



CENTRE DE DÉVELOPPEMENT DE L'OCDE

Document de travail No. 158

(Ex-Document Technique No. 158)

UNE ESTIMATION DE LA PAUVRETÉ EN AFRIQUE SUBSAHARIENNE D'APRÈS LES DONNÉES ANTHROPOMÉTRIQUES

par

Christian Morrisson, Hélène Guilmeau 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	8
LA MALNUTRITION EN AFRIQUE SUBSAHARIENNE	9
INTRODUCTION	10
I. PAUVRETÉ ABSOLUE, REVENU MOYEN ET DISTRIBUTION DES REVENUS	12
II. DONNÉES ANTHROPOMÉTRIQUES ET PAUVRETÉ ABSOLUE	17
III. MALNUTRITION ET PAUVRETÉ	24
CONCLUSION	37
NOTES	41
BIBLIOGRAPHIE	44
AUTRES TITRES DANS LA SÉRIE/OTHER TITLES IN THE SERIES	45

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 Jean-Claude Berthélemy, François Bourguignon et Denis Cogneau pour leurs nombreux commentaires et suggestions.

PRÉFACE

Cette étude s'inscrit dans le projet « Développement des ressources humaines et lutte contre la pauvreté » qui a été engagé par le Centre de Développement dans le cadre du programme « Nouvelles approches de lutte contre la pauvreté dans le développement ».

Avant d'analyser les effets des dépenses d'éducation et de santé sur la pauvreté, il était utile de faire un bilan de la pauvreté en Afrique subsaharienne, l'une des deux régions du monde où la pauvreté est la plus étendue et s'aggrave. Certes, nous disposions déjà d'estimations de la pauvreté dans cette région à partir de données macro-économiques. Mais il nous a semblé plus sûr d'en faire de nouvelles, à partir de données micro-économiques : les auteurs de ce document ont donc utilisé pour la première fois des statistiques anthropométriques de 19 pays africains, qui proviennent d'échantillons représentant l'ensemble des enfants de moins de cinq ans.

Grâce à ces données, les auteurs montrent que les estimations antérieures du nombre de pauvres peuvent être sujettes à caution dès lors que l'on accepte leur définition de la pauvreté : les familles pauvres sont celles dont les enfants souffrent de malnutrition grave.

Dans un second document, une analyse fondée sur les caractéristiques de l'enfant, des parents et de l'environnement sanitaire, collectées en même temps que la taille et le poids, mettra en évidence les facteurs de malnutrition, dont plusieurs sont liés aux dépenses publiques d'éducation et de santé.

Mais la somme d'informations nouvelles et fiables que nous apporte ce premier texte justifie d'ores et déjà sa publication dans la série « Documents techniques » du Centre de Développement de l'OCDE. Puissent les chercheurs d'autres organisations préoccupées par la pauvreté en Afrique profiter de ces informations, et accélérer ainsi l'adoption de politiques efficaces de lutte contre la pauvreté dans les pays les plus pauvres.

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

ABSTRACT

This Technical Paper reports on the first assessments of poverty in sub-Saharan Africa based on anthropometric data collected in 19 countries for the Demographic and Health Surveys. The poverty studied is absolute poverty, which can be defined as the inability of a family to meet sufficient consumption levels to maintain a satisfactory state of health and normal growth of its children in order to avoid serious malnutrition. (The other two concepts of poverty, relative poverty and subjective poverty, are not used in this study). Statistically, any child under five years of age whose height (or weight) is more than two standard deviations below median height in developed countries is considered to be suffering from serious malnutrition.

The percentages of children with serious malnutrition (and thereby of families classed as below the threshold of absolute poverty) range from, roughly, 15-20 per cent in medium-income countries (Cameroon, Côte d'Ivoire, Zimbabwe) to more than 50 per cent in the very poor countries such as Madagascar and Niger.

The importance of the relationship between macro-economic data (GDP per inhabitant) and these percentages, which are based on micro-economic data, emerges from the study. On the one hand, rates of malnutrition are closely linked to the percentages of poor people (when these are estimated on the basis of a flexible threshold of absolute poverty, GDP per inhabitant and income distribution). On the other hand, these rates depend on GDP per inhabitant through a non-linear relationship (the logarithm of the rate of malnutrition is a function of GDP per inhabitant). Moreover, public spending on health as a proportion of GDP has a significant negative effect on these rates.

The rates of malnutrition in countries not included in our sample were estimated on the basis of these relationships. According to these rates and the rates observed in our sample of 19 countries, approximately 42 million children of under 5 years of age were suffering from serious malnutrition in sub-Saharan Africa in 1996.

Using data collected by the Demographic and Health Surveys, a second Technical Paper will show how other factors, several of which depend on the state (such as education of mothers, their access to information, infrastructure), have an important impact on malnutrition rates.

RÉSUMÉ

Ce document technique présente la première estimation de la pauvreté en Afrique subsaharienne fondée sur les données anthropométriques collectées dans 19 pays par les *Demographic and Health Surveys*. La pauvreté étudiée est la pauvreté absolue (les deux autres concepts, de pauvreté relative et de pauvreté subjective, ont été exclus), qui est définie comme l'incapacité d'une famille à assurer toutes les consommations nécessaires pour un état de santé satisfaisant et une croissance normale de ses enfants, de sorte que ceux-ci souffrent de malnutrition grave. Statistiquement, on considère que tout enfant de moins de cinq ans qui a une taille (ou un poids) inférieure de plus de deux écarts types à la taille médiane dans les pays développés est un cas de malnutrition grave.

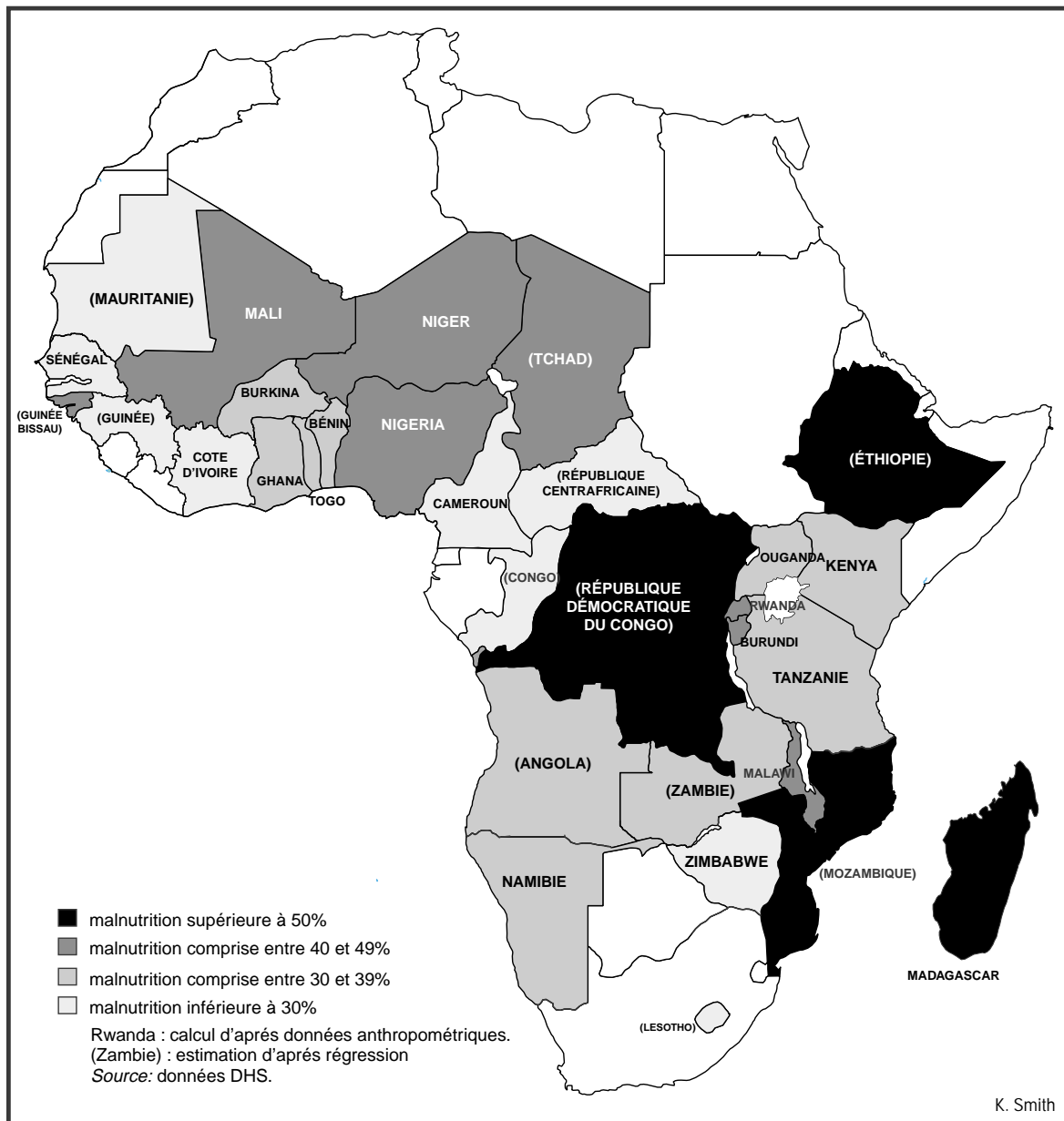
Les pourcentages d'enfants souffrant de malnutrition grave (et donc ceux de familles classées en dessous du seuil de pauvreté absolue) vont de 15-20 pour cent environ dans les pays à revenu intermédiaire (Cameroun, Côte d'Ivoire, Zimbabwe) à plus de 50 pour cent dans les pays très pauvres comme Madagascar et le Niger.

On a ensuite mis en évidence des relations entre des données macro-économiques (PIB par habitant) et ces pourcentages qui reposent sur des données micro-économiques. D'une part, les taux de malnutrition sont liés étroitement aux pourcentages de pauvres (si ceux-ci sont estimés à partir d'un seuil flexible de pauvreté absolue, du PIB par habitant et de la distribution des revenus) et, d'autre part, ces taux dépendent du PIB par habitant par une relation non linéaire (le logarithme du taux de malnutrition est fonction du PIB par habitant). De plus, la part des dépenses publiques de santé dans le PIB a un effet négatif significatif sur ces taux.

Les taux de malnutrition dans les pays hors échantillon ont pu être estimés d'après ces relations. D'après ces taux et les taux observés dans notre échantillon de 19 pays, environ 42 millions d'enfants de moins de cinq ans souffraient de malnutrition grave en Afrique subsaharienne en 1996.

Grâce à des données collectées par les « *Demographic and Health Surveys* », on montrera dans un second document comment d'autres facteurs, dont plusieurs dépendent de l'État (comme l'éducation de la mère, son accès à l'information, les infrastructures), ont une incidence importante sur les taux de malnutrition.

La malnutrition en Afrique subsaharienne les taux de malnutrition grave (indic2)



Les frontières et les noms sur cette carte n'impliquent pas une reconnaissance ou une acceptation quelconque par l'OCDE.

INTRODUCTION

L'Afrique subsaharienne étant avec le sous-continent indien l'une des deux régions du monde où la pauvreté est la plus étendue et où elle s'aggrave (le nombre absolu de pauvres augmente et, dans beaucoup de pays, la proportion de pauvres dans la population s'accroît), l'intérêt d'une nouvelle estimation du nombre de pauvres dans cette région est évident. Cette nouvelle estimation se justifie pour deux raisons. D'une part, les estimations antérieures se révèlent être souvent contradictoires, comme nous le montrerons par une comparaison des évaluations obtenues à l'aide des différents indicateurs disponibles. D'autre part, il existe des données anthropométriques récentes pour 19 pays qui représentent 70 pour cent de la population de cette région (à l'exclusion de la république d'Afrique du Sud), de telle sorte que si l'on établit une relation entre ces données et une variable disponible dans tous les pays, on peut obtenir par extrapolation des chiffres assez fiables pour la pauvreté dans l'ensemble de cette région.

Précisons d'abord qu'étant donné la référence choisie (les statistiques anthropométriques), ce document concerne uniquement la pauvreté *absolue*. Ainsi se trouvent exclus les deux autres concepts, de pauvreté *relative* et de pauvreté *subjective*. Le premier est lié à l'idée d'intégration à la société où l'on vit. Comme les consommations courantes varient avec le revenu moyen, y , il faut un revenu au moins égal à une proportion donnée de y pour ne pas être exclu de la société ; cette proportion est estimée à 50 pour cent du revenu moyen par les statistiques de l'Union européenne, à 0,5 fois le revenu médian par celles de l'INSEE (France). De fait, cet indicateur reflète la distribution des revenus. Dans un pays africain où cette distribution est égalitaire, on pourrait n'avoir que 20 pour cent de pauvres tandis que 70 pour cent des enfants souffriraient de malnutrition. Dans un pays voisin, inégalitaire mais plus développé, la proportion de pauvres pourrait être le double et celle d'enfants mal nourris la moitié. Cet exemple montre que le concept de pauvreté *relative* ne peut s'appliquer qu'à un pays et est incompatible avec la sommation des effectifs de pauvres dans une région. Par ailleurs, il est également évident que des familles qui ne souffrent pas de malnutrition peuvent se sentir exclues de la société parce qu'elles n'ont pas accès à des biens considérés comme essentiels — posséder, par exemple, un poste de télévision, habiter un logement dont le sol est en ciment et non en terre battue. En raison de cette exclusion, ces familles se considèrent à juste titre comme pauvres, ce terme se référant à la notion de pauvreté *subjective*.

Dès lors que l'on exclut les deux concepts de pauvreté relative et de pauvreté subjective, on doit préciser les notions essentielles sur lesquelles repose la notion de pauvreté absolue telle qu'elle est étudiée dans ce document. Notre analyse part de la notion de besoins en aliments et en soins à satisfaire pour qu'un individu soit en bonne santé. Ce faisant, nous limitons notre critère de non-pauvreté à une bonne santé, en considérant comme pauvres tous les individus qui sont en mauvaise santé parce que ces besoins ne sont pas satisfaits (et uniquement pour cette raison, car il est évident que beaucoup de personnes peuvent être en mauvaise santé pour d'autres raisons)¹.

Nous avons ainsi exclu tout critère autre que la santé et nous considérons ces variables :

- les besoins en aliments, en soins et en médicaments pour assurer un état de santé satisfaisant et, en particulier, une croissance normale des enfants (taille et poids) ; la notion de « croissance normale » se réfère à la croissance observée dans une population où tous ces besoins sont satisfaits pour tous les enfants ;
- les consommations correspondantes d'aliments et de soins (y compris l'accès à des équipements lorsque la santé en dépend) pour satisfaire ces besoins ;
- les données anthropométriques sur la taille et le poids des enfants et des mères, collectées par les enquêtes *Demographic and Health Surveys* (DHS).

Avec ces enquêtes, nous ne connaissons ni les besoins ni les consommations par individu. En revanche, nous possédons des données anthropométriques qui reflètent, pour chaque personne, l'écart entre les besoins et les consommations. Nous disposons par ailleurs des mêmes données anthropométriques pour les pays développés, et nous considérons les valeurs moyennes de taille et de poids pour un âge donné de ces pays comme des normes de référence, suivant ainsi la méthode choisie par tous les auteurs qui ont déjà étudié la malnutrition. Enfin, nous supposons que, dans les pays développés, les distributions de la taille ou du poids suivent une loi normale. D'après ces données, on considère qu'un enfant dans un pays africain souffre de malnutrition grave (légère) s'il a une taille (ou un poids) inférieure de plus de deux écarts types (un écart type) à la taille médiane (poids médian) dans les pays développés.

D'autre part, nous considérons qu'il y a pauvreté *absolue* lorsqu'un enfant souffre de *malnutrition grave*. Ainsi, la pauvreté absolue est définie comme l'incapacité d'une famille à assurer toutes les consommations nécessaires pour un état de santé satisfaisant de ses membres et, en particulier, une croissance normale des enfants.

Ce concept de pauvreté absolue ne correspond pas à un seuil fixe (par exemple 500 dollars par an pour les consommations citées *supra*), parce que le coût de la satisfaction des besoins varie. Comme nous le verrons (section I), le coût augmente avec le PIB par habitant, de telle sorte que l'on peut parler d'un seuil flexible de pauvreté absolue — soit le seuil des dépenses qui garantissent la satisfaction des besoins cités. Ce seuil peut s'élever par exemple de 200 à 400 dollars par an selon qu'un pays est très pauvre ou atteint un revenu intermédiaire. Mais il correspond dans les deux pays aux consommations d'aliments, de soins, de médicaments... assurant le même état de santé pour les individus reflété par les mêmes données anthropométriques.

Ce document comprend trois sections. La première présente les concepts essentiels — pauvreté absolue, revenu ou consommation par habitant, distribution des revenus — afin d'expliquer comment on estime le pourcentage de pauvres en fonction de ces données. La deuxième section concerne les données anthropométriques et leurs relations avec le seuil de pauvreté absolue. Dans la troisième section, nous procédons à la confrontation de ces données avec divers indicateurs de pauvreté, et nous montrons comment un indicateur de pauvreté absolue flexible (le seuil de pauvreté varie en fonction de y) est finalement le plus approprié pour expliquer la malnutrition. On l'utilise conjointement avec les données anthropométriques pour estimer les effectifs de pauvres en Afrique (ce terme étant entendu désormais dans le sens restrictif d'Afrique subsaharienne).

I. PAUVRETÉ ABSOLUE, REVENU MOYEN ET DISTRIBUTION DES REVENUS

L'étude de Ravallion (1998) fait le point sur la notion de pauvreté absolue, au sens étroit, en fonction des besoins nutritionnels.

Pour chaque individu, les capacités d'activité sont fonction de la consommation alimentaire et des caractéristiques de l'individu (âge, emploi...), étant entendu que les emplois requièrent plus ou moins d'énergie selon qu'il s'agit de tâches physiques ou de bureau. Le seuil de pauvreté est défini comme la consommation minimale qui permet à la fois de maintenir un état de santé correct et d'exécuter les tâches professionnelles. S'il s'agit d'enfants du même âge et de moins de cinq ans, il est évident que ce seuil varie peu entre eux. Ainsi, selon cette définition du seuil de pauvreté, tout individu classé au-dessus du seuil doit présenter des caractéristiques anthropométriques (poids, taille ou autre variable comme la circonférence des bras) normales, ce terme se référant à la distribution observée de chaque caractéristique dans une population de pays développé, bénéficiant toujours d'une nutrition conforme aux besoins (voir la section II).

Pour appliquer cette définition du seuil de pauvreté, il faut estimer empiriquement la relation entre dépense alimentaire (ou dépense totale) et consommation de calories. Si l'on néglige les caractéristiques des individus (en supposant par exemple qu'il s'agit uniquement de ruraux accomplissant des tâches semblables), on peut fixer un seuil minimal de calories (2 250 calories par adulte, par exemple, chiffre retenu par Greer et Thorbecke, 1986). Dès lors, connaissant la relation entre dépense alimentaire et consommation de calories, on en déduit le montant de dépense alimentaire correspondant au seuil de pauvreté, soit ca_z . Cette méthode standard qui repose sur la consommation de calories (*food-energy intake*) est connue depuis longtemps (avec Dandekar et Rath, en 1971) et a été appliquée à de nombreux pays. L'article de Greer et Thorbecke (1986) en donne une bonne illustration avec le cas du Kenya, où la relation entre consommation de calories et dépense alimentaire est estimée dans six régions. La valeur de ca_z varie de 327 à 403 shillings selon la région, parce que les prix et les préférences alimentaires diffèrent d'une région à l'autre. L'avantage de cette méthode est d'estimer le coût effectif de l'acquisition d'une ration correspondant à 2 250 calories pour un consommateur représentatif de la population de chaque région. Comme l'indique Ravallion (1998), cette méthode nous indique la valeur monétaire de la consommation ca_z qui garantit la satisfaction des besoins nutritionnels de base. Les travaux empiriques s'accordent sur la nature de cette relation : la consommation de calories est une fonction croissante non linéaire (concave) de la dépense alimentaire². On peut estimer au moyen d'une régression cette relation ou, plus simplement, considérer des ensembles homogènes de ménages (même activité, même système de prix) et les classer selon la dépense alimentaire et la consommation de calories par adulte. En fonction d'une consommation minimale donnée de calories, on en déduit ca_z . Comme les enquêtes sur les budgets indiquent à la fois la consommation alimentaire et la consommation totale, on connaît en même temps c_z , soit la dépense totale correspondant au seuil de pauvreté.

Toute approche présente des avantages et des inconvénients ; comme cette approche est utilisée depuis assez longtemps, ils ont déjà été recensés en détail.

Plusieurs avantages justifient cette méthode. D'abord, d'après les nutritionnistes, toute personne qui consomme un certain nombre de calories par jour est quasiment assurée que ses besoins en protéines, vitamines et autres éléments nutritifs sont satisfaits. Les statistiques sur les dépenses alimentaires et sur les consommations de calories figurent parmi les données assez fiables que l'on collecte dans les enquêtes sur les budgets des familles. Les données anthropométriques permettent de vérifier les statistiques sur la consommation de calories, parce qu'elles enregistrent nécessairement tout phénomène de malnutrition. C'est pour cette raison que les enquêtes de type LSMS (*Living Standard Measurement Survey*, ou « enquête de mesure du niveau de vie ») ont systématiquement collecté toutes ces données. Enfin, cette approche par la consommation de calories n'exige pas de statistiques sur les prix, parce qu'il n'est pas nécessaire de valoriser chaque consommation³. On observe simplement pour chaque individu la consommation de calories et la dépense alimentaire totale. Comme les enquêtes indiquent à la fois les dépenses alimentaires et les autres, on a automatiquement la dépense totale par individu qui correspond à la consommation minimum de calories, et donc au seuil de pauvreté y_z , si l'on suppose que les ménages pauvres consomment tout leur revenu ($c_z = y_z$).

Mais cette méthode présente aussi des inconvénients quand elle est appliquée à un ensemble hétérogène de ménages. La plupart des exemples cités par Ravallion (1998) concernent l'opposition entre ménages ruraux et urbains. Comme les prix relatifs de biens alimentaires par rapport aux autres sont plus élevés en ville qu'en zone rurale, pour un niveau donné de dépense/revenu, un ménage urbain consomme moins de biens alimentaires (et de calories), ce qui ne signifie pas qu'il soit plus pauvre. De même, les activités en ville requièrent moins de calories que les travaux agricoles, ce qui entraîne une dépense alimentaire inférieure pour le même revenu. Enfin, les goûts peuvent différer : si un ménage urbain préfère un produit plus cher (le riz par rapport au mil, par exemple), il va consommer moins de calories pour la même dépense alimentaire⁴. Toutes ces remarques montrent que la consommation totale de biens et de services peut être un meilleur indicateur de niveau de vie que celle de calories. Mais on peut atténuer ces inconvénients en choisissant des ensembles de ménages relativement homogènes. Pour les pays africains, le clivage ruraux/urbains paraît le plus adapté, étant donné que les principales différences de prix, de comportement et d'activités en dépendent. D'autre part, les tableaux des enquêtes nationales de budget, comme les documents DHS, distinguent ces deux ensembles de ménages.

Habituellement, les autorités nationales estiment le taux de pauvreté à partir d'enquêtes de budget sur les dépenses alimentaires et les consommations de calories. Ainsi au Salvador, on a estimé le pourcentage de personnes très pauvres à 10 pour cent d'après l'enquête de 1991-92, le seuil de grande pauvreté étant défini par le coût des biens alimentaires de base procurant 2 200 calories par jour (World Bank, 1995). Le coût d'un tel panier de biens augmente avec le PIB par habitant pour plusieurs raisons : hausse du prix de ces produits alimentaires de base par rapport au prix des autres biens, changements dans la composition du panier de biens consommés, part croissante de la population urbaine alors que les produits alimentaires coûtent plus cher en ville qu'à la campagne, disparition progressive de l'autoconsommation⁵... Cela conduit à la notion de seuil flexible de pauvreté absolue.

Ainsi, à partir d'un échantillon de 48 pays en développement (dont 16 en Afrique subsaharienne), Ali et Thorbecke (1998) ont estimé la relation entre le revenu moyen y et un seuil de pauvreté y_z par pays obtenu de la manière suivante. Ils ont choisi pour chaque

pays l'étude la plus pertinente faite par les services statistiques nationaux qui ont estimé le seuil de pauvreté en fonction de la dépense alimentaire et de la consommation de calories. Ils ont obtenu cette relation :

$$\text{Log } y_z = \underset{(100,9)}{5,181} + \underset{(18,3)}{0,00158 y} - \underset{(10,9)}{0,000\ 000\ 3485 y^2} \quad R^2 = 0,96$$

(entre parenthèses, les t de Student en valeur absolue).

Le tableau 1 montre les variations de y_z en fonction de y . Dans les pays les plus pauvres comme le Niger, y_z dépasse nettement le revenu moyen (240 dollars au lieu de 200 dollars). Les deux valeurs s'égalisent pour $y = 280$ dollars, puis le rapport y_z/y baisse à mesure qu' y augmente. Ainsi, pour la Côte d'Ivoire, ($y = 660$ dollars), il passe à 0,65 et ensuite à 0,60 et 0,52 pour $y = 1\ 000$ et $2\ 000$ dollars.

Tableau 1. **Seuil de pauvreté et PIB/hab**
(d'après la relation d'Ali et Thorbecke)

PIB/hab (y) (en dollars)	Seuil de pauvreté (y_z) (en dollars)
100	207
200	240
300	276
400	316
500	359
600	404
700	453
800	503
900	556
1000	609
1200	717
1400	820
1600	913
1800	988
2000	1040
2200	1064
2400	1060

Dès lors que l'on connaît y_z en fonction de y , il faut prendre en compte la distribution des revenus pour estimer le pourcentage de pauvres dans la population. Le tableau 2 indique la distribution par vingtième pour les 19 pays disposant d'enquêtes DHS. Par définition, si la part d'un vingtième est égale ou supérieure à 5 pour cent, ce quantile a un revenu égal ou supérieur à y ; de même si $y_z/y = 0,5$, tout vingtile recevant moins de 2,5 pour cent se classe en dessous du seuil de pauvreté⁶. Étant donné que l'inégalité varie beaucoup des pays les plus égalitaires, comme le Togo et le Burundi, au plus inégalitaire, la Namibie, on aura pour la valeur 0,5 des pourcentages de pauvres allant de 25 pour cent au Burundi à 65 pour cent en Namibie.

Tableau 2. Distribution des revenus par vingtile

Vingtile	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
Bénin	= Togo																			
Burkina Faso	= Togo																			
Burundi	1.5	1.7	1.9	2.1	2.3	2.5	2.7	2.9	3.1	3.3	3.6	4	4.4	4.9	5.4	6.2	7.8	9.8	11.4	18.5
Cameroun	= Côte d'Ivoire																			
Côte d'Ivoire	1	1.1	1.2	1.4	1.5	1.7	2	2.2	2.5	3	3.4	3.8	4.2	4.7	5.3	6.5	9	11	12	22.5
Ghana	1.3	1.5	1.7	1.9	2.1	2.3	2.5	2.7	3	3.3	3.6	4	4.4	4.9	5.4	6.3	8	10.2	11.7	19.2
Kenya	0.7	0.8	0.9	1.0	1.2	1.4	1.6	1.8	2.1	2.4	2.7	3	3.4	3.9	4.4	5.2	10.7	11.8	13	28
Madagascar	1.2	1.4	1.6	1.8	2	2.2	2.4	2.6	2.8	3	3.2	3.4	3.7	4	4.4	5.3	9	10.5	11.5	24
Malawi	1.1	1.3	1.5	1.7	1.9	2.1	2.3	2.5	2.7	3	3.3	3.6	4	4.4	4.8	5.3	9	11	12	22.5
Mali	= Togo																			
Namibie	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1	1.1	1.2	1.4	1.6	1.8	2	2.3	2.6	2.9	3.2	5	7.7	20	42
Niger	= Togo																			
Nigeria	= Sénégal																			
Ouganda	1.1	1.3	1.5	1.7	1.9	2.1	2.3	2.5	2.7	3	3.3	3.6	4	4.5	5.1	5.9	9	11	11.7	21.8
Rwanda	= Burundi																			
Sénégal	0.8	0.9	1	1.2	1.3	1.5	1.7	2	2.3	2.6	3	3.4	3.8	4.2	4.7	5.5	10.5	11.5	12.5	25.6
Tanzanie	= Sénégal																			
Togo	1.4	1.6	1.8	2	2.2	2.4	2.6	2.8	3	3.2	3.6	4	4.4	4.9	5.4	6.3	8	10	11.5	18.9
Zimbabwe	0.6	0.7	0.8	0.9	1	1.1	1.3	1.6	1.9	2.2	2.5	2.9	3.3	3.8	4.4	5.1	11.5	12.5	13.5	28.4

Ainsi, le pourcentage de pauvres p_z dans un pays résulte de deux facteurs, de la valeur de y puisque y_z/y diminue à mesure que y croît et de la distribution des revenus (p_z étant d'autant plus élevé pour y constant que l'inégalité est plus forte).

Le tableau 3 indique les valeurs de p_z pour 19 pays, calculés à partir du tableau 2 et du PIB par habitant en 1996⁷.

Tableau 3. Pourcentage de pauvres, Pz-
(d'après la méthode d'Ali et Thorbecke)

Bénin	60.3	Namibie	62.8
Burkina Faso	71.6	Niger	75.3
Burundi	80.0	Nigeria	72.9
Cameroun	53.5	Ouganda	66.7
Côte d'Ivoire	52.7	Rwanda	77.1
Ghana	59.5	Sénégal	57.8
Kenya	69.2	Tanzanie	79.9
Madagascar	73.8	Togo	66.4
Malawi	79.8	Zimbabwe	62.5
Mali	70.4		

II. DONNÉES ANTHROPOMÉTRIQUES ET PAUVRETÉ ABSOLUE

Ces données présentent plusieurs avantages reconnus. Elles concernent des individus, enfants de moins de cinq ans et mères, pour les DHS, ou tous les individus, pour les LSMS, ce qui évite un problème très difficile : estimer la répartition des denrées entre les membres de la famille⁸. Il est plus facile de mesurer le poids d'un individu que sa consommation de calories. Enfin, dès lors que le poids se situe en dessous de -2 écarts types pour la dispersion dans la population de référence (celle d'un pays développé), il est très probable que l'individu a eu, sur une période de plusieurs semaines, une consommation de calories nettement inférieure à la norme. Les coûts pour mesurer la taille et le poids sont faibles, et ces mesures peuvent se faire sans difficulté, même dans une zone rurale et pauvre.

Toutefois, ces données ont aussi leurs limites. Une maladie récente et prolongée peut entraîner une insuffisance de poids pour plusieurs raisons (manque d'appétit, parasites intestinaux, diarrhée...), même si la personne dispose en principe d'une ration alimentaire suffisante. Des carences de certains produits spécifiques (comme le zinc) peuvent affecter la taille, même si la quantité de calories consommées est suffisante. Enfin, un poids satisfaisant (compris entre ± 2 écarts types) ne garantit pas que l'individu est capable d'avoir une activité physique plus ou moins intense en fonction de son emploi (il peut, étant sous-alimenté, avoir réduit son activité).

Nous disposons avec les enquêtes DHS de la taille et du poids des enfants de moins de cinq ans dans 19 pays, de la taille et de l'indice de Quetelet (le poids en kilos, divisé par le carré de la taille en mètres) pour les mères dans neuf pays. Pour les enfants, l'indicateur « taille pour âge » reflète les conditions de vie depuis la naissance. Par exemple, un enfant de quatre ans correctement nourri peut avoir une faible taille parce qu'il a souffert de malnutrition entre un et trois ans. En revanche, l'indicateur « poids pour taille » indique l'état nutritionnel présent. Enfin, l'indicateur « poids pour âge », qui mesure également cet état, est d'autant plus fiable qu'il repose sur une seule mesure (ce qui est vrai aussi pour l'indicateur « taille pour âge ») ; mais il ne distingue pas les enfants qui pèsent moins selon qu'ils sont sous-alimentés ou de petite taille. Il en va de même pour la mère : la taille est liée au passé tandis que l'indice de Quetelet traduit l'état nutritionnel actuel.

On suppose une distribution normale pour chaque indicateur et l'on se réfère aux valeurs observées dans un pays développé (les États-Unis pour la taille et le poids des enfants, la Grande-Bretagne pour les adultes)⁹. On calcule par exemple :

pour le poids la valeur $z = \frac{\text{poids d'un enfant} - \text{poids médian dans la population de référence}}{\text{écart type dans la population de référence}}$

Si $z = -2$, cela signifie que cet enfant a un poids inférieur de 2 écarts types au poids médian dans la population de référence.

Les études menées sur des populations d'adultes dans des pays en développement montrent à la fois une chute de l'activité physique et une forte hausse du nombre de jours de maladie par an lorsque l'indice de Quetelet est égal ou inférieur à 18,5¹⁰. On peut

parler de malnutrition grave pour les enfants à partir de $z=-2(\sigma)$, étant entendu que l'intervalle $-1(\sigma)$ à $-2(\sigma)$ correspond à une malnutrition légère. Pour une valeur inférieure à $-2(\sigma)$, on ne compte que 2,5 pour cent de la population dans un pays développé, ce qui correspond uniquement à des cas pathologiques. On peut donc considérer que l'écart entre le pourcentage d'individus classés en dessous de ce seuil et 2,5 pour cent s'explique par la pauvreté. Pour simplifier, on considérera le pourcentage observé p_z comme une approximation, mais il faut se rappeler que la valeur pertinente est l'écart entre p_z et 2,5 pour cent lorsque la valeur de p_z est assez faible (par exemple moins de 10 pour cent).

Si le critère de pauvreté est une alimentation insuffisante des enfants, on considérera comme pauvres ou assez pauvres toutes les familles dont les enfants souffrent de malnutrition grave [seuil de $-2(\sigma)$] ou légère [seuil de $-1(\sigma)$].

Le tableau 4 indique les pourcentages d'enfants touchés par la malnutrition. Il s'agit de données brutes. On a également estimé les pourcentages corrigés en supposant que tous les enfants décédés après cinq mois et avant cinq ans auraient souffert de malnutrition s'ils avaient survécu, et qu'en cas de non-réponse, la répartition en fonction de la taille ou du poids est la même que celle indiquée en cas de réponse. On obtient dans ce cas des pourcentages supérieurs de un à sept points selon l'indicateur. En données brutes, pour l'indicateur poids/âge et le seuil de $-2(\sigma)$, les pourcentages varient de moins de 20 pour cent (Cameroun, Zimbabwe) à presque 50 pour cent (Madagascar, Niger). Pour l'indicateur taille/âge, les valeurs extrêmes sont proches de 24 pour cent (Zimbabwe et Sénégal) et de 58 pour cent (Madagascar). Le fait que dans la majorité des pays, le rapport taille/âge corresponde à plus de cas de malnutrition que l'indicateur poids/âge n'est pas surprenant puisqu'il enregistre toutes les périodes de malnutrition depuis la naissance et non pas seulement les situations actuelles de malnutrition. Il est probable que les pourcentages bruts sous-estiment la malnutrition parce que certains enfants décédés souffraient en permanence d'une malnutrition grave. Mais les pourcentages corrigés surestiment la malnutrition, étant donné qu'une partie des décès ne sont pas dus à la malnutrition, certains pouvant résulter par exemple d'une épidémie. D'ailleurs, même dans des pays développés où les conditions de vie sont tout à fait satisfaisantes pour les enfants, la mortalité infantile ne peut pas être réduite aux seuls décès par accident sans aucun rapport avec l'état de santé. Cela signifie que les valeurs exactes se situent entre les pourcentages bruts et les pourcentages corrigés, sans que nous puissions donner plus de précisions. Mais cette marge d'incertitude ne paraît pas gênante, car les régressions concernant ces indicateurs anthropométriques (tableau 7a) donnent presque les mêmes résultats, que l'on retienne les données brutes ou les données corrigées.

Tableau 4. Données anthropométriques

Pays	Année	ITA	IPA	INDIC1	ITAC	IPAC	INDIC1C	ITA2	IPA2	INDIC2
Bénin	1996	57.9	68.2	63.05	62	71.3	66.65	28.8	34	31.4
Burkina Faso	1992	64.1	69.7	66.9	69.1	73.9	71.5	37.1	36.5	36.8
Burundi	1987	78.8	76.1	77.45	81.1	78.6	79.85	50	40.3	45.15
Cameroun	1991	59.3	48.3	53.8	62.9	52.8	57.85	28.7	16.6	22.65
Côte d'Ivoire	1994	58.2	61.1	59.65	62.1	64.7	63.4	28.1	27.5	27.8
Ghana	1988	63	68.5	65.75	67.1	72	69.55	31.5	32.4	31.95
Kenya	1993	67.3	57.9	62.6	69.9	61.3	65.6	35.5	24.1	29.8
Madagascar	1992	83.9	80.7	82.3	86	83.1	84.55	58.3	45.2	51.75
Malawi	1992	79.8	64	71.9	83.5	70.6	77.05	54.3	30.8	42.55
Mali	1995	61.7	76	68.85	67.1	79.3	73.2	35.7	47.3	41.5
Namibie	1992	61.5	62.7	62.1	64.1	65.3	64.7	30.7	29.3	30
Niger	1992	71.2	79.2	75.2	77.7	83.9	80.8	44.7	48.7	46.7
Nigeria	1990	70.5	70.5	70.5	74.7	74.7	74.7	46.4	38.8	42.6
Ouganda	1988	76	59	67.5	79.4	64.7	72.05	48.1	25.3	36.7
Rwanda	1992	82.1	69.1	75.6	84.2	72.7	78.45	52.7	32.1	42.4
Sénégal	1992	56.6	59.5	58.05	60.9	63.6	62.25	27.3	25	26.15
Tanzanie	1992	76.9	66.4	71.65	79.4	70.1	74.75	46.9	32	39.45
Togo	1988	63.5	59.5	61.5	67.5	63.9	65.7	33.3	27.8	30.55
Zimbabwe	1994	57.8	50.6	54.2	60.6	53.9	57.25	24.7	18	21.35

Notes :

ITA : Taille pour âge. Pourcentage d'enfants classés $< 1(\sigma)$

IPA : Poids pour âge. Pourcentage d'enfants classés $< 1(\sigma)$

INDIC1 : Moyenne ITA + IPA

ITAC : ITA corrigé pour mortalité infantile

IPAC : IPA corrigé pour mortalité infantile

INDIC1C : INDIC1 corrigé pour mortalité infantile

ITA2 : Taille pour âge. Pourcentage d'enfants classés $< 2(\sigma)$

IPA2 : Poids pour âge. Pourcentage d'enfants classés $< 2(\sigma)$

INDIC2 : Moyenne ITA2 + IPA2

Tableau 6. Taille pour âge et indicateurs de pauvreté

Variable expliquée	constante	p_z	p_i (FAO)	HDI c	p_1 (BM)	p_2 (BM)	R ²
ITA [-1(σ)]	8.8 (0.9)	.87 (6.2)	113 (2)	-.22 (1.3)	.24(3.5)	.44(3.1)	0.69
	55 (8.7)						0.19
	75 (13)						0.10
	51 (10)						0.42
	28 (2.2)						0.36
ITA en log	.69 (1.2)	.84 (6.2)(a)					0.69
ITA2 [-2(σ)]	-29 (2-8)	1 (6.5)	110 (1.7)	-.35 (1.9)	.26 (3.2)	.54 (3.4)	0.71
	27(3.5)						0.14
	50 (8)						0.18
	21 (3.6)						0.37
	-8-7 (0.6)						0.41
ITA2 en log	-3.6 (3.4)	1.74 (6.7)(a)					0.73

(a) p_z en log.

Note : ce tableau, comme ceux qui suivent, indiquent les t de Student en valeur absolue.

Les enquêtes DHS montrent une relation évidente et prévisible entre malnutrition et mortalité infantile. Chaque enquête concerne tous les enfants ayant entre cinq et 59 mois au moment de l'enquête ou qui auraient eu cet âge s'ils avaient survécu. Ainsi, on ne prend pas en compte la mortalité néonatale (pendant les 15 jours qui suivent la naissance), qui est liée souvent à la malnutrition de la mère ; en choisissant l'âge de cinq mois comme point de départ, on observe une mortalité seulement liée à la santé de l'enfant¹¹. Le taux de mortalité pour cette population de cinq à 59 mois varie beaucoup selon les pays, de 6 pour cent au Zimbabwe en 1988 à 22,4 pour cent au Niger ou à 12,5 pour cent à Madagascar¹². Les taux de mortalité sont d'autant plus élevés que les pourcentages d'enfants souffrant de malnutrition sont importants. Dans ces deux pays, Madagascar et Niger, les pourcentages d'enfants caractérisés par une malnutrition gravissime (soit en dessous de -3σ) sont les mêmes, environ 20 pour cent (au lieu de 5 pour cent au Zimbabwe) et il est certain que beaucoup de décès sont imputables à une telle malnutrition, puisque l'enfant est dans un tel état de faiblesse avant d'être atteint par une maladie que celle-ci l'emporte, alors qu'elle n'aurait jamais été mortelle pour un enfant nourri normalement. Mais la malnutrition n'est pas la seule raison de cette surmortalité infantile, puisque dans ces deux pays où la situation nutritionnelle est la même, le taux de mortalité varie de 1 à 2. D'autres variables, comme les services de santé, peuvent expliquer ces différences.

Cependant, il faut souligner une discordance importante entre les données anthropométriques. Le pourcentage de mères souffrant de malnutrition d'après l'indice de Quetelet ($< 18,5$) est beaucoup plus faible que celui d'enfants ayant un poids très insuffisant [$< 2(\sigma)$]. En moyenne, on a des pourcentages de l'ordre de 10 pour cent, voire inférieurs, alors que les pourcentages d'enfants en dessous de $-2(\sigma)$ atteignent 30 pour cent ou davantage. Sachant que le pourcentage de mères ayant une taille insuffisante [$< 2(\sigma)$] est également faible, on en déduit d'après les pourcentages relatifs à l'indice de Quetelet qu'il en va de même pour le poids. Ce paradoxe peut s'expliquer ainsi¹³. Les enfants qui se classent par le poids et la taille au-dessous de $-1(\sigma)$ ou $-2(\sigma)$ sont en majorité nourris suffisamment, puisqu'ils peuvent s'alimenter en céréales comme leur mère. Mais ils subissent les handicaps suivants :

- pour tout enfant, il faut compléter à partir de 6-8 mois (et encore plus à partir d'un an) le lait maternel par d'autres aliments, notamment ceux contenant du fer et des oligo-éléments comme le zinc. Ensuite, lorsque l'allaitement a cessé, et jusqu'à l'âge de cinq ans (soit l'âge limite pour les populations enquêtées), une alimentation limitée à des céréales comme le mil ou le sorgho est déséquilibrée, car elle ne contient pas assez de lipides et de protides¹⁴. La viande par exemple est nécessaire parce qu'elle apporte beaucoup de protides. Celles-ci sont indispensables à la réaction immunitaire de l'organisme contre les infections de toute nature. Une carence en protides enclenche en quelque sorte un cercle vicieux : l'enfant est plus facilement infecté et lorsqu'il l'est, l'infection dure beaucoup plus longtemps. En effet, chaque infection accroît le besoin en protides et comme l'enfant en manquait déjà auparavant, la carence est aggravée par la maladie. Or, tant qu'il est infecté, l'enfant ne prend pas de poids et peut même en perdre. Comme les familles pauvres ne peuvent pas financer une alimentation équilibrée (qui coûte plus chère que le mil), leurs enfants souffrent de carences qui à la fois freinent la croissance et favorisent les infections ;
- tout enfant (jusqu'à 5-6 ans) souffre de pathologies infantiles (plaies infectées, diarrhées, parasitoses intestinales, toux, fièvre...) qui aggravent la carence en protides. Celles-ci entraînent des pertes de poids si elles ne sont pas soignées rapidement et

efficacement. Les familles pauvres n'ont pas les moyens de payer les soins et les médicaments. Il est donc probable que les enfants traînent pendant des mois des maladies plus ou moins déclarées. Plus les familles sont pauvres, plus les facteurs responsables de ces pathologies sont nombreux, comme un sol intérieur en terre battue au lieu de ciment, l'absence d'eau potable, de réfrigérateur ... Ces pathologies fréquentes et mal soignées ont une incidence négative (voir Martorell et Habicht, 1986) sur le poids et la taille de l'enfant (après trois jours de diarrhées, un enfant perd jusqu'à 10 pour cent de son poids, et des diarrhées chroniques entraînent une mauvaise absorption des protéines), et cette incidence est durable car il faut ensuite plusieurs années pour que l'enfant retrouve le poids et la taille qui correspondent à son âge. Un enfant de quatre ans qui dispose d'une ration suffisante de céréales peut présenter de tels retards à cause de pathologies fréquentes et non soignées jusqu'à l'âge de trois ans.

Cette analyse montre que des retards de poids ou de taille peuvent avoir des causes différentes : soit, première hypothèse, il s'agit d'une ration alimentaire insuffisante en quantité soit, seconde hypothèse, une ration inadéquate parce que déséquilibrée (ce qui pose un problème de qualité et non de quantité) et le manque de soins et de médicaments en sont la cause. D'après la comparaison entre les données anthropométriques pour les enfants et les adultes, c'est la seconde hypothèse qui paraît la plus conforme à la réalité dans beaucoup de pays africains. C'est ce qui explique le jugement de Pelletier (1998) : les données anthropométriques sont dans ce contexte intrinsèquement plus significatives que la mesure de la quantité consommée d'aliments, parce qu'elles saisissent les effets combinés de l'alimentation et des pathologies sur l'état de santé de l'individu. De plus, elles reflètent cette situation sur le long terme tandis que l'on ne peut pas mesurer sur une période longue les quantités consommées.

Ainsi, le fait que 20 à 50 pour cent des enfants de moins de cinq ans présentent des signes de malnutrition grave ne signifie pas que ces enfants, ou du moins ceux ayant trois à cinq ans, ont tous une ration alimentaire insuffisante (même si c'est vrai pour certains), mais cela reflète la pauvreté des parents qui ne peuvent acheter des aliments spécifiques à l'âge critique et faire soigner correctement toutes les pathologies infantiles. En un mot, il ne suffit pas du lait maternel, puis d'un bol de mil pour que l'enfant se développe normalement. Il faut aussi des conditions d'habitat et d'hygiène (eau potable, système d'évacuation des eaux usées) correctes, des soins médicaux, des médicaments et les compléments alimentaires indispensables pour une bonne diététique. Or, toutes ces conditions correspondent à des dépenses que les familles pauvres sont incapables de payer. Dans certains cas, ces coûts sont pris en charge par l'État. Par exemple, si en ville les familles pauvres bénéficient de soins et de médicaments gratuits pour leurs enfants, les pathologies infantiles seront soignées sur-le-champ, ce qui évitera des retards de croissance. A même revenu monétaire des parents qu'en zone rurale, les pourcentages d'enfants classés en dessous de $-2(\sigma)$ seront inférieurs. Mais il faut intégrer ces services gratuits dans le revenu des parents. Si on le fait, les familles rurales à même revenu monétaire ont un revenu total nettement inférieur, et les différences relatives aux données anthropométriques correspondent bien à un écart de revenu. Ainsi pour éviter des biais, il est nécessaire de corriger systématiquement les revenus en tenant compte des biens et services gratuits procurés par l'État, parce que ce complément de ressources pour les pauvres varie beaucoup d'un pays à l'autre (il est important par exemple à Sri Lanka tandis qu'il est insignifiant dans d'autres pays), ou d'une région à l'autre dans un même pays.

Ainsi, les données anthropométriques sur les jeunes enfants se révèlent être un meilleur indicateur de pauvreté que celles sur les adolescents ou les adultes. Pour ces derniers, une offre suffisante de céréales comme le mil permet d'éviter une malnutrition grave [-2(σ) pour le poids], tandis qu'il faut dépenser beaucoup plus pour assurer une croissance normale d'un jeune enfant, compte tenu des prix relatifs du mil et des autres biens et services dont cet enfant a besoin.

Il est donc raisonnable de considérer les signes de malnutrition grave des jeunes enfants comme un indicateur significatif de pauvreté de la famille¹⁵ et de proposer cette typologie :

Taille, poids des enfants [de la mère]	Situation des parents
entre -1(σ) et -2(σ)	Revenu insuffisant
Seuil de pauvreté	
entre -2(σ) et -3(σ) en dessous de -3(σ) [environ -2(σ) ou moins]	Pauvres Extrêmement pauvres

Les familles extrêmement pauvres sont celles qui ne peuvent assurer la consommation minimale de céréales à tous leurs membres. Par suite, beaucoup d'adultes ont un indice de Quetelet égal ou inférieur à 18,5 et ils ne peuvent pas, en raison de leur état de faiblesse, accomplir un travail physique plus de trois ou quatre heures par jour¹⁶. Ils sont donc pris dans une trappe de pauvreté dont ils ne peuvent plus sortir en raison de cette chute de leur productivité. Une telle situation de misère correspond à une malnutrition gravissime pour les jeunes enfants, qui entraîne le décès de beaucoup d'entre eux [taille et poids en dessous de -3(σ)]¹⁷. Il faut noter que dans les pays africains à revenu intermédiaire comme le Zimbabwe, il n'y a presque plus de familles extrêmement pauvres [2 à 3 pour cent des enfants ont un poids inférieur à -3(σ)]. Mais dans les pays classés en bas de l'échelle, comme le Niger, le nombre de ces familles paraît encore assez élevé [17 pour cent des enfants ont un poids inférieur à -3(σ)].

Les familles pauvres peuvent satisfaire les besoins alimentaires des adultes, mais n'ont pas les moyens d'élever correctement leurs enfants, c'est-à-dire de payer tous les biens et services requis pour une croissance normale, ce qui entraîne de graves retards de poids et de taille [entre -2(σ) et -3(σ)].

Enfin, les familles à revenu insuffisant occupent une position intermédiaire. Il est probable qu'elles peuvent dans certains cas faire soigner leurs enfants, acheter des médicaments ou des denrées spécifiques mais, dans d'autres cas, elles n'en ont pas les moyens. Cela explique des retards significatifs, mais non graves, de croissance chez les enfants [poids ou taille compris entre -1(σ) et -2(σ)], retards que l'on observe aussi dans les pays développés, où 16 pour cent des enfants se classent en dessous de -1(σ).

Dans le cas de ces familles, d'autres facteurs, comme l'éducation, peuvent jouer un rôle. L'absence de soins en cas de maladies, ou de denrées nécessaires pour un régime équilibré, peut résulter de l'ignorance plutôt que du manque de ressources dans le cas où les mères sont illettrées.

A partir de cette typologie de la malnutrition et de la pauvreté, les données anthropométriques du tableau 4 conduisent à distinguer trois catégories de pays :

- les pays à revenu intermédiaire,
- les pays pauvres,
- les pays très pauvres.

Entrent dans la première catégorie le Zimbabwe, le Cameroun, la Côte d'Ivoire et le Sénégal, le Zimbabwe se classant devant les trois autres. Dans ces pays, les familles extrêmement pauvres [taille et poids en dessous de $-3(\sigma)$] sont rares, 5 pour cent en moyenne. En revanche, on compte 12 à 20 pour cent de familles pauvres [taille et poids entre $-2(\sigma)$ et $-3(\sigma)$]. Exception faite des régions les plus défavorisées en zone rurale, il n'y a donc pas de problème de pénurie alimentaire ; en revanche, il existe un nombre significatif de familles pauvres, notamment en zone rurale, où l'offre de soins et de médicaments gratuits pour les jeunes enfants est très insuffisante.

Dans les pays très pauvres comme Madagascar ou le Niger, la situation est beaucoup plus grave, puisque 10 à 30 pour cent des enfants se classent en dessous de $-3(\sigma)$. Ces chiffres reflètent de réelles pénuries alimentaires, notamment en zone rurale, où les pourcentages sont plus élevés, et correspondent à des situations de misère qui relèvent de l'aide humanitaire. D'autre part, environ un tiers des enfants environ se classe entre $-2(\sigma)$ et $-3(\sigma)$, de sorte que la moitié de la population se situe en dessous du seuil de pauvreté défini par le chiffre de $-2(\sigma)$ (au lieu d'un cinquième environ dans les pays à revenu intermédiaire).

La situation des 13 autres pays est variée, car les uns, comme le Burundi, le Mali et le Nigeria, sont proches de Madagascar et du Niger, tandis que le Kenya et la Namibie ont des pourcentages pour $-2(\sigma)$ guère plus élevés que les pays à revenu intermédiaire.

Nous avons retenu une limite très basse pour le seuil de pauvreté, puisqu'il n'y a quasiment pas d'enfants en dessous de $-2(\sigma)$ dans les pays développés. Si l'on choisit une limite haute, correspondant à $-1(\sigma)$, en incluant les familles à revenu insuffisant, on arrive à 80 pour cent de familles en dessous de ce seuil à Madagascar et au Niger, au lieu de la moitié au Zimbabwe et presque 60 pour cent en Côte d'Ivoire et au Sénégal. Ce seuil haut donne une idée moins nette de l'écart entre les deux groupes de pays, parce que les pourcentages d'enfants classés entre $-1(\sigma)$ et $-2(\sigma)$ sont proches dans tous les pays, ce qui laisse penser que les difficultés de ces familles relèvent d'une autre approche.

III. MALNUTRITION ET PAUVRETÉ

Nous montrerons d'abord a) comment le seuil de pauvreté défini par Ali et Thorbecke (1998) propose une approche pertinente tandis que les autres approches présentées en b) se révèlent être beaucoup moins satisfaisantes, avant d'estimer en c) le nombre d'enfants souffrant de malnutrition dans toute l'Afrique subsaharienne.

a) Malnutrition et seuil de pauvreté ZAT¹⁸

Disposant du pourcentage de pauvres p_z pour chaque pays (tableau 3) d'après la valeur de ZAT et la distribution des revenus, on régresse sur p_z les pourcentages d'enfants ayant une taille ou un poids inférieur à $1(\sigma)$, soit ITA, IPA ou la moyenne de ces deux pourcentages, soit INDIC 1 (tableaux 5, 6 et 7a). On a également utilisé les pourcentages corrigés qui incluent les enfants décédés dans les effectifs souffrant de malnutrition, soit ITAC, IPAC et INDIC 1C. Mais on peut retenir une seule série de pourcentages, car les résultats sont presque identiques.

Tableau 7a. **Moyenne taille et poids pour âge et variables explicatives**

Variable expliquée	Constante	p_z	s	Dummy	eau potable	R ²
NDIC 1 [-1(σ)]	16.3 (2)	0.74 (6.2)				0.69
NDIC 1 en log	1 (2.1)	0.74 (6.2)(a)				0.69
NDIC 1C [-1(σ)]	20.4 (2.5)	0.74 (6.2)				0.69
	24.1 (3)	0.75 (6.7)	-2.4 (2)			0.75
	17.6 (2.7)	0.82 (8.3)		-5.5 (3.3)		0.82
NDIC 2 [-2(σ)]	- 19 (2)	0.80 (6)				0.68
	-14 (1.7)	0.81 (6.7)	-2.8 (2)			0.75
	-18 (2.4)	0.84 (7.8)		-6 (3.2)		0.81
	-7.2 (0.5)	0.79 (5.5)		-5.9 (2.5)	-0.15 (1.5)	0.83
NDIC 2 en log	-3 (2.7)	1.55 (6)(a)				0.68

Note : INDIC 1C : INDIC 1 après correction pour la mortalité infantile.

(a) : p_z en log.

s : dépenses de santé en pourcentage du PIB.

Dummy vaut 1 si s dépasse la valeur moyenne de s pour les pays classés dans la même tranche de PIB/hab., 0 sinon.

On obtient pour ITA et INDIC 1 (tableau 5) des R² élevés, de l'ordre de 0,70, avec des coefficients très significatifs pour le pourcentage de pauvres p_z . En revanche, le R² est nettement inférieur pour IPA. Cette différence peut s'expliquer par le fait que l'indicateur « taille pour âge » reflète les conditions de vie (alimentation, soins) à long terme tandis que l'indicateur « poids pour âge » dépend de la conjoncture, et notamment de l'alimentation dans les semaines précédant l'enquête. Les conditions de vie à long terme correspondent au revenu permanent et, en ce sens, ITA et INDIC 1 (qui dépend pour moitié de ITA) se réfèrent à la pauvreté permanente. Mais il faut souligner la gravité d'une chute temporaire de revenu et de consommation. Ce phénomène de pauvreté temporaire peut avoir des

effets irréversibles. C'est vrai pour la taille : un retard de croissance ne peut pas être rattrapé ensuite même si l'alimentation est suffisante. De même, des carences alimentaires peuvent avoir des effets irréversibles sur le développement cérébral. Il en résulte de mauvaises performances scolaires et ensuite, une productivité plus faible qui handicape l'individu pendant toute sa vie¹⁹.

Tableau 5. **Données anthropométriques et indicateurs de pauvreté (R²)**

Variable Explicative	ITA	IPA	INDIC 1	ITA2	IPA 2	INDIC 2
p_z Ali – Thorbecke	0.69	0.37	0.69	0.72	0.33	0.68
P_i (FAO)	0.19	0.01	0.06	0.14	0.01	0.04
c (FAO)	0.27	0.01	0.11	0.24	0.01	0.10
HDlc	0.10	0.48	0.33	0.18	0.53	0.42
p_1 (B.M.)	0.42	0.05	0.25	0.37	0.01	0.19
p_2 (B.M.)	0.36	0.29	0.43	0.41	0.27	0.45
% population accès eau potable	0.33	0.14	0.31	0.42	0.15	0.36

On obtient aussi des résultats satisfaisants si l'on considère les pourcentages d'enfants ayant une taille ou poids inférieurs à $2(\sigma)$, soit ITA2, IPA2 et INDIC 2, la moyenne de ITA2 et IPA2. Le R² est toujours assez faible pour IPA2. En revanche, il atteint 0,70 pour ITA2 et INDIC 2.

Ces valeurs élevées du R² montrent que la pauvreté permanente telle qu'elle est estimée par les indicateurs de malnutrition provenant de données individuelles fiables et représentatives de l'ensemble de la population de cet âge, concorde relativement bien avec la pauvreté telle qu'elle est estimée à partir d'une variable macro-économique, le PIB par habitant, et de la distribution des revenus, dès lors que l'on utilise un seuil flexible de pauvreté absolue tel que le ZAT²⁰. Cette concordance peut paraître normale, mais ce n'est pas le cas pour d'autres données macro-économiques [voir le point b)].

D'après les coefficients de l'équation 1 (tableau 7a), la valeur de INDIC 1 dans un pays où le pourcentage de pauvres est 0 sera 16,3. Ce chiffre est tout à fait satisfaisant puisque le pourcentage moyen taille-poids d'INDIC 1 concerne les effectifs classés en dessous de $1(\sigma)$. Or, on a 17 pour cent d'individus en dessous de $1(\sigma)$ dans un pays développé. D'autre part, le coefficient de p_z est 0,74, de sorte que la valeur de INDIC 1 est égale à celle de p_z pour p_z : 64 pour cent [on a $64 = 16,3 + -(0.74 \times 64)$]. Pour $p_z < 64$, le pourcentage d'enfants classés en dessous de $1(\sigma)$ diminue mais moins que p_z .

La représentation graphique de cette régression indique un nuage de points le long de la droite, avec deux exceptions : Madagascar, qui a une valeur beaucoup plus élevée de INDIC 1, et le Zimbabwe, pour lequel c'est l'inverse. Le cas de Madagascar peut s'expliquer par une spécificité démographique de ce pays. C'est le seul dont la population n'est pas d'origine africaine, et la taille moyenne des adultes en bonne santé y est nettement inférieure à celle du reste de l'Afrique²¹. En classant les enfants selon les mêmes références de taille et de poids que dans les autres pays, nous introduisons un biais dans le sens d'une surestimation de INDIC 1. Pour le Zimbabwe, l'explication tient à l'histoire du pays et au développement d'un équipement sanitaire, d'infrastructures de centres de soins et d'hôpitaux, qui bénéficient maintenant à toute la population.

Si l'on estime la même relation sous la forme logarithmique (tableaux 6 et 7a), on obtient le log du pourcentage d'enfants ayant une taille (ou une moyenne pour taille et poids) inférieure à 1 ou 2(σ) en fonction du log du pourcentage de pauvres p_z . Les résultats sont également satisfaisants : R^2 proches de 0,70 et coefficients toujours très significatifs pour p_z . L'intérêt de cette forme est évident : le coefficient de p_z nous indique l'élasticité constante du pourcentage d'enfants souffrant de malnutrition en fonction de p_z . Pour le seuil de -1(σ), l'élasticité est de 0,8 environ, pour celui de -2(σ), elle atteint 1,6 : une hausse de 10 pour cent du pourcentage de pauvres accroît donc respectivement de 8 pour cent ou de 16 pour cent les pourcentages d'enfants souffrant de malnutrition légère ou grave. Comme les taux moyens de malnutrition légère ou grave sont de 65 ou 35, on a pour une variation donnée de p_z , des accroissements du même ordre en valeur absolue de ces deux taux. Cela signifie que toute augmentation de p_z a un impact très négatif, puisqu'elle accroît pour l'essentiel les cas de malnutrition grave.

Nous avons vu dans la section I comment le manque de soins et de médicaments entraînait des pertes de poids et une absence de croissance. Les pathologies infantiles peuvent durer pendant des mois si l'enfant n'est pas soigné et, pendant ce temps, la taille et le poids stagnent. On peut donc supposer que les pays qui dépensent davantage pour la santé évitent plus souvent ces cas. Cette hypothèse est testée en introduisant, soit la variable s — qui correspond à la part des dépenses de santé dans le PIB — soit une *dummy* — qui prend la valeur 1 pour les pays où cette variable s est supérieure à la moyenne pour les pays compris dans la même tranche de PIB par habitant²². On obtient dans les deux cas (tableau 7a) un effet significatif des dépenses de santé, l'introduction d'une *dummy* donnant le meilleur ajustement avec un R^2 de 0,82 (au lieu de 0,69) et un coefficient très significatif. Sachant que les valeurs de INDIC 1 se situent entre 50 et 80 et que le coefficient de la *dummy* est -5,5, on en déduit que la priorité accordée aux dépenses de santé diminue les pourcentages d'enfants atteints par la malnutrition, de 7 à 11 pour cent selon les pays²³.

Il en va de même en cas de malnutrition grave [variable INDIC 2 pour taille et poids inférieurs à -2(σ)]. La variable s ou la *dummy* ont des coefficients significatifs, et leur prise en compte élève le R^2 de 0,68 à 0,75 ou 0,81. On a ajouté la variable « eau potable » (pourcentage de la population y ayant accès) ; le coefficient de cette variable a le signe attendu et il est presque significatif ($t = 1,5$). Il apparaît donc clairement que toutes choses égales par ailleurs (soit à même pourcentage de pauvres), les dépenses de santé et d'équipement en eau potable réduisent les taux de malnutrition. L'effet positif de cet équipement s'explique par une diminution des parasitoses ou d'autres pathologies intestinales qui entraînent des pertes de poids et un arrêt de la croissance, grâce à l'eau potable. Cette hypothèse est confirmée par les régressions de INDIC 1 ou INDIC 2 sur la seule variable « eau potable » : on obtient des coefficients très significatifs pour cette variable et des R^2 de l'ordre de 0,35.

Au lieu de considérer le seuil de pauvreté, on peut se référer à l'intensité de la pauvreté (*poverty gap*) qui mesure mieux la pauvreté, parce que l'on tient compte de l'écart de revenu entre chaque revenu individuel et le seuil de pauvreté. En revanche, la valeur de p_z ne varie pas quel que soit cet écart pour chaque individu. L'indicateur d'intensité ($p.g.$) est égal à :

$$\frac{1}{y_z \cdot n} \cdot \sum_{i=1}^j (y_z - y_i)$$

avec y : revenu moyen pour toute la population
 n : nombre total d'individus
 y_z : seuil de pauvreté
 y_i : revenu d'un individu pauvre

Cet indicateur est égal à la somme des écarts entre les revenus des pauvres et y_z , divisée par y_z multiplié par la population.

On peut supposer que les cas extrêmement graves de malnutrition²⁴ [soit en dessous de $-3(\sigma)$] sont liés à l'intensité de la pauvreté plutôt qu'au pourcentage de pauvres, parce qu'il ne concerne pas les individus classés juste en dessous du seuil de pauvreté. Aussi avons-nous testé cette hypothèse, en régressant le pourcentage d'enfants classés en dessous de $-3(\sigma)$ pour la taille, ou le pourcentage moyen pour taille et poids en dessous de $-3(\sigma)$ sur la variable *p.g* (tableau 8). Les résultats confirment notre hypothèse : les coefficients de la variable « intensité de la pauvreté » sont toujours très significatifs et les R^2 atteignent environ 0,4. L'intensité de la pauvreté explique donc pour une large part les cas extrêmement graves de malnutrition. Ceux-ci ne sont pas, malheureusement, très rares, puisque le pourcentage moyen pour taille et poids atteint 15 à 20 pour cent dans sept pays : le Burundi et le Rwanda, Madagascar, le Malawi, le Mali, le Niger et le Nigeria.

Tableau 8. Variables anthropométriques et intensité de la pauvreté (*p.g.*) ou écart moyen de pauvreté (*i.g.*)

Variable expliquée	Constante	p_z	<i>p.g.</i>	<i>i.g.</i>	R^2
ITA [-3(σ)]	-3.1(0.6)		56(3.9)		0.47
INDIC 3	0.6(0.2)		35(3)		0.36
Log INDIC 3	1.5(4.4)		2.9(3)		0.35
ITA [-3(σ)]	2.4(0.8)			28.5(4.6)	0.56
INDIC 3	3.4(1.5)			19(4.1)	0.49
Log INDIC 3	1.7(8.6)			1.6(4.3)	0.52
ITA [-3 (σ)]	-24.8(3.4)	0.60(5.7)			0.66
INDIC 3	-15.2(2.8)	0.41(5.1)			0.60
Log INDIC 3	0.10 (0.2)	0.03(5.2)			0.62

Note : ITA [-3(σ)] : pourcentage d'enfants ayant une taille pour âge inférieure à $-3(\sigma)$.

INDIC 3 : moyenne des pourcentages d'enfants ayant une taille pour âge ou un poids pour âge inférieurs à $-3(\sigma)$.

On obtient des résultats encore plus satisfaisants avec l'écart moyen de pauvreté (*i.g.*) qui mesure d'une autre manière l'intensité de la pauvreté. Cet écart est égal à :

$$\frac{1}{y_z \cdot j} \cdot \sum_{i=1}^j (y_z - y_i)$$

Cet indicateur est égal à la somme des écarts entre les revenus des pauvres et le seuil de pauvreté y_z , divisée par y_z multiplié par le nombre de pauvres. Il correspond à l'écart moyen entre les revenus des pauvres et le seuil de pauvreté. Avec des R^2 plus élevés et des coefficients plus significatifs, cet écart moyen confirme que la fréquence des cas de malnutrition très grave est liée à l'intensité de la pauvreté.

Nous avons raisonné jusqu'ici pour les deux variables (*p.g.* et *i.g.*) en supposant une relation linéaire entre l'une de ces variables et la malnutrition. Mais on peut se demander s'il n'existe pas un effet d'accélération. Le même accroissement de l'une des variables risque d'avoir une incidence encore plus grave si l'intensité de la pauvreté est déjà très forte, au lieu de forte. On a testé cette hypothèse en passant à une forme exponentielle, soit :

le pourcentage moyen en dessous de $-3(\sigma) = \exp(\text{constante}, p.g. \text{ ou } i.g.)$

ou \log de ce pourcentage = $f(\text{constante}, p.g. \text{ ou } i.g.)$.

L'existence d'un mécanisme d'accélération ou cumulatif en situation de misère paraît confirmée puisque l'on obtient des coefficients très significatifs pour la constante et la variable et des R^2 semblables ou plus élevés.

Il faut toutefois nuancer ces conclusions en comparant les régressions utilisant un indicateur d'intensité de la pauvreté, avec celle expliquant simplement INDIC 3 ou ITA $[-3(\sigma)]$ par p_z . En effet, c'est avec ce pourcentage de pauvres p_z que l'on obtient les meilleurs résultats, ce qui prouve la robustesse de p_z pour expliquer la malnutrition, y compris sous ses formes les plus graves.

Malnutrition et revenu par habitant

Ayant montré que la malnutrition dépend du pourcentage p_z et celui-ci de y , on peut estimer une relation directe entre malnutrition et revenu par habitant. Sachant que p_z est fonction de y et de la distribution des revenus, on obtient, si l'on néglige les différences de distribution :

indicateur de malnutrition = $F(p_z)$

$p_z = g(y)$, selon une forme quadratique et par suite :

indicateur de malnutrition = $h(y)$

On a cherché la fonction $h(y)$ qui s'ajuste le mieux aux données anthropométriques. Cette relation n'étant pas linéaire, on a une courbe convexe vers l'origine lorsque l'on porte en ordonnée un indicateur de malnutrition et en abscisse y . En retenant l'équation suivante :

$$\log \text{INDIC 2 (ou log ITA 2)} = a_0 + a_1 y + a_2 y^2$$

on obtient une telle relation.

Les résultats obtenus pour ces deux variables anthropométriques sont tout à fait satisfaisants, puisque les coefficients de y sont très significatifs et les valeurs de R^2 proches de 0,80 (tableau 9). Si l'on pense que ces deux variables correspondent approximativement aux pourcentages de pauvres, on a obtenu avec ces deux régressions (qui ont des coefficients très proches) une relation satisfaisante entre revenu moyen et pauvreté.

Tableau 9. Variables anthropométriques et revenu par habitant

Variable expliquée	Constante	a_1	a_2	Dummy	R ²
INDIC 2 en log	4.1 (52)	-0.0019 (7.4)	0.00000073 (6.7)		0.79
ITA 2 en log	4.2 (42)	-0.0019 (6)	0.00000072 (5.3)		0.71
INDIC 2 en log	4 (59)	-0.0013 (7.2)			0.77
ITA 2 en log	4.1 (47)	-0.0013 (5.8)			0.68
INDIC 2 en log	4.1 (63)	-0.0014 (9)		-0.14(2.9)	0.85
ITA 2 en log	4.2(48)	-0.0014(6.7)		-0.15(2.3)	0.76

Note : Dummy vaut 1 si s dépasse la valeur moyenne de s pour les pays classés dans la même tranche de PIB/hab., 0 sinon.

Mais la forme quadratique de la fonction limite sa pertinence à un intervalle déterminé avec, dans ce cas, 1 400 dollars comme valeur supérieure pour y . En effet, au-delà de ce chiffre, INDIC 2 (ou ITA₂) augmente, ce qui entraînerait pour les pays développés un taux de malnutrition élevé, en contradiction avec toutes les observations²⁵. Il faut donc considérer ces fonctions comme pertinentes sur un segment de revenu seulement (toutes les valeurs de y inférieures à 1 400 dollars).

Si l'on souhaite obtenir une relation qui soit toujours valable, il faut passer à la forme :

$$\log \text{INDIC 2} = a_0 + a_1 y$$

Dans ce cas, la valeur de INDIC 2 décroît continûment. Les régressions de cette forme présentées dans le tableau 9 donnent aussi des résultats satisfaisants pour INDIC 2 et ITA2 : les coefficients de y sont très significatifs et les valeurs de R² atteignent respectivement 0,77 et 0,68. Le graphique illustrant la régression montre un seul point très éloigné de la courbe, par excès, qui correspond à Madagascar. Cette exception pose le problème de la pertinence de INDIC 2 pour une population dont une ethnie (les Merinas) a des caractéristiques spécifiques. L'intérêt de cet ajustement est de susciter de telles questions, lorsqu'il y a un écart significatif entre la valeur prévue et la valeur observée. Les réponses peuvent résider dans une spécificité ethnique, une inégalité des revenus très forte ou des dépenses de santé (en pourcentage du PIB) inférieures (ou supérieures) à la moyenne. D'après les coefficients de l'équation pour INDIC 2, la valeur de cette variable atteindrait 46 pour cent dans les pays très pauvres ($y = 150$ dollars) et serait comparable à celle des pays développés à partir de $y = 2\,500$ à $3\,000$ dollars. C'est effectivement le cas d'après les statistiques de la Banque mondiale (World Bank, 1998), avec de rares exceptions qui s'expliquent par les facteurs cités²⁶.

Ayant montré que les dépenses de santé ont une incidence significative sur la malnutrition (en particulier la *dummy* qui prend la valeur 1 pour les pays où le rapport dépenses de santé/PIB est supérieur à la moyenne), nous avons vérifié de nouveau le rôle de cette variable en ajoutant cette *dummy* à y (tableau 9). L'importance des dépenses de santé est confirmée : les coefficients de la *dummy* sont significatifs, et ce choix budgétaire a un impact non négligeable sur la malnutrition. Lorsque $y = 400$ dollars, la valeur de INDIC 2 passe de 35 à 30 si le rapport est supérieur à la moyenne. Étant donné que INDIC 2 varie de 21 à 52, cette réduction de cinq points correspond à une baisse de 15 pour cent, en moyenne, du nombre d'enfants souffrant de malnutrition grave²⁷.

b) Les autres approches de la malnutrition

Malnutrition et consommation de calories d'après la FAO

La FAO publie régulièrement des estimations du pourcentage de personnes souffrant de malnutrition dans chaque pays. Nous exposerons la méthodologie suivie et montrerons que ces estimations sont liées étroitement à la quantité de calories disponibles par individu, avant de confronter cette approche avec nos données²⁸.

Le pourcentage de la population touchée par la malnutrition est estimé par la FAO à partir de trois paramètres :

- la quantité disponible de calories par habitant pour chaque pays²⁹ ;
- la distribution des calories entre les ménages ;
- la norme fixée par la FAO, à savoir la consommation minimale de calories en dessous de laquelle il y a malnutrition.

Le premier paramètre est calculé par la FAO à partir de ses propres statistiques sur les productions agricoles et leurs emplois (pertes, semences, consommation intermédiaire, consommation des ménages). La FAO fait l'hypothèse que la distribution des calories entre les ménages suit une loi lognormale et mesure la dispersion par le coefficient de variation. En principe, cette dispersion est estimée d'après des enquêtes sur la consommation des ménages. La norme de consommation minimale est calculée à partir des consommations minimales en fonction de l'âge et du sexe, puis ces quantités sont agrégées pour obtenir la norme par individu pour le ménage, en supposant que la structure de chaque ménage en fonction de l'âge et du sexe corresponde à la moyenne nationale.

Mais la FAO elle-même (FAO, 1996) reconnaît que ses estimations sont en contradiction avec celles de l'OMS à partir des enquêtes DHS. D'après les premières, le pourcentage de personnes souffrant de malnutrition est deux fois plus élevé en Afrique subsaharienne qu'en Asie du Sud ; d'après les secondes, ce pourcentage est deux fois moins élevé.

Svedberg (1998) dénonce les faiblesses de la méthodologie de la FAO. En supposant des variations de ± 10 pour cent pour chacun des trois paramètres, il obtient des taux de malnutrition allant de 21 à 61 pour cent. Or, l'estimation de chaque paramètre comporte une large marge d'incertitude. La quantité de calories disponible par habitant en Afrique subsaharienne est très mal connue, parce que les systèmes de production sont très complexes et parce que la méthode d'estimation d'une récolte (la simple inspection visuelle) n'est pas du tout fiable. La FAO n'utilise que deux enquêtes sur la consommation des ménages pour connaître la distribution des calories, et elle a retenu un coefficient de variation de 0,30 à partir de celles-ci qui indiquent 0,17 au Kenya et 0,37 en Zambie. Enfin, la norme de consommation minimale fixée par la FAO est très contestable, de telle sorte qu'il n'y aucune raison pour ne pas préférer un chiffre supérieur ou inférieur de 10 pour cent³⁰.

Svedberg (1998) montre qu'en réalité la FAO retient presque toujours les mêmes valeurs pour la distribution des calories et la consommation minimale, de sorte que seul le premier paramètre varie d'un pays à l'autre. En régressant le pourcentage d'individus souffrant de malnutrition sur c (la quantité disponible de calories par habitant), Svedberg obtient une corrélation très élevée ($R^2 = 0,86$). De plus, il fait remarquer que les variations

de ce pourcentage dans chaque pays depuis une trentaine d'années s'expliquent presque en totalité par les variations de c , parce que la FAO a presque toujours supposé que les deux autres paramètres étaient constants.

Ces remarques de Svedberg nous ont conduits à estimer la relation entre nos données anthropométriques pour 19 pays et p_i (FAO), soit les pourcentages d'individus touchés par la malnutrition dans les mêmes pays d'après la FAO (FAO, 1996) ou la variable c dans chaque pays (tableaux 5 et 7b). Toutes les régressions concernant p_i (FAO) révèlent des coefficients de corrélation faibles ou presque nuls. Les résultats sont aussi mauvais pour INDIC 2 que pour INDIC 1 (coefficients non significatifs et R^2 proches de 0), sous la forme normale comme en logarithme. Ils sont moins mauvais pour la variable « taille pour âge » [ITA pour $-1(\sigma)$ et ITA 2 pour $-2(\sigma)$], puisque le coefficient est significatif, mais le R^2 reste faible. Il est en un sens paradoxal que les régressions de nos indicateurs sur c soient moins mauvaises que celles sur p_i (FAO) (même si les coefficients de corrélation restent très faibles : 0,11 à 0,12 pour INDIC 1 et INDIC 1C), alors que la FAO présente la variable p_i (FAO) comme plus pertinente.

Tableau 7b. **Moyenne taille et poids pour âge et variables explicatives**

Variable expliquée	constante	p_i (FAO)	HDI c	p_i (BM)	p_2 (BM)	R^2
INDIC 1	7.8 (0.6)	54 (1)	-0.35 (2.9)	0.16 (2.4)	0.41 (3.6)	0.06
	7.8 (18)					0.33
	56 (12)					0.25
	30 (10)					0.43
INDIC 1 en log	2.2 (3.7)				0.42 (3.1)(a)	0.36
INDIC 2	30 (4.7)	48 (0.9)	-0.43 (3.5)	0.15 (2)	0.46 (3.7)	0.04
	50 (11)					0.42
	25 (4.7)					0.19
	-5 (0.4)					0.45
INDIC 2 en log	-0.5 (-4)				0.92 (3.2)(a)	0.38

(a) : p en log.

Ainsi, il est clair que les estimations de la malnutrition pour l'ensemble de la population d'après la FAO n'ont guère de rapport avec la malnutrition observée parmi les enfants de moins de cinq ans. Il suffit de lire les données de la FAO pour prévoir de tels résultats : les pourcentages p_i (FAO) sont nettement plus élevés au Cameroun et au Zimbabwe que dans les deux pays qui souffrent le plus de la malnutrition d'après les données anthropométriques, Madagascar et le Niger.

On peut proposer au moins quatre raisons (qui peuvent jouer conjointement) pour expliquer le manque de fiabilité des estimations de la FAO :

- la méthode suivie ne tient pas compte de la répartition des aliments entre les membres de la famille alors que certains, selon l'âge ou le sexe, peuvent être systématiquement défavorisés ;
- la méthode tient compte uniquement de l'offre de denrées et non de la demande, étant donné que les inégalités de revenus ou de droits (*entitlements*) ne sont pas vraiment prises en compte. Or, comme l'ont montré Drèze et Sen (1989 ; 1990), l'absence de demande effective, faute de ressources, joue un rôle essentiel pour les ménages pauvres ;

- la méthode suppose que la même ration alimentaire convient à tout individu or, ainsi que nous l'avons indiqué *supra*, c'est inexact : pour un jeune enfant, la composition de la ration importe autant que son montant ;
- enfin, l'accès aux soins et aux médicaments compte autant que la ration alimentaire. Le jeune enfant qui n'y a pas accès sera fréquemment et longtemps malade et, pendant ces périodes, il risque de ne pas grandir, de ne pas prendre de poids, voire de maigrir. Dans ce cas, une alimentation même équilibrée ne suffit pas pour assurer une taille et un poids conformes aux normes.

Si l'on veut lutter efficacement contre la malnutrition et la pauvreté, il est indispensable de connaître la (ou les) raison(s) qui compte(nt) le plus, car les politiques à mettre en œuvre en dépendent. Si les estimations de la FAO étaient fiables et si son approche était pertinente, il suffirait d'accroître la production agricole, et donc *c*, pour réduire la malnutrition. Si c'est l'accès aux soins qui est primordial, il faut accroître les dépenses de santé pour assurer les services de base à toute la population, y compris et surtout en zone rurale. En revanche, une ration alimentaire déséquilibrée peut être imputable à l'ignorance des mères ou au manque de ressources pour acheter des aliments plus coûteux. Dans ce cas, les actions prioritaires concernent l'éducation des filles et des mères, ainsi que l'offre gratuite d'aliments complémentaires. Ainsi, derrière les contradictions entre les estimations de la FAO et de l'OMS, il y a des choix essentiels à faire entre les mesures à prendre pour réduire la malnutrition.

L'indicateur de développement humain du PNUD

Cet indicateur de développement humain (HDI — *Human Development Index*) a été mis au point et est calculé chaque année par le PNUD, qui l'a rendu célèbre. Il combine trois indicateurs :

- l'espérance de vie ;
- le revenu par habitant (estimé en parité de pouvoir d'achat) ;
- un indicateur d'éducation qui combine lui-même le taux d'alphabétisation et les taux de scolarisation dans les enseignements primaire et secondaire.

Le PNUD le présente comme un substitut au revenu par habitant, considérant qu'il donne une information beaucoup plus satisfaisante que le revenu par habitant sur le niveau de développement d'un pays, et en particulier sur le recul de la pauvreté. Toutefois, il ne s'agit pas d'un indicateur de pauvreté, mais de développement.

Malheureusement, comme il comprend une variable liée à la malnutrition, à savoir l'espérance de vie, nous n'avons pas pu le reprendre en l'état, mais nous avons dû calculer un HDIc (HDI corrigé), estimé à partir du revenu par habitant et de l'indicateur d'éducation. On obtient un HDIc allant de 12 au Niger à 56-57 au Zimbabwe et en Namibie.

Les régressions des variables taille pour âge [pour -1 ou $-2(\sigma)$] en fonction de HDIc donnent des résultats assez médiocres : faibles R^2 , coefficient non significatif pour le cas de $-1(\sigma)$ (tableaux 5 et 7b). En revanche, on obtient des résultats plus satisfaisants pour INDIC 1 et INDIC 2. Dans le premier cas, on a un R^2 de 0,33 avec un coefficient significatif. Pour INDIC 2, sous la forme normale ou logarithmique, le R^2 atteint environ 0,40, et on note une élasticité constante de $-0,35$ de INDIC 2 par rapport à HDIc.

Cette relation significative est due à la fois à l'éducation et au revenu. L'impact de l'éducation de la mère sur l'état nutritionnel de l'enfant a été mis en évidence par de nombreuses études. De plus, nous avons vu comment, à mesure que y augmente, le rapport y_z/y (seuil de pauvreté/revenu moyen) baisse et par suite p_z décroît (voir le point a) *supra*). L'existence d'une relation significative entre HDI et des taux de malnutrition n'est donc pas surprenante. Néanmoins, avec des R^2 inférieurs de moitié, cet indicateur a un pouvoir explicatif beaucoup plus faible que la variable calculée en fonction de ZAT et de la distribution des revenus. Une comparaison entre la Côte d'Ivoire et Madagascar montre comment l'indicateur du PNUD pourrait induire en erreur. Ces deux pays ont presque les mêmes valeurs pour HDI et pour HDIc. Or, le pourcentage d'enfants souffrant de malnutrition grave (INDIC 2) est presque deux fois plus élevé à Madagascar (52 pour cent) qu'en Côte d'Ivoire (28 pour cent). Il en va de même pour le Sénégal, où la valeur de INDIC 2 est plus faible qu'en Côte d'Ivoire (26 pour cent), tandis que la valeur de HDIc est la même qu'à Madagascar. De telles discordances entre l'indicateur de développement humain et la malnutrition des enfants montrent que cet indicateur n'est guère fiable si l'on étudie cette forme de pauvreté.

Étant donné la médiocrité des résultats obtenus avec HDIc, nous avons recouru à l'indicateur de pauvreté proprement dit du PNUD, après l'avoir corrigé : en effet, il inclut pour un tiers un indicateur d'espérance de vie et pour un neuvième un indicateur de malnutrition des enfants (fonction du poids)³¹. Nous avons exclu ces deux variables et conservé les autres : pourcentages d'individus illettrés, d'individus ayant accès à l'eau potable et d'individus ayant accès aux services de santé. Comme le rapport 1999 du PNUD ne donne ces chiffres que pour 14 pays sur les 19 étudiés, la régression d'INDIC 2 sur cet indicateur de pauvreté du PNUD ne considère que ces 14 pays. Les résultats sont très mauvais : $R^2 = 0,06$ et coefficient non significatif de l'indicateur de pauvreté du PNUD. Il est donc évident qu'il y a une discordance entre les évaluations de la pauvreté par le PNUD et nos évaluations fondées sur les enquêtes DHS.

Les seuils de pauvreté de la Banque mondiale (1 dollar et 2 dollars par jour par habitant)

Depuis de nombreuses années, ces deux chiffres sont utilisés par la Banque mondiale pour définir des seuils de pauvreté et calculer les pourcentages de pauvres dans chaque pays. Par exemple, dans sa publication la plus récente (World Bank, 1998) sur les indicateurs du développement dans le monde, les tableaux sur la pauvreté présentent côte à côte les pourcentages de pauvres par pays en fonction des seuils de pauvreté définis par les services statistiques nationaux et ceux en fonction de deux seuils, 1 dollar et 2 dollars par jour.

Seuls les seconds permettent des comparaisons internationales sur l'étendue de la pauvreté ainsi que le calcul du nombre total de pauvres (ou très pauvres) dans le monde. On peut donc affirmer que ces seuils ont en quelque sorte un statut officiel et servent de référence pour les politiques de lutte contre la pauvreté.

Comme la Banque mondiale n'indique pas de pourcentages pour la moitié des pays que nous étudions, nous avons estimé ceux-ci d'une manière cohérente pour tous les pays en fonction de ces trois références :

- PIB par habitant,
- seuil de 365 ou 730 dollars par habitant (en dollars 1985, ppa),
- distribution des revenus (données utilisées pour estimer p_z *supra*).

Disposant des pourcentages de pauvres en fonction des deux seuils p_1 et p_2 , on a régressé les variables anthropométriques sur ces pourcentages (tableaux 5 et 7b). Pour la variable « taille pour âge », avec $-1(\sigma)$ ou $-2(\sigma)$, on obtient des résultats semblables pour les deux seuils : coefficients significatifs et R^2 proches de 0,40. Le coefficient pour la forme logarithmique [avec $-2(\sigma)$ pour la variable taille] est presque égal à 1 : les accroissements relatifs du pourcentage de pauvres et du pourcentage d'enfants souffrant de malnutrition grave sont quasiment identiques.

Les résultats sont comparables (significativité et valeur du R^2) pour INDIC 2, tandis qu'ils sont moins bons pour INDIC 1. Le coefficient du pourcentage de pauvres (seuil de 730 dollars) confirme, sous la forme logarithmique, le résultat précédent puisqu'il s'élève à 0,92 pour INDIC 2, (tableau 7b).

La comparaison avec les résultats pour p_z est toutefois défavorable à la méthode d'un seuil constant de pauvreté : les valeurs des R^2 sont inférieures de moitié à celles pour p_z calculé d'après ZAT. Or, les autres références, PIB par habitant et distribution des revenus, sont strictement identiques. Il est donc clair d'après ces résultats qu'un seuil flexible de pauvreté absolue estimé selon la relation d'Ali et Thorbecke est plus approprié qu'un seuil fixe de 1 dollar ou 2 dollars par jour. On risque en effet de sous-estimer les situations de pauvreté qui entraînent la malnutrition dans les pays à revenu intermédiaire où le pourcentage de pauvres en fonction d'un seuil fixe est beaucoup plus faible que celui estimé avec la relation d'Ali et Thorbecke.

Les résultats obtenus avec les indicateurs utilisés respectivement par la FAO, le PNUD et la Banque mondiale posent le problème de la pertinence des références : la consommation de calories par habitant dont dépend p_1 (FAO), le revenu moyen, l'éducation, l'accès à l'eau potable et aux services de santé pour les indicateurs du PNUD, enfin un seuil fixe de pauvreté pour la Banque mondiale. Il existe presque toujours des relations significatives entre les indicateurs de la FAO, du PNUD et de la Banque mondiale, et les taux de malnutrition, mais aucun d'entre eux ne permet d'estimer ces taux d'une manière fiable. C'est pourquoi nous avons calculé des taux de malnutrition pour les pays africains où il n'existe pas d'enquête DHS à partir de la méthode d'Ali et Thorbecke.

c) La malnutrition en Afrique subsaharienne

Pour 14 pays hors échantillon (tableau 10), on a calculé le seuil de pauvreté ZAT à partir du PIB par habitant et de la relation établie par Ali et Thorbecke. Connaissant ce PIB et à partir d'hypothèses sur la distribution des revenus (on a retenu pour chaque pays une distribution dans notre échantillon de 19 pays), on a obtenu des pourcentages p_z . Disposant de données sur les dépenses de santé en pourcentage du PIB, nous avons pu classer ces 14 pays en deux groupes, selon qu'ils sont au-dessus ou en dessous de la moyenne. Ensuite, à partir de la régression prenant en compte cette *dummy* (tableau 7a), nous avons estimé INDIC 2 en fonction de p_z et de la *dummy*. C'est cette série qui figure au tableau 10.

Cependant, cette méthode est inadaptée pour estimer INDIC 2 dans deux pays, l'Afrique du Sud et le Gabon. On obtient en effet des valeurs négatives. Cette difficulté est liée aux caractéristiques de notre échantillon témoin : les PIB par habitant varient de 170 à 2 250 dollars, alors que ceux de l'Afrique du Sud et du Gabon atteignent 3 520 et 3 950 dollars. L'absence de pays à revenu intermédiaire a biaisé notre estimation. Or, il

est probable que les taux de malnutrition grave [-2(σ)], même s'ils sont plus faibles que dans les 19 pays étudiés, restent supérieurs à ceux des pays développés dans ces deux pays où les inégalités de revenu sont très grandes.

Tableau 10. **Taux de malnutrition grave (en pourcentage) et effectifs (en milliers)**

Pays échantillon

Pays	Taux ⁽¹⁾	Effectifs	Pays	Taux ⁽¹⁾	Effectifs
Bénin	31	335	Niger	47	761
Burkina	37	733	Nigeria	43	8 900
Burundi	45	486	Ouganda	37	1332
Cameroun	23	580	Rwanda	42	529
Côte d'Ivoire	28	705	Sénégal	26	421
Ghana	32	1 037	Tanzanie	39	2 106
Kenya	30	1 458	Togo	31	223
Madagascar	52	1 310	Zimbabwe	21	415
Malawi	43	774	TOTAL		22 951
Mali	41	738			
Namibie	30	108			

(1) INDIC 2 : moyenne des pourcentages relatifs à taille pour âge et poids pour âge avec moins 2(σ).

Pays hors échantillon

Angola	38	752	Mozambique	55	1 782
République démocratique du Congo	52	4 212	République centrafricaine	29	157
Congo	28	150			
Éthiopie	58	6 054	Tchad	44	555
Guinée	24	302	Zambie	34	550
Guinée Bissau	40	72			
Lesotho	16	57	TOTAL		14 740
Mauritanie	27	97			

Le tableau 10 indique les valeurs de INDIC 2 estimées (en tenant compte de la *dummy*) pour ces pays, excepté l'Afrique du Sud et le Gabon. On remarque la gravité de la situation nutritionnelle en République démocratique du Congo, en Éthiopie et au Mozambique, où les taux atteignent ou dépassent le taux maximum observé dans notre échantillon (52 à Madagascar), le cas le plus désespéré étant celui de l'Éthiopie, avec 58. À l'opposé, le taux le plus faible apparaît dans un pays d'Afrique australe, le Lesotho (16), comme pour notre échantillon (21 au Zimbabwe). Disposant des taux observés pour l'échantillon ou estimés pour ces 12 pays, on a calculé le nombre d'enfants de moins de cinq ans souffrant de malnutrition grave dans chaque pays. D'après les statistiques démographiques, le pourcentage d'enfants de moins de cinq ans dans la population totale s'élève à 18 pour cent (ce pourcentage varie très peu d'un pays à l'autre et n'est pas corrélé avec le PIB par habitant, la seule exception étant l'Afrique du Sud, qui a été exclue). Il suffit de multiplier la population totale par 0,18, puis par le taux de malnutrition, pour obtenir les effectifs. Si l'on isole le Nigeria à cause de son poids démographique (115 millions d'habitants), on a cinq pays dans notre échantillon (Ghana, Kenya, Madagascar, Ouganda et Tanzanie), et trois dans l'autre groupe (République démocratique du Congo, Éthiopie et Mozambique) où l'effectif dépasse 1 million. Dans tous ces pays sauf deux, le Ghana et le Kenya, le taux de malnutrition est élevé ou très élevé. Pour le Ghana et le Kenya, c'est l'effet d'une population totale assez nombreuse qui joue. Par ailleurs, d'autres pays où le taux de

malnutrition dépasse 40 pour cent, comme le Burundi, le Niger, le Rwanda ou le Tchad, n'atteignent pas le chiffre de 1 million, parce que la population nationale est moins importante.

L'effectif total est de près de 38 millions d'enfants. Si l'on ajoutait l'Afrique du Sud, le Gabon, le Soudan et le Swaziland, qui n'ont pas été pris en compte, on parviendrait à une approximation raisonnable de l'ordre de 41-42 millions d'enfants de moins de cinq ans souffrant de malnutrition grave en 1996 en Afrique subsaharienne. Cette estimation repose pour les trois cinquièmes sur des taux observés et sur des estimations assez fiables pour les autres pays, compte tenu de la relation que nous avons mise en évidence entre, d'une part, la malnutrition et, d'autre part, le pourcentage de pauvres et les dépenses de santé.

CONCLUSION

Tous les indicateurs que nous avons cités, exception faite des indicateurs du PNUD, se réfèrent uniquement à l'état de santé, soit le capital physique des individus, la pauvreté étant définie par un niveau de consommation alimentaire inférieur à la consommation minimale ca_z requise pour satisfaire les besoins nutritionnels. A partir de ca_z , on déduit y_z , le revenu correspondant au seuil de pauvreté (explicitement avec les enquêtes nationales utilisées par Ali et Thorbecke ou implicitement avec les seuils de 1 dollar ou 2 dollars de la Banque mondiale). L'indicateur de la FAO se réfère seulement à ca_z . Ainsi, tous ces indicateurs reposent sur le même principe : c'est à partir du seuil ca_z que l'on estime, selon des procédures différentes, des pourcentages de pauvres qui constituent des indicateurs de pauvreté.

Notre analyse suit le même principe puisqu'elle concerne uniquement le capital santé des individus. Mais elle se distingue sur deux points. Premièrement, elle se réfère aux données anthropométriques, c'est-à-dire aux conséquences de la consommation et non à des niveaux de consommation. En effet, il existe deux catégories d'indicateurs, les uns de moyens et les autres de résultats. Soit on estime que ca_z est la consommation alimentaire minimale pour assurer un état de santé satisfaisant, et un moyen pour atteindre cet objectif ; on calcule alors le pourcentage d'individus dont la consommation est inférieure à ca_z . Soit on évalue les résultats en estimant, d'après les données anthropométriques, le pourcentage d'individus pour lesquels cet objectif n'a pas été atteint ; le seuil de pauvreté n'est plus ca_z dans ce cas, mais un écart égal à moins deux écarts types par rapport à la médiane pour le poids et la taille. Deuxièmement, l'estimation des autres indicateurs dépend de données macro-économiques (PIB, production nationale agricole, population, distribution des revenus) qui sont nécessaires pour passer du seuil ca_z au pourcentage de pauvres dans la population, alors que notre indicateur de malnutrition est calculé à partir de données micro-économiques qui sont probablement plus fiables.

Le PNUD, avec l'indicateur de développement humain comme avec l'indicateur de pauvreté, a été le premier à introduire des indicateurs de résultats et en même temps à se référer à deux formes de capital :

- le capital santé (soit l'état de santé indiqué par les données anthropométriques),
- le capital humain (soit le niveau d'éducation des individus).

Ainsi, l'indicateur de pauvreté du PNUD comprend trois éléments qui ont le même poids, dont l'un est le pourcentage d'adultes illettrés, tandis que les deux autres concernent directement ou indirectement l'état de santé.

L'intérêt de cet indicateur est incontestable : le manque de capital humain, c'est-à-dire d'éducation et de formation, est une forme de pauvreté aussi grave qu'un capital santé insuffisant. Il est clair que si l'état de santé des individus est le même dans deux pays tandis que les pourcentages d'illettrés atteignent 80 pour cent dans l'un pour 20 pour cent dans l'autre, il y a plus de pauvreté dans le premier. Mais on peut s'interroger sur la pertinence d'un indicateur unique qui se réfère simultanément à ces deux formes de capital. Si l'on a par exemple dans le pays A 50 pour cent d'adultes illettrés et 25 pour cent d'enfants souffrant de malnutrition grave, tandis que l'on compte dans le pays B 25 pour cent d'illettrés

et 50 pour cent de cas de malnutrition, il est impossible de conclure qu'un pays est plus pauvre que l'autre. Tout classement dans ce cas dépend des coefficients choisis pour ces deux éléments, choix qui est toujours arbitraire. Or, ce cas de figure n'a rien d'irréel comme en témoignent les statistiques du PNUD. Les pourcentages d'adultes illettrés en Inde et au Vietnam sont de 48 et 7 contre 61 en Côte d'Ivoire et 58 au Maroc. Mais, à l'inverse, les deux pays asiatiques atteignent 53 et 45 pour la malnutrition des enfants, au lieu de 24 et 9 pour les deux pays d'Afrique. La seule solution satisfaisante est le recours à un indicateur double de pauvreté : $p1$ se réfère au capital santé, et le second, $p2$, au capital humain, ce qui conduit à un classement ordinal : il y a moins de pauvreté dans un pays A que dans un pays B si l'on a $p1A \leq p1B$ et $p2A \leq p2B$ avec le signe $<$ dans un cas au moins. Il existe de nombreuses raisons pour justifier la démarche du PNUD qui tient compte de plusieurs aspects de la pauvreté au lieu d'un seul, le capital santé. Mais le seul indicateur de pauvreté adapté à cette conception pluridimensionnelle de la pauvreté est un indicateur qui a lui-même plusieurs dimensions. En l'occurrence pour les deux dimensions évoquées, on peut choisir pour $p1$ le pourcentage d'individus en dessous de ca_z , ou un indicateur de résultat comme le pourcentage d'enfants souffrant de malnutrition grave ; pour $p2$, le pourcentage d'adultes illettrés paraît être un indicateur de résultat tout à fait pertinent.

En proposant un indicateur de résultats (la malnutrition), nous avons suivi la méthodologie du PNUD. En effet, l'indicateur de pauvreté proposé par le PNUD se réfère à plusieurs indicateurs de résultats (pour $p1$, aux pourcentages d'individus qui décèdent avant 40 ans, d'enfants de moins de cinq ans souffrant de malnutrition grave et, pour $p2$, au pourcentage d'adultes illettrés). Mais le PNUD se réfère aussi à des indicateurs de moyens, puisqu'il combine en un troisième élément les trois données suivantes : pourcentages d'individus n'ayant pas accès à l'eau potable, n'ayant pas accès aux services de santé et taux de malnutrition des enfants. On peut s'interroger sur l'hétérogénéité de ces trois données. En outre, si l'on prend en compte le taux d'accès à l'eau potable, pourquoi exclut-on le pourcentage d'individus dont la consommation est inférieure à ca_z ? Il est peut-être plus cohérent de choisir entre indicateurs de moyens et indicateurs de résultats, et de n'employer que les uns ou les autres.

Si l'on choisit les indicateurs de moyens, on peut se référer, pour $p1$, à ca_z ou y_z et éventuellement à l'accès des individus aux services de santé ou à l'eau potable et, pour $p2$, au taux de scolarisation moyen dans l'enseignement primaire depuis 30/40 ans. Si l'on préfère les indicateurs de résultats, il faut prendre en compte, pour $p1$, le taux de malnutrition des enfants ou le taux de mortalité avant cinq ans, ou le pourcentage de décès avant 40 ans. Pour $p2$, le pourcentage d'adultes illettrés paraît être le meilleur indicateur.

Le tableau suivant, qui synthétise cette analyse, offre un cadre ouvert et cohérent pour la réflexion sur les indicateurs de pauvreté.

Typologie des indicateurs de pauvreté

Facteurs d'accumulation de capital			
Capital santé		Capital formation	
Référence	Indicateur	Référence	Indicateur
Consommation alimentaire (avec un seuil ca_z)	Pourcentage d'individus en-dessous de ca_z	Scolarisation dans le primaire	Pourcentage moyen sur 30/40 ans d'enfants non scolarisés
Accès aux services de santé	Pourcentage d'individus sans accès(a)	Scolarisation jusqu'au grade 4 (c)	Pourcentage d'adultes n'ayant pas atteint le grade 4
Accès à eau potable	Pourcentage d'individus sans accès (b)		

Résultats			
Capital santé		Capital formation	
Référence	Indicateur	Référence	Indicateurs
Seuil de malnutrition grave (moins 2 écarts-type) pour taille, poids	Pourcentage d'individus/enfants en-dessous du seuil (d)	Lecture	Pourcentage d'adultes illettrés (g)
Mortalité enfants (moins de 5 ans)	Taux observé (e)	Niveau standard pour calcul et lecture/écriture	Pourcentage adultes en-dessous du niveau standard
Décès avant 40 ans	Taux décès avant 40 ans (f)		

Note : A titre indicatif, on a mentionné ces emplois des références ou des indicateurs :

- (a) Indicateur utilisé par Human Development Report 1997.
- (b) Indicateur utilisé par Human Development Report 1997.
- (c) Référence utilisée par World Development Indicators 1998.
- (d) Variable INDIC 2 supra.
- (e) Indicateur utilisé par World Development Indicator 1998.
- (f) Indicateur utilisé par Human Development Report 1997.
- (g) Indicateur utilisé par Human Development Report 1997.

Au lieu de deux formes de capital (santé, formation), on peut en imaginer trois en ajoutant par exemple l'information dont dispose chaque individu, ce qui conduirait à un indicateur triple de pauvreté p_1 , p_2 , p_3 . D'autre part, pour les indicateurs de moyens, d'autres références sont possibles : on pourrait citer pour p_2 la dépense moyenne en éducation par enfant d'âge scolaire sur 30/40 ans. De même pour les indicateurs de résultats, on peut utiliser pour p_1 les données anthropométriques des adultes, ou un indicateur plus complet pour p_2 , comme le pourcentage d'adultes n'ayant pas des connaissances de base en calcul et en écriture. Tous ces indicateurs, quelle que soit leur diversité, concernent la même réalité : la pauvreté en capital santé ou en capital formation.

Ce document apporte par ailleurs plusieurs enseignements sur la pauvreté en Afrique. Le plus important concerne la pertinence d'un seuil flexible de pauvreté absolue. Nous avons d'une part, d'après les enquêtes DHS, des données individuelles fiables sur la taille et le poids des enfants qui reflètent la pauvreté des parents et, d'autre part, de nombreux indicateurs nationaux de pauvreté, tels que le pourcentage de personnes touchées par la malnutrition d'après la FAO, les pourcentages de pauvres en fonction de plusieurs seuils : les seuils constants de pauvreté absolue de 1 dollar et 2 dollars par jour de la Banque mondiale, ainsi que le seuil flexible de pauvreté absolue ZAT estimé par Ali et Thorbecke. La comparaison a révélé la supériorité du pourcentage de pauvres d'après le seuil ZAT sur tous les autres indicateurs de pauvreté. Cet indicateur de moyens est celui qui explique

le mieux les taux de malnutrition (un indicateur de résultats). D'après le seuil ZAT, le pourcentage de pauvres baisse à mesure que l'inégalité des revenus diminue et que le revenu moyen augmente, mais ce second facteur joue moins qu'avec un seuil constant comme 1 dollar ou 2 dollars, puisque ce seuil flexible s'élève avec y .

De plus, nous avons montré que l'État peut améliorer l'état de santé des enfants, puisque le pourcentage d'enfants ayant un retard de taille ou de poids baisse, toutes choses égales par ailleurs, si les dépenses de santé (en pourcentage du PIB) sont plus élevées et s'il y a plus de ménages qui ont accès à l'eau potable. Il existe toutefois d'autres facteurs, qui dépendent de l'État, ayant un impact significatif sur la taille et le poids des enfants : l'éducation de la mère, par exemple, son accès à l'information, ou des infrastructures. Des études sur les données anthropométriques d'un pays africain comme la Côte d'Ivoire avaient déjà mis en évidence certains de ces facteurs, mais l'intérêt des données DHS exploitées dans deux documents techniques est de permettre pour la première fois d'estimer la malnutrition dans 19 pays qui représentent 70 pour cent de la population d'Afrique subsaharienne, et de mettre en évidence, dans un large échantillon de pays, des relations constantes entre malnutrition et pauvreté ainsi qu'entre malnutrition et dépenses d'éducation et de santé, à partir de données individuelles fiables.

NOTES

1. Cette définition de la pauvreté absolue est restrictive dans la mesure où elle repose sur un seul critère : l'état de santé. On pourrait ajouter d'autres critères, comme l'éducation. Dans ce cas, on affirmerait que chaque personne a besoin d'un nombre donné d'années d'enseignement pour atteindre tel niveau d'éducation. Par suite, on considérerait comme pauvre l'individu qui n'a pas atteint ce niveau, même s'il est en bonne santé.
2. Strauss et Thomas (1995, pp. 1893-1908) présentent un tableau exhaustif de tous les travaux sur cette relation et en concluent que cette fonction est croissante et concave jusqu'à un certain niveau de dépense où il n'y a plus de corrélation : la consommation de calories est la même quelle que soit la dépense. Si l'on considère seulement les ménages à faible revenu, l'élasticité de cette consommation par rapport à la dépense n'est ni proche de 1, comme certains le suggèrent, ni proche de 0 comme d'autres l'ont affirmé, mais elle varie, selon Strauss et Thomas, autour de 0,3–0,5.
3. Il est toutefois nécessaire de valoriser la consommation alimentaire, par les paysans, de leur propre production pour estimer la dépense alimentaire totale, autoconsommation comprise. Pour cette valorisation, on est obligé d'utiliser des séries de prix plus ou moins fiables.
4. On peut faire les mêmes remarques sur l'ensemble des consommations. Un actif en ville doit souvent payer un moyen de transport pour aller travailler, ce qui n'est pas le cas en zone rurale.
5. Le coût des paniers de biens assurant le même état de santé satisfaisant grâce à la même consommation de calories augmente avec le PIB par habitant pour ces nombreuses raisons. Or, ces biais ne sont pas tous corrigés par le recours au PIB par habitant en termes de parité de pouvoir d'achat (qui se réfère à un panier *identique* de biens alimentaires et non alimentaires et de services), de sorte que l'on ne peut pas substituer un seuil fixe de pauvreté absolue en termes de parité de pouvoir d'achat à ce seuil flexible.
6. Il s'agit d'une approximation, car en raison de la dispersion des revenus au sein d'un vingtile, une minorité d'individus appartenant à ce vingtile a un revenu y_i tel que $y_i/y > 0,5$.
7. Nous avons amélioré l'estimation de la distribution des revenus indiquée au tableau 2, en appliquant la méthode proposée par Villasenor et Arnold (1989). L'objectif est de faire correspondre à toute valeur d'une fraction du revenu total la valeur la plus précise possible d'une fraction de la population. Comme ces auteurs l'ont montré, on y parvient avec des courbes de Lorenz quadratiques, plus précisément avec la classe des courbes elliptiques qu'elles contiennent. Grâce à cet ajustement, on a estimé et utilisé des distributions très fines (la population est décomposée en millièmes).
8. Il existe une abondante littérature sur ce sujet (pour une synthèse, voir Behrman et Deolalikar, 1995).
9. Le choix des pays de référence pose plusieurs problèmes. D'une part, la dispersion des tailles (et donc l'écart type dans la population de référence) varie selon la population choisie. Si l'on considère tous les habitants de l'Union européenne ayant un PIB par habitant supérieur à 25 000 dollars, on inclura à la fois des Suédois et des Italiens du Nord, de sorte que l'écart type dont dépend z sera plus élevé que si l'on retient uniquement la population suédoise. D'autre part, la taille moyenne varie selon la population de référence ; en l'occurrence les Suédois sont plus grands que les Italiens du Nord, alors que le niveau de revenu est le même. Les statistiques disponibles concernant uniquement les États-Unis ou la Grande-Bretagne, nous n'avons pas le choix de la référence. Mais il existe un biais lorsque l'on se réfère à ces pays pour l'étude d'un pays comme Madagascar, où une partie de la population (les Mérimas) est caractérisée par une taille moyenne nettement plus faible que celle des autres ethnies, à conditions de vie identiques. Par suite, un indicateur comme l'indice de Quetelet, qui est un rapport entre poids et taille, est plus satisfaisant parce qu'il évite le risque d'un tel biais.
10. Voir l'étude de l'OMS (1995), qui cite une enquête au Rwanda : chez les femmes, le nombre de jours de maladie par an passe de 14 en l'absence de malnutrition à 29 pour un indice de Quetelet compris entre 17,6 et 18,6 et 77 pour un indice inférieur à 17. Des enquêtes réalisées en Inde et en Éthiopie montrent que pour des hommes ayant un indice de 18,5, la capacité d'un travail physique est limitée à 2h-4h30 par jour.

11. Les statistiques DHS ne nous donnent malheureusement pas d'informations sur la mortalité entre 15 jours et cinq mois.
12. La France connaissait des chiffres équivalents au début du XIXe siècle : pour les années 1810-19, le taux de mortalité entre 12 et 59 mois s'élevait à 17 pour cent (Dupaquier, 1993) ; si l'on considérait la même période que DHS, soit cinq à 59 mois, le pourcentage serait légèrement supérieur.
13. Ce paradoxe peut aussi résulter d'un biais : si les mères pauvres et mal nourries ont plus d'enfants que les autres, la comparaison entre les pourcentages de mères et d'enfants se réfèrent à deux populations différentes.
14. Martorell et Habicht (1986) montrent l'impact déterminant sur la taille de l'enfant de l'apport en protides jusqu'à trois ans.
15. Ce schéma est approximatif. Il est en effet impossible d'établir une relation réciproque stricte entre la santé des jeunes enfants et la répartition de la population entre pauvres et non-pauvres, pour de nombreuses raisons : il y a des familles (ou des individus isolés) pauvres qui n'ont pas de jeunes enfants ; et des enfants peuvent souffrir de malnutrition alors que leur père a un revenu suffisant pour les nourrir correctement (parce qu'il dépense une part importante de son salaire hors du ménage ou parce que la répartition des denrées consommées par le ménage est très inégale et se fait au profit du père).
16. Voir l'étude de l'OMS (1995).
17. Pelletier (1998) fait toutefois remarquer qu'il y a beaucoup plus de décès d'enfants liés à la conjonction d'une malnutrition grave [entre $-2(\sigma)$ et $-3(\sigma)$] avec des maladies qu'à une malnutrition gravissime [en dessous de $-3(\sigma)$].
18. On se réfère désormais à ZAT comme le seuil de pauvreté z_i estimé par Ali et Thorbecke (1998).
19. Pour une analyse de neuf études empiriques qui mettent en évidence la relation entre taille ou poids pour âge et performances scolaires et estiment cet impact négatif de la malnutrition, voir Pollitt (1990), chapitre 6.
20. En fait, nous avons une correspondance entre des statistiques de malnutrition agrégées et une variable macro-économique. Mais comme il est indiqué en note 15, il n'y a pas de correspondance stricte au niveau micro-économique entre données sur la malnutrition et pauvreté.
21. Voir Martorell et Habicht (1986) sur l'impact de l'héritage génétique. Après avoir montré que les enfants d'Amérique latine ou d'Afrique atteignent la même taille que ceux des États-Unis s'ils bénéficient des mêmes conditions de vie, les auteurs mentionnent l'exception asiatique. Or, il y a précisément à Madagascar des groupes ethniques d'origine asiatique.
22. Les indicateurs macro-économiques ne sont pas les plus adaptés. Si les statistiques étaient disponibles dans tous les pays, il faudrait se référer aux dépenses de santé primaire (dispensaires, centres pour les premiers soins...), car les dépenses pour des hôpitaux de pointe n'ont pas d'incidence sur le traitement de pathologies infantiles simples en zone rurale.
23. En revanche, la corrélation entre s et INDIC 1 ou ITA, IPA est presque nulle (de 0,02 à 0,04), parce que les choix budgétaires en matière de santé ne sont pas liés au PIB par habitant qui, avec la distribution des revenus, détermine le pourcentage de pauvres p_z qui est étroitement corrélé avec INDIC 1. Par exemple, le Cameroun et la Côte d'Ivoire classés en tête pour le PIB par habitant dépensent peu pour la santé, tandis que s atteint des valeurs élevées au Burkina Faso et au Malawi, deux pays en fin de classement pour le PIB par habitant. Mais si l'on compare des pays à PIB par habitant proches et donc à pourcentages comparables de pauvres (en supposant la même distribution), alors les choix budgétaires en matière de santé déterminent des taux de malnutrition significativement différents.
24. Rappelons que la probabilité qu'un enfant dans la population de référence d'un pays développé se classe par la taille ou le poids en-dessous de $-3(\sigma)$ est presque nulle : un enfant sur 1 000 est dans ce cas.

25. Il existe dans les pays développés des formes de pauvreté relative ou subjective. Mais il n'y a pas de pauvreté absolue au sens restrictif choisi dans ce document, à savoir la non-satisfaction des besoins essentiels pour la santé, qui ferait qu'un pourcentage important d'enfants se classe en dessous de $-2(\sigma)$ pour la taille ou le poids. C'est impossible puisque l'on a pris comme référence une population dans un pays développé avec une distribution normale des indicateurs anthropométriques, de telle sorte que l'on a 2,5 pour cent d'enfants classés en dessous de $-2(\sigma)$. Cette remarque n'exclut pas la pauvreté absolue quand elle est définie à partir de critères plus larges, en incluant la satisfaction d'autres besoins (l'éducation, par exemple).
26. Le Gabon avec $y = 3\,900$ dollars est l'une de ces exceptions, ce pays étant caractérisé par une très forte inégalité des revenus et des dépenses de santé, en pourcentage du PIB, très inférieures à la moyenne de l'Afrique subsaharienne.
27. Étant donné les valeurs de a_1 (0,0014) et du coefficient de la *dummy* (0,14), on peut aussi présenter l'impact d'une priorité aux dépenses de santé comme un gain de 100 dollars en termes de PIB par habitant : les valeurs de INDIC 2 sont les mêmes dans un pays où y est inférieur de 100 dollars tandis que la valeur de la *dummy* = 1 au lieu de 0.
28. Pour un examen critique de la méthodologie de la FAO, voir Svedberg (1998).
29. Cette donnée est publiée depuis longtemps dans les annuaires de la FAO. La Banque mondiale publie également des séries qui sont proches.
30. On peut soit préférer une norme inférieure de 10 pour cent — parce que le taux de métabolisme de base serait inférieur dans les pays tropicaux à celui en Europe — soit une norme supérieure de 10 pour cent — parce que la grande variabilité de l'approvisionnement requiert un indice de Quetelet égal au moins à 20 (au lieu de 18,5) pour des raisons de sécurité.
31. L'indicateur de pauvreté du PNUD est égal à $[(p_1^3 + p_2^3 + p_3^3) - 3]^{1/3}$, avec p_1 le pourcentage d'individus qui décèdent avant 40 ans, p_2 le pourcentage d'adultes illettrés et p_3 qui est la moyenne des trois pourcentages (personnes qui n'ont accès ni à l'eau potable, ni aux services de santé et enfants de moins de cinq ans qui souffrent de malnutrition).

BIBLIOGRAPHIE

- ALI, A. et E. THORBECKE (1998), "The State and Path of Poverty in Sub-Saharan Africa: Some Preliminary Results", African Economic Research Consortium, Nairobi.
- BEHRMAN, J. et A. DEOLALIKAR (1995), "Health and Nutrition", in *Handbook of Development Economics*, Vol. 3A, North Holland, Amsterdam.
- DANDEKAR, K. et N. RATH (1971), "Poverty in India", *Economic and Political Weekly*, Vol. 6.
- DRÈZE, J. et A. SEN (1989), *Hunger and Public Action*, Clarendon Press, Oxford.
- DRÈZE J. et A. SEN (1990), *The Political Economy of Hunger*, Vol. 1: *Entitlements and Well-being*, Clarendon Press, Oxford.
- DUPAQUIER J. (1993), *La population française aux XVII^e et XVIII^e siècles*, PUF, Paris.
- FAO (1996), *La sixième enquête mondiale sur l'alimentation : 1996*, Rome.
- GREER, J. et E. THORBECKE (1986), "A Methodology for Measuring Food Poverty Applied to Kenya", *Journal of Development Economics*, Vol. 24.
- MARTORELL, R. et J.-P. HABICHT (1986), "Growth in Early Childhood in Developing Countries", in *Human Growth: A Comprehensive Treaty*, Vol. 3: *Methodology, Ecological, Genetic and Nutritional Effects on Growth*, Plenum Pub., New York.
- ORGANISATION MONDIALE DE LA SANTÉ (1995), *Utilisation et interprétation de l'anthropométrie*, Série Rapports techniques, Genève.
- PELLETIER, D. (1998), "Malnutrition, Morbidity and Child Mortality in Developing Countries", in *Too Young to Die: Genes or Gender?*, Nations unies, New York.
- PNUD (1996), *Rapport mondial sur le développement humain 1996*, New York.
- POLLITT, E. (1990), *Malnutrition and Infection in the Classroom*, UNESCO, Paris.
- RAVALLION, M. (1998), "Poverty Lines in Theory and Practice", LSMS Working paper n° 133, Banque mondiale, Washington, D.C.
- SEN, A. (1998), "Mortality as Indicator of Economic Success and Failure", *Economic Journal*, Vol. 108.
- STRAUSS, J. et D. THOMAS (1995), "Human Resources: Empirical Modeling of Household and Family Decisions", in *Handbook of Development Economics*, Vol. 3A, North Holland, Amsterdam.
- SVEDBERG, P. (1998), "841 Million Undernourished? On the Tyranny of Deriving a Number", Institute for International Economic Studies, Stockholm University, Stockholm.
- VILLASENOR, J. et B. ARNOLD (1989), "Elliptical Lorenz Curves", *Journal of Econometrics*, Vol. 40.
- WORLD BANK (1995), *Poverty Reduction and the World Bank, Progress in Fiscal 1994*, Washington, D.C.
- WORLD BANK (1998), *World Development Indicators 1998*, Washington, D.C.
- WORLD HEALTH ORGANIZATION (1997), *Third Report on the World Nutrition Situation*, Genève.

AUTRES TITRES DANS LA SÉRIE/ OTHER TITLES IN THE SERIES

Tous ces documents peuvent être téléchargés à partir de :

<http://www.oecd.org/dev/pub/tp1a.htm>, obtenus via le mél (cendev.contact@oecd.org)

ou commandés à l'adresse qui se trouve à la page 3

- Technical Paper No.1, *Macroeconomic Adjustment and Income Distribution: A Macro-Micro Simulation Model*, by F. Bourguignon, W.H. Branson, J. de Melo, March 1989.
- Technical Paper No. 2, *International Interactions In Food and Agricultural Policies: Effect of Alternative Policies*, by J. Zietz and A. Valdés, April, 1989.
- Technical Paper No. 3, *The Impact of Budget Retrenchment on Income Distribution in Indonesia: A Social Accounting Matrix Application*, by S. Keuning, E. Thorbecke, June 1989.
- Technical Paper No. 3a, Statistical Annex to *The Impact of Budget Retrenchment*, June 1989.
- Technical Paper No. 4, *Le Rééquilibrage entre le secteur public et le secteur privé : le cas du Mexique*, by C.-A. Michalet, June 1989.
- Technical Paper No. 5, *Rebalancing the Public and Private Sectors: The Case of Malaysia*, by R. Leeds, July 1989.
- Technical Paper No. 6, *Efficiency, Welfare Effects, and Political Feasibility of Alternative Antipoverty and Adjustment Programs*, by A. de Janvry and E. Sadoulet, January 1990.
- Document Technique No. 7, *Ajustement et distribution des revenus : application d'un modèle macro-micro au Maroc*, par Christian Morriison, avec la collaboration de Sylvie Lambert et Akiko Suwa, décembre 1989.
- Technical Paper No. 8, *Emerging Maize Biotechnologies and their Potential Impact*, by W. Burt Sundquist, October 1989.
- Document Technique No. 9, *Analyse des variables socio-culturelles et de l'ajustement en Côte d'Ivoire*, par W. Weekes-Vagliani, janvier 1990.
- Technical Paper No. 10, *A Financial Computable General Equilibrium Model for the Analysis of Ecuador's Stabilization Programs*, by André Fargeix and Elisabeth Sadoulet, February 1990.
- Technical Paper No. 11, *Macroeconomic Aspects, Foreign Flows and Domestic Savings Performance in Developing Countries. A "State of The Art" Report*, by Anand Chandavarkar, February 1990.
- Technical Paper No. 12, *Tax Revenue Implications of the Real Exchange Rate: Econometric Evidence from Korea and Mexico*, by Virginia Fierro-Duran and Helmut Reisen, April 1990.
- Technical Paper No. 13, *Agricultural Growth and Economic Development: The Case of Pakistan*, by Naved Hamid and Wouter Tins, April 1990.
- Technical Paper No. 14, *Rebalancing The Public and Private Sectors in Developing Countries. The Case of Ghana*, by Dr. H. Akuoko-Frimpong, June 1990.
- Technical Paper No. 15, *Agriculture and the Economic Cycle: An Economic and Econometric Analysis with Special Reference to Brazil*, by Florence Contre and Ian Goldin, June 1990.
- Technical Paper No. 16, *Comparative Advantage: Theory and Application to Developing Country Agriculture*, by Ian Goldin, June 1990.
- Technical Paper No.17, *Biotechnology and Developing Country Agriculture: Maize in Brazil*, by Bernardo Sorj and John Wilkinson, June 1990.
- Technical Paper No. 18, *Economic Policies and Sectoral Growth: Argentina 1913-1984*, by Yair Mundlak, Domingo Cavallo, Roberto Domenech, June 1990.
- Technical Paper No. 19, *Biotechnology and Developing Country Agriculture: Maize In Mexico*, by Jaime A. Matus Gardea, Arturo Puente Gonzalez, Cristina Lopez Peralta, June 1990.
- Technical Paper No. 20, *Biotechnology and Developing Country Agriculture: Maize in Thailand*, by Suthad Setboonsarng, July 1990.
- Technical Paper No. 21, *International Comparisons of Efficiency in Agricultural Production*, by Guillermo Flichmann, July 1990.
- Technical Paper No. 22, *Unemployment in Developing Countries: New Light on an Old Problem*, by David Turnham and Denizhan Eröcal, July 1990.
- Technical Paper No. 23, *Optimal Currency Composition of Foreign Debt: the Case of Five Developing Countries*, by Pier Giorgio Gawronski, August 1990.
- Technical Paper No. 24, *From Globalization to Regionalization: the Mexican Case*, by Wilson Peres Nuñez, August 1990.
- Technical Paper No. 25, *Electronics and Development in Venezuela. A User-Oriented Strategy and its Policy Implications*, by Carlota Perez, October 1990.
- Technical Paper No. 26, *The Legal Protection of Software. Implications for Latecomer Strategies in Newly Industrialising Economies NIEs and Middle-Income Economies MIEs*, by Carlos Maria Correa, October 1990.
- Technical Paper No. 27, *Specialization, Technical Change and Competitiveness in the Brazilian Electronics Industry*, by Claudio R. Frischtak, October 1990.
- Technical Paper No. 28, *Internationalization Strategies of Japanese Electronics Companies: Implications for Asian Newly Industrializing Economies NIEs*, by Bundo Yamada, October 1990.
- Technical Paper No. 29, *The Status and an Evaluation of the Electronics Industry in Taiwan*, by Gee San, October 1990.
- Technical Paper No. 30, *The Indian Electronics Industry: Current Status, Perspectives and Policy Options*, by Ghayur Alam, October 1990.

Technical Paper No. 31, *Comparative Advantage in Agriculture in Ghana*, by James Pickett and E. Shaeeldin, October 1990.

Technical Paper No. 32, *Debt Overhang, Liquidity Constraints and Adjustment Incentives*, by Bert Hofman and Helmut Reisen, October 1990.

Technical Paper No. 34, *Biotechnology and Developing Country Agriculture: Maize in Indonesia*, by Hidajat Nataatmadja *et al.*, January 1991.

Technical Paper No. 35, *Changing Comparative Advantage in Thai Agriculture*, by Ammar Siamwalla, Suthad Setboonsang and Prasong Werakarnjanapongs, March 1991.

Technical Paper No. 36, *Capital Flows and the External Financing of Turkey's Imports*, by Ziya Önis and Süleyman Özmucur, July 1991.

Technical Paper No. 37, *The External Financing of Indonesia's Imports*, by Glenn P. Jenkins and Henry B.F. Lim, July 1991.

Technical Paper No. 38, *Long-term Capital Reflow under Macroeconomic Stabilization in Latin America*, by Beatriz Armendariz de Aghion, April 1991.

Technical Paper No. 39, *Buybacks of LDC Debt and the Scope for Forgiveness*, by Beatriz Armendariz de Aghion, April 1991.

Technical Paper No. 40, *Measuring and Modelling Non-Tariff Distortions with Special Reference to Trade in Agricultural Commodities*, by Peter J. Lloyd, July 1991.

Technical Paper No. 41, *The Changing Nature of IMF Conditionality*, by Jacques J. Polak, August 1991.

Technical Paper No. 42, *Time-Varying Estimates on the Openness of the Capital Account in Korea and Taiwan*, by Helmut Reisen and Hélène Yèches, August 1991.

Technical Paper No. 43, *Toward a Concept of Development Agreements*, by F. Gerard Adams, August 1991.

Document technique No. 44, *Le Partage du fardeau entre les créanciers de pays débiteurs défallants*, par Jean-Claude Berthélemy et Ann Vourc'h, septembre 1991.

Technical Paper No. 45, *The External Financing of Thailand's Imports*, by Supote Chunanunthathum, October 1991.

Technical Paper No. 46, *The External Financing of Brazilian Imports*, by Enrico Colombatto, with Elisa Luciano, Luca Gargiulo, Pietro Garibaldi and Giuseppe Russo, October 1991.

Technical Paper No. 47, *Scenarios for the World Trading System and their Implications for Developing Countries*, by Robert Z. Lawrence, November 1991.

Technical Paper No. 48, *Trade Policies in a Global Context: Technical Specification of the Rural/UrbanNorth/South RUNS Applied General Equilibrium Model*, by Jean-Marc Burniaux and Dominique van der Mensbrugghe, November 1991.

Technical Paper No. 49, *Macro-Micro Linkages: Structural Adjustment and Fertilizer Policy in Sub-Saharan Africa*, by Jean-Marc Fontaine with the collaboration of Alice Sinzingre, December 1991.

Technical Paper No. 50, *Aggregation by Industry in General Equilibrium Models with International Trade*, by Peter J. Lloyd, December 1991.

Technical Paper No. 51, *Policy and Entrepreneurial Responses to the Montreal Protocol: Some Evidence from the Dynamic Asian Economies*, by David C. O'Connor, December 1991.

Technical Paper No. 52, *On the Pricing of LDC Debt: an Analysis based on Historical Evidence from Latin America*, by Beatriz Armendariz de Aghion, February 1992.

Technical Paper No. 53, *Economic Regionalisation and Intra-Industry Trade: Pacific-Asian Perspectives*, by Kiichiro Fukasaku, February 1992.

Technical Paper No. 54, *Debt Conversions in Yugoslavia*, by Mojmir Mrak, February 1992.

Technical Paper No. 55, *Evaluation of Nigeria's Debt-Relief Experience 1985-1990*, by N.E. Ogbe, March 1992.

Document technique No. 56, *L'Expérience de l'allègement de la dette du Mali*, par Jean-Claude Berthélemy, février 1992.

Technical Paper No. 57, *Conflict or Indifference: US Multinationals in a World of Regional Trading Blocs*, by Louis T. Wells, Jr., March 1992.

Technical Paper No. 58, *Japan's Rapidly Emerging Strategy Toward Asia*, by Edward J. Lincoln, April 1992.

Technical Paper No. 59, *The Political Economy of Stabilization Programmes in Developing Countries*, by Bruno S. Frey and Reiner Eichenberger, April 1992.

Technical Paper No. 60, *Some Implications of Europe 1992 for Developing Countries*, by Sheila Page, April 1992.

Technical Paper No. 61, *Taiwanese Corporations in Globalisation and Regionalisation*, by San Gee, April 1992.

Technical Paper No. 62, *Lessons from the Family Planning Experience for Community-Based Environmental Education*, by Winifred Weekes-Vagliani, April 1992.

Technical Paper No. 63, *Mexican Agriculture in the Free Trade Agreement: Transition Problems in Economic Reform*, by Santiago Levy and Sweder van Wijnbergen, May 1992.

Technical Paper No. 64, *Offensive and Defensive Responses by European Multinationals to a World of Trade Blocs*, by John M. Stopford, May 1992.

Technical Paper No. 65, *Economic Integration in the Pacific*, by Richard Drobnick, May 1992.

Technical Paper No. 66, *Latin America in a Changing Global Environment*, by Winston Fritsch, May 1992.

Technical Paper No. 67, *An Assessment of the Brady Plan Agreements*, by Jean-Claude Berthélemy and Robert Lensink, May 1992.

Technical Paper No. 68, *The Impact of Economic Reform on the Performance of the Seed Sector in Eastern and Southern Africa*, by Elizabeth Cromwell, May 1992.

Technical Paper No. 69, *Impact of Structural Adjustment and Adoption of Technology on Competitiveness of Major Cocoa Producing Countries*, by Emily M. Bloomfield and R. Antony Lass, June 1992.

Technical Paper No. 70, *Structural Adjustment and Moroccan Agriculture: an Assessment of the Reforms in the Sugar and Cereal Sectors*, by Jonathan Kydd and Sophie Thoyer, June 1992.

Document technique No. 71, *L'Allègement de la dette au Club de Paris : les évolutions récentes en perspective*, par Ann Vourc'h, juin 1992.

Technical Paper No. 72, *Biotechnology and the Changing Public/Private Sector Balance: Developments in Rice and Cocoa*, by Carlene Brenner, July 1992.

Technical Paper No. 73, *Namibian Agriculture: Policies and Prospects*, by Walter Elkan, Peter Amutenya, Jochbeth Andima, Robin Sherbourne and Eline van der Linden, July 1992.

Technical Paper No. 74, *Agriculture and the Policy Environment: Zambia and Zimbabwe*, by Doris J. Jansen and Andrew Rukovo, July 1992.

Technical Paper No. 75, *Agricultural Productivity and Economic Policies: Concepts and Measurements*, by Yair Mundlak, August 1992.

Technical Paper No. 76, *Structural Adjustment and the Institutional Dimensions of Agricultural Research and Development in Brazil: Soybeans, Wheat and Sugar Cane*, by John Wilkinson and Bernardo Sorj, August 1992.

Technical Paper No. 77, *The Impact of Laws and Regulations on Micro and Small Enterprises in Niger and Swaziland*, by Isabelle Jourard, Carl Liedholm and Donald Mead, September 1992.

Technical Paper No. 78, *Co-Financing Transactions between Multilateral Institutions and International Banks*, by Michel Bouchet and Amit Ghose, October 1992.

Document technique No. 79, *Allégement de la dette et croissance : le cas mexicain*, par Jean-Claude Berthélemy et Ann Vourc'h, octobre 1992.

Document technique No. 80, *Le Secteur informel en Tunisie : cadre réglementaire et pratique courante*, par Abderrahman Ben Zakour et Farouk Kria, novembre 1992.

Technical Paper No. 81, *Small-Scale Industries and Institutional Framework in Thailand*, by Naruemol Bunjongjit and Xavier Oudin, November 1992.

Technical Paper No. 81a, Statistical Annex, November 1992.

Document technique No. 82, *L'Expérience de l'allégement de la dette du Niger*, par Ann Vourc'h et Maina Boukar Moussa, novembre 1992.

Technical Paper No. 83, *Stabilization and Structural Adjustment in Indonesia: an Intertemporal General Equilibrium Analysis*, by David Roland-Holst, November 1992.

Technical Paper No. 84, *Striving for International Competitiveness: Lessons from Electronics for Developing Countries*, by Jan Maarten de Vet, March 1993.

Document technique No. 85, *Micro-entreprises et cadre institutionnel en Algérie*, par Hocine Benissad, mars 1993.

Technical Paper No. 86, *Informal Sector and Regulations in Ecuador and Jamaica*, by Emilio Klein and Victor E. Tokman, August 1993.

Technical Paper No. 87, *Alternative Explanations of the Trade-Output Correlation in the East Asian Economies*, by Colin I. Bradford Jr. and Naomi Chakwin, August 1993.

Document technique No. 88, *La Faisabilité politique de l'ajustement dans les pays africains*, par Christian Morrisson, Jean-Dominique Lafay et Sébastien Dessus, novembre 1993.

Technical Paper No. 89, *China as a Leading Pacific Economy*, by Kiichiro Fukasaku and Mingyuan Wu, November 1993.

Technical Paper No. 90, *A Detailed Input-Output Table for Morocco, 1990*, by Maurizio Bussolo and David Roland-Holst November 1993.

Technical Paper No. 91, *International Trade and the Transfer of Environmental Costs and Benefits*, by Hiro Lee and David Roland-Holst, December 1993.

Technical Paper No. 92, *Economic Instruments in Environmental Policy: Lessons from the OECD Experience and their Relevance to Developing Economies*, by Jean-Philippe Barde, January 1994.

Technical Paper No. 93, *What Can Developing Countries Learn from OECD Labour Market Programmes and Policies?*, by Åsa Sohlman with David Turnham January 1994.

Technical Paper No. 94, *Trade Liberalization and Employment Linkages in the Pacific Basin*, by Hiro Lee and David Roland-Holst, February 1994.

Technical Paper No. 95, *Participatory Development and Gender: Articulating Concepts and Cases*, by Winifred Weekes-Vagliani, February 1994.

Document technique No. 96, *Promouvoir la maîtrise locale et régionale du développement : une démarche participative à Madagascar*, by Philippe de Rham and Bernard J. Lecomte, Juin 1994.

Technical Paper No. 97, *The OECD Green Model: an Updated Overview*, by Hiro Lee, Joaquim Oliveira-Martins and Dominique van der Mensbrugge, August 1994.

Technical Paper No. 98, *Pension Funds, Capital Controls and Macroeconomic Stability*, by Helmut Reisen and John Williamson August 1994.

Technical Paper No. 99, *Trade and Pollution Linkages: Piecemeal Reform and Optimal Intervention*, by John Beghin, David Roland-Holst and Dominique van der Mensbrugge, October 1994.

Technical Paper No. 100, *International Initiatives in Biotechnology for Developing Country Agriculture: Promises and Problems*, by Carlene Brenner and John Komen, October 1994.

Technical Paper No. 101, *Input-based Pollution Estimates for Environmental Assessment in Developing Countries*, by Sébastien Dessus, David Roland-Holst and Dominique van der Mensbrugge, October 1994.

Technical Paper No. 102, *Transitional Problems from Reform to Growth: Safety Nets and Financial Efficiency in the Adjusting Egyptian Economy*, by Mahmoud Abdel-Fadil, December 1994.

Technical Paper No. 103, *Biotechnology and Sustainable Agriculture: Lessons from India*, by Ghayur Alam, December 1994.

Technical Paper No. 104, *Crop Biotechnology and Sustainability: a Case Study of Colombia*, by Luis R. Sanint, January 1995.

Technical Paper No. 105, *Biotechnology and Sustainable Agriculture: the Case of Mexico*, by José Luis Solleiro Rebolledo, January 1995.

Technical Paper No. 106, *Empirical Specifications for a General Equilibrium Analysis of Labor Market Policies and Adjustments*, by Andréa Maechler and David Roland-Holst, May 1995.

Document technique No. 107, *Les Migrants, partenaires de la coopération internationale : le cas des Maliens de France*, par Christophe Daum, juillet 1995.

Document technique No. 108, *Ouverture et croissance industrielle en Chine : étude empirique sur un échantillon de villes*, par Sylvie Démurger, Septembre 1995.

Technical Paper No. 109, *Biotechnology and Sustainable Crop Production in Zimbabwe*, by John J. Woodend, December 1995.

Document technique No. 110, *Politiques de l'environnement et libéralisation des échanges au Costa Rica : une vue d'ensemble*, par Sébastien Dessus et Maurizio Bussolo, février 1996.

Technical Paper No. 111, *Grow Now/Clean Later, or the Pursuit of Sustainable Development?*, by David O'Connor, March 1996.

Technical Paper No. 112, *Economic Transition and Trade-Policy Reform: Lessons from China*, by Kiichiro Fukasaku and Henri-Bernard Solignac Lecomte, July 1996.

Technical Paper No. 113, *Chinese Outward Investment in Hong Kong: Trends, Prospects and Policy Implications*, by Yun-Wing Sung, July 1996.

Technical Paper No. 114, *Vertical Intra-industry Trade between China and OECD Countries*, by Lisbeth Hellvin, July 1996.

Document technique No. 115, *Le Rôle du capital public dans la croissance des pays en développement au cours des années 80*, par Sébastien Dessus et Rémy Herrera, July 1996.

Technical Paper No. 116, *General Equilibrium Modelling of Trade and the Environment*, by John Beghin, Sébastien Dessus, David Roland-Holst and Dominique van der Mensbrugghe, September 1996.

Technical Paper No. 117, *Labour Market Aspects of State Enterprise Reform in Viet Nam*, by David O'Connor, September 1996.

Document technique No. 118, *Croissance et compétitivité de l'industrie manufacturière au Sénégal*, par Thierry Latreille et Aristomène Varoudakis, Octobre 1996.

Technical Paper No. 119, *Evidence on Trade and Wages in the Developing World*, by Donald J. Robbins, December 1996.

Technical Paper No. 120, *Liberalising Foreign Investments by Pension Funds: Positive and Normative Aspects*, by Helmut Reisen, January 1997

Document technique No. 121, *Capital Humain, ouverture extérieure et croissance : estimation sur données de panel d'un modèle à coefficients variables*, par Jean-Claude Berthélemy, Sébastien Dessus et Aristomène Varoudakis, janvier 1997.

Technical Paper No. 122, *Corruption: The Issues*, by Andrew W. Goudie and David Stasavage, January 1997.

Technical Paper No. 123, *Outflows of Capital from China*, by David Wall, March 1997.

Technical Paper No. 124, *Emerging Market Risk and Sovereign Credit Ratings*, by Guillermo Larraín, Helmut Reisen and Julia von Maltzan, April 1997.

Technical Paper No. 125, *Urban Credit Co-operatives in China*, by Eric Girardin and Xie Ping, August 1997.

Technical Paper No. 126, *Fiscal Alternatives of Moving from Unfunded to Funded Pensions*, by Robert Holzmann, August 1997.

Technical Paper No. 127, *Trade Strategies for the Southern Mediterranean*, by Peter A. Petri, December 1997.

Technical Paper No. 128, *The Case of Missing Foreign Investment in the Southern Mediterranean*, by Peter A. Petri, December 1997.

Technical Paper No. 129, *Economic Reform in Egypt in a Changing Global Economy*, by Joseph Licari, December 1997.

Technical Paper No. 130, *Do Funded Pensions Contribute to Higher Aggregate Savings? A Cross-Country Analysis*, by Jeanine Bailliu and Helmut Reisen, December 1997.

Technical Paper No. 131, *Long-run Growth Trends and Convergence Across Indian States*, by Rayaprolu Nagaraj, Aristomène Varoudakis and Marie-Ange Véganonès, January 1998.

Technical Paper No. 132, *Sustainable and Excessive Current Account Deficits*, by Helmut Reisen, February 1998.

Technical Paper No. 133, *Intellectual Property Rights and Technology Transfer in Developing Country Agriculture: Rhetoric and Reality*, by Carliene Brenner, March 1998.

Technical Paper No. 134, *Exchange-rate Management and Manufactured Exports in Sub-Saharan Africa*, by Khalid Sekkat and Aristomène Varoudakis, March 1998.

Technical Paper No. 135, *Trade Integration with Europe, Export Diversification and Economic Growth in Egypt*, by Sébastien Dessus and Akiko Suwa-Eisenmann, June 1998.

Technical Paper No. 136, *Domestic Causes of Currency Crises: Policy Lessons for Crisis Avoidance*, by Helmut Reisen, June 1998.

Technical Paper No. 137, *A Simulation Model of Global Pension Investment*, by Landis MacKellar and Helmut Reisen, August 1998.

Technical Paper No. 138, *Determinants of Customs Fraud and Corruption: Evidence from Two African Countries*, by David Stasavage and Cécile Daubrée, August 1998.

Technical Paper No. 139, *State Infrastructure and Productive Performance in Indian Manufacturing*, by Arup Mitra, Aristomène Varoudakis and Marie-Ange Véganonès, August 1998.

Technical Paper No. 140, *Rural Industrial Development in Viet Nam and China: A Study of Contrasts*, by David O'Connor, August 1998.

Technical Paper No. 141, *Labour Market Aspects of State Enterprise Reform in China*, by Fan Gang, Maria Rosa Lunati and David O'Connor, October 1998.

Technical Paper No. 142, *Fighting Extreme Poverty in Brazil: The Influence of Citizens' Action on Government Policies*, by Fernanda Lopes de Carvalho, November 1998.

Technical Paper No. 143, *How Bad Governance Impedes Poverty Alleviation in Bangladesh*, by Rehman Sobhan, November 1998.

Document technique No. 144, *La libéralisation de l'agriculture tunisienne et l'union européenne : une vue prospective*, par Mohamed Abdelbasset Chemingui et Sébastien Dessus, février 1999.

Technical Paper No. 145, *Economic Policy Reform and Growth Prospects in Emerging African Economies*, by Patrick Guillaumont, Sylviane Guillaumont Jeanneney and Aristomène Varoudakis, March 1999.

Technical Paper No. 146, *Structural Policies for International Competitiveness in Manufacturing: The Case of Cameroon*, by Ludvig Söderling, March 1999.

Technical Paper No. 147, *China's Unfinished Open-Economy Reforms: Liberalisation of Services*, by Kiichiro Fukasaku, Yu Ma and Qiumei Yang, April 1999.

Technical Paper No. 148, *Boom and Bust and Sovereign Ratings*, by Helmut Reisen and Julia von Maltzan, June 1999.

Technical Paper No. 149, *Economic Opening and the Demand for Skills in Developing Countries: A Review of Theory and Evidence*, by David O'Connor and Maria Rosa Lunati, June 1999.

Technical Paper No. 150, *The Role of Capital Accumulation, Adjustment and Structural Change for Economic Take-off: Empirical Evidence from African Growth Episodes*, by Jean-Claude Berthélemy and Ludvig Söderling, July 1999.

Technical Paper No. 151, *Gender, Human Capital and Growth: Evidence from Six Latin American Countries*, by Donald J. Robbins, September 1999.

Technical Paper No. 152, *The Politics and Economics of Transition to an Open Market Economy in Viet Nam*, by James Riedel and William S. Turley, September 1999.

Technical Paper No. 153, *The Economics and Politics of Transition to an Open Market Economy: China*, by Wing Thye Woo, October 1999.

Technical Paper No. 154, *Infrastructure Development and Regulatory Reform in Sub-Saharan Africa: The Case of Air Transport*, by Andrea E. Goldstein, October 1999.

Technical Paper No. 155, *The Economics and Politics of Transition to an Open Market Economy: India*, by Ashok V. Desai, October 1999.

Technical Paper No. 156, *Cimate Policy Without Tears: CGE-Based Ancillary Benefits Estimates for Chile*, by Sébastien Dessus and David O'Connor, November 1999.
Document technique No. 157, *Dépenses d'éducation, qualité de l'éducation et pauvreté : l'exemple de cinq pays d'Afrique francophone*, par Katharina Michaelowa, avril 2000.