : indicatrice = 1 s'il existe un problème d'eau ou de sanitaires dans l'établissement de soin	0.437	0.496
Réhydratation : Proportion de centres de santé/grappe pourvus de services de réhydratation	0.710	0.286
Médicaments : Proportion de centres de santé/grappe pourvus de médicaments essentiels.	0.638	0.324
Jours ouverts : Nombre de jours pendant lesquels le centre médical est ouvert	4.836	0.828
Rajshahi : indicatrice=1 pour la région Rajshahi	0.19	0.39
Khulnâ : indicatrice=1 pour la région Khulnâ	0.14	0.35
Barisâl : indicatrice=1 pour la région Barisâl	0.08	0.27
Dacca : indicatrice=1 pour la région Dhaka	0.23	0.42
Sylhet : indicatrice=1 pour la région Sylhet	0.12	0.32
Chittagong : indicatrice=1 pour la région Chittagong	0.21	0.41

Tableau 2 : Résultats économétriques sur l'indice taille pour âge

Variables	Régression (1)		Régression (2)		Régression (3)	
	Coeff.	t-stat	Coeff.	t-stat	Coeff.	t-stat
Caractéristiques de l'enfant						
Age 0-6 mois	-1.20	-2.53**	-1.21	-2.57***	-1.18	-2.48**
Age 7-18 mois	-1.32	-3.93***	-1.33	-4***	-1.30	-3.87***
Age 19-24 mois	-1.09	-4.98***	-1.10	-5.02***	-1.09	-4.98***
Age 25-36 mois	-0.345	-2.38**	-0.35	-2.42***	-0.34	-2.35**
Age 37-48 mois	-0.08	-0.8	-0.08	-0.76	-0.09	-0.84
Sexe	0.01	0.21	0.008	0.17	0.01	0.21
Jumeau	-0.5	-3.66***	-0.46	-3.53***	-0.5	-3.73***
Enfants moins cinq ans	-0.01	-0.27	-0.01	-0.24	-0.01	-0.25
Rang	-0.019	-1.44	-0.02	-1.43	-0.018	-1.35
Intervalle vaccination	0.0059	5.33***	0.006	5.27***	0.006	5.31***
Debout	0.047	0.33	0.06	0.39	0.048	0.33
Couché	-0.568	-2.69***	-0.57	-2.7***	-0.55	-2.69***
Caractéristiques familiales						
Allaitement	-0.080	-5.29***	-0.08	-5.37***	-0.08	-5.21***
Variables	Coeff.	t-stat	Coeff.	t-stat	Coeff.	t-stat
Aliments	-1.182	-3.08***	-1.2	-3.86***	-1.19	-3.25***
Indice de richesse	0.084	1.93*	0.082	1.88*	--	--
Éducation Mère	0.030	2.92***	0.002	0.04	0.03	3.15***
Sait lire et écrire	--		0.18	1.7*	--	--
Mère sait Lire et écrire partiellement	--		0.06	0.63	--	--
Éducation partenaire	-0.004	-0.57	-0.001	-0.18	-0.005	-0.61
Taille	0.005	10.36***	0.005	10.32***	0.005	10.38***
IMC	0.033	3.51***	0.03	3.51***	0.035	3.65***
Prénatal	0.181	2.81***	0.18	2.85**	0.19	2.99***
Age 1 ^{ère} naissance	0.01	1.15	0.012	1.46	0.01	1.23
Décision: mère	-0.162	-2.07**	-0.16	-2.04	-0.15	-2.03**
Décision : parents	-0.06	-1.02	-0.05	-0.91	-0.06	-1.00
Décision: mari	-0.11	-1.07	-0.12	-1.09	-0.11	-1.08
Télévision	-0.047	-0.77	--		-0.037	-0.62
Radio	-0.043	-0.73	--		-0.05	-0.86
Eau	0.118	0.78	0.11	0.75	0.13	0.85

Sanitaires	0.114	1.97**	0.11	1.97**	0.11	1.91*
2eme quintile			--		-0.16	-1.72*
3 ^{eme} quintile			--		-0.06	-0.72
4 ^{eme} Quintile			--		-0.07	-0.85
5 ^{eme} quintile			--		-0.17	-1.61*
Ménage vulnérable	--	--			-0.37	-2.33**
Religion			-0.09	-0.96	-0.088	-0.93
Caractéristiques communautaires						
Problème eau/ sanitaires	-0.05	-0.85	-0.05	-0.91	-0.047	-0.81
Réhydratation	0.091	0.91	0.09	0.92	0.088	0.89
Médicaments	0.055	0.6	0.044	0.49	0.05	0.59
lits	-0.002	-0.84	-0.002	-0.84	-0.002	-0.72
Jours ouverts	-0.1	-2.73***	-0.1	-2.67**	-0.1	-2.77***
Distance	-0.109	-2.23**	-0.11	-2.22**	-0.108	-2.2**
Altitude	-0.002	-1.93*	-0.003	-2.07**	-0.002	-1.79*
Khulna	-0.139	-1.6*	-0.15	-1.76*	-0.14	-1.62*
Barisal	-0.079	-0.69	-0.078	-0.68	-0.08	-0.75
Dacca	-0.133	-1.58	-0.14	-1.68*	-0.13	-1.51
Sylhet	-0.384	-4.04***	-0.4	-4.11***	-0.38	-4.04***
Chittagong	-0.355	-4.35***	-0.36	-4.44***	-0.36	-4.45***
Constante	-6.15	-5.45***	-6.16	-5.62***	-6.08	-5.38***
N	2754			2758	2749	
R ²	0.13			0.13	0.14	
χ^2 -test sig. jointe éducation mère et sait lire			5.79**		--	
χ^2 sait lire			2.88*			
χ^2 indice de richesse	3.73*					
χ^2 sig.jointe variables communautaires	38.35***			39.38***		
F Statistic	2.3***			2.28***	2.18***	
Prob>F	0.0000			0.0000	0.0000	
Sur identification J Hansen (P- value)	5.41 (0.144)			4.61 (0.202)	4.96 (0.18)	

Notes :*, **, et *** indiquent significativement différent de zéro à 5%, 11% et 1%.

Rajshahi et le 1er quintile (le plus riche) représentent respectivement la région et le groupe de base.

Les écarts-types ont été corrigés de l'hétéroscédasticité en utilisant la correction de Hubert-White- sandwich

Tableau 3 : Résultats économétriques sur l'indice poids pour taille

Variables	Régression (1)		Régression (2)		Régression (3)	
	Coefficients	t- stat	Coefficients	t- stat	Coefficients	t- stat
Caractéristiques de l'enfant						
Age 0-6 mois	-0.678	-1.89*	-0.65	-1.84*	-0.63	-1.76*
Age7-18 mois	-1.176	-4.69***	-1.16	-4.7***	-1.14	-4.55***
Age 19-24 mois	-0.813	-4.65***	-0.8	-4.62***	-0.79	-4.53***
Age25-36 mois	-0.296	-3.05***	-0.29	-3.07***	-0.28	-2.95***
Age37-48 mois	0.032	0.46	0.04	0.53	0.034	0.49
Sexe	-0.016	-0.47	-0.02	-0.55	-0.01	-0.45
Rang	0.0004	0.04	0.00	0.07	0.00	0.01
Intervalle	0.00024	0.31	0.00	0.3	0.003	0.31
Jumeau	-0.127	-1.11	-0.11	-1.09	-0.12	-1.06
Enfants moins cinq ans	-0.026	-0.99	-0.02	-0.98	-0.08	-1.05

Debout	0.144	1.46	0.15	1.57	0.14	1.45
Couché	-0.084	-0.62	-0.09	-0.7	-0.089	-0.66
Vaccination	0.046	1.26	0.05	1.34	0.046	1.28
Caractéristiques familiales						
Allaitement	-0.054	-4.77***	-0.05	-4.75***	-0.05	-4.62
Aliments	-0.038	-0.06	-0.035	-0.06	-0.05	-0.09
Indice richesse	0.0516	1.61*	0.06	1.85*	--	--
2 ^{ème} quintile	--				-0.06	-0.87
3 ^{ème} quintile	--				-0.05	-0.69
4 ^{ème} quintile	--				-0.04	-0.6
5 ^{ème} quintile	--				-0.144	-1.87*
Vulnérable					-0.07	-0.74
Education mère	0.0025	0.32	0.002	1.44	0.003	0.41
Mère sait lire et écrire	--	--	0.16	2.05	--	
Mère Sait lire et écrire partiellement	--	--	0.06	1.01	--	
Education partenaire	-0.003	-0.45	-0.0031	-0.5	-0.002	-0.38
Taille mère	0.000626	1.92*	0.0006	1.89*	0.0006	1.96**
IMC	0.04	5.00***	0.04	5.13***	0.037	5.04***
Prénatal	-0.028	-0.60	-0.02	-0.52	-0.022	-0.47
Age à la 1 ^{ère} naissance	-0.005205	-0.85	-0.005	-0.96	-0.004	-0.76
Religion	-0.221	-3.10***	-0.22	-3.16***	-0.217	-3.04***
Décision : mère	-0.011	-2.06**	-0.1	-2**	-0.1	-1.89*
Décision : parents	0.014	0.35	0.02	0.41	0.018	0.45
Décision : Mari	-0.050	-0.66	-0.05	-0.67	-0.05	-0.7
télévision	0.012	0.29	--	--	0.018	0.42
Radio	0.007	0.15	--	--	0.002	0.04
Eau	-0.039	-0.37	-0.04	-0.37	-0.046	-0.44
Sanitaires	0.021	0.55	0.017	0.46	0.011	0.29
Caractéristiques communautaires						
Problème eau/sanitaires	-0.045	-1.10	-0.05	-1.21	-0.045	-1.11
Réhydratation	0.115	1.70*	0.11	1.68*	0.11	1.69*
Médicaments	0.159	2.67**	0.16	2.71**	0.15	2.62***
Lits	-0.000515	-0.19	-0.00	-0.22	-0.0005	-0.2
Variables	Coefficients	t- stat	Coefficients	t- stat	Coefficients	t- stat
Jours ouverts	-0.010	-0.39	-0.008	-0.34	-0.012	-0.47
Distance	-0.035	-1.08	-0.03	-1.11	-0.032	-0.99
Altitude	0.000377	0.38	0.00	0.31	0.0004	0.47
Khulnâ	0.061	0.87	0.06	0.86	0.066	0.95
Barisâl	-0.00893	-0.11	-0.017	-0.22	-0.012	-0.16
Dacca	0.029	0.48	0.028	0.47	0.033	0.55
Sylhet	-0.051	-0.73	-0.05	-0.78	-0.036	-0.52
Chittagong	-0.110	-1.63*	-0.12	-1.65*	-0.10	-1.54
Constante	-0.387	-2.39**	-0.4	-2.39**	-0.38	-2.39**
N	2754			2758	2749	
R ²	0.08			0.08	0.08	
χ^2 sig. jointe éducation .mère et sait lire			4.22			
χ^2 sig sait lire et écrire	2.58*		4.28**			

χ^2 indice de richesse						
χ^2 sig. jointe variables communautaires	19.09**			19.75**		
F (prob)	1.49** (0.03)			1.47 (0.03) **	1.41 (0.05)**	
Hansen (P- value)	3.9 (0.27)			3.91 (0.27)	3.905 (0.27)	

Notes :*, **, et *** indiquent significativement différent de zéro à 11%, 5% et 1%.

Rajshahi et le 1er quintile (le plus riche) représentent respectivement la région et le groupe de base. Les écarts-types ont été corrigés de l'hétéroscédasticité en utilisant la correction de Hubert-White- sandwich.

Coef. : Les coefficients, t- stat : t de student, sig. : Significativité

REFERENCES

- Alderman, H., Hentschel, J., and Sabates, R., 2001, With the help of one's Neighbours, Policy Research Working Paper 2627, World Bank, Washington, D.C
- Alderman, H., Appleton, S., Haddad, L., Song, L., and Yohannes, Y., 2000, reducing child malnutrition: how far does income growth take us? World Bank, Processed.
- Behrman, J.R. and A.B. Deolalikar. 1988. Health and Nutrition. Chapter 14 in *Handbook of Development Economics*, Volume I, eds. H. Chenery and T.N. Srinivasan. Amsterdam: Elsevier Science Publishers.
- Behrman, J.R. and A.B. Deolalikar, 1989, Seasonal Demands for Nutrient Intakes and Health Status in Rural South India, in D.E Sahn ed. *Seasonal Variability in third world Agriculture: consequences for food security*, Baltimore, MD: John Hopkins University Press
- Behrman, JR., and B., Wolfe, 1982, Determinants of child Mortality, Health, and Nutrition in A Developing Country, *Journal of Development economics* 11 p 163-193
- Becker, G.S., 1981, *A treatise on the family*, Harvard University Press: Cambridge, MA.
- Christiansen, L., and Alderman, H., 2001, Child Malnutrition in Ethiopia: Can Maternal Knowledge Augment the Role of income, Africa Region working Paper series 22.
- Dancer D. & Rammohan A., 2005, Maternal Socio-economic Status and Child Nutritional Outcomes: Evidence from Rural Nepal, *Working Paper N° 253*, Faculty of Economics and Business, Sydney
- Filmer, D., and Pritchett, L.H, 2001, the Effect of Household Wealth on Educational Attainment Around the World: Demographic and Health Survey Evidence, World Bank Policy research Working Paper 1980, World Bank, Washington, D.C.
- Glewwe, Paul 1999, "Why does Mother's Schooling Raise Child health in Developing Countries: Evidence from Morocco", the journal of Human Resources 34 (1), pp 124-136.
- Gragnotati, Michele, 1999," Children's growth and poverty in rural Guatemala, Policy Research Working paper 2193, Development research Group, World Bank, Washington, D.C.
- Silva, Patricia, 2005, "Environmental factors and Children's Malnutrition in Ethiopia", World Bank Policy research Working Paper 3489, World Bank, Washington, D.C.
- Handa, S., 1999, Maternal Education and Child Height, *Economic Development and cultural change*, 47(2), pp 421-437.
- Horton, S., 1988, Birth Order and Child Nutritional Status: Evidence from the Philippines, *Economic Development and Cultural Change*, 36 (2), pp 341-54.
- Mitra, S.N, Al-Sabir, A., Saha, T., Kumar, S., 2001, National Institute of Population Research and Training (NIPORT), 2001, Bangladesh Demographic and Health Survey, 2000, Dhaka, Bangladesh, ORC Macro Calverton, Maryland USA

Martorell, R., and J., Habicht, 1986, Growth in Early Childhood in Developing Countries, in F., Falkner and J., Tanner, eds., *Human Growth: A comprehensive treatise*, Vol 3, 2nd ed. Plenum Press: New York.

Mosley, W.H. and L., Chen, 1984, An Analytical Framework for the Study of Child Survival in Developing Countries, pp. 25-48, in *Child Survival: Strategies for Research*, eds. W.H. Mosley and L.C. Chen. Supplement to *Population and Development Review* 10.

Pitt, M., 1983, Food Preferences and Nutrition in Rural Bangladesh, *Review of Economics and Statistics*, 65 (1), pp 105-114.

Schultz, P., and Rosenzweig, M., 1983, Market Opportunities, Genetic Endowments, and the Intra-Household Allocation of Resources: Child Survival in Rural India, *American Economic Review* 72 pp 803-815

Strauss, J., 1990, Households, Communities, and Preschool Children's Nutrition Outcomes: Evidence from rural Cote d'Ivoire, *Economic Development and Cultural Change*, 38 (2), pp 231-260

Thomas, D., and J., Strauss, 1992, Prices, infrastructure, Household Characteristics and Child Height, *Journal of Development Economics*, 39, pp 301-331.

Thomas, D., and J., Strauss, 1995, Human Resources: Empirical modelling of Household and family Decisions, in Behrman, J., and T.N. Srinivasan, eds., *Handbook of Development Economics*, Vol 3A, North Holland publishing Company: Amsterdam

Thomas, D., Lavy, V., and Strauss, J., 1996, Public Policy and Anthropometric Outcomes in Côte d'Ivoire, *Journal of Public Economics* 61, pp 155-92.

Thomas, D., J., Strauss, and Henriques M.H, 1990, Child Survival, Height-for Age and Household Characteristics in Brazil, *Journal of Development Economics* (33) p 197-234