



CENTRE DE DÉVELOPPEMENT DE L'OCDE

Document de travail No. 167

(Ex-Document Technique No. 167)

LES FACTEURS EXPLICATIFS DE LA MALNUTRITION EN AFRIQUE SUBSAHARIENNE

par

Christian Morrisson et Charles Linskens

Realisé dans le cadre du programme de recherche:
Les nouvelles approches de lutte contre la pauvreté dans le développement



TABLE DES MATIÈRES

REMERCIEMENTS	5
PRÉFACE	6
ABSTRACT	7
RÉSUMÉ	7
INTRODUCTION	9
I. LES TRAVAUX SUR LA MALNUTRITION	11
II. LES FACTEURS DE MALNUTRITION EN AFRIQUE SUBSAHARIENNE	14
III. LES EFFETS DE L'ENVIRONNEMENT SUR LA MALNUTRITION	23
IV. COMMENT L'ÉTAT PEUT LUTTER CONTRE LA MALNUTRITION	25
CONCLUSION	27
ANNEXE 1. TABLEAU 3	28
ANNEXE 2. LA CORRECTION DU BIAIS DE SÉLECTION	29
ANNEXE 3. NOTE SUR L'ÉDUCATION DES PARENTS	30
TABLEAUX 4 à 8	31
NOTES	39
BIBLIOGRAPHIE	41
AUTRES TITRES DANS LA SÉRIE/OTHER TITLES IN THE SERIES	42

REMERCIEMENTS

Le Centre de Développement exprime ses remerciements au gouvernement de la Suisse pour le soutien financier qu'il a apporté au projet « Développement des ressources humaines et lutte contre la pauvreté ». Les auteurs remercient Antoine Bommier et Denis Cogneau pour leurs nombreux commentaires et suggestions.

PRÉFACE

Cette étude, qui complète le document technique n° 158 sur la pauvreté en Afrique subsaharienne, s'inscrit comme celui-ci dans le projet « Développement des ressources humaines et lutte contre la pauvreté » engagé par le Centre de Développement dans le cadre du programme « Nouvelles approches de lutte contre la pauvreté dans le développement ».

Les auteurs ont utilisé les statistiques anthropométriques de 20 pays africains fournies par des échantillons représentant l'ensemble des enfants de moins de cinq ans et ils ont mis en évidence les facteurs de malnutrition en tirant parti d'une manière systématique de toutes les informations disponibles sur les enfants, leurs parents et l'environnement.

D'après cette étude, des dépenses bien ciblées d'éducation et de santé peuvent réduire nettement la malnutrition des enfants. Ainsi, le gouvernement doit accorder la priorité à la scolarisation des filles dans l'enseignement primaire alors que dans beaucoup de pays africains les taux pour les filles sont très inférieurs à ceux pour les garçons. Pour améliorer dès maintenant la situation, il faut alphabétiser les jeunes mères de famille qui sont illettrées et les informer grâce à la radio et à la télévision. D'autre part, les dépenses de santé prioritaires sont l'assistance médicale pendant la grossesse, la diffusion de moyens de contraception et la vaccination des enfants.

Comme cette étude mesure l'impact de chaque dépense sur la santé de l'enfant, elle permet de comparer les coûts et les bénéfices des diverses interventions, ce qui donne aux gouvernements un instrument pour allouer les ressources d'une manière efficace.

Par ailleurs, cette étude montre que l'environnement a des effets significatifs sur la santé de l'enfant. Les infrastructures (accès à l'électricité, à l'eau potable) ainsi que la qualité de l'habitat (existence d'un sol en ciment par exemple) font partie de cet environnement. Les équipements dépendent à la fois du revenu des familles et des investissements financés par les collectivités locales et l'État. On pourrait ainsi privilégier les zones rurales ou les quartiers urbains sous-équipés.

Alors que nous savons que la malnutrition des enfants entraîne parfois des handicaps physiques et intellectuels pour toute la vie, il est clair que si l'État ciblait les dépenses d'éducation, de santé ainsi que certains investissements, la malnutrition des enfants pourrait diminuer.

Les responsables politiques comme les organisations internationales ou les pays donateurs préoccupés par la pauvreté en Afrique pourraient donc tirer parti de cet ensemble de résultats pour améliorer les politiques de lutte contre la pauvreté dans ces pays. L'utilité de ces études s'est bien manifestée lors d'un séminaire sur l'Éducation en Afrique organisé avec l'UNESCO le 4 octobre 2000. Ministres africains et diplomates ont partagé l'intérêt du Directeur général de l'UNESCO et des participants face aux nouvelles approches de lutte contre la pauvreté contenues dans ces études du Centre de Développement de l'OCDE.

Jorge Braga de Macedo
Président
Centre de Développement de l'OCDE
octobre 2000

ABSTRACT

This Technical Paper uses all available data collected on the malnutrition of children in 20 countries for Demographic and Health Surveys. The paper thus presents an exhaustive analysis of the factors of malnutrition in Africa, following a standard approach where the health indicator of the child, in this case height, depends on exogenous variables, i.e. characteristics of the child, the parents, the environment and parents' property income.

The econometric tests confirm the effects of certain variables used in preceding studies. Above all, these tests present new results by introducing variables which had not previously been taken into account, such as the presence of a twin, breastfeeding, family situation and access of the mother to news and information sources. We find that access to the media always has a positive effect on child health, whereas polygamy has the opposite effect. The effects of infrastructure had scarcely been considered previously whereas, in this wide-ranging sample, the importance of access to electricity or of a lodging having a hard-surfaced floor is demonstrated. The surveys do not indicate property income, but durable goods owned by the parents. In poor countries, assets in durable goods are considered to be part of total assets and therefore represent property income. Our finding is that assets in durable goods have a positive effect on child health.

The fact that numerous variables have an important effect in most of the countries is a very useful background for the development of policies to combat malnutrition. As soon as a positive effect of any factor on child health has been established in a significant number of countries, policies affecting this factor have an increased chance of success.

RÉSUMÉ

Ce document technique a utilisé toutes les données disponibles sur la malnutrition des enfants dans les *Demographic and Health Surveys* de 20 pays. Il présente donc l'analyse la plus complète des facteurs de malnutrition en Afrique. Cette analyse suit l'approche standard qui fait dépendre l'indicateur de santé de l'enfant, en l'occurrence la taille, uniquement de variables exogènes, à savoir des caractéristiques de l'enfant, des parents, de l'environnement et du revenu de la propriété des parents.

Les tests économétriques confirment l'incidence de certaines variables utilisées dans les études précédentes. Surtout, ils nous apportent des résultats nouveaux en introduisant des variables qui n'avaient pas été prises en compte auparavant, comme la présence d'un jumeau, l'allaitement, l'accès de la mère aux médias et sa situation familiale. Ainsi, on a montré que l'accès aux médias a un effet toujours positif sur la santé de l'enfant tandis que la polygamie a l'effet opposé. L'incidence des infrastructures avait été rarement estimée tandis que sur ce large échantillon, on a mis en évidence l'importance de l'accès à l'électricité ou d'un logement ayant un sol en ciment. Les enquêtes n'indiquent pas le revenu de la propriété, mais les biens durables possédés par les parents. Dans les pays

pauvres, on peut supposer que le patrimoine en biens durables reflète le patrimoine total et par suite le revenu de la propriété. De fait, le patrimoine en biens durables a un effet positif sur la santé de l'enfant.

Le fait que de nombreuses variables aient un effet significatif dans la plupart des pays constitue un acquis très utile pour l'élaboration des politiques de lutte contre la malnutrition. Dès lors que l'effet positif d'un facteur sur la santé de l'enfant a été constaté dans un nombre aussi grand de pays, une mesure inspirée par ce résultat a des chances sérieuses de succès.

INTRODUCTION

Depuis une quinzaine d'années, de nombreux économistes ont utilisé les données anthropométriques (taille, poids des enfants, des mères) pour estimer les pourcentages d'enfants, ou d'adultes, souffrant de malnutrition et pour mettre en évidence les facteurs expliquant ces données et les taux de mortalité des enfants.

L'intérêt des données anthropométriques pour estimer la malnutrition fait l'objet d'un consensus. Ces statistiques sont simples (il est beaucoup plus facile de mesurer un poids que d'estimer la consommation et les besoins en calories), précises (la marge d'erreur pour le poids ou la taille est très faible), et elles ont l'avantage de concerner les individus tandis que les dépenses alimentaires des ménages indiquent une consommation moyenne par membre du ménage qui est un chiffre abstrait. Ce chiffre ne nous renseigne pas sur la consommation réelle de chaque individu, parce que nous ignorons la répartition des aliments entre les membres du ménage. Cette information directe sur les individus confère aux données anthropométriques un avantage décisif sur les statistiques de consommation moyenne par ménage (et encore plus sur les statistiques nationales¹) parce qu'elles permettent de cibler efficacement une politique de lutte contre la malnutrition.

Mais il ne suffit pas de recenser avec précision les individus souffrant de malnutrition pour élaborer cette politique. Il faut également connaître les facteurs explicatifs. A première vue, on pourrait croire que l'explication est simple : l'individu est mal nourri parce que le ménage n'a pas les moyens d'acheter assez de nourriture². C'est la thèse célèbre défendue par A. Sen. La malnutrition ne résulte pas d'une offre insuffisante de produits alimentaires mais d'une demande insuffisante, les ménages pauvres ne pouvant pas acheter des produits qui sont disponibles même dans les pays à faible PIB/habitant.

Mais cette explication semble en partie contredite par les relations entre données anthropométriques et revenu moyen. Dans les rares pays africains où l'on connaît ce revenu, ou la consommation moyenne, le pourcentage d'enfants souffrant de malnutrition diminue beaucoup lorsque l'on passe des 20 pour cent les plus pauvres aux 20 pour cent les plus riches, mais il reste encore significatif parmi ces derniers, ce qui prouve que des facteurs autres que le revenu jouent aussi un rôle. Il est donc très utile de disposer de nombreuses variables concernant l'enfant, ses parents et l'environnement afin de connaître les facteurs qui expliquent la malnutrition. C'est indispensable pour concevoir une politique efficace de lutte contre la malnutrition. En effet, un gouvernement a le choix entre diverses mesures qui ont des coûts différents (par exemple une campagne d'information des mères par la radio et la télévision ou la vaccination des jeunes enfants, ou une assistance médicale pendant la grossesse). Si l'on peut estimer l'impact de chaque mesure sur la santé de l'enfant (d'après sa taille ou son poids), une allocation optimale des dépenses devient possible en fonction de l'impact et du coût de chaque mesure.

Nous avons précisément estimé les effets de ces mesures à partir des enquêtes sur la démographie et la santé (DHS : *Demographic and Health Survey*) disponibles dans 20 pays d'Afrique subsaharienne. Ces enquêtes présentent beaucoup d'avantages : échantillons représentatifs, nombreuses données sur l'enfant, ses parents et l'environnement, même méthodologie et même liste de données recensées (à l'exception de trois ou quatre données non disponibles dans quelques pays). De plus, il y a un

consensus entre les chercheurs qui utilisent ces enquêtes sur la fiabilité d'une donnée comme la taille de l'enfant qui a été choisie comme référence pour cette étude. Il existait déjà plusieurs publications d'analyses approfondies sur un ou deux pays africains, mais aucune sur un ensemble aussi large de pays. A partir de ces 20 pays, nous avons pu mettre en évidence les effets constants (même si l'ampleur de l'effet varie) de nombreuses variables et nos conclusions sur les mesures à prendre pour diminuer les taux de malnutrition sont fondées sur ces résultats.

La section I présente les études publiées sur les facteurs de malnutrition et les sections II et III notre recherche sur les facteurs de malnutrition dans les 20 pays africains où l'on dispose de données DHS.

I. LES TRAVAUX SUR LA MALNUTRITION

Notre article appartient à un ensemble d'études réalisées par les auteurs qui se sont penchés sur le même problème, à savoir l'estimation d'une fonction de santé (une telle fonction explique la taille ou le poids d'un enfant par diverses variables comme, par exemple, l'accès à l'eau potable ou l'accès aux soins médicaux). Il nous paraît utile de situer notre article par rapport aux travaux antérieurs, (cf. le tableau 3 de l'Annexe 1 pour une vue synthétique des principales caractéristiques de ces travaux).

L'article le plus ancien est celui de Horton (1986) qui traite, entre autres, de la malnutrition aux Philippines. L'auteur exploite deux types de données : les ménages et les enfants individuellement. Dans un premier temps, les individus considérés sont les ménages philippins. Pour chaque ménage, Horton estime, par la méthode des moindres carrés ordinaires, une fonction quantitative (le nombre d'enfants nés dans chaque ménage) et une fonction qualitative (la moyenne des z-scores³ de chaque enfant du ménage). Le but de cet article est de montrer le lien entre l'état nutritionnel des enfants d'un ménage et la taille de celui-ci. Dans un deuxième temps, l'auteur considère chaque enfant comme un individu et réalise alors une régression linéaire en prenant comme variable expliquée le z-score taille-pour-âge.

En 1990, Strauss publie un article sur la malnutrition en Côte d'Ivoire rurale. Il estime une fonction de santé en prenant comme variable dépendante le logarithme du rapport entre la taille d'un enfant et la taille médiane, au même âge, dans l'échantillon de référence. Il estime cette fonction à l'aide d'une régression linéaire classique (moindres carrés ordinaires). Strauss introduit, comme Horton, des variables de capital humain (comme l'éducation des parents) et des variables synthétisant le capital économique de la famille, ainsi que des variables relatives à la communauté dans laquelle vit l'enfant (surface moyenne des terres possédées, distance pour accéder à un personnel médical...). Toujours en 1990, Thomas, Strauss et Henriques réalisent une étude sur la malnutrition et sur la mortalité dans plusieurs régions, rurales ou urbaines, du Brésil. La méthode utilisée est la même que celle de l'article précédent de Strauss. Enfin, Thomas et Strauss (1992) suivent cette méthode pour analyser les effets des infrastructures (accès à l'électricité, à l'eau potable...) et des prix des produits alimentaires sur la malnutrition au Brésil.

En 1994, Sahn étudie le phénomène de la malnutrition en Côte d'Ivoire. Il utilise le z-score taille-pour-âge comme variable dépendante de régressions linéaires. Cet auteur introduit des variables de dépenses par individu composant le ménage comme variables explicatives (variables absentes des enquêtes DHS) en distinguant les zones rurales des zones urbaines.

En 1994 encore, Thomas publie un article comparatif sur trois pays (États-Unis, Brésil et Ghana) dans lequel il étudie l'incidence des caractéristiques des deux parents sur l'état nutritionnel des enfants du même sexe. Le titre de cet article est assez révélateur de son projet : « Tel père, tel fils ; telle mère, telle fille ».

L'article de Shariff et Ahn (1995) est peut-être l'article dont nous sommes le plus proche en ce qui concerne la méthode employée. En effet, ces auteurs montrent comment les estimations peuvent être biaisées si l'on ne prend pas en compte un biais de sélection dû au fait que seuls les enfants en vie au moment de l'enquête peuvent être mesurés ou

pesés. La méthode de correction de ce biais est celle que nous avons nous-mêmes reprise, c'est-à-dire la mise en œuvre d'un modèle PROBIT pour estimer la probabilité de survivre. Cette correction permet une estimation non biaisée par les moindres carrés ordinaires d'une fonction de santé dont la variable endogène est aussi, comme Thomas et Strauss, le logarithme du rapport entre la taille d'un enfant et la taille médiane, au même âge, dans l'échantillon de référence. Leur étude ne porte aussi que sur un pays (l'Ouganda).

En 1996, Thomas *et al.* étudient l'impact de l'état nutritionnel des parents sur celui des enfants, en Côte d'Ivoire, ainsi que l'influence du prix de certains biens et celle des services de santé. La méthode employée est la même que celle des articles de Strauss (1990) et de Thomas, Strauss et Henriques (1990).

En 1997, Glewwe réalise une étude sur les effets de l'éducation des mères sur la santé des enfants au Maroc. A ce titre, il utilise les résultats d'un test soumis aux mères des enfants afin d'évaluer leur niveau d'éducation (lecture, calcul, connaissances générales...).

Handa (1999) estime une fonction d'état nutritionnel à l'aide d'une régression linéaire, la variable dépendante est le z-score taille-pour-âge. Néanmoins, cet auteur ne fait pas de distinction entre zone urbaine et zone rurale. L'étude porte sur un seul pays (la Jamaïque).

Toujours en 1999, Pal publie un article sur la malnutrition en Inde. Cet article est intéressant dans la mesure où son auteur propose une méthode inédite par rapport aux études déjà citées. La taille de chaque enfant est comparée, en fonction de son âge, à une borne qui détermine la gravité de la malnutrition. Les bornes sont connues sous le nom d' « Harvard Standards ». La variable dépendante étant ainsi une variable qualitative qui à chaque enfant affecte un degré de malnutrition, Pal met en œuvre un modèle PROBIT multinomial qui détermine la probabilité d'appartenir à tel ou tel état de malnutrition.

Enfin, un document de travail de 1999 présente les travaux de Stifel, Sahn et Younger sur neuf pays africains. Cette étude se rapproche de la nôtre dans la mesure où elle met en œuvre une régression linéaire (variables dépendantes : z-scores taille-pour-âge et poids-pour-âge), qui peut s'appliquer à plusieurs pays. En effet, les régressions sont réalisées sur neuf pays différents, avec pour chacun des données en deux années.

Il y a eu rapidement un consensus entre ces auteurs sur une approche standard pour analyser l'incidence des diverses variables sur la taille et le poids des enfants ; c'est cette approche que nous avons reprise et que nous résumons brièvement.

Cette approche résout un problème de simultanéité des choix. En effet, les parents de l'enfant visent en même temps plusieurs objectifs comme améliorer la santé de l'enfant, maximiser la consommation familiale. L'approche standard part donc de deux fonctions, la première est une fonction de production de santé (en l'occurrence la taille ou le poids de l'enfant). Cette taille dépend de :

- la consommation alimentaire, des soins apportés à l'enfant... ;
- des caractéristiques :
 - de l'enfant (âge, sexe),
 - des parents (éducation, santé...),
 - de la communauté (centre de soins par exemple).

La seconde fonction est la fonction d'utilité des parents U qui dépend de la consommation de biens, du temps de loisir, de la santé de chaque membre, des caractéristiques des membres (comme l'éducation).

Les parents maximisent U sous la contrainte budgétaire : les dépenses de consommation sont égales aux revenus du travail et au revenu de la propriété.

On déduit de ces équations une fonction de production de santé sous forme réduite qui dépend uniquement de variables exogènes :

- les caractéristiques de l'enfant, des parents, de la communauté ;
- le revenu de la propriété⁴ ;
- une variable qu'on suppose par hypothèse indépendante des précédentes, à savoir les caractères spécifiques et non observables de l'individu ou des membres de la famille, qui peuvent influencer la santé.

Si toutes les études publiées ont déjà mis en évidence plusieurs effets constants d'un pays à l'autre, notre analyse sur 20 pays africains ne présente pas seulement l'intérêt de confirmer ces résultats à partir d'un échantillon beaucoup plus large de pays, elle innove aussi en introduisant des variables rarement ou jamais prises en compte comme les médias, l'allaitement, l'espacement des naissances, les structures familiales (familles monogames, polygames, monoparentales) ou l'assistance médicale pendant la grossesse et l'accouchement. En testant ces variables dans 20 pays, de même que les variables retenues habituellement, (comme l'âge et le sexe de l'enfant, l'éducation et la santé de la mère, les infrastructures), nous avons obtenu le tableau le plus complet à ce jour des effets des caractéristiques de l'enfant, des parents et de l'environnement sur la santé des enfants dans les pays d'Afrique subsaharienne.

II. LES FACTEURS DE MALNUTRITION EN AFRIQUE SUBSAHARIENNE

L'objet de cette section est, à partir du modèle standard⁵, de mettre en évidence les facteurs de malnutrition liés aux enfants et aux parents dans cette région. Jusqu'à ce jour, les études publiées concernent seulement trois pays africains : la Côte d'Ivoire, le Ghana et l'Ouganda. La richesse statistique des enquêtes LSMS (*Living Standard Measurement Survey*) disponibles dans les deux premiers a permis des analyses très détaillées. Par ailleurs, un document de travail de 1999 (Stifel, Sahn et Younger) analyse l'évolution de la pauvreté et notamment de la malnutrition dans neuf pays africains (Ghana, Kenya, Madagascar, Mali, Ouganda, Sénégal, Tanzanie, Zambie et Zimbabwe) à partir de deux enquêtes DHS pour chaque pays. Ce document privilégie l'approche longitudinale : mise en évidence des variations entre les deux dates d'enquête, tandis que notre analyse se situe dans une approche transversale : comparaison entre les données de 20 pays en une année entre 1987 et 1997. Notre échantillon de 20 pays, représentant 60 pour cent de la population de l'Afrique subsaharienne, permet d'établir un bilan pour l'ensemble de cette région. Le nombre de pays est suffisant pour révéler les facteurs constants et la diversité de l'échantillon permet de voir si les mêmes facteurs jouent quel que soit le niveau de revenu. En effet, la dispersion des revenus moyens par habitant est élevée : elle va, en 1996, de 170 dollars au Burundi et en Tanzanie à 610 au Zimbabwe et 2 250 en Namibie. Le tableau 1 indique la liste de ces 20 pays, les dates d'enquête et les effectifs des échantillons.

Nous avons privilégié l'indicateur taille pour âge parce qu'il révèle une évolution à long terme et nous avons régressé la variable z , (soit la taille d'un enfant moins la taille médiane dans la population de référence sur l'écart-type dans la population de référence) sur les caractéristiques de l'enfant, de ses parents (éducation, santé, situation familiale, emploi) et de l'environnement (soins, infrastructure). Les régressions ont été faites en distinguant toujours zone urbaine et zone rurale parce que l'environnement est très différent d'une région à l'autre⁶. On obtient selon les cas des R^2 qui vont de 0.10 à 0.30 (cf. tableau 1) et environ la moitié des variables (une trentaine) s'avèrent non significatives, ce qui n'est pas surprenant car les tests antérieurs ont conduit à des résultats semblables. Nous avons résumé les résultats au tableau 4 qui permet de saisir l'ensemble des effets positifs ou négatifs pour chacune des variables, et le tableau 2 ci-joint a sélectionné les effets les plus fréquents pour l'échantillon total dans chaque pays (les différences de résultats avec les échantillons par zone sont faibles). Ce tableau met en évidence pour la première fois l'importance de l'espacement entre les naissances, du sol de l'habitat et du patrimoine (défini au sens strict par la seule propriété de biens durables).

Il est naturel de régresser notre variable d'état sur l'ensemble des variables explicatives retenues. Mais notre échantillon est caractérisé par un biais de sélection puisque seuls les enfants en vie au moment de l'enquête ont pu être mesurés. Il y a un biais dans la mesure où l'on peut supposer qu'il n'y a pas indépendance totale entre le fait d'être en vie et l'état de santé (la taille des enfants). Si pour un pays développé d'Europe occidentale, le taux de mortalité infantile est très faible, l'indépendance entre état nutritionnel et la mortalité infantile est presque assurée. En revanche, pour les pays de notre échantillon, la mortalité infantile est beaucoup plus élevée. Il est évident que certains des enfants

composant la base ont pu mourir de faim. De ce fait, les enfants vivants de nos échantillons nationaux possèdent des caractéristiques particulières (plus résistants, mieux nourris, plus grands) qui risquent de fausser les estimations. Nous avons donc appliqué la méthode mise au point par Heckman (1979) et utilisée par Shariff et Ahn (1995) pour estimer les régressions afin de corriger ce biais de sélection (cf. l'annexe 2).

Tableau 1

	Année	Effectifs			Score moyen			R ²		
		T	U	R	T	U	R	T	U	R
Bénin	1996	2082	532	1550	-1.1342	-0.9501	-1.2178	0.1967	0.2441	0.1843
Burkina	1992	3675	1301	2374	-1.3998	-0.9548	-1.4818	0.2054	0.2241	0.1974
Burundi	1987	1873	247	1626	-1.8731	-1.1329	-1.8966	0.1339	0.3001	0.1264
Cameroun	1991	2182	1186	996	-1.2737	-1.0409	-1.4311	0.1926	0.1791	0.1937
Côte d'Ivoire	1994	3055	1236	1819	-1.1761	-0.8407	-1.3488	0.2037	0.1709	0.2050
Ghana	1988	1836	517	1319	-1.3237	-1.2036	-1.3708	0.2161	0.2747	0.2123
Kenya	1993	4559	437	4122	-1.4550	-0.9463	-1.5200	0.1157	0.1829	0.1036
Madagascar	1997	2649	553	2096	-1.9881	-1.8743	-2.0156	0.1929	0.2291	0.1945
Malawi	1992	2985	745	2240	-2.0492	-1.5012	-2.1149	0.2112	0.1956	0.2056
Mali	1995	4189	1278	2911	-1.3318	-0.9934	-1.4507	0.2441	0.2193	0.2489
Mozambique	1997	2551	697	1854	-1.5059	-1.1485	-1.6310	0.2811	0.3112	0.2812
Namibie	1992	2311	642	1669	-1.2987	-0.9570	-1.4484	0.1099	0.1773	0.0697
Niger	1992	3747	1628	2119	-1.7126	-1.3120	-1.8060	0.1941	0.2646	0.1771
Nigeria	1990	8182	1952	3230	-1.7789	-1.4622	-1.8734	0.1478	0.1605	0.1430
Ouganda	1995	4212	1163	3049	-1.6485	-1.1035	-1.7170	0.1178	0.1574	0.1040
Rwanda	1992	3964	553	3411	-2.0055	-1.4350	-2.0342	0.1266	0.2923	0.1117
Sénégal	1997	3596	1342	2254	-1.1597	-0.7932	-1.3780	0.1820	0.1299	0.1742
Tanzanie	1992	6689	903	4786	-1.8320	-1.6591	-1.877	0.1726	0.2331	0.1681
Togo	1988	1302	383	919	-1.3556	-1.0593	-1.4790	0.1905	0.1906	0.1871
Zimbabwe	1994	1886	415	1471	-1.0931	-0.9387	-1.1470	0.1978	0.2128	0.2128

Note : Le score moyen correspond à la moyenne des z- scores pour chaque échantillon.

Tableau 2. Les facteurs dominants de malnutrition

	Échantillon national	
	+	-
CARACTERISTIQUES DE L'ENFANT		
Âge de l'enfant en mois		100
Carré de l'âge de l'enfant en mois	100	
l'enfant n'a pas de jumeau	95	
Nombre de mois entre la naissance de l'enfant et celle de l'enfant précédent	95	
Nombre d'enfants nés avant l'enfant considéré		60
CARACTERISTIQUES DES PARENTS		
la mère a un indice de masse corporelle inférieur à 18,5		79
Indicateur de patrimoine	70	
CARACTERISTIQUES D'ENVIRONNEMENT		
le sol du foyer est en matériau fini (ciment, parquet)	60	

Note : Ce tableau indique les pourcentages de pays où l'on observe un effet significatif (positif ou négatif) d'une variable.

A) Les caractéristiques de l'enfant (cf. tableau 5)⁷

Nous considérons d'abord l'âge et le sexe, deux variables qui figurent dans toutes les études. En revanche, les autres études ne prennent pas systématiquement en compte le rang de l'enfant, la présence d'un jumeau, l'allaitement ou l'écart entre les naissances.

Pour étudier l'incidence du sexe, la diversité de l'échantillon (du point de vue revenu, mentalités, religion...) est utile. Contrairement à ce que l'on pourrait imaginer, les filles sont presque toujours privilégiées. Dans deux cas sur trois, on obtient des coefficients négatifs pour un garçon⁸, dans les autres cas, le coefficient est non significatif et il existe seulement deux coefficients positifs pour les garçons (en zone urbaine au Ghana et au Cameroun). Certes, ces résultats confirment les conclusions de Svedberg⁹ et les tests antérieurs (un coefficient négatif pour les garçons au Brésil, en Côte d'Ivoire, aux Philippines, mais positif au Maroc). Toutefois, le cas du Maroc pourrait laisser croire qu'on accorde plus d'attention aux garçons dans les pays musulmans. Or nous avons obtenu des coefficients négatifs dans des pays de confession musulmane : Mali et Niger. L'attention accordée aux filles pourrait s'expliquer par des spécificités des sociétés rurales : les filles y sont beaucoup moins scolarisées qu'en ville et aident leurs mères pour les tâches domestiques dès leur plus jeune âge. Mais on observe des coefficients négatifs pour les garçons aussi souvent en ville qu'à la campagne. La seule hypothèse qu'on puisse avancer serait que ce biais en faveur des filles diminue avec et à cause du développement : il n'apparaît pas dans des pays moins pauvres comme le Cameroun, le Zimbabwe¹⁰.

L'incidence de l'âge peut être prise en compte de plusieurs manières. Soit on utilise des *dummy* qui prennent la valeur 1 pour l'une des tranches d'âge (comme Strauss, 1990 ; Sahn, 1994 ; Stifel *et al.*, 1999), soit on préfère une forme quadratique, solution que nous avons retenue après Horton (1986) et Glewwe (1997). Dans presque tous les pays, nous avons obtenu des coefficients très significatifs, celui de l'âge (en mois) étant négatif et celui de l'âge au carré étant positif. On a calculé d'après ces coefficients, le mois à partir duquel l'âge exerce un effet positif au lieu de négatif : c'est en moyenne à partir de 35 mois (cf. tableau 8 : point d'inflexion). Jusqu'à cet âge, la situation se détériore avec le temps. Ce schéma concorde avec les résultats de Stifel *et al.* (1999) qui considèrent seulement trois tranches d'âge de 3 à 35 mois comme avec ceux de Strauss (1990) pour la Côte d'Ivoire qui met en évidence un handicap croissant qui atteint son maximum vers 40-48 mois. Ainsi, quelle que soit la forme choisie, on retrouve le même phénomène, les épisodes temporaires de malnutrition s'accumulent pendant les trois ou quatre premières années de telle sorte que le retard de taille par rapport aux enfants du pays de référence, les États-Unis, croît d'année en année. Ensuite la tendance s'inverse avec le changement de régime alimentaire permis par l'âge.

L'intervalle entre les naissances est une information aussi intéressante que celle sur l'allaitement et ces deux données représentent un apport des enquêtes DHS. Le tableau 5 montre que dans tous les pays, un intervalle entre la naissance de l'enfant étudié et celle de l'enfant précédent, a un effet positif et significatif sur sa taille. Ce résultat n'est pas surprenant : les mères qui doivent élever en même temps deux enfants leur accordent moins de soins¹¹ et la répétition des naissances rapprochées affaiblit la mère de telle sorte que l'enfant risque d'avoir un retard de taille et de poids dès la naissance. Lorsque le coefficient de cette variable n'est significatif que dans une zone, c'est presque toujours en zone rurale. Cela s'explique par un handicap initial : les mères y souffrent plus de la malnutrition en raison d'une plus grande pauvreté qu'en ville, de telle sorte qu'elles ne peuvent pas faire face à des grossesses répétées.

Seules les enquêtes DHS nous informent sur la présence ou non d'un jumeau. Les résultats sont clairs : dans tous les pays, l'absence de jumeau améliore significativement la taille. Le coefficient atteint 1 à 1.8, ce qui correspond pour la valeur maximum à un gain très important, soit plus 6.3 centimètres pour un enfant de 3 ans. Cet effet biologique important s'explique facilement : chaque jumeau souffre souvent à la naissance d'un handicap qu'il faudrait compenser par une alimentation et des soins adaptés.

Les enquêtes DHS nous donnent une information complète sur la fratrie de telle sorte que nous pouvons voir si l'insertion de l'enfant dans sa fratrie a une incidence sur son développement. Le coefficient de la variable « nombre d'enfants nés avant » est négatif dans 13 pays. La seule exception apparaît en zone rurale au Burundi avec un coefficient positif. Le fait que beaucoup de mères qui ont déjà une famille nombreuse souhaitent avoir accès aux moyens de contraception reflète ces difficultés croissantes pour élever les enfants à mesure que leur nombre augmente.

Les résultats obtenus avec la variable « nombre d'enfants vivant dans le même foyer », quel que soit leur âge, paraissent, à première vue, contradictoires avec les précédents. En effet, le coefficient de cette variable est significativement positif dans 14 pays, et négatif à Madagascar et au Togo¹². Ce résultat peut s'expliquer par plusieurs facteurs, les frères ou sœurs âgés de 6 à 14 ans peuvent s'occuper du plus jeune alors qu'ils ne travaillent pas encore à plein temps (c'est la raison donnée par Sahn (1994) qui prend en compte uniquement ce groupe d'âge), d'autre part les plus âgés (plus de 14 ans) qui sont inclus dans notre variable procurent des ressources aux parents s'ils travaillent. Il reste que l'effet du nombre d'enfants est ambigu : Stifel *et al.* (1999) obtiennent avec la variable « nombre de filles/garçons âgés de 5 à 15 ans » des résultats médiocres : les coefficients pour les deux sexes sont non significatifs au Mali et à Madagascar, positif pour les garçons et négatif pour les filles au Ghana tandis que c'est l'inverse en Tanzanie. Si l'on compare ces résultats à ceux du tableau 5, il semble que la prise en compte des enfants âgés de plus de 15 ans modifie les résultats dans le sens de coefficients positifs. C'est le travail de ces jeunes qui permet aux parents de disposer de plus de ressources et de mieux élever leurs jeunes enfants. Ainsi la relation entre nombre d'enfants et nutrition évolue avec le temps : la situation se dégrade lorsque le nombre d'enfants augmente sans que les plus âgés puissent encore travailler. Mais dans un second temps, la situation peut s'améliorer et la malnutrition des plus jeunes diminuer lorsque les enfants les plus âgés ont dépassé 14 ans et aident leurs parents.

En dépit de ces remarques, les résultats obtenus sur les variables « nombre d'enfants nés avant l'enfant considéré » et « nombre d'enfants naturels vivant dans le foyer » pourraient sembler illogiques. En effet, plus le nombre d'aînés est grand et plus ceux-ci sont susceptibles de travailler et d'apporter des ressources. Inversement, plus le nombre d'enfants au foyer est élevé, plus la situation peut être difficile pour chacun d'eux pris individuellement (les ressources sont à partager). A priori, la première variable devrait avoir un effet positif sur la santé de l'enfant, alors que la deuxième devrait avoir une influence négative.

Or, les résultats obtenus montrent le contraire. Pour les comprendre, il est nécessaire de regarder la construction et la signification précise de chacune de ces variables. La variable « nombre d'enfants nés avant l'enfant considéré » prend en compte tous les enfants précédents auxquels la mère a donné naissance. Par conséquent, les enfants mort-nés ou décédés sont comptés. Il s'agit donc plus d'une variable biologique qu'économique : si la mère a connu beaucoup de grossesses avant l'enfant considéré, celui-ci risque d'en pâtir. La deuxième variable, quant à elle, reflète le nombre de frères et

sœurs (nés de la même mère) vivant dans le même foyer que l'enfant considéré. Le fait qu'elle ait un effet positif sur la santé de l'enfant peut s'expliquer de plusieurs façons : plus il y a d'enfants dans le foyer, plus il y en a qui sont susceptibles de travailler ou de prendre soin des plus jeunes (argument de Sahn) ; s'il y a beaucoup d'enfants dans le foyer, c'est en quelque sorte parce que le ménage peut se le permettre : en cas de difficultés, les grands enfants peuvent être envoyés ailleurs (par exemple, chez un oncle...) pour travailler et n'appartiennent plus au foyer.

L'incidence de l'allaitement sur la santé de l'enfant dépend de la région. En zone rurale, l'effet positif domine (trois fois sur quatre), tandis que c'est l'inverse en ville (cinq coefficients négatifs contre trois positifs). De tels résultats ne sont pas contradictoires parce qu'en zone rurale, où les conditions d'hygiène sont très mauvaises et où la plupart des parents sont très pauvres, le lait maternel assure la meilleure protection. En revanche, il est probable qu'en ville les parents pauvres recourent plus à l'allaitement que les autres qui peuvent acheter du lait et bénéficient de conditions d'hygiène normales.

Cette analyse des caractéristiques de l'enfant, y compris son insertion dans la fratrie, révèle l'intérêt des enquêtes DHS. Comme elles contiennent beaucoup plus d'informations que d'autres enquêtes sur ces caractéristiques, elles permettent de mettre en évidence de nombreux facteurs importants pour la taille de l'enfant qui ont des coefficients significatifs dans beaucoup de pays.

B) Les caractéristiques des parents (tableau 6)

Grâce aux données DHS, nous pouvons montrer le rôle déterminant de la mère pour la situation nutritionnelle de l'enfant. En effet, nous ne disposons pas seulement d'une variable relative à l'éducation, mais de nombreuses autres variables concernant l'accès aux médias, la santé de la mère (indice de masse corporelle¹³, taille, âge), l'activité de la mère et sa situation familiale (seule, famille polygame ou monogame).

Une comparaison entre les régressions ayant montré que la variable « sait lire » est plus souvent significative que les variables « éducation primaire » et « éducation secondaire », nous avons retenu celle-ci qui s'avère significativement positive dans 16 pays. Il y a deux exceptions : le Mozambique en zone rurale (pour les filles) et le Zimbabwe en zone urbaine (pour les garçons). Ce résultat n'est pas original : il confirme ceux obtenus dans plusieurs pays¹⁴ comme le Bengale occidental, le Brésil, la Côte d'Ivoire, le Ghana, la Jamaïque et le Maroc.

Nous avons distingué l'enfant selon le sexe¹⁵, parce que d'autres études avaient montré que souvent la mère prend davantage soin de ses filles. Ce biais est confirmé : si l'on compare soit les coefficients pour le même pays selon le sexe, soit les nombres de cas où ce coefficient est positif, il semble que les filles profitent plus que les garçons du fait que leur mère sache lire et donc est plus capable d'élever un enfant. Notons que lorsque le coefficient de cette variable atteint 0.6, cela correspond pour une fille de 3 ans à un gain de taille supérieur à 2 centimètres.

Plus intéressante est la prise en compte de l'accès aux médias. Cette variable prend la valeur 1 dès que la mère a accès au moins à un de ces trois médias (journal, radio, télévision). Les seuls cas où l'on avait considéré auparavant cette variable étaient ceux du Maroc et de la Jamaïque (avec un effet positif de l'accès à la télévision ou à la radio). Le tableau 6 nous indique un tel effet dans treize pays, la seule exception étant celle du

Niger avec un coefficient négatif, mais peu significatif¹⁶. Étant donnée la valeur du coefficient, on note que l'incidence de l'accès aux médias représente environ la moitié de celle de la lecture. Certes, c'est moins, mais ce n'est pas un effet négligeable. De plus, dans les pays où beaucoup de mères en zone rurale sont illettrées, ces résultats montrent qu'on pourrait améliorer assez rapidement l'accès de ces mères à l'information en recourant par exemple à la télévision, notamment pour leur apprendre à mieux soigner leurs enfants.

L'état de santé de la mère n'est pas moins important que l'éducation et l'information pour la taille de l'enfant (cf. supra les études concernant le Brésil, la Côte d'Ivoire, le Maroc et les Philippines). Les variables indice de masse corporelle (la variable vaut 1 si cet indice est inférieur à la valeur 18.5 qui correspond au seuil de malnutrition grave) et taille pour âge par rapport à la valeur de référence ont des coefficients significatifs dans de nombreux pays. La variable indice de masse corporelle disponible seulement dans 14 pays a un coefficient négatif dans 12 pays. De plus, ce coefficient atteint presque 0.5 écart-type dans plusieurs cas, ce qui correspond à une taille inférieure de 1.8 centimètres pour un enfant de 3 ans. Dans 8 pays sur 14, la taille relative de la mère a aussi un impact significatif sur celle de l'enfant.

On a d'abord testé la variable âge de la mère (une *dummy* qui prend la valeur 1 si celle-ci a moins de 20 ans), à la suite de Strauss (1990) qui avait trouvé un impact négatif sur le poids pour taille si la mère a moins de 18 ans. Nous avons obtenu un coefficient négatif dans 11 pays¹⁷, avec deux exceptions (des coefficients positifs en zone rurale au Burundi, en zone urbaine en Tanzanie). Ce test résulte d'une hypothèse sur la santé de la mère : celle-ci serait moins bien nourrie lorsqu'elle est très jeune (moins de 16 ou 17 ans) parce que les parents ont moins de revenus et elle n'aurait pas encore les ressources physiques nécessaires. Stifel *et al.* (1999) ont recouru à une forme quadratique, avec un coefficient positif pour l'âge et négatif pour l'âge au carré, de telle sorte qu'un âge élevé est un handicap autant qu'un trop jeune âge. Mais en introduisant une seconde variable d'âge (une *dummy* qui prend la valeur 1 si la mère a plus de 40 ans), nous obtenons des résultats (10 coefficients positifs contre 2 négatifs) qui prouvent que la forme quadratique n'est pas pertinente. L'effet favorable de l'expérience de la mère qui sait mieux élever un enfant, se conjugue probablement avec d'autres facteurs : revenu plus élevé du père, gains des enfants ayant plus de 14 ans.

Nous avons enfin pris en compte la situation familiale et professionnelle de la mère. Les enquêtes DHS permettent de distinguer les trois cas : la famille monogame (qui sert de référence), la famille polygame et la famille monoparentale (la mère vit seule)¹⁸. Le tableau 6 montre l'impact des structures familiales : dans 12 pays, les enfants des mères qui vivent en union polygame ont un retard de croissance. Il y a un seul cas, la zone urbaine du Ghana, où on note l'effet opposé de la polygamie. Ces résultats ne sont pas surprenants : les pères polygames ont, en moyenne, beaucoup plus d'enfants et d'adultes à nourrir¹⁹ et même s'ils disposent de plus de ressources que les autres, ces ressources ne croissent pas en proportion des charges familiales. C'est ce qui explique aussi cette différence notée par Strauss (1990) en Côte d'Ivoire : les enfants de l'épouse la plus âgée (seule épouse au début) sont plus grands que ceux de l'épouse la plus jeune.

On peut supposer que les femmes seules disposent également de moins de ressources. De fait, on a obtenu un coefficient négatif dans 8 pays. Mais dans 4 pays (Ghana, Mali, Niger et Togo), le coefficient est positif en zone urbaine. Il faut toutefois rappeler que dans la plupart des pays, les mères qui vivent seules sont peu nombreuses et dans certains cas, elles se distinguent des autres mères par un niveau d'éducation plus

élevé ou la possession de biens durables. Si elles sont ainsi plus « favorisées », en moyenne, que les autres femmes, leur condition monoparentale n'entraîne pas systématiquement une incidence négative pour les enfants.

L'exercice d'une activité professionnelle accroît les ressources familiales et devrait donc diminuer le risque de malnutrition. Mais cette activité a aussi une incidence négative parce que la mère ne peut pas s'occuper de son jeune enfant pendant la journée. Or il n'y a pas habituellement des institutions comme les crèches ou les jardins d'enfants pour prendre en charge les enfants. Les tests montrent que cet effet négatif domine : dans six pays, le coefficient de la variable « travail de la mère » est négatif et il n'est positif qu'au Burundi et au Nigeria.

Nous avons présenté ensemble toutes les variables qui concernent la mère pour montrer l'importance de la condition de la mère (du point de vue éducation, information, santé, relations familiales, emploi) pour la nutrition de l'enfant. On insiste beaucoup sur les disparités entre hommes et femmes dans les pays moins développés, sur le fait que les femmes souffrent plus de la pauvreté que les hommes ou sont discriminées. Mais la relation entre le sort des femmes et la santé de leurs jeunes enfants est au moins aussi importante : la malnutrition de ces enfants, qui peut avoir des séquelles pendant toute leur vie, dépend pour une part significative, de la situation de la mère et de tous ces facteurs liés à la pauvreté que nous avons pris en compte. Si la mère réunit tous ces handicaps (illettrée, pas d'accès aux médias, naissances rapprochées faute de contraception, malnutrition,...), alors il est probable qu'elle va transmettre à ses enfants cette forme première de pauvreté qu'est la malnutrition. Celle-ci a ensuite un impact à long terme sur les capacités de gain de l'individu (moindre force physique et performances scolaires plus médiocres). On peut donc affirmer que la transmission de la pauvreté d'une génération à l'autre résulte pour une part importante de cette relation entre la mère et l'enfant. Toutes les actions entreprises pour libérer les femmes de leurs handicaps n'améliorent pas seulement leur condition, elles peuvent également arrêter ce processus de transmission de la pauvreté d'une génération à l'autre.

Il nous reste à voir si les caractéristiques du père de l'enfant (ou du partenaire de la mère²⁰) ont aussi une influence. Dans huit pays, le fait que celui-ci ait fait des études primaires ou secondaires a un impact positif pour les garçons et/ou pour les filles, mais c'est l'inverse dans cinq pays ; au Cameroun, au Niger ainsi qu'au Ghana, les deux effets jouent. Par ailleurs, Stifel *et al.* (1999) ne trouvent de nombreux coefficients significatifs et positifs que pour la variable « études secondaires ». Enfin, les résultats pour la Côte d'Ivoire et le Ghana de Strauss (1990), Sahn (1994) et Thomas (1994) sont ambigus. Le contraste est très net avec la variable « sait lire » pour la mère. Certes, l'effet favorable de l'éducation du père domine mais nous avons trouvé plusieurs contre-exemples. Ceux-ci s'expliquent peut-être par des comportements particuliers : l'homme qui a fait des études a, en moyenne, un revenu supérieur mais il peut en tirer parti pour adopter un autre mode de vie (choix de la polygamie ou d'une maîtresse, dépenses de loisirs personnels pour éviter de partager une partie de son revenu avec la famille élargie en raison de la pratique de l'aide forcée). Si le père ou le dernier partenaire se conduit ainsi, le supplément de revenu n'est pas lié à une meilleure nutrition des enfants. Par ailleurs, la comparaison des résultats pour les garçons et les filles n'indique pas de biais systématique en faveur des garçons.

On a, par ailleurs, analysé l'incidence de l'emploi du père en testant deux variables : ouvrier ou employé, cadre ou technicien (l'emploi de référence étant un actif travaillant dans l'agriculture)²¹.

Pour ouvrier ou employé, il y a 12 pays où l'effet est positif contre un seul où il est négatif. Pour cadre ou technicien, la relation positive paraît indiscutable puisque les coefficients sont tous positifs dans 12 pays. De plus, les coefficients sont beaucoup plus élevés que pour ouvrier, employé et peuvent correspondre à un gain d'un demi écart-type (soit plus 1.8 centimètre pour un enfant de 3 ans). Ainsi, que l'on considère l'emploi ou l'éducation, il semble que l'éducation secondaire et les emplois qui lui sont liés vont presque toujours de pair avec un impact positif (cf. Stifel *et al.*, 1999, qui trouvent des coefficients significatifs pour le secondaire beaucoup plus souvent que pour le primaire). En revanche, l'incidence de l'enseignement primaire est moins claire : dans la majorité des cas, elle est positive mais il y a des contre-exemples. Ces écarts avec les résultats pour la mère tiennent à une relation différente selon le sexe entre nutrition de l'enfant et éducation d'un parent. Le fait que la mère sache lire a un impact direct sur l'état de l'enfant parce qu'elle sait mieux l'élever et le soigner. En revanche, le fait que le père ait reçu une éducation primaire ne joue qu'indirectement par l'intermédiaire du revenu : cette éducation lui permet en principe d'accroître ses gains et donc de disposer de plus de ressources pour nourrir sa famille, pour autant que des ressources ne soient pas dépensées ailleurs.

Nous ne disposons pas du revenu des parents (revenu du travail exclu ou inclus) dans les enquêtes DHS. En revanche, celles-ci nous indiquent si le ménage possède ces six biens durables : radio, TV, réfrigérateur, bicyclette, moto et auto. Filmer et Pritchett (1998) ont montré qu'en appliquant l'analyse en composantes principales pour estimer les coefficients de pondération des biens possédés, on obtient un indicateur de patrimoine très intéressant. En effet, comme ils disposaient d'une enquête LSMS donnant des informations sur les dépenses et les revenus des ménages, ils ont pu prouver que cet indicateur est une meilleure proxy du revenu permanent que les dépenses. A la différence de Filmer et Pritchett, comme de Bonilla-Chacin et Hammer (1999), de Stifel *et al.* (1999) ou de Stecklov *et al.* (1999) qui ajoutent aux biens durables des variables comme l'accès à l'électricité, la disposition d'eau potable, de toilettes, la nature du sol, l'éducation du chef de famille, nous avons retenu uniquement les biens durables cités pour plusieurs raisons. Par exemple, la disposition d'eau potable ne dépend pas seulement du revenu permanent du ménage, mais aussi de la présence ou de l'absence d'équipements collectifs. Il en va de même pour l'accès à l'électricité. On a préféré prendre en compte séparément ces variables parce qu'elles sont liées à la fois aux équipements collectifs et au patrimoine du ménage. En revanche, les six biens durables retenus reflètent uniquement cette richesse dont ils représentent une part significative. Par ailleurs, en cas de difficulté très grave, le ménage peut revendre un bien durable pour survivre tandis qu'un équipement n'est pas négociable. On peut considérer ces biens comme un patrimoine qui procure un flux de services, ce flux étant un revenu du capital en nature.

On réalise une analyse en composantes principales sur les biens durables. Pour chacune des six variables, on retient sa coordonnée sur le premier axe. On construit un premier indice qui correspond à la somme de ces biens pondérés par la coordonnée sur le premier axe. Ainsi, chaque individu est doté d'un indicateur représentant son patrimoine en biens durables. Pour permettre les comparaisons entre pays, on divise cet indicateur par la moyenne de cet indicateur calculée sur l'échantillon de tous les individus d'un pays ou d'une zone. Cette nouvelle variable est l'indicateur de patrimoine qui est calculé dans chaque pays pour la zone rurale, la zone urbaine et pour l'échantillon total.

D'après le tableau 6, le patrimoine en biens durables a une incidence positive sur la taille de l'enfant dans presque tous les pays (17 sur 20) ; de plus cet effet est le plus souvent très significatif. L'effet apparaît plus en zone urbaine qu'en zone rurale, parce qu'il discrimine mieux les ménages en ville, où beaucoup possèdent plusieurs biens durables tandis qu'en zone rurale beaucoup de ménages peuvent n'avoir qu'un seul bien, voire aucun, en raison d'une plus grande pauvreté. L'hypothèse que le patrimoine en biens durables reflète le patrimoine total du ménage, et par suite le revenu de la propriété (cf. modèle section 1), paraît plausible. Comme la taille de l'enfant dépend des conditions de vie depuis la naissance, il est d'autant plus probable que les parents ont pu assurer une alimentation correcte à leur enfant, même pendant une période difficile, que leur patrimoine est plus important.

III. LES EFFETS DE L'ENVIRONNEMENT SUR LA MALNUTRITION

Comme les enquêtes DHS collectent de nombreuses données sur l'environnement de l'enfant, nous pouvons mieux apprécier les effets de cet environnement sur la malnutrition. Celui-ci comprend d'une part les infrastructures (accès à l'eau, à l'électricité, par exemple), d'autre part l'environnement médical (cf. tableau 7).

Les enquêtes DHS nous informent sur cet accès à l'eau et à l'électricité ainsi que sur l'habitat : existence ou non de toilettes et d'un sol en ciment. L'impact des infrastructures sur la santé est évident : l'accès à l'eau potable, les toilettes avec chasse d'eau et un sol en ciment évitent de nombreuses maladies, notamment intestinales, qui arrêtent la croissance, l'électricité permet d'utiliser un réfrigérateur. Les résultats (tableau 7) confirment le rôle des infrastructures mis en évidence au Brésil (Thomas, Strauss, 1992). La disponibilité de l'électricité a un coefficient positif 11 fois sur 18, avec des coefficients atteignant 0.7 (ce qui correspond à un gain de 2.5 centimètres pour un enfant de 3 ans). La disponibilité d'eau potable s'avère, ce qui est assez surprenant, moins souvent un facteur significatif (il est positif seulement dans sept pays)²². Pour l'habitat, l'existence d'un sol en ciment semble encore plus importante que la disposition de toilettes : dans 16 pays, cette variable a un coefficient significatif, qui peut aussi s'élever à 0.5 (soit un gain de 1.8 centimètres à l'âge de 3 ans), et on note un seul pays avec un coefficient négatif, le Togo. Le coefficient de la variable toilettes est positif dans neuf pays, mais négatif en zone rurale au Burkina ainsi qu'en zone urbaine au Cameroun.

Ainsi, grâce à une information assez complète sur les infrastructures, les enquêtes DHS permettent de montrer l'importance de celles-ci pour les pathologies infantiles et par suite pour la malnutrition, dans un large échantillon de pays au lieu d'un seul exemple, le Brésil. S'il s'agit d'un sol en ciment et de toilettes, leur absence reflète directement la pauvreté des parents. En revanche, l'accès à l'électricité ou à l'eau potable dépend surtout des collectivités locales ou de l'État. Habituellement, ces infrastructures sont disponibles en ville, exception faite des quartiers les plus pauvres, et une famille peut en bénéficier même si elle est pauvre, tandis qu'elles sont souvent absentes en zone rurale de telle sorte qu'une famille n'y a pas accès même si elle est relativement aisée²³.

On a retenu deux variables pour l'environnement médical : la présence d'un médecin ou d'une infirmière pendant la période prénatale et le fait que l'enfant ait été vacciné. Ces deux variables ont souvent un impact significatif. La première a un coefficient positif dans 10 pays sur les 18 où l'information existe, avec trois contre-exemples, Kenya, Mozambique et Zimbabwe (à cause d'un coefficient négatif en zone rurale). Stifel *et al.* (1999) obtiennent de moins bons résultats en distinguant les deux formes d'assistance (médecin ou infirmière) pour les 4 pays (Ghana, Madagascar, Mali et Tanzanie) où l'on a traité les mêmes enquêtes. Il nous a paru préférable de réunir ces deux assistances possibles parce que la situation de référence est l'absence de toute assistance. Or ce qui fait surtout la différence pour la santé de l'enfant, c'est que la mère ait ou non bénéficié d'une assistance médicale. Ayant distingué zones rurale et urbaine, nous constatons que cette assistance joue un rôle déterminant à la campagne plus qu'en ville (9 coefficients positifs au lieu de 3). La vaccination de l'enfant a un effet positif dans neuf pays (dont l'Ouganda où le coefficient est négatif en ville, mais positif en zone rurale), mais il y a six cas opposés avec des coefficients significatifs²⁴. Cet impact positif de la vaccination avait déjà été mis en évidence

pour la Côte d'Ivoire par Thomas, Lavy et Strauss (1996). En revanche, les autres variables utilisées par ces auteurs pour la Côte d'Ivoire et pour le Brésil n'étant pas les mêmes que celles de DHS, toute comparaison est impossible. Il reste qu'ils avaient montré l'importance de l'environnement sanitaire en Côte d'Ivoire (mais non au Brésil) et que nos deux variables confirment ce résultat dans de nombreux pays.

IV. COMMENT L'ÉTAT PEUT LUTTER CONTRE LA MALNUTRITION

Comme cette étude s'inscrit dans le projet « Développement des ressources humaines et lutte contre la pauvreté », il est logique d'examiner d'abord l'impact des dépenses publiques d'éducation et de santé sur la taille des enfants qui révèle leurs conditions de vie (alimentation, soins notamment) depuis la naissance. Nous entendons ces dépenses au sens le plus large, en incluant par exemple l'accès aux médias dans l'éducation ou la diffusion des moyens de contraception dans la santé.

D'après les résultats des tests, il est assuré qu'un gouvernement peut améliorer nettement les conditions de vie des jeunes enfants en ciblant certaines dépenses d'éducation et de santé. Le premier objectif est évidemment l'enseignement primaire des filles puisque le fait qu'une mère sache lire a un effet important sur la santé de l'enfant. Par suite, toute augmentation des dépenses d'éducation devrait être réservée à la scolarisation des filles, notamment dans de nombreux pays africains où les taux de scolarisation des filles sont inférieurs à ceux des garçons et n'atteignent même pas 50 pour cent en zone rurale. La lecture n'a pas seulement l'effet direct que tous les tests, dans les pays africains comme dans les autres pays, ont mis en évidence, elle a aussi des effets indirects positifs parce qu'il est plus facile de diffuser les moyens de contraception auprès des femmes éduquées ; or cette diffusion a elle-même un impact favorable sur la santé de l'enfant.

La scolarisation des filles de 6-14 ans n'a d'effet qu'après un délai de 10 à 20 ans. Aussi faut-il la compléter par des mesures ayant un impact à court terme, comme l'alphabétisation des jeunes femmes et l'accès aux médias. Certes le coefficient de cet accès est deux à trois fois plus faible que celui de la lecture d'après les tests. Mais l'accès aux médias peut être assuré rapidement et a un coût très faible par rapport au coût de 6 ou 8 ans de scolarisation. Une politique cohérente d'information des mères (alphabétisation des jeunes mères de famille, aides pour l'achat de postes de radio, de télévision et programmes apprenant aux mères à élever leurs enfants) paraît donc à la fois indispensable pour améliorer rapidement les conditions de vie des jeunes enfants et efficace en termes de coût-bénéfice.

Le sort des femmes est également l'enjeu essentiel d'une politique bien ciblée pour les dépenses de santé. En effet, la malnutrition de la mère lorsqu'elle était enfant (qui a pour effet un retard pour la taille) ou lorsqu'elle était adulte (l'indice de masse corporelle est faible à cause d'un poids insuffisant) entraîne un retard de croissance pour le jeune enfant. Une assistance médicale pendant la grossesse a un impact significatif sur la santé de l'enfant en zone rurale. Enfin, la diffusion des moyens de contraception est un objectif essentiel puisqu'elle accroît les écarts entre les naissances, réduit le nombre des naissances antérieures, évite les maternités avant l'âge de 20 ans, autant de facteurs qui tous contribuent à améliorer la santé de l'enfant.

Étant donné qu'une autre mesure, la vaccination des jeunes enfants, a aussi un effet favorable, il semble que la mise en place d'un réseau de centres de protection maternelle et infantile bien gérés sur tout le territoire, et en particulier, en zone rurale, est la mesure la plus efficace. Dans des pays où le personnel administratif qualifié est rare, des centres polyvalents présentent l'avantage de pouvoir remplir de nombreuses fonctions : assistance

médicale pendant la grossesse, diffusion des moyens de contraception, alphabétisation des mères, vaccination des enfants, dons de compléments alimentaires destinés aux femmes enceintes et aux enfants en bas âge (pour éviter par exemple les carences en protéines responsables d'un retard de croissance).

Tout pays qui parvient à scolariser toutes les filles dans l'enseignement primaire et à assurer à toutes les femmes les services de tels centres, est assuré d'obtenir, à terme, une baisse importante du pourcentage d'enfants souffrant de malnutrition grave.

Mais d'autres dépenses publiques que celles d'éducation et de santé peuvent avoir aussi un effet positif et sont donc souhaitables. Il s'agit des dépenses pour les infrastructures qui permettent aux ménages d'avoir accès à l'électricité et à l'eau (eau potable et eau pour des toilettes à chasse d'eau). Le plus souvent, ces infrastructures existent en ville et le problème est donc le financement par l'État et les collectivités locales de ces infrastructures en zone rurale où vivent la majorité des pauvres. La plupart des ménages ruraux ne peuvent pas payer des prix qui couvriraient les dépenses d'investissement, de telle sorte qu'un financement public (partiel ou total) est nécessaire. Notons que ces dépenses d'infrastructures et celles pour l'éducation et la santé sont complémentaires. L'information des femmes par la télévision suppose l'accès à l'électricité. Il n'est pas possible de faire fonctionner correctement un centre de protection maternelle et infantile si celui-ci ne dispose pas d'électricité et d'eau potable. D'autre part, l'enjeu de dépenses importantes d'infrastructures dépasse notre sujet, la santé des enfants ; ces investissements modifient l'activité des entreprises, des exploitations agricoles, leurs capacités de production et par suite les revenus d'une partie de la population. Une analyse coût-bénéfice qui aurait un sens pour des dépenses d'éducation ou de santé (en comparant les coûts de deux mesures et leur incidence respective sur la taille de l'enfant) ne peut pas s'appliquer à des dépenses d'infrastructures qui procurent beaucoup de bénéfices sans rapport direct avec la santé des enfants.

L'État peut aussi améliorer cette santé sans engager des dépenses mais en modifiant le cadre institutionnel. Nous avons vu que la polygamie ou les maternités précoces ont un effet négatif sur la taille de l'enfant. L'État peut intervenir en interdisant la polygamie ou les mariages avant l'âge de 18 ans. Si l'on compare sur ces sujets les lois des États où l'islam est la religion officielle, au Maghreb et au Moyen-Orient, on constate que selon les pays, la polygamie est permise ou interdite, l'âge limite du mariage plus ou moins élevé. Les États d'Afrique subsaharienne, y compris ceux où la religion musulmane domine, peuvent donc imiter un pays comme la Tunisie qui a fait ce double choix dès l'Indépendance. Mais l'application de telles lois peut avoir un coût financier et un coût politique. En raison de fortes résistances dans la société, un gouvernement devra financer des campagnes d'information et d'explication, renforcer les administrations qui contrôlent l'état-civil, et peut-être dédommager certaines familles. D'autre part, ce gouvernement risque de soulever de fortes oppositions politiques, de susciter des coalitions, des groupes de pression dans les milieux traditionnels avec des appuis religieux. Il y a peu de gouvernements qui bénéficient du même prestige et de la même liberté d'action que Bourguiba, libérateur de son pays après 1956.

CONCLUSION

Grâce à un ensemble très riche de données concernant l'enfant, les parents et l'environnement, nous avons pu tester le modèle standard (en choisissant la taille de l'enfant comme indicateur de santé) ; les enquêtes DHS nous ont procuré les données requises à une exception près, le revenu de la propriété. Mais comme nous l'avons montré, le stock des biens durables recensés par ces enquêtes est une variable approchée satisfaisante pour estimer le patrimoine du ménage. Pour la première fois, on a testé ce modèle dans 20 pays d'Afrique subsaharienne représentant près des 2/3 de la population de cette région qui est l'une des deux régions au monde où la pauvreté est à la fois la plus étendue par le nombre et la plus grave par l'intensité. Les tests ont révélé les effets significatifs de nombreuses variables dans la majorité des pays, de telle sorte qu'on peut penser que ces effets jouent aussi dans les pays africains exclus de l'étude et que les recommandations présentées dans la section IV ont un sens pour toute l'Afrique subsaharienne (exception faite de la République d'Afrique du Sud qui a des spécificités uniques par rapport à tous les autres pays).

Toutefois l'application de certaines mesures peut échouer à cause des résistances de groupes puissants politiquement. Il existe parfois des obstacles importants aux changements institutionnels et il faut donc examiner la faisabilité politique des mesures concernant la santé et l'éducation que nous avons proposées. En effet, si dans un pays le taux de scolarisation dans l'enseignement primaire pour les garçons dépasse de 30 points celui pour les filles, si ce pays refuse une sélection modérée à l'entrée de l'université permettant d'obtenir le même nombre de diplômés avec un effectif d'étudiants réduit de 20 000, afin de scolariser 600 000 filles en plus (le coût unitaire d'un étudiant représentant souvent 30 fois celui d'un élève du primaire), si les centres de santé n'ont pas les moyens de diffuser largement et gratuitement les moyens de contraception, on peut en conclure qu'il existe de sérieux blocages culturels, sociaux dans ce pays qui empêchent tout changement important de la condition féminine. Dans les pays africains où de tels obstacles existent, le problème essentiel n'est pas celui de choix budgétaires mais de changer le statut et la condition de la femme afin que les mesures pour réduire le nombre d'enfants souffrant de malnutrition soient applicables.

ANNEXE 1

Tableau 3

	Année	Variable dépendante	Méthode	Distinction urbain/rural	Correction de biais de sélection	Nombre de pays
Horton	1986	z-score taille-pour-âge	Régression linéaire	Non	Non	1
Strauss	1990	log (% de la taille médiane) et log (% du poids médian)	Régression linéaire	Étude en zone rurale	Non	1
Thomas, Strauss et Henriques	1990	log (% de la taille médiane)	Régression linéaire	Oui	Non	1
Thomas et Strauss	1991	log (% de la taille médiane)	Régression linéaire	Oui	Non	1
Sahn	1994	z-scores taille-pour-âge et poids-pour-taille	Régression linéaire	Oui	Non	1
Thomas	1994	log (% de la taille médiane)	Régression linéaire	Oui	Non	3
Shariff et Ahn	1995	log (% de la taille médiane) et log (% du poids médian)	Régression linéaire	Non	Oui	1
Thomas <i>et al.</i>	1996	log (% de la taille médiane) et log (% du poids médian)	Régression linéaire	Oui	Non	1
Glewwe	1997	z-score taille-pour-âge	Régression linéaire	Non	Non	1
Handa	1999	z-score taille-pour-âge	Régression linéaire	Non	Non	1
Pal	1999	Équivalent de taille pour âge (Harvard Standard)	PROBIT multinomial	Étude en zone rurale	Non	1
Stifel, Sahn et Younger	1999	z-scores taille-pour-âge et poids-pour-taille	Régression linéaire	Non	Non	8
Morrisson et Linskens	2000	z-score taille-pour-âge	Régression linéaire	Oui	Oui	20

ANNEXE 2

LA CORRECTION DU BIAIS DE SÉLECTION

Pour corriger le biais de sélection, nous avons appliqué la méthode de Heckman (1979) en deux étapes : un modèle PROBIT, puis une régression corrigée du biais de sélection. Dans un premier temps, nous réalisons un modèle PROBIT sur le critère de sélection (être en vie ou pas). On suppose que le fait observé de survivre (S) est déterminé par une variable latente, c'est-à-dire non observable, S^* et qu'il est défini par l'équation suivante :

$$\begin{array}{ll} S_i=1 \text{ (l'enfant } i \text{ est en vie)} & \text{si } S_i^* = X_{2,i}\beta + e_i = 0 \\ S_i=0 & \text{si } S_i^* = X_{2,i}\beta + e_i < 0 \end{array}$$

où X_2 est un vecteur de variables explicatives de la survie et « e » correspond à un terme d'erreur, dont la fonction de répartition Φ est supposée être celle d'une loi normale centrée réduite²⁵. Le modèle PROBIT que nous mettons en œuvre va nous permettre d'estimer le vecteur de paramètres, β . Un fois ce vecteur déterminé, il faut calculer le terme correcteur proposé par Heckman. Ce terme correspond au ratio de Mills et il est donné par la formule suivante :

$$\text{Ratio de Mills} = \frac{\varphi(-X\beta)}{\Phi(X\beta)},$$

où β est le vecteur de paramètres estimés par le modèle PROBIT.

Notons par ailleurs que les variables retenues dans les modèles PROBIT sont des variables communes à tous les pays.

Chaque individu se trouve donc doté d'une nouvelle variable correspondant au ratio de Mills. Cette variable fait désormais partie des variables explicatives de l'état de santé et à ce titre modifie les coefficients des autres variables. En introduisant ce nouveau terme dans les régressions, nous parvenons ainsi à des coefficients non biaisés. Plus la sélection (être en vie ou non) et l'état de santé sont corrélés, plus le ratio de Mills aura un coefficient significatif. De fait, ce coefficient s'avère significatif dans 11 pays sur 20 pour les régressions portant sur la population totale (tableau 8). En revanche, si la sélection et l'état de santé sont suffisamment indépendants, alors, le coefficient ne sera pas significatif. Les résultats que nous présentons ici sont les régressions après correction du biais de sélection, par conséquent les estimateurs sont convergents. La validité et l'identification du modèle reposent sur l'hypothèse de normalité des résidus e_i .²⁶

Par ailleurs, nous pouvons noter (tableau 8) que le coefficient associé au ratio de Mills est positif (à une exception près). Cela s'explique par le fait que ce ratio peut être analysé comme une approximation du coefficient de corrélation entre les deux variables « être en vie » et « taille pour âge ». Par conséquent, le fait d'avoir survécu apporte une information sur la variable « taille pour âge » qu'il est nécessaire de prendre en compte afin de ne pas biaiser les estimations.

ANNEXE 3

NOTE SUR L'ÉDUCATION DES PARENTS

En ce qui concerne les variables liées au niveau d'éducation du partenaire de la mère ou liées au fait que la mère sache lire et leurs effets sur le sexe de l'enfant, la présentation habituelle est la suivante : une première variable s'intéresse à la situation de l'adulte quel que soit le sexe de l'enfant (« la mère sait lire » ou « le partenaire a fait des études ») alors qu'une deuxième variable intègre le sexe de l'enfant (exemple : « la mère sait lire et l'enfant est un garçon »). L'intérêt de cette méthode est de voir si, par exemple, le fait d'être un garçon apporte une plus-value par rapport au fait d'être une fille, dans la mesure où l'on s'interroge sur l'influence de la littératie de la mère. Néanmoins, cette méthode présente un inconvénient : dans l'hypothèse où le fait de savoir lire pour une mère implique un effet positif sur la santé de l'enfant quel que soit son sexe, mais un effet négatif pour le fait de savoir lire quand l'enfant est un garçon, il n'est pas immédiat (au sens de la lecture des résultats) de savoir si l'effet cumulé de ces deux variables (en d'autres termes, si le fait que la mère sache lire apporte réellement une plus-value pour le garçon) est significativement différent de zéro.

Par conséquent, nous avons privilégié une autre approche. Celle-ci inclut aussi deux variables : « la mère sait lire et l'enfant est un garçon » et « la mère sait lire et l'enfant est une fille » (la même méthode est appliquée à la scolarisation du partenaire). Ainsi, nous pouvons déterminer directement l'influence de la littératie de la mère pour chacun des deux sexes et savoir si celle-ci est significative dans les deux cas. Néanmoins, cette méthode a, elle aussi, son inconvénient : elle ne permet pas de voir si cette influence est significativement différente pour les deux sexes (dans l'hypothèse où les deux variables sont toutes les deux significativement non nulles et de même signe).

Notre choix s'explique par le fait que cet article cherche à déterminer les différents facteurs explicatifs d'un meilleur état de santé de l'enfant et ne se focalise pas sur les différences entre les enfants des deux sexes.

Tableau 4. Synthèse des résultats(a)

	Échantillon					
	total		urbain		rural	
	+	-	+	-	+	-
CARACTERISTIQUES DE L'ENFANT						
Âge de l'enfant en mois		100		95		100
Carré de l'âge de l'enfant en mois	100		85		100	
l'enfant est un garçon		60		25		45
l'enfant n'a pas de jumeau	95		100		85	
Nombre de mois entre la naissance de l'enfant et celle de l'enfant précédent	95		65		85	
Nombre d'enfants nés avant l'enfant considéré		60		50		50
l'enfant a été allaité	30		15		15	
Nombre d'enfants naturels vivant dans le foyer	60		35		60	
CARACTERISTIQUES DES PARENTS						
la mère de l'enfant travaille		30		5		20
la mère a un indice de masse corporelle inférieur à 18,5		79		57		64
Rapport taille de la mère / taille de référence	50		43		50	
la mère de l'enfant a entre vingt et quarante ans	référence	référence	référence	référence	référence	référence
la mère de l'enfant a moins de vingt ans		20		55		10
la mère de l'enfant a plus de quarante ans	35		30		35	
la mère de l'enfant a accès à des média	47		21		53	
la mère sait lire et l'enfant est un garçon	50		30		30	
la mère sait lire et l'enfant est une fille	55		55		30	
le partenaire a fait des études et l'enfant est un garçon	20		20		20	
le partenaire a fait des études et l'enfant est une fille	25		15		25	
la mère vit en union monogame	référence	référence	référence	référence	référence	référence
la mère de l'enfant vit seule		20		25		25
la mère vit en union polygame		50		40		50
le partenaire est agriculteur	référence	référence	référence	référence	référence	référence
le partenaire est ouvrier ou employé	50		30		30	
le partenaire est profession intellectuelle	50		30		45	
INDICATEUR DE PATRIMOINE	70		70		50	
CARACTERISTIQUES D'ENVIRONNEMENT						
le ménage dispose de l'électricité	45		33		28	
le ménage dispose de l'eau courante	10		20		20	
le ménage a accès a des toilettes	35		30		5	
le sol du foyer est en matériau fini (ciment, parquet)	60		55		60	
l'enfant a été vacciné	40		25		30	
Assistance médicale pendant la grossesse	59		18		53	

(a) Ce tableau indique les pourcentages de pays où l'on observe un effet significatif (positif ou négatif) d'une variable.

Tableau 5. Caractéristiques de l'enfant (1)

	âge de l'enfant en mois			carré de l'âge de l'enfant en mois			l'enfant est un garçon			l'enfant n'a pas de jumeau		
	T	U	R	T	U	R	T	U	R	T	U	R
Bénin	-0.1181^a	-0.1395 ^a	-0.1036 ^a	0.0017^a	0.0022 ^a	0.0014 ^a	-0.1646^a		-0.1626 ^a	1.0176^a	0.6568 ^b	1.1508 ^a
Burkina	-0.1102^a	-0.0737 ^a	-0.1163 ^a	0.0014^a	0.0010 ^a	0.0015 ^a	-0.1087^a		-0.1114 ^b	0.7659^a	0.9038 ^a	0.7353 ^a
Burundi	-0.0995^a	-0.1564 ^c	-0.1023 ^a	0.0016^a	0.0033 ^c	0.0016 ^a					2.2809 ^a	
Cameroun	-0.0600^a	-0.0512 ^a	-0.0677 ^a	0.0008^a	0.0007 ^a	0.0009 ^a		0.2376 ^b		0.3944^a	0.2395 ^c	0.4900 ^a
Côte d'Ivoire	-0.1435^a	-0.1557 ^a	-0.1412 ^a	0.0027^a	0.0033 ^a	0.0024 ^a	-0.0919^c	-0.1710 ^b		0.9758^a	0.7187 ^a	1.0979 ^a
Ghana	-0.1266^a	-0.0803 ^c	-0.1515 ^a	0.0019^a		0.0024 ^a		0.4727 ^a		0.7737^a	0.5916 ^b	0.8408 ^a
Kenya	-0.0677^a		-0.0728 ^a	0.0009^a		0.0010 ^a	-0.3324^a	-0.9226 ^a	-0.3054 ^a	0.2187^c	1.0900 ^a	
Madagascar	-0.1712^a	-0.1517 ^a	-0.1777 ^a	0.0035^a	0.0031 ^a	0.0036 ^a	-0.1591^c		-0.1723 ^c	0.9754^a	0.7352 ^c	0.9688 ^a
Malawi	-0.0960^a	-0.0698 ^a	-0.0987 ^a	0.0012^a	0.0008 ^a	0.0013 ^a	-0.3186^a		-0.3553 ^a	0.6945^a	0.6207 ^a	0.7272 ^a
Mali	-0.1917^a	-0.1820 ^a	-0.2036 ^a	0.0032^a	0.0034 ^a	0.0034 ^a	-0.1073^a		-0.1447 ^a	0.7802^a	0.8990 ^a	0.7399 ^a
Mozambique	-0.1254^a	-0.1120 ^a	-0.1315 ^a	0.0020^a	0.0018 ^a	0.0020 ^a		-0.3053 ^c		1.8979^a	3.1081 ^a	1.8641 ^a
Namibie	-0.0250^a	-0.0287 ^c	-0.0243 ^a	0.0003^a		0.0004 ^a	-0.1862^b			0.7005^a	1.1669 ^a	0.5806 ^a
Niger	-0.1276^a	-0.0973 ^a	-0.1370 ^a	0.0017^a	0.0014 ^a	0.0018 ^a		-0.1978 ^a		0.4651^a	0.6239 ^a	0.4325 ^a
Nigeria	-0.1024^a	-0.0856 ^a	-0.1085 ^a	0.0012^a	0.0010 ^a	0.0013 ^a	-0.1126^b		-0.1615 ^a	0.3949^a	0.8933 ^a	
Ouganda	-0.0647^a	-0.0428 ^b	-0.0671 ^a	0.0010^a	0.0009 ^a	0.0011 ^a				0.8110^a	1.0052 ^a	0.8058 ^a
Rwanda	-0.0435^a	-0.0453 ^a	-0.0434 ^a	0.0004^a	0.0006 ^b	0.0004 ^a	-0.1891^a	-0.7198 ^a	-0.1776 ^a	1.1840^a	1.0712 ^a	1.1810 ^a
Sénégal	-0.0598^a	-0.0412 ^a	-0.0726 ^a	0.0008^a	0.0005 ^a	0.0010 ^a	-0.0670^c			0.8627^a	0.6093 ^a	1.0013 ^a
Tanzanie	-0.0480^a	-0.0577 ^a	-0.0455 ^a	0.0006^a	0.0008 ^a	0.0006 ^a	-0.0935^c		-0.0977 ^c	0.7738^a	0.4216 ^b	0.8510 ^a
Togo	-0.1345^a	-0.0985 ^b	-0.1518 ^a	0.0026^a	0.0021 ^b	0.0029 ^a				1.2538^a	1.0089 ^a	1.2876 ^a
Zimbabwe	-0.1541^a	-0.1388 ^a	-0.1524 ^a	0.0030^a	0.0027 ^a	0.0030 ^a				0.8417^a	1.3232 ^a	0.6865 ^a

Note : (tableaux 5 à 7) Les blancs correspondent à des variables non significatives au seuil de 20 pour cent. Les parties grisées signifient que la variable n'est pas disponible pour le pays. « 0 » signifie que la variable existe mais qu'il n'y a pas d'individu dans ce cas de figure.

Tableau 5 (suite). **Caractéristiques de l'enfant (2)**

	intervalle en mois entre la naissance de l'enfant et celle de l'enfant précédent			nombre d'enfants nés avant l'enfant considéré			nombre d'enfants naturels vivant dans le même foyer			l'enfant a été allaité		
	T	U	R	T	U	R	T	U	R	T	U	R
Bénin	0.0036^a	0.0040 ^c	0.0029 ^d						0.0538 ^c	0.6379^a		0.9051 ^a
Burkina	0.0064^a		0.0081 ^a	-0.0573^a	-0.0526 ^a	-0.0581 ^a	0.0778^a	0.0740 ^a	0.0795 ^a		-0.7880 ^c	
Burundi	0.0078^a		0.0083 ^a	0.0674^a	-0.1432 ^b	0.0793 ^a					-1.6322 ^c	
Cameroun	0.0062^a	0.0048 ^a	0.0071 ^a	-0.0640^a		-0.0801 ^a	0.0494^b		0.0723 ^b			
Côte d'Ivoire	0.0030^a		0.0038 ^a							0.5753^c	0.8325 ^a	
Ghana	0.0026^b	0.0040 ^b			-0.0880 ^b			0.1070 ^c				
Kenya	0.0033^a		0.0039 ^a	-0.0381^a	-0.1809 ^a	-0.0267 ^c	0.0474^a	0.2346 ^a	0.0311 ^c	-0.5967^a	-1.4681 ^b	-0.4895 ^b
Madagascar	0.0034^a	0.0038 ^b	0.0030 ^a	-0.0317^b	-0.0901 ^b		-0.0350^c		-0.0409 ^c			
Malawi	0.0049^a	0.0059 ^a	0.0046 ^a				0.0410^b		0.0464 ^b			
Mali	0.0064^a		0.0080 ^a	-0.0526^a	-0.0474 ^c	-0.0516 ^a	0.0521^a	0.0657 ^c	0.0431 ^c	0.8016^b	2.9107 ^a	
Mozambique	0.0048^a		0.0060 ^a				0.0613^b		0.0800 ^b			
Namibie	0.0013^c		0.0031 ^a	-0.0342^b		-0.0507 ^a	0.0447^b	-0.0716 ^c	0.0833 ^a			
Niger		0.0056 ^a		-0.0505^a	-0.0320 ^c	-0.0510 ^a	0.0488^b		0.0527 ^c	-0.6723^c		
Nigeria	0.0016^c	0.0042 ^a		-0.0283^b	-0.0953 ^a		0.0497^a	0.0716 ^a	0.0509 ^b			
Ouganda	0.0072^a	0.0062 ^a	0.0072 ^a	-0.0386^a	-0.0832 ^a	-0.0338 ^b	0.0891^a	0.1226 ^a	0.0877 ^a		-0.6041 ^c	
Rwanda	0.0031^a	0.0038 ^c	0.0031 ^a	-0.0308^b	-0.0930 ^b	-0.0287 ^b	0.0303^c	0.1080 ^c				0.6680 ^f
Sénégal	0.0042^a	0.0039 ^a	0.0046 ^a	-0.0484^a		-0.0535 ^a	0.0682^a		0.0848 ^a	-0.4837^c		
Tanzanie	0.0043^a	0.0043 ^a	0.0042 ^a							0.3669^c		0.4618 ^b
Togo	0.0059^a	0.0064 ^a	0.0051 ^a				-0.0795^b		-0.1112 ^a	1.0041^b	1.2069 ^b	tous
Zimbabwe	0.0043^a	0.0033 ^c	0.0048 ^a	-0.0634^a		-0.0736 ^a					-2.3881 ^c	

Notes :

- Le nombre d'enfants nés avant l'enfant considéré donne le nombre de naissances que la mère a connues avant cet enfant. Parmi les naissances, les enfants morts sont aussi pris en compte, puisqu'il s'agit de voir le nombre d'accouchements antérieurs, ce qui peut avoir un impact sur la santé de l'enfant.
- Le nombre d'enfants naturels vivant au foyer correspond à l'ensemble des frères et sœurs naturels (les enfants de la même mère) vivant dans le même foyer que l'enfant.

Tableau 6. Caractéristiques des parents (1)

	la mère de l'enfant travaille			la mère est mal-nourrie			% de la taille de la mère par rapport à la taille médiane			la mère de l'enfant a moins de 20 ans			la mère de l'enfant a plus de 40 ans		
	T	U	R	T	U	R	T	U	R	T	U	R	T	U	R
Bénin															0.2607 ^f
Burkina	-0.0722^c			-0.4172^a		-0.4685^a		0.0011 ^b			-0.3438 ^a		0.1651^c		
Burundi	0.2534^c	0.3212 ^c								0.2173^b	-0.5143 ^b	0.2472 ^b	-0.2188^c	1.1035 ^c	-0.2456 ^c
Cameroun	-0.1042^b		-0.1998 ^a							-0.1098^c			0.4872^a	0.3902 ^c	0.4873 ^b
Côte d'Ivoire				-0.2162^a	-0.3912 ^a		0.0020^a	0.0015 ^b	0.0020 ^a	-0.1919^a	-0.3283 ^a	-0.1212 ^c		0.2488 ^c	
Ghana	-0.0811^c	-0.1768 ^c									-0.2356 ^c				
Kenya				-0.4236^a		-0.4301^a		-0.0021 ^c		-0.0840^c	-0.2962 ^c				
Madagascar				-0.1869^a	-0.2195 ^c	-0.1788^a	0.0014^a		0.0015 ^a				0.4641^a		0.4902 ^a
Malawi					-0.3963 ^b		0.0028^a		0.0032 ^a				0.1364^c		0.1562 ^c
Mali				-0.3363^a	-0.3395 ^a	-0.3278^a									
Mozambique	-0.1724^a		-0.1865 ^a	0.2440^b		0.2581 ^b	0.0584^a	0.0431 ^a	0.0660 ^a		-0.4441 ^a		0.4556^a	0.5460 ^c	0.4435 ^a
Namibie				-0.4350^a	-0.5794 ^a	-0.3872^a				-0.3263^a	-0.5622 ^a	-0.2039 ^a			
Niger				-0.1326^b	-0.3741 ^a		0.0736^a	0.0839 ^a	0.0714 ^a		-0.1928 ^a		0.3301^a	0.3401 ^b	0.3240 ^b
Nigeria	0.0752^c		0.0970 ^c												
Ouganda				-0.3918^a		-0.4194^a					-0.3244 ^a			0.4825 ^c	
Rwanda	-0.2787^b		-0.3976 ^c								-0.3292 ^b		0.2111^a		0.2145 ^a
Sénégal				-0.2171^a	-0.1763 ^c	-0.2612^a					-0.1857 ^c				
Tanzanie	-0.0515^c		-0.1046 ^a	-0.3786^a	-0.2802 ^c	-0.3956^a	0.0870^a	0.0517 ^a	0.0945 ^a		0.1548 ^c				
Togo													-0.3442^b		-0.3273 ^c
Zimbabwe				-0.2710^b		-0.3187^a	0.0622^a	0.0586 ^a	0.0650 ^a						

Notes : « La mère est mal nourrie » est une variable indicatrice (*dummy*). L'indice de masse corporelle est une mesure anthropométrique de la malnutrition des adultes. Il est donné par la formule suivante : c'est le rapport entre le poids en kilogrammes d'un individu et sa taille, exprimée en mètres, élevée au carré. Pour une femme, on considère que si cet indice est inférieur à 18, la mère souffre de malnutrition.

Tableau 6 (suite). **Caractéristiques des parents (2)**

	la mère de l'enfant a accès a des media			la mère sait lire et l'enfant est un garçon			la mère sait lire et l'enfant est une fille			le partenaire a fait des études et l'enfant est un garçon			le partenaire a fait des études et l'enfant est une fille		
	T	U	R	T	U	R	T	U	R	T	U	R	T	U	R
Bénin				0.2503^c			0.4962^a	0.6312 ^a					0.1651^b		0.1725 ^c
Burkina	0.0834^b		0.1004 ^c	0.2620^c	0.4749 ^a		0.2769^b	0.2790 ^a		0.2280^a		0.3389 ^a	0.1804^b		0.2557 ^b
Burundi				0.2114^c		0.2348 ^c	0.3216^a	0.4357 ^c	0.3323 ^a				0.1273^c		0.1343 ^c
Cameroun	0.1173^b	0.1897 ^b		0.2554^a	0.3571 ^a		0.3200^a	0.2717 ^a	0.3889 ^a		-0.2847 ^a	0.3028 ^a			
Côte d'Ivoire	0.0719^c		0.0952 ^c		0.1494 ^c		0.2294^a	0.3418 ^a		-0.1454^a		-0.2138 ^a	-0.1765^a	-0.3450 ^a	
Ghana			0.1033 ^c	0.1567^b		0.1508 ^c						-0.1799 ^b		0.3702 ^b	
Kenya	0.0797^c			0.2446^a	0.4382 ^b	0.2270 ^a	0.1074^b		0.1290 ^b				-0.1251^c		-0.1475 ^c
Madagascar			0.1164 ^c							-0.3364^a		-0.3852 ^a	-0.1678^b	0.3315 ^c	-0.2601 ^a
Malawi	0.1284^a		0.1295 ^a	0.2098^a		0.2179 ^a	0.3182^a		0.3642 ^a		-0.6973 ^a		-0.2672^a	-0.3478 ^c	-0.2716 ^a
Mali	0.0833^b		0.1068 ^b							0.1561^b	0.1963 ^c				
Mozambique	0.4368^a	0.2119 ^b	0.6024 ^a	0.3014^a	0.2302 ^c	0.4575 ^a			-0.2666 ^b				0.2778^a		0.2517 ^a
Namibie															
Niger	-0.0810^c							0.3006 ^a			0.4494 ^a	-0.2881 ^c			
Nigeria								0.1420 ^c							
Ouganda			0.1118 ^b	0.1162^b	0.3014 ^a		0.1135^b	0.2154 ^b		-0.1345^c		-0.1473 ^c			
Rwanda				0.1799^a		0.1950 ^a	0.1887^a		0.1875 ^a	0.1102^b	0.5117 ^a	0.0999 ^c			
Sénégal		0.1509 ^c					0.2520^a	0.2499 ^a	0.3132 ^c	0.3638^a	0.2869 ^a	0.5609 ^a	0.1599^b		0.3349 ^a
Tanzanie	0.1229^a	0.4346 ^a	0.0607 ^c				0.1602^a	0.6420 ^a							
Togo								0.4218 ^b							
Zimbabwe	0.1343^a		0.1433 ^a		-0.3484 ^c									0.9224 ^a	

Note : « Le partenaire a fait des études » : il a été scolarisé dans le primaire, voire dans le secondaire.

Tableau 6 (suite). **Caractéristiques des parents (3)**

	la mère de l'enfant vit seule ⁽¹⁾			la mère vit en union polygame ⁽¹⁾			le dernier partenaire est ouvrier, employé ⁽²⁾			le dernier partenaire a une profession intellectuelle ⁽²⁾			indicateur de patrimoine		
	T	U	R	T	U	R	T	U	R	T	U	R	T	U	R
Bénin				-0.1204^a	-0.1948 ^c	-0.0980 ^c							0.0714^a		0.1066 ^a
Burkina							0.1090^c	0.2726 ^a		0.2648^a	0.4136 ^a	0.3163 ^c	0.0766^a	0.1551 ^a	0.0685 ^c
Burundi					-0.4181 ^c		-0.1415^c		-0.1574 ^c				0.0335^a	0.1844 ^a	0.0387 ^b
Cameroun				-0.3013^a	-0.2194 ^a	-0.3327 ^a				0.1658^b			0.0504^c	0.1516 ^a	
Côte d'Ivoire	-0.2642^a		-0.4013 ^a	-0.1455^a	-0.2181 ^a	-0.1391 ^a	0.1373^b		0.1726 ^b	0.2149^a		0.3328 ^a	0.0787^a	0.0866 ^b	0.748 ^a
Ghana		0.3423 ^c			0.2274 ^b		0.1041^c	0.3303 ^a		0.3822^a	0.5966 ^a	0.3165 ^a	0.0385^b	0.0970 ^b	
Kenya				-0.1089^b		-0.1476 ^a							0.0975^a		0.1043 ^a
Madagascar	-0.1372^c		-0.1915 ^b				0.2106^a		0.2003 ^b				0.0658^a	0.2112 ^a	0.0337 ^b
Malawi		-0.4504 ^a		-0.1334^a	-0.4971 ^a	-0.0954 ^c	0.0865^c								
Mali		0.5225 ^a	-0.4711 ^c							0.1348^b		0.2566 ^a	0.0354^c	0.1273 ^a	
Mozambique	-0.1859^b	-0.6116 ^a		-0.2500^a		-0.3172 ^a	0.1641^a			0.2855^a		0.3639 ^a	0.1434^a	0.2071 ^a	0.1222 ^a
Namibie					-0.2980 ^b								0.1634^a	0.2288 ^a	0.1198 ^a
Niger	0.4189^a	0.3545 ^a	0.5085 ^a	-0.0759^c	-0.1788 ^a		0.0925^c	0.2297 ^a		0.2753^b	0.2651 ^b				
Nigeria				-0.0873^b		-0.0838 ^c	0.1542^a	0.2139 ^b	0.1355 ^c	0.1653^a		0.2257 ^a		0.1799 ^a	
Ouganda		-0.3383 ^a		-0.0821^c		-0.0901 ^c						0.1143 ^c	0.0422^b	0.2211 ^a	
Rwanda	-0.1255^c	-0.2802 ^c	-0.1179 ^c					0.2291 ^c				0.2921 ^c	0.0706^a	0.2754 ^a	0.0624 ^a
Sénégal							0.1966^a	0.2851 ^a	0.1384 ^a	0.2079^a	0.2853 ^a	0.1934 ^c			
Tanzanie		-0.2041 ^c		-0.0957^a	-0.2156 ^a	-0.1031 ^a			0.1339 ^b				0.0532^a		0.0686 ^a
Togo		0.8343 ^b					0.1603^c		0.1932 ^c	0.4488^a	0.5440 ^a	0.3897 ^a		0.1363 ^c	
Zimbabwe			-0.2259 ^b											0.1599 ^b	

(1) La modalité de référence de cette variable est « la mère vit en union monogame ».

(2) La modalité de référence de cette variable est « le dernier partenaire est agriculteur ».

Note : – « Le dernier partenaire est ouvrier, employé » : cette variable a été calculée en fonction des informations relatives au dernier partenaire de la mère. Celui-ci peut être vendeur, domestique, employé, ouvrier qualifié ou ouvrier non qualifié.

– « Le dernier partenaire de la mère a une profession intellectuelle » : de la même façon, le dernier partenaire peut être professeur, technicien, manager ou appartenir au clergé.

Tableau 7. **Caractéristiques d'environnement**

	le ménage dispose de l'électricité			le ménage dispose de l'eau courante			le ménage a accès a des toilettes			le sol du foyer est en matériau fini (ciment, parquet...)			l'enfant a été vacciné			la mère a été assistée pendant la grossesse			
	T	U	R	T	U	R	T	U	R	T	U	R	T	U	R	T	U	R	
Bénin							0	0	0										
Burkina		0.2554 ^a																	
Burundi																			
Cameroun																			
Côte d'Ivoire																			
Ghana																			
Kenya																			
Madagascar																			
Malawi																			
Mali																			
Mozambique																			
Namibie																			
Niger																			
Nigeria																			
Ouganda																			
Rwanda																			
Sénégal																			
Tanzanie																			
Togo																			
Zimbabwe																			

Notes :

- « Le ménage dispose de l'eau courante » signifie que la source principale d'eau potable est une eau disponible grâce à un système d'adduction d'eau classique. Ceci, a priori, garantit une meilleure hygiène de l'eau.
- « Le ménage a accès à des toilettes » signifie que le ménage dispose de toilettes avec un système d'évacuation sous forme de chasse d'eau. Nous n'avons pas considéré les latrines comme des toilettes, car elles ne garantissent pas la même hygiène.
- « L'enfant a été vacciné » nous informe sur le fait que l'interviewer a eu connaissance de vaccinations sur le carnet de santé de l'enfant. Malheureusement, on ne peut distinguer les vaccinations de prévention et celles consécutives à des maladies.
- « La mère a été assistée pendant la grossesse » signifie qu'un médecin ou qu'une infirmière professionnelle se sont occupés de la mère pendant la grossesse de l'enfant. Nous considérons cette variable comme une « proxy » pour l'accès aux infrastructures médicales.

Tableau 8

	Année	Ratio de Mills			Point d'inflexion		
		T	U	R	T	U	R
Bénin	1996				35	32	37
Burkina	1992		0.8107 ^a		39	37	39
Burundi	1987				31	24	32
Cameroun	1991	0.9171^a	0.8028 ^a	0.9083 ^a	38	37	38
Côte d'Ivoire	1994				27	24	29
Ghana	1988				33	0	32
Kenya	1993	0.6316^a	1.8537 ^a	0.5350 ^a	38		36
Madagascar	1997				24	24	25
Malawi	1992	0.3629^c		0.3963 ^c	40	44	38
Mali	1995				30	27	30
Mozambique	1997	0.4583^a	0.6472 ^a	0.3506 ^b	31	31	33
Namibie	1992	0.4376^c		0.5756 ^b	42	0	30
Niger	1992	-0.2847^c		-0.4546 ^c	38	35	38
Nigeria	1990				43	43	42
Ouganda	1995	1.0476^a	1.2980 ^a	1.0362 ^a	32	24	31
Rwanda	1992	0.6643^a	2.2850 ^a	0.5859 ^a	54	38	54
Sénégal	1997	0.9901^a	0.8193 ^a	0.9580 ^a	37	41	36
Tanzanie	1992	0.4816^a		0.5422 ^a	40	36	38
Togo	1988				26	23	26
Zimbabwe	1994				26	26	25

Note : Le point d'inflexion est calculé à partir des paramètres estimés pour les variables « âge de l'enfant en mois » et « âge de l'enfant en mois au carré ». Ces deux paramètres déterminent une forme quadratique de la malnutrition en fonction de l'âge. L'âge a un effet négatif, l'âge au carré a un impact positif. Par conséquent, on calcule le mois où l'aggravation de la malnutrition est maximale et à partir duquel la santé s'améliore.

NOTES

1. Svedberg (1998) montre la grande fragilité des estimations par la FAO des taux de malnutrition faites à partir de la consommation nationale par habitant de calories et d'hypothèses sur la dispersion de cette moyenne entre les individus.
2. Ce raisonnement ne tient pas compte des inégalités de consommation à l'intérieur du ménage. Pour cette raison, un enfant peut souffrir de malnutrition alors que les ressources totales du ménage suffiraient pour assurer à tous ses membres le minimum alimentaire nécessaire.
3. Le z-score pour la taille d'un enfant est égal à :
$$\frac{\text{taille de l'enfant} - \text{taille médiane dans la population de référence}}{\text{écart-type dans la population de référence}}$$

Par exemple, si $z=-2$, cela signifie que cet enfant a une taille inférieure de 2 écarts-type à la taille médiane dans la population de référence.
4. On fait l'hypothèse forte qu'il n'existe pas de relation entre ce revenu et les revenus du travail reçus la même année ou dans le passé (cf. Thomas et Strauss, 1992 ; Thomas, 1994).
5. Soit une fonction de production de santé sous forme réduite, telle que la taille ou le poids dépendent seulement de variables exogènes : caractéristiques de l'enfant, des parents, de l'environnement sanitaire et revenu non salarial.
6. On obtient dans certains pays des coefficients significatifs de sens opposé pour zones rurale et urbaine qui correspondent à un coefficient non significatif pour l'échantillon national, ce qui justifie la référence à trois échantillons : rural, urbain et national.
7. Les tableaux 5, 6 et 7 indiquent la significativité des coefficients qui correspondent aux trois seuils de 5 pour cent (a), 10 pour cent (b) et 20 pour cent (c). Afin de faciliter la lecture des tableaux, nous n'avons mentionné que les coefficients significatifs. En compensation, nous avons accepté une définition large avec le seuil de 20 pour cent en (c).
8. Le coefficient moyen étant de -0.2, cela signifie que, toutes choses égales par ailleurs, la taille d'un garçon est inférieure à celle d'une fille de -0.2 écart-type (soit -0.7 centimètre pour un enfant de 3 ans dont la taille médiane est 96.5 centimètres).
9. Cf. Svedberg (1998) qui conclut à l'absence de discrimination à l'égard des filles en Afrique alors que celle-ci existe en Asie du Sud.
10. Il faut toutefois être prudent car ce biais ne se manifeste pas dans un pays très pauvre comme le Burundi, tandis qu'il apparaît en Namibie.
11. De plus, ce faible écart entre les naissances signifie que la durée de l'allaitement a été écourtée. Or, comme nous le verrons, l'allaitement, notamment en zone rurale, peut être un facteur positif pour la taille.
12. Toutefois, ces coefficients négatifs sont peu significatifs puisqu'ils apparaissent seulement au seuil de 20 pour cent.
13. L'indice de masse corporelle est égal au poids en kilos divisé par le carré de la taille mesurée en mètres.
14. Stifel *et al.* (1999) obtiennent des résultats satisfaisants pour l'éducation secondaire, mais assez médiocres pour l'éducation primaire, ce qui concorde avec notre comparaison entre cette variable et celle retenue, « sait lire ».
15. Cf. Annexe 3 pour une explication du choix des variables.
16. Il n'y a pas de confusion entre cet effet d'information et un effet richesse des parents puisque la radio et la télévision font partie des biens durables pris en compte par l'indicateur de patrimoine.

17. Il faut souligner que cet impact n'apparaît qu'en ville (11 coefficients négatifs en zone urbaine contre 2 en zone rurale). Une telle différence est peut-être liée à une plus grande solidarité familiale (au sens large) en zone rurale.
18. Dans cette typologie, on assimile le partenaire avec lequel vit la mère à un mari.
19. Les enfants qui ne sont pas nés de la même mère que l'enfant mesuré ne sont pas pris en compte par la variable nombre d'enfants naturels vivant au foyer (voir note après les tableaux).
20. S'il s'agit d'une mère vivant seule, le questionnaire concerne le dernier partenaire de cette femme.
21. Cf. la note du tableau 6 pour tous les emplois concernés, à l'exception de ceux figurant dans la rubrique « autre » qui sont très rares.
22. Stifel *et al.* (1999) n'obtiennent pas de résultats plus satisfaisants pour cette variable.
23. L'exogénéité des variables d'infrastructures pourrait être contestée avec cet argument : dès qu'une famille dispose de ressources suffisantes, elle se déplace pour pouvoir bénéficier d'infrastructures. Mais, cet argument n'est pas valable en zone rurale, où la plupart des chefs de famille vivent de l'agriculture et ne peuvent quitter leurs terres.
24. Ces coefficients négatifs sont peut-être dus à l'ambiguïté de cette variable qui peut traduire deux situations opposées. Soit les enfants qui bénéficient d'un suivi médical sont régulièrement vaccinés, soit ce suivi n'existe pas et seuls les enfants très malades, qui sont souvent les plus mal nourris, sont conduits à un centre de santé où les vaccins complètent les soins les plus urgents.
25. Le résidu suit donc une loi normale centrée réduite de densité ϕ et de fonction de répartition Φ .
26. Une méthode plus rigoureuse d'un point de vue économétrique consisterait à recourir à l'estimation d'équations simultanées. Mais, nous avons privilégié l'approche la plus simple en raison du nombre très élevé de pays et variables, c'est-à-dire une estimation en deux étapes.

BIBLIOGRAPHIE

- BONILLA-CHACIN, M. et J. HAMMER (1999), "Life and Death among the Poorest", document de travail, World Bank, Washington, D.C.
- FILMER, D. et L. PRITCHETT (1998), "Estimating Wealth Effects without Income or Expenditure Data — or Tears: Education Enrollment in India", document de travail, World Bank, Washington, D.C.
- 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.
- HANDA, S. (1999), "Maternal Education and Child Height", *Economic Development and Cultural Change*.
- HECKMAN, J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*.
- HORTON, S. (1986), "Child Nutrition and Family Size in the Philippines", *Journal of Development Economics*.
- PAL, S. (1999), "An Analysis of Childhood Malnutrition in Rural India: Role of Gender, Income and other Household Characteristics", *World Development*.
- SAHN, D. (1994), "The Contribution of Income to Improve Nutrition in Côte d'Ivoire", *Journal of African Economics*.
- SHARIFF, A. et N. AHN (1995), "Mother's Education on Child Health: an Econometric Analysis of Child Anthropometry in Uganda", *Indian Economic Review*.
- STECKLOV, G., A. BOMMIER et T. BOERMA (1999), Trends in Equity in Child Survival in Developing Countries: an Illustrative Analysis using Uganda Data, mimeo.
- STIFEL, D., D. SAHN et S. YOUNGER (1999), "Inter-temporal Changes in Welfare: Preliminary Results from Nine African Countries", Cornell Food and Nutrition Policy Program, document de travail n° 94.
- STRAUSS, J. (1990), "Households, Communities and Preschool Children's Nutrition Outcomes: Evidence from Rural Côte d'Ivoire", *Economic Development and Cultural Change*.
- SVEDBERG, P. (1998), "841 Millions Undernourished? On the Tyranny of Deriving a Number", Institute for International Economic Studies, Stockholm University.
- THOMAS, D., J. STRAUSS et M.H. HENRIQUES (1990), "Child Survival, Height for Age and Household Characteristics in Brazil", *Journal of Development Economics*.
- THOMAS, D. et J. STRAUSS (1992), "Prices, Infrastructure, Household Characteristics and Child Height", *Journal of Development Economics*.
- THOMAS, D. (1994), "Like Father, Like Son; Like Mother, Like Daughter: Parental Resources and Child Height", *The Journal of Human Resources*.
- THOMAS, D., V. LAVY et J. STRAUSS (1996), "Public Policy and Anthropometric Outcomes in the Côte-d'Ivoire", *Journal of Public Economics*.
- WAGSTAFF, A. (1999), "Inequalities in Child Mortality in the Developing World: How Large Are They? How Can They Be Reduced?", document de travail, World Bank, Washington, D.C.