

# GREDI

Groupe de Recherche en Économie  
et Développement International



Cahier de Recherche / Working Paper  
10-12

## Comprendre l'évolution de la santé des enfants de moins de 5 ans en Guinée

Dorothee Boccanfuso

Ohiniba Carole Bruce



UNIVERSITÉ DE  
SHERBROOKE



## Comprendre l'évolution de la santé des enfants de moins de 5 ans en Guinée

Ohiniba Bruce<sup>1</sup>, Dorothee Boccanfuso<sup>2</sup>

*Avril 2010*

*Version préliminaire*

### Résumé

Malgré les progrès notables de la médecine, la mortalité infanto-juvénile reste un enjeu majeur dans les pays en développement. L'une des principales causes de cette mortalité, la malnutrition, reste un fléau important et sa réduction demeure la cible principale de nombreuses politiques en matière de santé développées dans plusieurs pays et organisations internationales. En Guinée, contrairement à certains pays africains, le taux de retard de croissance des enfants de moins de 5 ans a augmenté de 26 à 35% et celui de l'insuffisance pondérale de 23 à 26% entre 1999 et 2005. Afin de recommander des politiques visant à contribuer à l'amélioration de l'état nutritionnel des enfants guinéens, nous utilisons une approche basée sur la décomposition de Yun (2005) pour décomposer l'écart de l'état nutritionnel des enfants guinéens observé entre 1999 et 2005 en l'effet détaillé de ses caractéristiques et celui des coefficients des caractéristiques. Dans notre étude, l'état de santé des enfants est représenté par deux indicateurs à savoir le *z-score taille* pour âge et le *z-score poids pour âge* des enfants. Les résultats issues de la décomposition de Yun (2005) nous indiquent que l'effet agrégé des coefficients l'emporte significativement sur celui des caractéristiques et ceci quelque soit l'indicateur de santé considéré. Notre étude est pionnière en Afrique dans la mesure où elle vient combler les lacunes des études qui y ont été faites dans ce sens et qui, pour la plupart, se limitent très souvent à expliquer l'état de santé des enfants à une période donnée, ou à comparer l'état de santé des enfants entre deux périodes.

**Mots-clé** : Santé des enfants, malnutrition, Objectifs du Millénaire pour le développement, Guinée  
**JEL**: I10, O12, O55, P46

---

<sup>1</sup> Département d'économie et GRÉDI, Université de Sherbrooke, 2500, boulevard de l'Université, Sherbrooke, Québec, Canada, J1K 2R1 ; Courriel : Ohiniba.Adjoa-Sika.Bruce@USherbrooke.ca.

<sup>2</sup> Département d'économie et GRÉDI, Université de Sherbrooke, 2500, boulevard de l'Université, Sherbrooke, Québec, Canada, J1K 2R1 ; Courriel : dorothee.boccanfuso@USherbrooke.ca.

## Introduction

Malgré les progrès notables de la médecine, la mortalité infanto-juvénile reste un enjeu majeur dans les pays en développement. Comme l'une des principales causes de cette mortalité, la malnutrition constitue un fléau important (Horton, 1988 ; Van Den Broeck et al, 1993 ; Pelletier, 1995<sup>3</sup> et Rice, 2000). Selon l'Organisation Mondiale de la Santé (OMS), la malnutrition signifie principalement une mauvaise nutrition caractérisée par un apport insuffisant ou excessif de protéines, d'énergie et de micronutriments<sup>4</sup>. Sa réduction demeure une cible principale des politiques en matière de santé, mises en œuvre dans plusieurs pays et auprès de nombreuses organisations internationales. En effet, dans les multiples conférences et ateliers régionaux organisés par les institutions internationales<sup>5</sup>, dans les Objectifs du Millénaire pour le Développement (OMD) ou encore dans le Document de Stratégie de Réduction de la Pauvreté (DSRP) des pays en développement, la réduction de la malnutrition occupe une place primordiale. Cependant, au regard des efforts louables de ces institutions et de la volonté politique des dirigeants des pays développés et en développement, les objectifs de réduction de la malnutrition n'ont pas encore été atteints.

En Guinée tout comme dans certains pays africains, la situation est très préoccupante. En effet, dans ce pays, le taux de retard de croissance des enfants de moins de 5 ans a augmenté de 26 à 35% et celui de l'insuffisance pondérale de 23 à 26% entre 1999 et 2005<sup>6</sup> soit une augmentation d'environ 35% et 13% respectivement du nombre d'enfants accusant un retard de croissance et souffrant d'une insuffisance pondérale. Cette situation a contraint les autorités du pays à fixer dans le DSRP2 de 2007, deux objectifs majeurs à savoir 1) la réduction de la prévalence du retard de croissance chez les enfants de moins de cinq ans de 35% en 2005 à 18%

---

<sup>3</sup> Pelletier et al. (1995) proposent une méthode pour estimer le pourcentage de mortalité infantile attribuable aux effets potentialisateurs de la malnutrition des enfants de 6 à 59 mois. Ils démontrent que les effets potentialisateurs de la malnutrition varient entre 13% et 66% dépendamment des pays.

<sup>4</sup> [http://www.who.int/water\\_sanitation\\_health/diseases/malnutrition/fr/index.html](http://www.who.int/water_sanitation_health/diseases/malnutrition/fr/index.html)

<sup>5</sup> Déjà en 1974, suite à la baisse de la production alimentaire de 1972 et à l'augmentation des prix des produits agricoles qui s'en est suivie s'est tenue la Conférence Mondiale sur l'Alimentation à Rome. Ont suivi les ateliers régionaux de surveillance nutritionnelle de Brazzaville (1988), Bamako (1989) Kinshasa (1990) et Maputo en (1991). En 1992, a été organisée conjointement par l'Organisation des Nations Unies pour l'alimentation et l'agriculture (FAO) et l'Organisation mondiale de la santé (OMS) la Conférence Internationale sur la Nutrition suivie du 2<sup>e</sup> Sommet Mondial sur l'Alimentation en 1996. Cinq ans plus tard, un 3<sup>e</sup> Sommet Mondial de l'alimentation fut organisé (2002). Récemment en novembre 2009, s'est tenu un Sommet Mondial sur la sécurité alimentaire, au cours duquel les participants ont souligné la nécessité de prendre en compte la diversité des situations au niveau national, régional et mondial.

<sup>6</sup> Direction Nationale de la Statistique Guinée (DNS) et ORC Macro, 2006, Enquête Démographique et de Santé, Guinée 2005. Calverton, Maryland, U.S.A. : DNS et ORC Macro.

en 2010 et à 13% en 2015 et 2) la réduction du taux de mortalité infanto juvénile de 130‰ en 2005 à 90‰ en 2010 et à 63‰ en 2015<sup>7</sup>.

Plusieurs études ont été réalisées en vue de déterminer les facteurs expliquant la santé nutritionnelle des enfants de moins de 5 ans. Toutefois, très peu d'entre elles se sont intéressées à la question de l'état nutritionnel des enfants en Guinée. Ainsi dans l'élaboration ou le choix des politiques appropriées, il importe de mettre l'accent sur la connaissance des déterminants économiques, sociaux et politiques de l'évolution de l'état nutritionnel des enfants guinéens. Ces études se limitent très souvent à déterminer les facteurs qui expliquent l'état nutritionnel des enfants à une période donnée (Horton, 1988 ; Strauss et *al.*, 1996 ; Glewwe, 1999 ; Alderman et *al.*, 2008), ou à comparer la santé nutritionnelle des enfants entre deux milieux de résidence, entre deux groupes d'individus ou encore entre deux périodes (Badji et Boccanfuso, 2006). Wagstaff et *al.*, (2003) vont plus loin en proposant une méthode de décomposition des inégalités dans la santé des enfants vietnamiens.. Notre étude s'inscrit dans ce courant. Toutefois, contrairement à Wagstaff et *al.* (2003), nous cherchons à voir comment se décompose l'écart de l'état nutritionnel moyen des enfants guinéens de moins de 5 ans, observé entre 1999 et 2005 ; un état nutritionnel représenté par les indicateurs de long terme c'est-à-dire le *z-score taille pour âge* et de court terme c'est-à-dire le *z-score poids pour âge*. L'apport majeur de notre travail est qu'il permet non seulement de déterminer les déterminants de l'état de santé des enfants guinéens en 1999 et en 2005 et donc d'en apprécier leur évolution, mais aussi de décomposer en l'effet détaillé des caractéristiques significatives et celui des impacts de ces mêmes caractéristiques sur chaque indicateur considéré. Cette décomposition permettra de savoir d'une part, les facteurs qui ont contribué le plus à la détérioration observée au cours de la période d'étude, et d'autre part de connaître la contribution de chacun d'eux.

Dans cette perspective, notre travail de recherche s'articulera autour de cinq parties. La première portera sur une brève revue de littérature de l'analyse des déterminants de la santé des enfants ; la deuxième partie mettra en évidence les données ainsi que les variables utilisées. La troisième partie présentera la méthodologie ; la quatrième partie indiquera les résultats obtenus, et enfin la cinquième partie comportera nos remarques conclusives.

## **I. Revue de littérature**

La malnutrition a souvent été considérée comme le résultat d'une combinaison de facteurs structurels et conjoncturels qui déterminent la disponibilité, l'accessibilité et l'utilisation des

---

<sup>7</sup> Document de stratégie de réduction de la pauvreté en guinée DSRP-2 guinée, 2007

aliments (Latham, 2001<sup>8</sup> ; Holmes et *al.*, 2008 ; FAO, 2009<sup>9</sup>). Soutenant cette idée, ces auteurs supposent qu'un élément essentiel à la prévention de la malnutrition dans une communauté est que celle-ci dispose d'assez de nourriture pour subvenir aux besoins nutritifs de l'ensemble de ses membres. Selon ces derniers, pour qu'il y ait des disponibilités alimentaires suffisantes, il faut obligatoirement une production alimentaire adéquate ou bien des fonds suffisants aux niveaux national, local et familial pour pouvoir acheter suffisamment de nourriture. Malgré tout, la disponibilité de nourriture n'est qu'un aspect du problème et un enfant qui mange suffisamment pour calmer sa faim immédiate peut néanmoins être malnutri. Tout comme la pauvreté, la malnutrition peut être considérée comme un phénomène multidimensionnel et en dehors de l'aspect de la disponibilité des aliments, il existe d'autres facteurs pouvant influencer l'état nutritionnel des enfants de moins de 5 ans (Tharakan et Suchindran, 1999<sup>10</sup> ; Handa, 1999) et dont l'ignorance serait grandement problématique.

En procédant à une recherche exploratoire de la littérature, nous avons relevé que l'analyse des déterminants autre que les apports alimentaires de l'état nutritionnel des enfants a fait l'objet d'une profusion de travaux tels ceux de Horton, 1988 ; Henriques et *al.*, 1991 ; Duncan et Strauss, 1992 ; Strauss et *al.*, 1996 ; Handa, 1999 ; Glewwe, 1999 ; Morrison et Linskens, 2000 ; Alderman et *al.*, 2000 ; Lachaux, 2002 ; Wagstaff et *al.*, 2003 ; Ukwuani et Suchindran, 2003 ; Alderman et *al.*, 2008. Ces auteurs ont plutôt privilégié l'analyse des déterminants de la santé nutritionnelle à une période donnée.

En effet, en 1988, Horton dans une étude faite sur les enfants des Philippines, soulignait déjà que l'âge, le sexe et l'ordre de naissance des enfants avaient des impacts significatifs sur leur état nutritionnel. Le degré de l'impact de ces variables variait cependant, du fait que l'on utilise un indicateur de santé de long terme ou de court terme. A partir d'une étude ciblant les enfants brésiliens de moins de 5 ans, Duncan et Strauss (1992) trouvent un lien significatif entre les prix de certains produits (produits laitiers, céréales, la viande, poisson et le sucre) et la taille des enfants. Strauss et *al.* (1996) ont étudié l'impact de la baisse des dépenses publiques dans les infrastructures de santé sur la santé des enfants de moins de 12 ans en Côte d'Ivoire. Ils utilisent le *z-score taille pour âge* et celui du *poids pour taille* comme variables dépendantes de régression

---

<sup>8</sup> Cf. <http://www.fao.org/DOCREP/004/W0073F/w0073f00.htm#toc>.

<sup>9</sup> Archives de documents de la FAO : Agriculture, alimentation et nutrition en Afrique : un ouvrage de référence à l'usage des professeurs d'agriculture, rapport de 2009 de la FAO sur l'état de l'insécurité alimentaire dans le monde : crises économiques, répercussions et enseignements

<sup>10</sup> Selon ces auteurs, les déterminants de la malnutrition des enfants en Botswana couvrent non seulement les facteurs économiques mais aussi les facteurs biologiques, sociaux et culturels tels que la durée d'allaitement, le lieu de résidence, l'éducation des parents ou encore le sexe du chef du ménage. L'utilisation de ces facteurs peut ainsi servir dans le développement de stratégies pour réduire la malnutrition des enfants dans ce pays.

linéaire. Il ressort de leur analyse que l'impact du personnel et des infrastructures sanitaires sur la santé des enfants de moins de 12 ans varie suivant que l'on tienne compte du personnel et des infrastructures *supposés être* disponibles et ceux qui *sont* en réalité disponibles. Considérant les caractéristiques des ménages, ils trouvent aussi que la taille des hommes et des femmes âgés des ménages ont un impact positif sur seulement la taille pour âge des enfants reflétant ainsi les influences des antécédents familiaux et génétiques.

Handa (1999), estime une fonction d'état nutritionnel à l'aide d'une régression linéaire dans laquelle la variable dépendante est le *z-score taille pour âge*. Une importante implication de ses résultats est que l'augmentation du niveau d'éducation de n'importe quelle femme peut avoir un impact positif sur la santé des enfants en Jamaïque. Par ailleurs, il montre que la présence du père de l'enfant dans le ménage a un effet positif très significatif sur la taille des enfants. L'éducation de la mère des enfants a longtemps été considérée comme un déterminant positivement corrélé avec l'état nutritionnel des enfants dans les pays en développement. Pourtant ces mécanismes causals ne sont pas bien définis. En 1999, à travers une étude faite sur le Maroc, Glewwe a réussi à démontrer que seule la connaissance de la santé par la mère demeure l'élément crucial dans l'amélioration de la santé des enfants. Une étude semblable à celle de Glewwe avait déjà été menée en 1991 par Henriques et *al.* sur le Brésil. Ces derniers montraient que l'éducation de la mère a un impact significatif sur la taille des enfants dans les milieux ruraux et urbains du Nord-est de Brésil. Pourtant, la disponibilité et le traitement de l'information jouent un rôle critique dans la transmission des avantages de l'éducation.

Dans un document de travail réalisé dans le cadre du programme « Nouvelles approches de lutte contre la pauvreté dans le développement » du Centre de développement de l'OCDE, Morrison et Linskens (2000) effectuent une étude comparée sur les facteurs de malnutrition des enfants de moins de 5 ans dans 20 pays d'Afrique. Ils ont ainsi montré que l'accès de la mère aux médias a un effet positif sur la santé des enfants alors que la polygamie a l'effet opposé. Utilisant les données du Nigéria, Ukwuani et Suchindran (2003) examinent la relation qui existe entre l'état nutritionnel des enfants de moins de 5 ans, basé sur les indicateurs *taille pour âge* et *poids pour taille* et l'occupation des femmes. Dans un premier temps, ils montrent que le niveau de maigreur des enfants augmente quand leur mère ne les emmène pas avec elle au travail et qu'un allaitement de courte durée augmente aussi le risque de maigreur de ces enfants ; dans un deuxième temps, ils ont vérifié que les enfants issus d'une mère chrétienne sont moins exposés à un risque de retard de croissance et de maigreur. Dans une étude sur le Sénégal, Alderman et *al.* (2008) ont observé que les jumeaux ainsi que les enfants dont la mère était âgée de moins de 20 ans au moment de leur naissance, étaient plus enclins à un mauvais état nutritionnel. Par ailleurs,

ils ont démontré que la présence d'un centre de santé dans le lieu de résidence de l'enfant avait un impact positif sur sa santé.

Il existe également dans la littérature, des auteurs qui ont étudié les déterminants de la santé des enfants sur la base d'une comparaison entre deux groupes d'individus, deux zones de résidence ou encore entre deux périodes. Ce fut notamment le cas de Badji et Boccanfuso (2006) qui, sur la base d'une étude comparée de l'état nutritionnel au Sénégal, avant et après la dévaluation du FCFA survenue en 1994, ont démontré que quelque soit la période considérée, l'âge de l'enfant, le niveau d'instruction de la mère ainsi que la région de résidence expliquent significativement la santé nutritionnelle des enfants sénégalais de moins de 5 ans. Aussi, grâce à une approche économétrique spatiale, Lachaud (2002) a étudié la relation qui existe entre les diverses formes de malnutrition des enfants de moins de 5 ans et l'urbanisation au Burkina Faso. Il ressort de son analyse que l'urbanisation s'accompagne d'une réduction de la malnutrition des enfants mais également d'une élévation des disparités de malnutrition entre les enfants.

Finalement, d'autres sont allés plus loin en essayant de comprendre par des techniques de décomposition, les déterminants qui expliquent le mieux l'écart de l'inégalité de l'état nutritionnel des enfants entre deux périodes (Wagstaff et *al.*, 2003). Dans leur article, les auteurs décomposent l'écart de l'inégalité dans le secteur de la santé en utilisant un indice de concentration défini dans Wagstaff et *al.* (1991) et repris dans Kakwani et *al.* (1997). Ils décomposent les inégalités observées entre 1993 et 1998 en changements dus à la variation des inégalités dans la santé des enfants au Viet Nam dans les déterminants de la variable d'intérêt, à la variation dans les moyennes des déterminants et enfin à la variation des effets des déterminants sur la variable d'intérêt. C'est précisément dans ce contexte que s'inscrit notre analyse.

## **II. Données et variables**

### **2.1. Les données**

Pour comprendre l'évolution de la santé des enfants guinéens de moins de 5 ans, nous utilisons les données provenant des enquêtes démographiques et de santé de 1999 (EDSG-II) et de 2005 (EDSG-III) de la Guinée<sup>11</sup>. Il s'agit d'enquêtes par sondage représentatives à différents niveaux (national, strates (urbaine et rurale) et les huit terrains d'études (Conakry et les

---

<sup>11</sup> Ces deux enquêtes ont été réalisées par la Direction Nationale de la Statistique (DNS) et ont bénéficié de l'assistance technique d'ORC Macro, institution de coopération américaine en charge du programme international des Enquêtes Démographiques et de Santé.

sept régions du pays<sup>12</sup>). Les résultats de ces deux enquêtes sont aussi représentatifs au niveau des régions naturelles<sup>13</sup>.

Ces enquêtes fournissent des informations sur les niveaux de fécondité, les préférences en matière de fécondité, la connaissance et l'utilisation des méthodes de planification familiale, les pratiques de l'allaitement, l'état nutritionnel des femmes et des enfants de moins de 5 ans, la mortalité infantile, la santé de la mère et de l'enfant, la pratique de l'excision et sur la connaissance, les attitudes et les comportements vis-à-vis du sida et autres infections sexuellement transmissibles. L'enquête de 1999, réalisée entre mai et juillet 1999 a porté sur 5 090 ménages, 6 753 femmes âgées de 15 à 49 ans et 1 980 hommes âgés de 15 à 59 ans. Celle de 2005 a quant à elle été réalisée entre février et juin 2005. Elle porte sur 6 282 ménages, 7 954 femmes âgées de 15 à 49 ans et sur 3 174 hommes âgés de 15 à 59 ans.

Notre échantillon ne portant spécifiquement que sur des enfants de moins de 5 ans, les enfants de 0 à 5 ans de 1999 ne sont plus parmi ceux présents en 2005 puisqu'ils auront dépassé l'âge de 5 ans. Afin donc d'assurer la représentativité de nos deux échantillons, nous avons effectué la statistique descriptive en tenant compte de certaines caractéristiques. Les résultats obtenus nous ont confirmé la représentativité des deux échantillons. (Cf. tableau 2)

## **2.2. Les indicateurs de santé et les variables**

Il existe toute une gamme de mesures servant à apprécier l'état nutritionnel des enfants<sup>14</sup>. Les mesures anthropométriques sont les plus utilisées dans l'estimation de l'état nutritionnel d'une population. Il existe trois principaux indices anthropométriques que sont l'indice *taille pour âge*, l'indice *poids pour âge* et l'indice *poids pour taille*. L'indice *poids pour âge* est un indice de malnutrition qui permet de mesurer le retard de croissance d'un enfant. Le retard de croissance est un bon indicateur de long terme de l'état nutritionnel d'une population parce qu'il n'est pas affecté, de façon marquée, par des facteurs de court terme tels que la saison de collecte des données, les épidémies, les changements récents des politiques économiques et sociales. Quant à l'indice *taille pour âge*, il permet de mesurer l'insuffisance pondérale qui est un indicateur général de l'état de santé de la population. L'indice *poids pour taille* mesure

---

<sup>12</sup> Boké, Faranah, Kankan, Kindia, Labé, Mamou et N'Zérékoré.

<sup>13</sup> Direction Nationale de la Statistique Guinée (DNS) et ORC Macro, 2006, Enquête Démographique et de Santé, Guinée 2005. Calverton, Maryland, U.S.A. : DNS et ORC Macro

<sup>14</sup> La santé des enfants est généralement représentée par une des mesures suivantes : les mesures cliniques d'attributs physiques, les mesures anthropométriques d'âge, de taille et de poids ou encore les symptômes rapportés (Poder, 2008).



l'émaciation d'un enfant. L'émaciation reflète une situation actuelle qui n'est nécessairement pas une situation de longue durée et est influencée par la saison de collecte des données<sup>15</sup>.

Pour cette étude, nous utilisons les indices *taille pour âge* et *poids pour âge* pour apprécier l'état de santé des enfants guinéens. Ce choix s'explique par le fort taux de prévalence des indicateurs de ces indices, par la constance du taux de prévalence de l'émaciation (9%) en Guinée au cours des deux années d'une part, et par les avantages qu'ils présentent d'autre part. Chacun de ces deux indices précités peut être exprimé différemment : en z-score<sup>16</sup> en pourcentage par rapport à la médiane<sup>17</sup>, ou en percentiles<sup>18</sup>. Conformément aux recommandations de l'OMS et du National Center for Health Statistics (NCHS), nous avons standardisé ces indices en utilisant la médiane et l'écart type d'un standard de référence international d'enfants de même sexe et de même âge. Nous utilisons ainsi un seuil de référence qui permet aux différentes mesures individuelles d'être converties en statistiques de prévalence. La valeur de seuil de référence universelle de « -2 unités d'écart type » a été retenue comme ligne de délimitation pour séparer les enfants malnutris de ceux qui ne le sont pas. Nous utilisons dans le cadre de ce travail le *z-score taille pour âge* et le *z-score poids pour âge* calculé à partir du logiciel EPIINFO pour représenter l'état de santé de chaque enfant et les considérons comme nos deux variables d'intérêt. La formule du calcul du z-score est la suivante :

$$Z_i = \frac{h_i^{x,y} - H^{x,y}}{\sigma^{x,y}} \quad (1)$$

Où -  $Z_i$  est le *z-score taille pour âge* (resp. *poids pour âge*) de l'enfant  $i$  ;

- $h^{x,y}$  est la taille en centimètres (resp. le poids en kilogrammes) de l'enfant  $i$  de sexe  $x$  et d'âge  $y$  ;
- $H^{x,y}$  est la taille médiane en centimètres (resp. le poids médian en kilogrammes) pour les enfants de sexe  $x$  et d'âge  $y$  dans la population de référence ;

---

<sup>15</sup> Nutrition des jeunes enfants et de leur mère en Guinée, 1999, rapport d'ORC Macro international Inc

<sup>16</sup> L'avantage du z-score est qu'il repose sur des courbes normalisées et est fonction de la population de référence. (même interprétation quelque soit l'âge ou la taille), Par ailleurs, il a l'avantage d'être plus cohérent car une même unité à la même signification pour tous les indices quelque soit le groupe d'âge, de poids ou de taille. Enfin il est un meilleur descripteur de l'individu et de la population.

<sup>17</sup> L'inconvénient du pourcentage de la médiane est qu'il n'utilise pas les courbes normalisées de la population de référence et est indépendant de la distribution de référence. Aussi, il n'existe pas de cohérence entre les différents indices et sera de ce fait utilisé souvent dans des situations d'urgence.

<sup>18</sup> Les percentiles sont un indicateur moyen pour chaque pourcentage de la population. Leurs inconvénients est qu'ils ne permettent pas de distinguer les enfants très malnutris ; Ce qui fait qu'ils sont très peu utilisables en cas en forte prévalence de malnutrition. (CAPON, Les indices anthropométriques : Construction, enjeux et analyse statistique)

- $\sigma^{x,y}$  est l'écart-type de la taille en centimètres (resp. du poids en kilogramme) pour les enfants de sexe  $x$  et d'âge  $y$  dans la population de référence.

Afin de mieux expliquer l'état nutritionnel des enfants guinéens, nous avons privilégié quelques variables présentes dans les deux enquêtes considérées. Il s'agit précisément des caractéristiques liées à l'enfant, à sa mère et au ménage dans lequel il vit.

Pour ce qui concerne les caractéristiques liées à l'enfant, nous avons retenu l'âge, le sexe (1 si l'enfant est une fille et 0 sinon), le statut jumeau (1 si l'enfant est jumeau et 0 sinon), le nombre de mois d'allaitement et une binaire précisant si l'enfant a été allaité pendant plus de 24 mois (valeur 1) ou moins de 24 mois, le nombre d'enfants nés de la même mère avant l'enfant considéré, l'intervalle entre la naissance de l'enfant considéré et celui qui le précède et finalement les épisodes de maladies (diarrhée, toux et fièvre).

Nous introduisons la variable *âge* (en mois) car les enfants des pays en développement sont plus que susceptibles à voir leur état nutritionnel se détériorer au fur et à mesure qu'ils grandissent en âge. Cependant, le système immunitaire des enfants a tendance à se renforcer à partir d'un certain âge. Afin de déterminer l'âge à partir duquel le système immunitaire se renforce (ou se détériore) nous avons également introduit tout comme Glewwe (1997), l'âge (en mois) au carré. Le choix du sexe s'est fait pour saisir l'effet du genre sur la santé. Concernant le nombre de mois d'allaitement<sup>19</sup>, nous avons retenu cette variable compte tenu de la nature des pratiques d'allaitement maternel dans la nutrition des nourrissons en Guinée. De plus, Alderman *et al.*, (2008) montrent que les jumeaux ont tendance à avoir un faible poids à la naissance. Quant à l'intervalle de naissance, il permet de montrer le fait que les mères qui doivent élever en même temps deux ou trois enfants accordent à ceux-ci moins de soins (Morrison et Linskens, 2000). L'introduction du nombre d'enfants nés avant l'enfant considéré nous permet aussi de voir l'impact qu'aurait un nombre élevé de naissances (enfants vivants et décédés inclus) par une même mère sur la santé de l'enfant considéré (Morrison et Linskens, 2000). Enfin, nous avons considéré les épisodes de maladies pour vérifier si le fait d'avoir eu la diarrhée, la toux ou encore la fièvre au cours des deux semaines précédant l'enquête aurait eu un impact sur la santé des enfants. Précisons qu'afin d'éviter le risque d'endogénéité, nous n'avons pas inclus les épisodes

---

<sup>19</sup> Dans le rapport de l'enquête DHS-G-III (Chapitre 10), nous pouvons lire que tous les spécialistes en nutrition des enfants et les experts de l'OMS sont unanimes pour reconnaître que le lait maternel est l'aliment le plus complet pour l'alimentation de l'enfant pendant les six premiers mois qui suivent sa naissance et qu'il est difficile de lui trouver un substitut. Les pratiques d'allaitement et d'alimentation constituent des facteurs déterminants de l'état nutritionnel des enfants qui affectent à son tour, la morbidité et la mortalité des enfants. Par ailleurs, par son intensité et sa fréquence, l'allaitement maternel prolonge l'infécondité postpartum, ce qui influe sur le niveau de fécondité et donc sur l'état de santé des mères et des enfants.

de maladies dans la régression du *z-score poids pour âge*. En effet, un enfant qui a une insuffisance pondérale a un risque élevé de contracter d'autres maladies infectieuses et respiratoires ; un enfant qui a connu une période de maladies respiratoires et infectieuses<sup>20</sup> a plus de chance de voir son poids diminuer dans le court terme (Latham, 2001). Faute de trouver des instruments valides pour ces variables, nous avons décidé de les exclure de la régression.

Par rapport aux caractéristiques de la mère, nous avons considéré les variables suivantes : la taille (en cm) de la mère, l'âge de la mère à la naissance de l'enfant, la situation matrimoniale, l'occupation de la mère ainsi que son niveau d'éducation. Tout comme Strauss (1990) et Horton (1988), la taille de la mère est introduite ici pour cerner les effets génétiques sur la santé des enfants. L'âge de la mère à la naissance de l'enfant est un élément déterminant puisque les jeunes mères ont généralement des risques élevés de résultats défavorables au moment de leur accouchement ou encore lorsqu'elles élèvent leur bébé (résultats en terme de faibles poids à la naissance ou encore de risque élevé de mortalité) (Linnemayr et *al.*, 2008). Concernant cette dernière variable, nous avons introduit à l'instar de Strauss (1990), une variable dichotomique prenant la valeur 1 lorsque la mère a moins de 18 ans au moment de l'accouchement et 0 sinon. Le choix de cette tranche d'âge se justifie également par le fait qu'en Guinée, selon une estimation des Nations Unies, entre 1998 et 2007, plus de la moitié des femmes ayant entre 20 et 24 ans se sont mariées avant l'âge de 18 ans et plus d'un tiers sont déjà mères à cet âge<sup>21</sup>. L'occupation de la mère est également prise en considération car certains métiers ne laissent pas suffisamment de temps à celle-ci pour s'occuper de son enfant avec toute l'attention nécessaire (Suchindran et *al.*, 2003). Enfin, le niveau d'alphabétisation comme déterminant fait ressortir les aptitudes d'une mère à lire, à comprendre et à s'informer sur les sujets portant sur la santé des enfants (Poder et He, 2008).

Les variables considérées en lien avec les caractéristiques du ménage dans lequel vit l'enfant sont la région administrative avec une binaire pour chacune des 5 régions administratives du pays, la zone d'habitation, l'appartenance ethnique, la religion, le sexe du chef de ménage, l'indice de richesse du ménage, l'éducation du partenaire de la mère, le nombre de personnes, le nombre d'enfant âgés de moins de 5 ans et le nombre de femmes âgées de plus de 15 ans vivant dans le ménage.

---

<sup>20</sup> Dans les deux semaines ayant précédées les enquêtes

<sup>21</sup> Cf. le rapport 2009 des Nations Unies pour les Objectifs du millénaire pour le développement : <http://www.un.org/fr/millenniumgoals/pdf/MDG%20Report%202009%20FR.pdf>.

L'ajout de la région administrative (Conakry, Haute Guinée, Basse Guinée, Guinée Centrale et Guinée forestière) et de la zone d'habitation (rurale et urbaine) dans notre modèle permet de ressortir les disparités régionales et celles entre zones de résidence. Egalement, afin de tenir compte des préférences culturelles, ethniques et religieuses qui existent dans ce pays, nous avons inséré des binaires pour les six principales ethnies (malinké, peulh, soussou, toma, kissi, guerzé) ainsi que pour les deux principales religions (musulman et chrétien). A l'instar de Poder et He (2008), nous avons également ajouté à notre modèle le nombre des enfants de moins de 5 ans vivant dans le même ménage pour la compétition pour l'accès aux soins maternels. Bien que les variables *nombre de personnes* et *nombre de femmes âgées de plus de 15 ans vivant dans le ménage* soient souvent considérées dans la littérature comme étant endogènes (Behrman et Deolalikar, 1988), nous les avons considérées comme étant exogènes comme Alderman et al. (2008). Le revenu du ménage comme indicateur de son niveau de vie est souvent considéré comme un déterminant important de la santé des enfants (Grossman, 1972). Cependant, afin d'éviter le risque d'endogénéité que pourrait contenir cette variable (Block, 2004), nous utilisons l'indice composite de richesse fondé sur la possession de certains biens durables (télévision, radio, voiture, etc.) et celles concernant certaines caractéristiques du logement (disponibilité de l'électricité, type d'approvisionnement en eau de boisson, type de toilettes, matériau de revêtement du sol, nombre de pièces utilisées pour dormir, type de combustible pour la cuisine, etc.)<sup>22</sup> comme son proxy.

### III. Méthodologie

Tout comme Wagstaff et al. (2003), nous utilisons une méthode de décomposition pour répondre à trois questions essentielles. La première concerne les déterminants de l'état nutritionnel des enfants guinéens en 1999 et en 2005. L'objectif de cette première question est de déterminer les facteurs ayant une influence sur la santé des enfants en 1999 et en 2005. Cette étape est cruciale dans la mesure où elle nous permettra de connaître les facteurs significatifs pour au moins une année pour ainsi sélectionner les facteurs à utiliser dans la décomposition. La deuxième question porte sur l'écart observé au niveau de l'état nutritionnel entre 1999 et 2005. A ce niveau, nous calculerons l'écart de l'état nutritionnel moyen suite à la détérioration observée.

---

<sup>22</sup> Cet indice est construit en affectant à chacun des biens ou caractéristiques un poids (score ou coefficient) généré à partir d'une analyse en composante principale. Les scores des biens qui en résultent sont standardisés selon une distribution normale standard de moyenne 0 et d'écart type 1 (Gwatkin et al., 2000) ; on attribue à chaque ménage un score pour chaque bien et on fait la somme de tous les scores par ménage ; les ménages sont classés par ordre croissant de score total et divisés en cinq catégories d'effectifs égaux appelées quintiles ; et le score de chaque ménage est affecté aux individus qui le composent. Les individus sont ainsi repartis dans les différentes catégories. (Rapport 2005 du DHSG – III, chap. 2).

Enfin, une troisième question permettra de savoir pourquoi il existe, entre 1999 et 2005, un écart de l'état nutritionnel des enfants et les causes de cet écart.

### **3.1. La décomposition**

Plusieurs méthodes de décomposition ont été développées pour expliquer l'écart observé au niveau de la moyenne de certaines variables d'intérêt. Oaxaca (1973) a été le premier à utiliser une méthode de décomposition pour expliquer l'écart de la discrimination de salaire moyen observé entre les femmes et les hommes en milieu urbain sur le marché de travail américain. Il a cherché ainsi à fournir une évaluation quantitative des causes de l'écart observé. Un peu plus tard dans la même année, Blinder (1973) utilisait la même méthode mais cette fois-ci, pour analyser l'écart de salaire entre les hommes noirs et les hommes blancs et l'écart salarial hommes-femmes parmi les blancs aux États-Unis. Il s'agissait pour ces deux auteurs d'expliquer l'écart de salaire moyen, observé entre les deux groupes démographiques en deux types d'effet. Celui expliqué par la différence au niveau des caractéristiques entre les deux groupes et celui expliqué par la variation des coefficients des caractéristiques c'est-à-dire la variation de l'impact qu'a chaque caractéristique sur le salaire. L'effet des caractéristiques fournit ainsi la contribution de chaque facteur lorsque leurs coefficients sont maintenus fixes. Quant à l'effet des coefficients, il exprime la contribution des coefficients lorsque les caractéristiques au sein de chaque groupe sont les mêmes. Il est alors question de discrimination dans le contexte des travaux d'Oaxaca (1973) et de Blinder (1973). Il importe de mentionner que très tôt, la méthode de décomposition de Blinder-Oaxaca a fait l'objet de nombreuses applications dans plusieurs domaines de l'économie. Cette approche a été la plus utilisée dans les dernières décennies pour identifier et quantifier les causes sous-jacentes des différences raciales ou des différences entre les individus de sexe différent observées sur le marché du travail, dans l'éducation et bien d'autres encore. Plus récemment encore, elle a été utilisée pour expliquer la différence de niveau de la pauvreté et de l'inégalité (Booroah et Iyer, 2005a ; Biewen et Jenkins, 2005 ; Bhaumik et al. 2006 ; Adoho et Boccanfuso, 2007).

Peu de travaux ont cependant porté sur la décomposition de l'état de santé des enfants. Se basant en effet sur une étude comparative entre le Cameroun, le Burkina-Faso et le Togo, Lachaux (2003) utilise la décomposition d'Oaxaca-Blinder pour expliquer la variation de l'inégalité de retard de croissance des enfants de ces pays. Utilisant les données vietnamiennes, Watanabe et al. (2003) font une décomposition entre 1993 et 1998 de l'écart de l'inégalité dans le secteur de la santé des enfants, basée sur le *z-score taille pour âge* en l'effet des changements dus à la variation des inégalités dans les déterminants, à la variation des moyennes des déterminants

et en l'effet de la variation de l'impact des déterminants sur la variable d'intérêt. La décomposition de Blinder-Oaxaca a été également utilisée par Charasse-Pouélé et *al.* (2006) pour décomposer la différence de l'état de santé entre les noirs et les blancs Sud-Africains en l'effet dû aux inégalités socio-économiques observées et l'effet dû aux différences raciales inexplicables. Ces derniers auteurs utilisent un indicateur d'auto-évaluation de la santé pour mesurer le niveau de santé des individus. En 2008, O'Donnell et *al.* utilisent cette méthode de décomposition pour expliquer la différence entre les enfants pauvres malnutris et les enfants non pauvres malnutris au Vietnam.

La technique de décomposition de Oaxaca-Blinder est très facile à appliquer dans la mesure où elle requiert seulement une simple régression linéaire de la variable d'intérêt sur les caractéristiques choisies ; ensuite, elle utilise la moyenne de l'estimé de la variable d'intérêt ainsi que celle des caractéristiques pour procéder à la décomposition. Cependant, lorsque l'on se trouve en présence de variables explicatives qualitatives telles que l'occupation, les régions d'habitation ou encore le sexe, les coefficients issus d'une telle régression ne pourront plus être utilisés directement pour une décomposition. Jones (1983) fut le premier à soulever cette faiblesse de la décomposition proposée par Oaxaca et Blinder. Qualifiant ainsi leur méthode d'application arbitraire et ininterprétable, il réussit à démontrer que la contribution d'une variable binaire varie en fonction du choix du groupe de référence<sup>23</sup>. Pour répondre à la critique posée par Jones, Oaxaca et Ransom (1999) montrent que de façon générale, les décompositions conventionnelles ne permettent pas d'identifier la contribution des variables nominales car il est seulement possible d'estimer l'effet relatif d'une variable nominale. Ils soulignent ainsi que la décomposition détaillée de l'effet des coefficients ne peut que souffrir d'un problème d'identification étant donné que l'effet détaillé des coefficients attribué aux variables nominales varie en fonction du choix du groupe de référence. Quant à Gelbach (2002), il relève qu'il ne s'agissait pas d'un problème d'identification mais plutôt de l'hétérogénéité de la population dans l'estimation des paramètres.

En 2000, Nielsen propose une solution pour résoudre le problème d'identification posé par la décomposition d'Oaxaca-Blinder en transformant l'effet des coefficients. Il réussit à obtenir une invariance de l'effet détaillé des coefficients. Cependant, la transformation qu'il

---

<sup>23</sup> Suivant une étude réalisée sur les écarts de salaire entre les hommes et les femmes australiens, Jones (1993) démontre d'une part, que lorsqu'on est en présence de variables binaires, l'écart observé dans la variable d'intérêt dû à l'effet des caractéristiques est invariant au choix des groupes de références. D'autre part, il montre que lorsqu'on sépare la partie de l'écart due à la discrimination résiduelle tel que souligné par Blinder en deux composantes à savoir la partie liée aux effets des coefficients des caractéristiques et celle liée à l'effet de la constante, la contribution de ceux-ci varie en fonction du choix des groupes de références.

obtient ne permet pas de distinguer la constante des variables nominales, et les calculs aboutissant à cette transformation sont assez encombrant lorsqu'on est en présence d'un ensemble de variables nominales. Plus tard en 2005, Yun (2005a) a proposé une autre approche qui consiste à transformer l'équation normale issue de la régression par les MCO de Oaxaca-Blinder en une équation appelée « équation de régression normalisée ». Cette équation se base sur celle développée par Suits (1984) pour traiter le problème lié aux variables nominales dans une régression linéaire. De ce point de vue, il estimait nécessaire de poser une restriction sur les coefficients estimés dans la régression d'Oaxaca-Blinder. La méthode proposée par Yun (2005a) permet ainsi de résoudre le problème d'identification lié au choix de groupes de référence dans la décomposition d'Oaxaca-Blinder lorsqu'on veut procéder à une décomposition détaillée.

La méthodologie privilégiée dans notre étude est une application du principe de décomposition proposée par Yun (2005a). Elle se fait en deux étapes : dans un premier temps nous avons fait une régression linéaire par les MCO respectivement du *z-score taille pour âge* et du *z-score poids pour âge* des enfants sur les caractéristiques considérées ; et dans un deuxième temps, nous avons procédé à la décomposition.

Nous utilisons ici pour une approche statique pour exprimer l'état de santé des enfants guinéens en fonction des caractéristiques considérées pour chaque année<sup>24</sup>. Notre modèle linéaire se présente alors comme suit :

$$Z_{score_i}^t = \left( \alpha^t + \sum_{l=1}^L X_{il}^t \delta^t + \sum_{m=1}^M \sum_{k_m=2}^{K_m} D_{imk_m}^t \beta_{mk_m}^t \right) \quad (2)$$

Où -  $Z_{score_i}^t$  désigne le *z-score* attribué à l'individu  $i$  au temps  $t$  ( $t = 1999, 2005$ )

- $X_{il}^t$  désigne la variable continue  $l$  attribuée à l'individu  $i$  au temps  $t$  ;
- $D_{im}^t$  est une modalité de la variable qualitative  $m$  au temps  $t$  ;
- $K_m$  représente le nombre de modalités de la variable qualitative  $m$  ;
- $\alpha^t$ ,  $\delta^t$  et  $\beta^t$  désignent respectivement la constante à l'instant  $t$ , le coefficient attribué aux variables continues et le coefficient attribué à chaque modalité des variables qualitatives.

---

<sup>24</sup> L'approche statique utilisée notamment par Badji et Boccanfuso (2006), exprime l'état de santé en fonction des caractéristiques courantes de l'enfant, la mère et du ménage alors que l'approche longitudinale tient compte non seulement des caractéristiques courantes mais également de l'état de santé de la période précédente de l'enfant (Strauss et al, 1995)

Une régression par les moindres carrés ordinaires (MCO) nous a permis d'estimer les différents coefficients. En considérant l'équation de régression normalisée proposée par Yun (2005a), notre équation ( 2 )

devient :

$$Z_{score_i}^{*t} = \left( \hat{\alpha}^{*t} + \sum_{l=1}^L X_{il}^t \hat{\delta}^{*t} + \sum_{m=1}^M \sum_{k_m=1}^{K_m} D_{imk_m}^t \hat{\beta}_{mk_m}^{*t} \right) \quad (3)$$

Où -  $\hat{\alpha}^{*t} = \hat{\alpha}^t + \sum_{m=1}^M \bar{\hat{\beta}}_m$  avec  $\bar{\hat{\beta}}_m$ , la moyenne de l'estimé des coefficients des modalités (y compris le coefficient de la modalité omise qui ici est égal à 0) de la variable qualitative  $m$ . Ces coefficients sont ceux obtenus à la première étape ;

$$- \hat{\delta}^{*t} = \hat{\delta}^t \quad \text{et}$$

$$- \hat{\beta}^{*t} = \hat{\beta}_{mk_m}^t - \bar{\hat{\beta}}_m, k_m = 1, \dots, K_m \text{ et } m = 1, \dots, M.$$

Ces coefficients normalisés nous ont permis de décomposer l'écart de nos variables d'intérêt en l'effet détaillé des caractéristiques considérées et en l'effet des impacts de ces caractéristiques sur la variable d'intérêt (effet des coefficients).

Enfin, nous avons utilisé la méthode développée par Yun (2005) pour tester la significativité des effets des caractéristiques et celui des coefficients dans l'analyse de la décomposition. Cette méthode qui utilise la méthode delta pour calculer les variances asymptotiques de chacun des effets permet de voir les variables dont la variation a contribué significativement à l'écart de l'état de santé observé entre 1999 et 2005.

#### IV. Résultats

Dans une première partie, nous présentons les résultats issus de la régression linéaire des variables d'intérêt sur les facteurs de la santé des enfants de moins de 5 ans pour les deux années considérées. Dans une deuxième section, nous donnons les résultats de la décomposition.

##### 4.1. Résultats des régressions linéaires

Le Tableau 1 présente les résultats de l'état nutritionnel de long terme issus de la régression linéaire du *z-score de la taille pour âge* et celui du *z-score poids pour âge* sur les déterminants en 1999 et en 2005.



Tableau 1 : Régression des z-scores pour 1999 et 2005

	z-score taille pour âge		z-score poids pour âge	
	1999	2005	1999	2005
<b>Caractéristiques de l'enfant</b>				
<i>Age (en mois)</i>	-0.091***	-0.115***	-0.102***	-0.110***
<i>Age<sup>2</sup> (en mois)</i>	0.001***	0.001***	0.002***	0.002***
<i>Sexe (fille)</i>	0.108**	0.229***	0.024	0.229***
<i>Statut jumeau (jumeau)</i>	-0.577***	-1.011***	-0.593***	-0.859***
<i>Nombre de mois d'allaitement (supérieur à 24mois)</i>	-0.320***	-0.196**	-0.218***	-0.059
<i>Nombre d'enfant nés avant l'enfant</i>	0.022 *	0.004	0.025**	0.004
<i>Intervalle de naissance</i>	0.001	0.002	0.000	3.91e-06
<i>A eu la diarrhée</i>	-0.154***	-0.215**		
<i>A eu la toux</i>	-0.080	0.126		
<i>A eu la fièvre</i>	-0.145**	-0.138*		
<b>Caractéristiques de la mère</b>				
<i>Age de la mère à la naissance (inférieur à 18 ans)</i>	-0.098	-0.1561	-0.0373	-0.107
<i>Taille de la mère (en cm)</i>	0.0386***	0.0296***	0.0257***	0.0255***
<i>Mère mariée</i>	0.152	0.061	0.262***	0.228*
<i>Alphabète</i>	0.204*	-0.075	0.154*	0.0001
<i>Sans travail</i>	0.117	-0.258**	0.047	-0.207 **
<b>Caractéristiques du ménage</b>				
<i>Conakry</i>	-0.041	0.036	-0.424 ***	-0.141
<i>Haute guinée</i>	0.050	-0.268**	-0.116	-0.528***
<i>Guinée forestière</i>	-0.038	-0.334**	0.009	-0.495***
<i>Basse guinée</i>	0.051	0.225*	-0.089	0.036
<i>Zone rural</i>	-0.191**	-0.250**	-0.230***	-0.134
<i>Sexe du chef de ménage : femme</i>	0.128	0.127	0.111	0.062
<i>Partenaire non éduqué</i>	0.044	-0.299 ***	0.010	-0.216***
<i>Taille du ménage</i>	-0.003	-0.0307 **	-0.002	-0.034 ***
<i>Nombre d'enfants de moins de 5ans</i>	0.067***	-0.025	0.041**	-0.007
<i>Nombre de femmes âgées de plus de 15ans</i>	-0.011	0.116**	-0.025	0.138***
<i>Musulmans</i>	0.101	0.260	0.149	0.052
<i>Chrétiens</i>	0.107	0.132	0.054	0.002
<i>Soussou</i>	-0.338	-1.746	-0.521	-1.625 *
<i>Peulh</i>	-0.276	-1.387	-0.737	-1.468
<i>Malinké</i>	-0.362	-1.590	-0.672	-1.367
<i>Kissi</i>	-0.496	-1.543	-0.652	-1.369
<i>Toma</i>	-0.278	-1.441	-0.291	-1.156
<i>Guerzé</i>	-0.237	-1.427	-0.326	-1.201
<i>Indice de richesse</i>	0.134***	0.136 **	0.112***	0.144***
<i>Constante</i>	-5.939 ***	-2.595*	-3.617***	-2.137*
<i>R<sup>2</sup></i>	0.1527	0.2479	0.1439	0.2164
<i>Nombre d'observations</i>	4243	2658	4353	2723

\*\*\* significative à 1%, \*\* significative à 5%, \* significative à 10%

Les observations ont été pondérées par un poids fourni par les DHSG-II et III

Sources : calculs faits par les auteurs à partir des données du DHSG-II et III

Pour les deux indicateurs de santé considérés et les deux années, nous obtenons pour la variable *âge* un coefficient négatif et significatif pour les deux années. Ce résultat suppose que l'état nutritionnel des enfants guinéens a connu une détérioration lorsque ceux-ci avançaient en âge. Cependant, le coefficient positif significatif obtenu pour la variable  $\text{âge}^2$  révèle l'existence d'une non-linéarité pour ce qui concerne la relation entre l'âge des enfants guinéens et leur état de santé. Ce résultat nous a donc amené à calculer tout comme Morrisson et Linskens (2000), le mois à partir duquel l'âge exerce un impact positif au lieu d'un impact négatif. Nous trouvons qu'au-delà de 35 mois en moyenne l'âge ne serait plus un facteur aggravant de l'état de santé. Par contre, jusqu'à 3 ans cette variable âge se révèle négativement corrélée avec l'état de santé des bébés et des jeunes enfants. Par ailleurs, les enfants ayant un jumeau ainsi que les enfants allaités pendant plus de 24 mois ont tendance à avoir un retard de croissance et à accuser une insuffisance pondérale en 1999 et 2005. Toutefois, contrairement au nombre de mois d'allaitement supérieur à 24 mois, l'effet négatif d'avoir un jumeau est plus accentué en 2005. Pour ce qui concerne le sexe des enfants, les filles guinéennes sont plus enclines à un meilleur état nutritionnel que les garçons. Ce résultat s'applique pour les deux années avec un niveau plus élevé en 2005. Contrairement aux résultats obtenus par Morrisson et Linskens (2000), le coefficient du nombre d'enfants nés avant l'enfant considéré est positif mais non significatif pour les deux indicateurs en 2005. Cet effet positif se justifie par le fait qu'en Guinée le nombre d'enfants nés avant (y compris les enfants décédés) était en moyenne égal à 3 pour 1999 et 2005. Ce qui réduit le risque d'avoir une mère ayant connue beaucoup de grossesses. Enfin, les enfants ayant connu des épisodes de diarrhée ou de fièvre peu de temps avant les enquêtes ont accusé un retard de croissance. La variable toux qui représente ici les maladies respiratoires n'est pas significative.

Les enfants issus d'une mère alphabète ont un meilleur état nutritionnel en 1999 pour les *z-scores taille pour âge* et *poids pour âge*. En 2005, l'effet de cette caractéristique de la mère sur la santé de ses enfants a perdu son importance. Ceci pourrait s'expliquer par la mise en place en Guinée de programmes de sensibilisation en faveur de la santé des enfants, programmes ciblant plus les mères quel que soit leur niveau d'alphabétisation. Alors que nous nous attendions aussi à ce que l'état nutritionnel des enfants soit affecté par le fait que l'enfant soit né d'une mère de moins de 18 ans, cette variable n'est pas significative et ce quelque soit la période. Une explication à ce résultat est la présence en Guinée de ménages de grande taille (en moyenne 9 personnes par ménages). Ainsi, le risque que devrait avoir les mères adolescentes sur la santé des enfants est réduit par l'assistance des autres membres du ménage. A contrario, la taille de la mère a un effet positif significatif et relativement stable sur la santé des enfants quelque soit l'indicateur considéré et pour les deux années étudiées. Toujours au regard des caractéristiques de

la mère, nous constatons que le fait d'avoir une mère sans emploi en 2005 a significativement détérioré la santé des enfants contrairement à ce que nous observons pour 1999 puisque six ans plus tôt l'inoccupation de la mère n'était pas significative. Par contre, les enfants nés d'une mère mariée ont un *z-score poids pour âge* plus élevé reflétant un meilleur état de santé des enfants nés d'une mère mariée quelque soit l'année considérée. Comme nous pouvions nous y attendre cette caractéristique de la mère se révèle ne pas avoir d'effet sur la taille des enfants.

En ce qui concerne les caractéristiques liées au ménage, il ressort que le risque de malnutrition augmente lorsque l'enfant habite en zone rurale à l'exception du *z-score poids pour âge* en 2005. Par ailleurs, entre 1999 et 2005 il y a eu aggravation de l'état de santé basé sur le *z-score* taille pour âge pour les enfants vivant en milieu rural. L'appartenance ethnique et religieuse ainsi que le sexe du chef de ménage n'ont pas de lien significatif avec la santé des enfants. Les enfants issus d'une mère dont le partenaire n'est jamais allé à l'école, de même que ceux vivant dans un ménage de grande taille ont vu leur santé se détériorer en 2005 alors qu'en 1999, ces variables ne semblaient pas jouer un rôle sur la malnutrition. La relation négative entre la taille du ménage et la santé des enfants en 2005 s'explique par le niveau de vie très bas de la plupart des ménages guinéens dans cette année. En effet, étant donné la proportion élevée de personnes n'ayant pas travaillé au cours des douze mois ayant précédé l'enquête de 2005 (18,5% des femmes et 23,1% des hommes), même s'il existait dans le ménage des personnes susceptibles de prendre soin de l'enfant, le niveau de vie très faible des ménages ne permet pas de subvenir aux besoins élémentaires des membres surtout celui des enfants.

En 2005, l'augmentation du nombre de femmes âgées de plus de 15 ans habitant dans le même ménage que l'enfant constitue un facteur contribuant à la réduction du risque de malnutrition des enfants en Guinée alors que ceci ne s'observait pas en 1999. Ce résultat s'explique par le fait que les femmes (pas seulement la mère de l'enfant) ont tendance à accorder plus de soins aux tout petits. De plus, il existe en 1999 un lien positif entre le nombre d'enfant de moins de 5 ans par ménage et la santé des enfants. En effet, le très faible nombre d'enfants âgés de moins de 5 ans dans les ménages guinéens réduit le risque de conflit pour l'accès aux soins maternels. Finalement, en 1999 comme en 2005, plus le niveau de richesse des ménages augmente, plus les enfants vivant dans ces ménages ont une meilleure santé. Notons toutefois que les effets sont toujours fortement significatifs mais restent constants dans le temps.

#### **4.2. Résultats de la décomposition**

Le **Erreur ! Source du renvoi introuvable.** (Cf. annexe) montre les résultats issus de la décomposition de l'écart moyen du *z-score* taille pour âge (Haz) et ceux de la décomposition de

l'écart moyen du *z-score poids pour âge* (Waz) avec le niveau de significativité des effets agrégés et détaillés. Le Tableau 23 présenté ci-dessous reporte la contribution agrégée et détaillée en pourcentage des caractéristiques et celle des coefficients des caractéristiques.

Tableau 3 : *Décomposition agrégée et détaillée de l'écart des indicateurs de santé moyens entre 1999 et 2005*

<i>HAZ</i>					<i>WAZ</i>				
	<i>Effet agrégé</i>	<i>%</i>				<i>Effet agrégé</i>	<i>%</i>		
<i>Moyenne 1999</i>	-1,08					<i>Moyenne 1999</i>	-1,06		
<i>Moyenne 2005</i>	-1,30					<i>Moyenne 2005</i>	-1,13		
<i>écart</i>	-0,22					<i>écart</i>	-0,07		
<i>Effet des caract.</i>	0,06***	-25,32				<i>Effet des caract.</i>	0,05***	-	63,64
<i>Effet des coef</i>	-0,27***	125,32				<i>Effet des coef</i>	-0,12***	163,64	
<i>Variables</i>	<i>Effet des caract.</i>	<i>%</i>	<i>Effet des coefficients</i>	<i>%</i>	<i>Variables</i>	<i>Effets des caract.</i>	<i>%</i>	<i>Effets des coefficients</i>	<i>%</i>
<b><i>Caractéristiques liées à l'enfant</i></b>	<b>0,06</b>	<b>-27,14</b>	<b>-0,28</b>	<b>127,52</b>	<b><i>Caractéristiques liées à l'enfant</i></b>	<b>0,05</b>	<b>-</b>	<b>-0,30</b>	<b>429,45</b>
<i>Age en mois</i>	-0,04	18,70	-0,65***	299,58	<i>Age en mois</i>	-0,02	30,43	-0,19	270,85
<i>Age en mois au carré</i>	0,06*	-29,33	0,24	-108,31	<i>Age au carré</i>	0,06	-	-0,10	145,76
<i>Intervalle de naissance</i>	0,01	-2,42	0,01	-3,28			90,52		
					<i>Nbre d'enfants nés avant</i>	0,00	-3,14	-0,06	88,45
<i>Sexe de l'enfant</i>	0,00	-0,82	0,00	0,42	<i>Sexe de l'enfant</i>	0,00	-0,49	0,00***	2,64
<i>Statut jumeau</i>	-0,01***	3,72	0,21**	-96,98	<i>Statut jumeau</i>	-0,01***	12,92	0,12	-163,46
<i>Nbre de mois d'allaitement</i>	0,01***	-5,53	-0,04	19,63	<i>Nbre de mois d'allaitement</i>	0,01***	-	-0,06*	85,21
<i>Diarrhée</i>	0,01**	-4,56	0,02	-11,40			13,55		
<i>Toux</i>	0,00	-1,24	-0,06**	27,31					
<i>Fièvre</i>	0,01**	-5,76	0,00	0,95					
<b><i>caractéristiques de la mère</i></b>	<b>0,00</b>	<b>1,17</b>	<b>0,17</b>	<b>-76,09</b>	<b><i>caractéristiques de la mère</i></b>	<b>0,00</b>	<b>2,92</b>	<b>0,10</b>	<b>-135,67</b>
<i>Occupation de la mère</i>	-0,01	2,32	0,13***	-61,89	<i>Occupation de la mère</i>	0,00	1,88	0,10***	-147,72
<i>Alphabétisation</i>	0,00	0,62	0,02	-9,81	<i>alphabétisation</i>	0,00	2,00	-0,04	51,26
<i>Age de la mère à la naissance</i>	0,00*	-1,77	0,01	-4,39					
					<i>Situation matrimoniale</i>	0,00	-0,96	0,03	-39,22
<b><i>Caractéristiques du ménage</i></b>	<b>0,00</b>	<b>0,65</b>	<b>-0,06</b>	<b>73,88</b>	<b><i>Caractéristique s du ménage</i></b>	<b>0,00</b>	<b>-2,21</b>	<b>0,09</b>	<b>-130,14</b>
<i>Taille du ménage</i>	0,00	0,94	-0,30**	137,60	<i>Taille du ménage</i>	0,00	-1,19	-0,30***	419,34
<i>Nombre d'enfants de moins de 5ans</i>	-0,01**	3,22	-0,24**	109,53	<i>Nombre d'enfants de moins de 5ans</i>	-0,01*	7,11	-0,13	179,88
<i>Nbre de femmes âgées de plus de 15ans</i>	0,00	-1,72	0,26***	-120,52	<i>Nbre de femmes âgées de plus de 15ans</i>	0,00	-4,40	0,32***	-451,31
<i>Indice de richesse</i>	0,00	0,23	0,00	0,88	<i>Indice de richesse</i>	0,00	-0,76	-0,01	7,51
<i>Régions administratives</i>	0,01	-5,23	-0,03	14,35	<i>Régions administratives</i>	0,01	-	-0,06	79,24
							13,04		

	<u>HAZ</u>				<u>WAZ</u>				
<b>Zone de résidence</b>	-0,01**	3,84	-0,01	2,64	<b>Zone de résidence</b>	-0,01**	11,08	0,04	-52,83
<b>Sexe du chef de ménage</b>	0,00	-0,31	0,01	-4,01	<b>Sexe du chef de ménage</b>	0,00	-1,19	0,02	-29,01
<b>Education du partenaire</b>	0,00	-0,32	-0,08***	35,34	<b>Education du partenaire</b>	0,00	0,18	-0,06***	80,04
<b>Constante</b>			0,22	--101,92	<b>Constante</b>			0,26	-362,99

\*\*\* significative à 1%, \*\* significative à 5%, \* significative à 10%

Sources : calculs faits par l'auteur à partir des données du DHSG-II et II

Les variables explicatives que nous avons retenues pour la décomposition sont celles qui se sont révélées significatives sur au moins une des deux années étudiées (soit la variable elle-même est significative ou encore soit une modalité d'une variable qualitative est significative au moins sur une année) à l'exception de la variable *taille de la mère*<sup>25</sup>.

Le Tableau 3 montre à partir de la moyenne des *z-score taille pour âge* (Haz) et *z-score poids pour âge* (Waz) que la malnutrition en termes de retard de croissance et d'insuffisance pondérale a augmenté en Guinée entre 1999 et 2005<sup>26</sup>. Rappelons que ces résultats sont conformes avec les informations contenues dans les rapports des enquêtes DHSG – II et III. Par ailleurs, nous trouvons que les moyennes estimées des *z-scores* obtenues à la suite des régressions faites ( $haz_{2005} = -1,30$  et  $haz_{1999} = -1,08$  ;  $waz_{2005} = -1,12$  et  $waz_{1999} = -1,05$ ) sont sensiblement égales à celles des *z-scores* observées ( $haz_{2005} = -1,29$  et  $haz_{1999} = -1,08$  ;  $waz_{2005} = -1,14$  et  $waz_{1999} = -1,05$ ). Un autre résultat obtenu est que les effets agrégés des caractéristiques et des coefficients expliquent significativement l'écart observé entre les deux années pour les deux indicateurs de santé. Par ailleurs, la somme de ces deux effets est égale à l'écart entre les *z-scores taille pour âge* et *poids pour âge* prédits. Tout ceci nous permet de croire que nos modèles sont pertinents pour une prédiction.

La décomposition obtenue à partir de l'approche développée par de Yun (2005a), nous indique que l'effet agrégé des coefficients (125% et 163% resp. pour le haz et le waz) l'emporte de manière significative sur celui des caractéristiques (-25% et -63% resp. pour le haz et le waz) et ceci quelque soit l'indicateur de santé considéré. Ce résultat suppose que même si les caractéristiques considérées étaient les mêmes en 1999 et en 2005, l'état nutritionnel des enfants guinéens allait toujours connaître une détérioration. Cependant, prise de façon agrégée, la variation au niveau des caractéristiques entre 1999 et 2005 a permis une réduction significative de

<sup>25</sup> Le fait que la variance de la variable taille de la mère soit nulle pour les deux indicateurs sur les deux années entraine l'augmentation exagérée de l'effet de l'impact de cette variable ; effet qui est compensé par celui de la constante. Pour cette raison nous avons décidé d'exclure cette variable de nos 2 décompositions.

<sup>26</sup> Nous parlerons d'augmentation lorsque l'écart entre la moyenne des *Haz prédits* et l'écart entre la moyenne des *Waz prédits* de 2005 et de 1999 sont négatifs.

l'écart et ce pour les deux indicateurs de santé (-25% et -63% resp. pour le haz et le waz). On peut donc penser qu'il y a eu une nette amélioration des déterminants de la santé des enfants entre 1999 et 2005.

Lorsque nous regardons les résultats obtenus de manière désagrégée (tableau 3), nous constatons qu'en ce qui concerne l'indicateur basé sur le *z-score taille pour âge* des enfants, sa détérioration est essentiellement imputable à la variation des coefficients des caractéristiques des enfants (127,52%) ainsi qu'à la variation des coefficients des caractéristiques des ménages (73,88%). La variation des caractéristiques de l'enfant tout comme celle des coefficients des caractéristiques de la mère ont joué un rôle prépondérant dans la réduction de l'écart observé au niveau de cet indicateur entre 1999 et 2005. Au niveau plus désagrégé encore (tableau 3), ce sont la variation des coefficients de l'âge de l'enfant (299,58%), de la taille du ménage (137,6%) ainsi que celle du nombre d'enfant de moins de 5 ans présents dans le ménage (109,53%) qui permettent d'expliquer significativement l'écart observé. Cependant la variation de l'effet des coefficients de la variable *nombre de femmes* dans le ménage (-120,52%) a permis de réduire significativement celui obtenu pour le nombre d'enfants de moins de 5 ans. Bien qu'ayant eu un lien significatif sur le retard de croissance des enfants, les variables comme le sexe de l'enfant, le nombre de mois d'allaitement, la zone de résidence ou encore l'indice de richesse n'ont pas toutefois joué un rôle prépondérant dans l'écart observé entre 1999 et 2005 au niveau du *z-score taille pour âge*.

Au niveau de l'indicateur basé sur le *z-score poids pour âge*, la variation négative entre 1999 et 2005 des coefficients des caractéristiques de l'enfant (429,45%) explique en grande partie l'augmentation du nombre d'enfants accusant une insuffisance pondérale. Si l'on considère l'effet des caractéristiques, celui des enfants (-64,36%) a plus favorisé la diminution de l'écart observé. Cependant, ce sont plutôt les variations positives des coefficients des caractéristiques de la mère (-135,67%) et du ménage (-130,14%) qui ont le plus favorisé la diminution de la prévalence de l'insuffisance pondérale en Guinée entre 1999 et 2005. En examinant, les effets désagrégés, nous constatons que la taille du ménage (419,34%), l'occupation de la mère (-147,72%) ainsi que le nombre de femmes âgées de plus de 15 ans (-451,31%) constituent les déterminants importants dans l'écart de l'état de santé de la période que nous avons étudiée.

Pour les deux indicateurs de santé, le contrôle de la variable statut jumeau, permet de réduire significativement la variation positive du coefficient de la variable *âge* au niveau des caractéristiques de l'enfant. Le contrôle de la variable *nombre de femmes âgées de plus de 15 ans* favorise aussi significativement la diminution de l'effet des coefficients des variables *taille du*

*ménage et nombre d'enfants âgés de moins de 5 ans.* Finalement, au niveau des caractéristiques de la mère, la variation qu'a subit le coefficient lié à leur occupation permet de réduire significativement l'écart négatif de l'état de santé des enfants guinéens entre 1999 et 2005.

La décomposition faite pour les deux indices nous a permis de confirmer certains résultats obtenus au niveau des régressions linéaires. En effet, alors qu'elle favorisait significativement la santé des enfants en 2005, la variable nombre de femmes âgées de plus de 15 ans et présentes dans les ménages se retrouve parmi celles qui ont contribué à la réduction de l'écart observé entre 1999 et 2005. Par ailleurs, la variation du coefficient de la taille du ménage a contribué à creuser l'écart observé ce qui est tout à normale puisque cette variable en 2005, contribuait significativement à la détérioration de la santé des enfants. Toutefois, bien qu'étant un facteur de détérioration de la santé en 2005, la variation du coefficient de l'occupation de la mère a quand même permis de manière significative la réduction de l'écart de la santé entre 1999 et 2005.

### **Conclusion**

Cette étude nous a permis de mettre en lumière les déterminants qui expliquent la santé des enfants guinéens pour la période de 1999 et de 2005. La plupart de nos résultats confirment ceux obtenus pour d'autres pays, dans la littérature. En effet, nous avons montré qu'en Guinée, l'âge de l'enfant, son sexe, le statut jumeau, le nombre de mois d'allaitement, l'âge de la mère à la naissance, l'occupation de la mère, la région et la zone d'habitation, l'éducation de la mère et le niveau de richesse du ménage dans lequel vit l'enfant constituent des facteurs importants qui conditionnent l'état nutritionnel des enfants de moins de 5 ans.

Nous avons également montré à partir de la décomposition de Yun (2006) que malgré l'amélioration de certains de ces déterminants, l'impact que ceux-ci ont eu sur la santé des enfants a été très défavorable entre 1999 et 2005, entraînant un accroissement du nombre d'enfants malnutris. En effet, on a pu remarquer que toutes les variables significatives au niveau des régressions n'ont pas pour autant permis d'expliquer l'écart négatif de l'état nutritionnel observé entre 1999 et 2005. Ce sont surtout les variables qui ont eu un lien significatif sur les enfants en 2005 qui se retrouvent être déterminante dans la réduction de la prévalence des enfants ayant un retard de croissance ou accusant une insuffisance pondérale en Guinée.

Même si cette étude n'a pas permis d'identifier les liens de causalité et les raisons pour lesquelles les coefficients des caractéristiques ont connu une variation négative (partie inexpliquée de la décomposition), ces résultats n'en sont pas moins inintéressants et pertinent pour les décideurs.

En effet, au terme de cette étude, il nous apparaît qu'une politique appropriée laquelle en renforçant l'éducation des guinéens mettra plus l'accent sur une méthode éducative axée sur les aptitudes à lire, à comprendre et à s'informer sur les sujets portant sur la santé maternelle et celle des enfants, reste indispensable en Guinée. Il s'avère également nécessaire de renforcer les mécanismes de contrôle de la santé des jeunes garçons dès leur naissance. Dans l'optique de réduire le nombre des enfants malnutris, il serait judicieux de mettre en place des mécanismes de suivi des jeunes mères au cours et après leur grossesse, d'intensifier les campagnes de sensibilisation sur la durée d'allaitement des enfants et aussi de mener en faveur des familles de grande taille des politiques visant à les aider à subvenir aux besoins des tout petits.

### **Bibliographie**

- Adoho F. et Boccanfuso D., (2007), "*L'approche Blinder-Oaxaca permet-elle de cibler les causes des écarts de pauvreté en Guinée*", Cahier de recherches GREDI
- Alderman H. Haddad L. Appleton S., Song L. et Yohannes Y., (2002), "*Reducing child undernutrition: how far does income growth take us?*", IFPRI, FCND discussion paper N°137, Washington, D.C.
- Badji, M. S. et Boccanfuso D., (2006), "*Niveau de vie et santé nutritionnelle des enfants âgés de 0 et 59 mois au Sénégal : une analyse comparée avant/après dévaluation du franc CFA*", Cahier de recherches GREDI 06-14, mai
- Baumik, S. K. Gang I. N. et Yun M-S., (2006), "*Ethnic conflict and economic disparity: Serbians and Albanians in Kosovo*", Journal of Comparative Economics, Vol 34, pp 754-773
- Biewen M. et Jenkins S.P., (2005), "*A framework for the decomposition of poverty differences with an application to poverty differences between countries*", Empirical Economics, Vol 30(2), pp 331-358
- Blinder A.S., (1973), "*Wage discrimination: reduced form and structural variables*", Journal of Human Resources, Vol 8, pp 436-455
- Booroah V.K. et Iyer S., (2005a), "*The decomposition of inter-group differences in a logit model: extending the Oaxaca-Blinder approach with an application to school enrolment in India*", Journal of Economic and Social Measurement, Vol 30, pp. 279- 293
- Charasse-Pouélé C. Fournier M., (2006), "*Health disparities between racial groups in South Africa: a decomposition analysis*", Social Science and Medecine, Vol 62, pp 2897-2914
- Duncan T. Strauss J., (1992), "*Prices, infrastructure, household characteristics and child height*", Journal of Development Economics, Vol 39 (2), 1992, pp 301-331
- Duncan T. Strauss J. Henriques M-H., (1991), "*How does mother's education affect child height?*", Journal of Human Resources, Vol 26 (2), 1992, pp 183-211
- Glewwe P., (1997), "*How does Schooling of Mothers Improve Child Health? Evidence from Morocco*", document de travail n° 128, World Bank LSMS, Washington, D.C.
- Gradin C., (2007), "*Why is poverty so high among afro-brazilians? A decomposition analysis of the racial poverty gap*", IZA DP N°2809
- Handa S., (1999), "*Maternal education and child height*", Economic Development and Cultural Change, Vol 47(2), pp 421 – 439
- Holmes R. Jones N. et Wiggins S., (2008) "*Understanding the impact of food prices on children*" report of The Overseas Development Institute (ODI)
- Horton S., (1988), "*Birth order and child nutritional status: evidence from the Philippines*", Economic Development and Culture Change, vol. 36 (2), pp. 341-354
- Jones F.L., (1983), "*On decomposing the wage gap: A critical comment on Blinder's method*", Journal of Human Resources, Vol 18(1), pp126-130



- Lachaud J. P., (2002), “*Urbanisation, malnutrition des enfants et genre au Burkina-Faso : une approche économétrique spatiale*”, Document de travail, EconPapers,
- Latham M.C., (2001), “*La nutrition dans les pays en développement*”, Université de Cornell
- Linnemayr S. Alderman H. et Ka A., (2008), “*Determinants of malnutrition in Senegal: individual, household, community variables, and their interaction*”, Journal of Economics and Human Biology, Elsevier, Vol. 6(2), pp 252-263
- Nielson H. S., (2000), “*Wage discrimination in Zambia: an extension of the Oaxaca-Blinder decomposition*”, Applied Economics, Vol 7(6), pp 405-408
- Oaxaca R., (1973) “*Male-female wage differentials in urban labor markets*”, International Economic Review, Vol 14, pp 693-709
- Oaxaca R. et Ransom M., (1994), “*On discrimination and the decomposition of wage differentials*”, Journal of Econometrics, Vol 61, pp 5-21
- O’Donnell O. Van Doorslaer E. et Lindelow M., (2008) “*Analyzing health equity using household survey data: a guide to techniques and their implementation*”, World Bank institute learning resources series
- Pelletier D.L. Frongillo E.A., Jr, Schroeder D.G. et Habicht J.P., (1995), “*The effects of malnutrition on child mortality in developing countries*”, WHO bulletin, OMS, Vol 73(4), pp 443-448
- Pradhan M. Sahn D.E. et Younger S.D., (2003). “*Decomposing world health inequality*”, Journal of Health Economics, Vol 22(2), pp 271–293
- Revel A., (1997), Sommet Mondial de l’Alimentation, Rome, 11-18 novembre, économie rural, 1997, Vol 238 (1), pp 44-46
- Rice A.L. Sacco L. Hyder A. et Black R.E., (2000), “*Malnutrition as an underlying cause of childhood deaths associated with infectious diseases in developing countries*”, Bulletin of the World Health Organization, Vol 78, pp 1207-1221
- Rondeau A., (1975), “*La Conférence Mondiale de l’Alimentation ou le triomphe de la rhétorique*”, Rome, 5-16 novembre, Tiers-Monde, Nutrition Humaine et Développement Economique et Social, Tome 16 n°63, pp 671-684
- Strauss J. Thomas D. et Lavy V., (1996), “*Public policy and anthropometric outcomes in Côte d’Ivoire*”, Journal of Public Economics, Vol 61, pp 155-92
- Tharakan et Suchindran., (1999), “*Determinants of child malnutrition: An intervention model for Botswana*”, Nutrition Research, Vol 19(6), pp 843-860
- Ukwuani F.A. et Suchindran C.M., (2003), “*Implications of women’s work for child nutritional status in sub-Saharan Africa: a case study of Nigeria*”, Social Science & Medicine, Vol 56(10), pp 2109-2121
- Van Den Broeck J., Eeckels R., Vuylsteke J., (1993), “*Influence of nutritional status on child mortality in rural Zaire*”, lancet, 1993 Vol 341, pp 149&-1495
- Wagstaff A. Doorslaer E.V. et Watanabe N., (2003), “*On decomposing the causes of health sector inequalities with an application to malnutrition inequalities in Vietnam*”, Journal of Econometrics, Vol 112(1), pp 207-223
- Yun M. S., (2005a), “*A simple solution to the identification problem in detailed wage decompositions*” Economic inquiry, Vol 43 (3), pp 766-772
- Yun M.S., (2005), “*Hypothesis test when decomposing differences in the first moment*”, Journal of Economic and Social Measurement, Vol 30, pp 295-304
- Direction Nationale de la Statistique Guinée (DNS) et ORC Macro, 2006, Enquête Démographique et de Santé, Guinée 2005. Calverton, Maryland, U.S.A. : DNS et ORC Macro
- FAO/OMS, *Conférence Internationale sur la Nutrition : Les grands enjeux des stratégies nutritionnelles*, 1992
- FAO, 1996, “*Declaration on World Food Security and World Food*”, Summit Plan of Action, Rome
- FAO, “*L’état de l’insécurité alimentaire dans le monde 2005*”, Rome, FAO, 2005, 40p.
- FAO, “*L’état de l’insécurité alimentaire dans le monde 2004*”. Rome, FAO, 2004, 43p.

## Annexe

Tableau 2 : *Statistiques descriptives*

	HAZ				WAZ			
	1999		2005		1999		2005	
	<i>Moyenne</i>	<i>std dev.</i>	<i>Moyenne</i>	<i>std dev.</i>	<i>Moyenne</i>	<i>std dev.</i>	<i>Moyenne</i>	<i>std dev.</i>
<b>Variables continues</b>								
haz/waz	-1,086	1,728	-1,304	1,731	-1,057	1,474	-1,128	1,491
sévère (haz/waz <-2)	0,29	0,454	0,345	0,475	0,256	0,436	0,263	0,44
modéré (-2< haz/waz <-1)	0,251	0,434	0,232	0,422	0,289	0,453	0,308	0,461
normal (haz/waz >-1)	0,459	0,498	0,423	0,494	0,455	0,5	0,429	0,495
âge de l'enfant (en mois)	27,02	17,02	27,47	17,77	27,07	17,04	27,28	17,82
âge de l'enfant au carré (en mois)	1020	977	1070	1063	1023	977	1061	1062
nombre d'enfants nés avant l'enfant considéré	3	2,403	3,074	2,447	3	2,4	3,077	2,442
intervalle de naissance entre l'enfant et le précédent	32,29	22,73	34,87	23,54	32,37	22,65	35,001	23,67
taille de la mère	158,73	6,471	158,8	6,211	158,7	6,494	158,89	6,221
indice de richesse	-0,093	0,94	-0,097	0,955	-0,097	0,936	-0,092	0,961
la taille du ménage	9,33	4,95	8,715	4,436	9,367	4,963	8,683	4,413
nombre d'enfants de moins de 5 ans	2,449	1,341	2,356	1,276	2,458	1,348	2,352	1,269
nombre de femmes de plus de 15 ans	2,025	1,311	1,914	1,102	2,028	1,309	1,908	1,098
<b>Variables qualitatives (parts en %)</b>								
Sexe : fille	47,40		49,10		47,30		49,10	
Sexe : garçon	52,60		50,90		52,70		50,90	
enfant jumeau	3,40		4,90		3,20		4,90	
l'enfant a eu la diarrhée	21,90		16,40		21,10		16,20	
l'enfant a eu la toux	29,10		25,90		28,80		25,70	
l'enfant a eu la fièvre	45,30		35,60		44,80		35,40	
la mère est mariée	92,30		92,70		92,40		92,80	
la mère sait lire	6,10		4,90		6,00		4,90	
la mère ne sait pas lire	92,10		93,70		92,10		93,50	
la mère ne travaille pas	17,60		11,60		16,10		11,70	
Conakry	13,40		9,40		13,30		9,40	
haute guinée	18,90		25,80		19,10		25,80	
guinée forestière	25,80		23,60		25,60		23,50	
basse guinée	21,40		25,60		21,30		25,50	
guinée centrale	20,40		15,50		20,70		15,80	
zone de résidence : rurale	73,80		77,50		74,00		77,50	
zone de résidence : urbaine	26,20		22,50		26,00		22,50	
le partenaire de la mère n'est pas éduqué	73,90		75,20		73,80		75,40	
Religion : musulman	85,50		86,20		85,20		86,30	
Religion : chrétien	7,90		8,80		7,90		8,80	
Ethnie : soussou	19,20		18,80		18,90		18,60	

	HAZ		WAZ	
	1999	2005	1999	2005
<b>Ethnie : peulh</b>	34,20	34,30	34,00	34,30
<b>Ethnie : malinké</b>	31,20	31,20	30,70	31,00
<b>Ethnie : kissi</b>	4,50	4,80	4,50	4,80
<b>Ethnie : toma</b>	2,30	4,10	2,30	4,00
<b>Ethnie : guerzé</b>	8,40	6,20	8,30	6,40

*Sources : calculs faits par les auteurs à partir des données du DHSG-II et III*

Tableau 2 : *Décomposition désagrégée de l'écart des indicateurs de santé entre 1999 et 2005*

HAZ		WAZ			
<i>Effet agrégé</i>					
<i>Moyenne 1999</i>	-1.086384 (0.000)		-1.057018 (0.000)		
<i>Moyenne 2005</i>	-1.30445 (0.000)		-1.127947 (0.000)		
<i>écart</i>	-.2180659 (0.000)		-.070929 (0.050)		
<i>Effet des caract.</i>	.0552121*** (0.004)		.0451425*** (0.004)		
<i>Effet des coef</i>	-.273278*** (0.000)		-.1160715*** (0.001)		
<i>variables</i>	<i>Effet des caract.</i>	<i>Effet des coefficients</i>	<i>variables</i>	<i>Effets des caract.</i>	<i>Effets des coefficients</i>
<b>Caractéristiques liées à l'enfant</b>					
<i>Age en mois</i>	-.040772 (0.303)	-.653327*** (0.007)	<i>Age en mois</i>	-.0215852 (0.620)	-.1921149 (0.348)
<i>Age en mois au carré</i>	.0639405* (0.051)	.2362011 (0.137)	<i>Age au carré</i>	.0642125 (0.124)	-.1033869 (0.441)
<i>Intervalle de naissance</i>	.0052756 (0.112)	.0071493 (0.913)			
			<i>Nbre d'enfants nés avant</i>	.0022305 (.0.237)	-.0627368 (0.160)
<i>Sexe=garçon</i>	.0008934 (0.240)	-.0268026 (0.173)	<i>Sexe=garçon</i>	.0001723 (0.650)	-.0506593*** (0.003)
<i>Sexe=filles</i>	.0008934 (.0.240)	.0258916 (0.173)	<i>Sexe=filles</i>	.0001723 (0.650)	.0487843*** (0.003)
<i>Enfant pas jumeau</i>	-.0040565** (0.017)	.2228883** (0.017)	<i>Enfant pas jumeau</i>	-.0045819*** (0.006)	.1222424 (0.127)
<i>Enfant jumeau</i>	-.0040565** (0.017)	-.0113988** (0.020)	<i>Enfant jumeau</i>	-.0045819*** (0.006)	-.0062978 (0.130)
<i>Mois d'allaitement inférieur à 24 mois</i>	.0060326*** (0.002)	-.053226 (0.243)	<i>Mois d'allaitement inférieur à 24 mois</i>	.0048063*** (0.003)	-.0747561* (0.058)
<i>Mois d'allaitement supérieur à 24 mois</i>	.0060326*** (0.002)	.0104166 (0.243)	<i>Mois d'allaitement supérieur à 24 mois</i>	.0048063*** (0.003)	.0143137* (0.059)
<i>Enfant n'a pas eu de diarrhée</i>	.0047849** (0.013)	.0310393 (0.485)			
<i>L'enfant à eu la diarrhée</i>	.0047849** (0.013)	-.0060509 (0.485)			
<i>L'enfant n'a pas eu la toux</i>	.0014745 (0.189)	-.0902009** (0.020)			
<i>L'enfant a eu la toux</i>	.0014745 (0.189)	.0313619** (0.021)			
<i>L'enfant n'a pas eu la fièvre</i>	.0062365** (0.023)	-.0045588 (0.884)			
<i>L'enfant a eu la fièvre</i>	.0062365** (0.023)	.0025114 (0.884)			
<b>Caractéristiques de la mère</b>					
<i>La mère travaille</i>	-.0025244 (0.123)	.1553349*** (0.004)	<i>La mère travaille</i>	-.0006669 (0.612)	.1207647*** (0.008)
<i>La mère ne travaille pas</i>	-.0025244 (0.123)	-.020356*** (0.004)	<i>La mère ne travaille pas</i>	-.0006669 (0.612)	-.0159869*** (0.009)
<i>La mère sait un peu lire</i>	.0012951 (0.243)	.0040161 (0.206)	<i>La mère sait un peu lire</i>	.000722 (0.326)	.0038587 (0.174)
<i>La mère sait lire</i>	-.0032504* (0.085)	-.0150257* (0.051)	<i>La mère sait lire</i>	-.0021782 (0.117)	-.0106283 (0.105)

	HAZ			WAZ	
<i>La mère ne sais pas lire</i>	.0005933 (0.626)	.0324116 (0.785)	<i>La mère ne sais pas lire</i>	.0000352 (0.970)	-.0295927 (0.769)
<i>Age de la mère à la nais. Sup à 18 ans</i>	.0019307* (0.086)	.0107732 (0.863)			
<i>Age de la mère à la nais. &lt;= à 18ans</i>	.0019307* (0.086)	-.0012072 (0.863)			
			<i>La mère n'est pas mariée</i>	.0003401 (0.571)	-.0023374 (0.634)
			<i>La mère est mariée</i>	.0003401 (0.571)	.0301542 (0.634)
<b>Caractéristiques du ménage</b>					
<i>Taille du ménage</i>	-.0020468 (0.717)	-.3000705** (0.023)	<i>Taille du ménage</i>	.0008408 (0.874)	-.2974428 *** (0.009)
<i>Nombre d'enfants de moins de 5ans</i>	-.0070271** (0.035)	-.2388625** (0.011)	<i>Nombre d'enfants de moins de 5ans</i>	-.005041* (0.059)	-.1275932 (0.110)
<i>Nbre de femmes âgées de plus de 15ans</i>	.0037419 (0.280)	.2628428*** (0.008)	<i>Nbre de femmes âgées de plus de 15ans</i>	.0031204 (0.316)	.3201218*** (0.000)
<i>Indice de richesse</i>	-.0004913 (0.902)	-.00192 (0.791)	<i>Indice de richesse</i>	.0005424 (0.859)	-.0053252 (0.378)
<i>Guinée centrale</i>	-.0031864 (0.243)	.0236523* (0.100)	<i>Guinée centrale</i>	-.002333 (0.303)	.0266845 * (0.033)
<i>Conakry</i>	.0044276 (0.209)	.0113114 (0.409)	<i>Conakry</i>	.0116038*** (0.001)	.0266187 ** (0.026)
<i>Haute guinée</i>	.0055032 (0.158)	-.0654122 (0.002)	<i>Haute guinée</i>	.0005449 (0.861)	-.0551512 (0.002)
<i>Guinée forestière</i>	-.0021065 (0.152)	.0482642 ** (0.012)	<i>Guinée forestière</i>	-.0034626 * (0.076)	-.0769461 *** (0.000)
<i>Basse guinée</i>	.0025412 (0.261)	.0474241** (0.017)	<i>Basse guinée</i>	.0028966 (0.129)	.0225883 (0.182)
<i>Zone urbaine</i>	-.0041839** (0.038)	.0023636 (0.883)	<i>Zone urbaine</i>	-.0039297** (0.025)	-.0153527 (0.267)
<i>Zone rurale</i>	-.0041839** (0.038)	-.0081293 (0.883)	<i>Zone rurale</i>	-.0039297** (0.025)	.0528269 (0.266)
<i>Sexe du chef du ménage : homme</i>	.000341 (0.559)	.0097611 (0.875)	<i>Sexe du chef du ménage : homme</i>	.0004221 (0.445)	.0229872 (0.672)
<i>Sexe du chef du ménage : femme</i>	.000341 (0.559)	-.0010189 (0.875)	<i>Sexe du chef du ménage : femme</i>	.0004221 (0.445)	-.0024067 (0.672)
<i>Le partenaire de la mère est éduqué</i>	.0003518 (0.483)	.0379453*** (0.002)	<i>Le partenaire de la mère est éduqué</i>	-.0000656 (0.871)	.0275753 *** (0.009)
<i>Le partenaire n'est pas éduqué</i>	.0003518 (0.483)	-.1150181 *** (0.002)	<i>Le partenaire n'est pas éduqué</i>	-.0000656 (0.871)	-.0843475*** (0.009)
<i>Constante</i>		.2222755 (0.330)	<i>Constante</i>		.2574704 (0.180)

\*\*\* = significative à 1%, \*\* = significative à 5%, \* = significative à 10%

Sources : calculs faits par les auteurs à partir des données du DHSG-II et II