

La dynamique de l'inégalité de la malnutrition des enfants en Afrique. Une analyse comparative fondée sur une décomposition de régression

par

Jean-Pierre Lachaud, Professeur

*Directeur du Centre d'économie du développement (Membre de l'IFReDE-GRES)
Université Montesquieu-Bordeaux IV - France*

Résumé :

Une analyse comparative pour trois pays d'Afrique – Burkina Faso, Cameroun et Togo – des facteurs de l'inégalité socio-économique *relative* du retard de croissance des enfants, ainsi que des variations de ces disparités dans le temps, est proposée. Cette investigation, mobilisant pour chaque pays deux enquêtes démographiques et de santé relatives aux années 1990, suggère plusieurs conclusions.

Premièrement, on observe une persistance, voire une aggravation, de l'incidence et/ou de l'inégalité socio-économique relative du retard de croissance des enfants de moins de 60 ou 36 mois. Par ailleurs, bien que la prévalence de la malnutrition des enfants soit plus forte dans les campagnes et parmi les ménages pauvres, l'inégalité du retard de croissance est plus élevée dans les villes, où elle s'est parfois accrue. Néanmoins, des disparités de situation prévalent selon les pays. Dans ce contexte, le statut nutritionnel des enfants est positivement corrélé au niveau de vie des familles – appréhendé à l'aide d'un indice d'actifs des ménages –, au niveau d'instruction des mères, et à la localisation urbaine, et inversement lié à l'âge des enfants. Par contre, le sexe des enfants, l'âge des mères, la taille du ménage et l'appartenance ethnique ont des effets contrastés selon les pays et la période considérés.

Deuxièmement, la décomposition de l'indice de concentration de la taille des enfants en pourcentage de la médiane de référence, montre que les disparités de niveau de vie des ménages et, dans une moindre mesure, de leur localisation spatiale, sont les facteurs les plus importants qui contribuent à rehausser le *niveau* de l'inégalité de la malnutrition des enfants. Par contre, l'âge des enfants a un effet inverse dans tous les pays et pour les différentes périodes, tandis que d'autres éléments ont un rôle plus secondaire – sauf les disparités d'instruction des mères, ayant un fort impact inégalitaire au Cameroun.

Troisièmement, l'examen de la *dynamique* de l'inégalité du retard de croissance des enfants suggère plusieurs commentaires. Tout d'abord, la *décomposition totale* indique que la variation du niveau de vie des ménages a joué un rôle de premier plan, en réduisant ou en accentuant les disparités de malnutrition. Ce facteur a été renforcé par la variation de l'effet net de l'âge des enfants, et contrebalancé par l'impact de la localisation spatiale. Ensuite, la *décomposition de type Oaxaca* montre que dans deux pays sur trois – Burkina Faso et Cameroun –, l'effet des élasticités *l'emporte* sur celui des inégalités –, bien que des situations contrastées soient observées selon les pays et les facteurs pris en compte. Ce constat général prévaut surtout pour le niveau de vie, la localisation spatiale, l'instruction des mères et la dimension des ménages. Enfin, la *décomposition différentielle totale* révèle un impact relativement contrasté de la variation des *coefficients* de régression, des *moyennes* des déterminants de la malnutrition, et de l'*inegalité* des déterminants de la malnutrition, sur les changements de l'inégalité du retard de croissance des enfants. Par ailleurs, dans l'ensemble, la décomposition montre que le poids relatif des *moyennes* des déterminants est plus fort que celui des *coefficients* des différentes sources d'inégalité. De plus, les résultats de la décomposition mettent en évidence la complexité des effets des déterminants de la malnutrition sur cette dernière, et la possibilité de conflit entre un « effet de croissance » et un « effet de distribution ».

Abstract : The dynamics of the Inequality of Children's Malnutrition in Africa. A Comparative Analysis of a Regression-based Decomposition

A comparative analysis for three countries of Africa – Burkina Faso, Cameroon and Togo – of the factors of the *relative socioeconomic inequality* in stunting of the children, as well as variations of these disparities in time, is proposed. This investigation, mobilizing for each country two demographic and health surveys relating to the 90s, suggests several conclusions.

Firstly, one observes a persistence, even an aggravation, of the incidence and/or relative socioeconomic inequality in stunting of the children of less than 60 or 36 months. In addition, although the prevalence of the children's malnutrition is stronger in the campaigns and among the poor households, the inequality in stunting is higher in the cities, where it sometimes increased. Nevertheless, some disparities of situations prevail according to countries. In this context, the nutritional statute of the children is positively correlated on the standard of living of the families – apprehended by an index of assets of the households –, on the educational level of the mothers, and with the urban localization, and conversely dependent to the age of the children. On the other hand, the sex of the children, the age of the mothers, the size of the household and the ethnic membership have contrasted effects according to the countries and the period considered.

Secondly, the decomposition of the concentration index of the height-for-age of the children expressed as a percentage of the median of reference, shows that the welfare disparities of the households and, to a lesser extent, their spatial localization, are the most significant factors which contribute to raise *the level* of the inequality of the children's malnutrition. On the other hand, the age of the children has an opposite effect in all the countries and for the various periods, while other elements have a more secondary role – except the disparities in instruction of the mothers, having a strong uneven impact in Cameroon.

Thirdly, the study of *the dynamics* of the inequality in stunting of the children suggests several comments. First of all, *the total decomposition* indicates that the variation of the standard of living of the households played a significant role, while reducing or by accentuating the disparities of malnutrition. This factor was reinforced by the variation of the net effect of the age of the children, and was counterbalanced by the impact of the spatial localization. Then, the *Oaxaca-type decomposition* shows that in two countries out of three – Burkina Faso and Cameroon –, the effect of elasticities *exceeds* that of the inequalities – although contrasted situations are observed according to the countries and factors taken into account. This general observation prevails especially for the standard of living, the spatial localization, the instruction of the mothers and the size of the households. Lastly, *total differential decomposition* reveals an impact relatively contrasted of the variation of *the coefficients of regression, averages* of the determinants of malnutrition, and *inequality* of the determinants of malnutrition, on the changes of the inequality in stunting of the children. In addition, as a whole, the decomposition suggests that the relative weight of the *averages* of the determinants is stronger than that of the *coefficients* of the various sources of inequality. Moreover, the results of the decomposition highlight the complexity of the effects of the determinants of malnutrition on the latter, and the possibility of conflict between a « growth effect » and a « distributive effect ».

Mots-clés : Inégalité de la malnutrition des enfants ; retard de croissance ; décomposition de régression

Keywords : Inequality of child malnutrition ; stunting ; regression-based decomposition

JEL classification : I12, I31, I32

Sommaire

1.	Introduction	1
2.	Concepts, méthode et sources statistiques	2
1.	<i>Les options analytiques</i>	2
2.	<i>Modélisation, spécification des variables et procédures économétriques</i>	4
3.	<i>Les sources statistiques</i>	6
3.	Les déterminants de la malnutrition des enfants	7
1.	<i>La malnutrition des enfants : persistance et inégalité</i>	7
2.	<i>Les déterminants communs</i>	9
3.	<i>Les déterminants spécifiques</i>	11
4.	Les déterminants du niveau de l'inégalité du retard de croissance	12
1.	<i>Les facteurs prédominants</i>	12
2.	<i>Les éléments secondaires</i>	13
5.	Les déterminants de la dynamique de l'inégalité du retard de croissance	16
1.	<i>La décomposition totale</i>	16
2.	<i>La décomposition de type Oaxaca</i>	16
2.	<i>La décomposition différentielle totale</i>	17
6.	Conclusion	19
	Références bibliographiques	20

1. Introduction

La malnutrition des enfants est un problème très répandu dans les pays en développement, et a d'importantes conséquences en termes de retard de développement physique et cognitif, et d'augmentation des risques d'infections et de mortalité. Dans une certaine mesure, la malnutrition des enfants ou des adultes traduit une privation des capacités au sens de Sen, ce dernier rappelant que « la valeur de la vie doit refléter l'importance des diverses capacités pour laquelle elles sont une condition nécessaire » (Sen 1998, p : 3). Par ailleurs, l'existence de larges disparités socio-économiques de santé, en particulier entre les segments les plus pauvres des populations et ceux du haut de la distribution (Wagstaff 2000 ; Lachaud 2003), contribue à freiner l'accès à des dimensions essentielles du bien être des individus¹. De ce fait, dans maints pays en développement, une meilleure connaissance des inégalités socio-économiques de santé est susceptible de favoriser la lutte contre les déficits de santé pour les plus démunis.

La présente recherche s'inscrit dans cette perspective, et poursuit un double objectif. Tout d'abord, il s'agit d'examiner, pour trois pays d'Afrique – Burkina Faso, Cameroun et Togo –, les facteurs de l'inégalité socio-économique de la malnutrition des enfants – moins de 60 ou de 36 mois – à un moment donné, et d'identifier les causes des changements de ces disparités dans le temps, notamment au cours de la décennie 1990. A cet égard, trois options analytiques fondent l'étude. Premièrement, le statut nutritionnel des enfants, appréhendé à l'aide d'une approche anthropométrique, est relatif au retard de croissance, c'est-à-dire à la relation entre la taille et l'âge. En effet, cette forme de malnutrition, plutôt inhérente au statut de santé de longue période, paraît plus appropriée en termes de comparaison dans le temps, par rapport à l'émaciation ou à l'insuffisance pondérale². Deuxièmement, pour les pays pris en compte, ce type d'investigation implique l'utilisation des bases de données des enquêtes démographiques et de santé. Néanmoins, la contre-partie de la disponibilité de ces sources d'information est la nécessité de mesurer le niveau de vie des familles à l'aide d'un indice relatif aux principaux actifs physiques des ménages. Troisièmement, l'inégalité de la malnutrition des enfants est spécifiée par rapport au coefficient de concentration, et la mise en évidence des sources de ce dernier s'appuie sur une décomposition de régression (Wagstaff, van Doorslaer et Watanabe 2003). Dans ces conditions, les variations de l'inégalité de la malnutrition des enfants dans le temps peuvent être expliquées par les effets des changements inhérents aux moyennes et aux disparités des déterminants de l'inégalité socio-économique de santé, et par les modifications de l'impact des causes de cette dernière.

En même temps, une approche comparative tente de mettre en relief les similitudes et les différences selon les pays, non seulement par rapport aux facteurs de l'inégalité de la malnutrition des enfants, mais aussi en ce qui concerne les variations de ces disparités dans le temps. A cette fin, trois pays d'Afrique francophone, appartenant au groupe des « économies à faible revenu³ », mais situés dans des zones assez différentes et ayant des spécificités nationales fortement marquées, ont été retenus. Premièrement, le Burkina Faso, pays enclavé et faiblement urbanisé⁴, situé dans une zone de transition entre la région soudano-guinéenne et le Sahel, avait en 2001 un revenu national brut par habitant de 210 dollars U.S. (Banque mondiale 2003b)⁵. La précarité des ressources naturelles, leur dégradation, la prédominance de technologies arriérées, et les aléas naturels expliquent la vulnérabilité structurelle de l'agriculture, alors que 90 pour cent de la population vit dans les zones rurales. Malgré un taux de croissance annuel du produit intérieur brut de 5,1 pour cent entre 1991 et 2001, le Burkina Faso demeure un pays à très faible développement humain. En 2001, l'Indicateur de développement humain n'était que de 0,330 – ce qui correspondait à une espérance de vie à la naissance de 45,8 ans, à un taux d'alphabétisation des adultes de 24,8 pour cent et à un taux de scolarisation, tous niveaux confondus, de 22,0 pour cent –, tandis que le taux de mortalité infanto-juvénile et le ratio de retard de croissance des enfants de moins de 5 ans s'élevaient, respectivement, à 197 pour mille et 37,0 pour cent (Pnud 2003). Par ailleurs, en 1998, l'incidence de la pauvreté monétaire parmi les individus était de 45,3 pour cent – 51,0 et 16,5 pour cent, respectivement, en milieu rural et urbain – pour l'ensemble du pays, un ratio qui semble s'être maintenu en 2002 (Lachaud 2003b). Deuxièmement, avec un revenu national brut par habitant de 550 dollars en 2001, le

¹ Des disparités qui se manifestent en termes de niveau (Wagstaff 2000), notamment, dans l'espace (Lachaud 2003), d'utilisation des services de santé (Gwatkin, Rustein, Johnson, Pande et Wagstaff 2000), et des bénéfices des dépenses publiques (Sahn et Younger 2000).

² L'émaciation fait référence au rapport poids pour taille, et est relative au statut nutritionnel de court terme. L'insuffisance pondérale met en relation le poids et l'âge, et est également sensible aux fluctuations de court terme des possibilités d'accès à la santé.

³ Pays ayant un revenu national brut inférieur à 735 dollars U.S. en 2002.

⁴ 16,9 pour cent en 2001.

⁵ En 2001, la population est d'environ 11,6 millions d'habitants, et le rythme annuel de croissance est de 2,4 pour cent. En outre, la part du PIB dans l'agriculture, l'industrie et les services est, respectivement, de 37,1, 16,2 et 46,7 pour cent.

Cameroun est un pays charnière entre l’Afrique occidentale et centrale, disposant d’importantes ressources humaines et naturelles⁶. La crise économique du début des années 1990, en partie compensée par les meilleures performances à la fin de la décennie⁷, explique la fragilité du progrès social réalisé dans ce pays, assez fortement urbanisé – 49,7 pour cent en 2001 –, comparativement à la moyenne de l’Afrique subsaharienne. En 2001, 33,4 pour cent de la population vivait avec moins d’un dollar par jour, tandis que l’Indicateur de développement humain s’élevait à 0,499 – une valeur traduisant une espérance de vie à la naissance de 48 ans, un taux d’alphabétisation des adultes de 72,4 pour cent et un taux de scolarisation, tous niveaux confondus, de 48,0 pour cent. De plus, en 2001, le taux de mortalité infanto-juvénile était de 155 pour mille, et 35,0 pour cent des enfants de moins de 5 ans souffraient de retard de croissance (Pnud 2003). Troisièmement, le Togo, petit pays côtier d’Afrique de l’Ouest – avec une population de 4,7 millions d’habitants, dont 34,0 pour cent en milieu urbain –, disposait d’un revenu national brut par habitant de 270 dollars U.S. en 2001. Au cours de la précédente décennie, la sévère contraction de l’activité, due aux troubles socio-politiques et à la réduction des dépenses publiques, exacerbés par l’assèchement de l’aide internationale, et à l’environnement interne peu favorable⁸, a considérablement influencé la dimension sociale du développement (Lachaud 2003c). En 1999, le ratio de pauvreté était estimé à 43 pour cent, tandis que l’Indicateur de développement humain était de 0,501 – ce qui correspondait à une espérance de vie à la naissance de 50,3 ans, un taux d’alphabétisation des adultes de 58,4 pour cent et un taux de scolarisation, tous niveaux confondus, de 67,0 pour cent. Par ailleurs, en 2001, le taux de mortalité infanto-juvénile était de 141 pour mille, et 22,0 pour cent des enfants de moins de 5 ans souffraient de retard de croissance (Pnud 2003).

La deuxième partie décrit les options méthodologiques – une décomposition du coefficient de concentration du retard de croissance fondée sur la régression – et les sources statistiques utilisées – les enquêtes démographiques et de santé. Le troisième partie présente les déterminants de la malnutrition des enfants, tandis que les quatrième et cinquième parties explicitent les sources de l’inégalité socio-économique du retard de croissance, successivement en termes de niveau et de dynamique.

2. Concepts, méthode et sources statistiques

1. Les options analytiques

Le fondement de la méthode est lié à l’intérêt d’incorporer l’analyse de la distribution socio-économique du statut nutritionnel des enfants au cadre économétrique d’une forme réduite d’un modèle anthropométrique. Cette approche présente des similitudes avec la technique de décomposition de la distribution des ressources des ménages (Fields et Yoo 2000 ; Morduch et Secular 2002 ; Lachaud 2003d), et constitue une extension de l’approche de Oaxaca (1973) visant à déterminer les écarts de gains sur le marché du travail.

Formellement, cette option analytique appelle une double démarche. Premièrement, l’identification des sources de l’inégalité socio-économique relative de la malnutrition. Supposons qu’au cours d’une période donnée, la relation entre un indicateur de malnutrition des enfants, et un ensemble de facteurs exogènes soit exprimée par l’équation [1].

$$Y_i = \omega + \alpha_1 X_{1i} + \alpha_2 X_{2i} + \dots + \alpha_k X_{ki} + \eta_i \quad [1]$$

où : Y_i se réfère à l’indicateur de malnutrition de l’enfant i , $X_{1i} \dots X_{ki}$ sont des variables exogènes relatives à ce dernier et au ménage auquel il appartient – instruction, sexe, âge, etc. –, et η_i traduit le terme aléatoire. Lorsque l’équation [1] est suffisamment significative, elle peut être utilisée pour décomposer l’inégalité relative socio-

⁶ En 1991, le revenu national brut par habitant était de 940 dollars U.S. Par ailleurs, en 2001, la population s’élève à 15,2 millions d’habitants, et son rythme annuel de croissance est de 2,3 pour cent.

⁷ Le taux annuel de croissance du PIB a été de -2,2 et 4,8 pour cent de croissance, respectivement, au cours des périodes 1990-95 et 1995-2001, soit 2,8 pour cent par an entre 1991 et 2001. En outre, la part du PIB dans l’agriculture, l’industrie et les services est, respectivement, de 43,9, 20,2 et 35,9 pour cent (Banque mondiale 2003c).

⁸ Le taux de croissance annuel du PIB a été de -1,0 et 1,7 pour cent, respectivement, au cours des périodes 1990-95 et 1995-2001, alors que le taux de croissance de la population s’est élevé à environ 2,8 pour cent par an. Ainsi, le taux de croissance annuel du PIB par tête a été de -1,0 et -0,1 pour cent, respectivement, au cours des périodes 1981-91 et 1991-2001. La répartition du PIB est de 39,4, 21,1 et 39,4 pour cent, respectivement, pour l’agriculture, l’industrie et les services (Banque mondiale 2003d).

économique de l'indicateur de santé, ce dernier pouvant être exprimé par le coefficient de concentration C^9 . A cet égard, Wagstaff, van Doorslaer et Watanabe (2003) indiquent que l'estimation de la relation [1] permet une nouvelle expression de C par [2].

$$C = \sum_k (\alpha_k \bar{X}_k / \mu) C_k + GC_{\varepsilon} / \mu \quad [2]$$

où : μ est la moyenne des Y_i , \bar{x} se réfère à la moyenne des X_k , et C_k exprime le coefficient de concentration pour le facteur X_k^{10} . En fait, l'équation [2] est composée de deux éléments. Le premier élément de [2] spécifie les déterminants de l'inégalité socio-économique en matière de santé, et équivaut à une somme pondérée d'indices de concentration relatifs aux facteurs k , les pondérations indiquant l'élasticité de Y_i par rapport à X_k – évaluée à la moyenne de l'échantillon. Le deuxième élément peut être déterminé en tant que résidu, et traduit l'inégalité de santé qui n'est pas en mesure d'être expliquée par la variation des facteurs X_k .

Deuxièmement, lorsque les informations l'autorisent, il importe de pouvoir appréhender les causes de la variation des inégalités socio-économiques de la malnutrition dans le temps – ou entre différents groupes, les pauvres et les riches, par exemple. Dans cette optique, plusieurs approches sont possibles.

L'option la plus simple consiste à évaluer l'écart d'inégalité, entre deux dates par exemple, en considérant que toutes les composantes de l'inégalité socio-économique ont varié. L'équation [3] exprime cette possibilité.

$$\Delta C = \sum_k (\alpha_{kt} \bar{X}_{kt} / \mu_t) C_{kt} - \sum_k (\alpha_{kt-1} \bar{X}_{kt-1} / \mu_{t-1}) C_{kt-1} + \Delta(GC_{\varepsilon} / \mu_t) \quad [3]$$

Néanmoins, cette approche ne permet pas de spécifier si la variation de l'inégalité de la malnutrition ΔC est due à un changement des inégalités des déterminants de cette dernière – C_k –, ou à une variation des autres influences – α_k et X_k .

Pour cette raison, une décomposition de l'inégalité de la malnutrition de type Oaxaca (1973) se révèle plus fructueuse (Wagstaff, van Doorslaer et Watanabe 2003). En notant γ_{kt} l'élasticité de Y_i par rapport à X_k relatif au temps t , la décomposition de type Oaxaca peut être représentée par [4].

$$\Delta C = \sum_k 0,5(\gamma_{kt} + \gamma_{kt-1})(C_{kt} - C_{kt-1}) + \sum_k 0,5(C_{kt} + C_{kt-1})(\gamma_{kt} - \gamma_{kt-1}) + \Delta(GC_{\varepsilon} / \mu_t) \quad [4]$$

L'équation [4] permet d'indiquer la double origine de la variation de l'inégalité de la malnutrition des enfants : (i) les variations de l'inégalité des déterminants de la malnutrition – premier terme ; (ii) les variations inhérentes à l'élasticité des facteurs pris en compte – deuxième terme. Il est à remarquer que la décomposition

⁹ Pour toute mesure de la santé, Y_i , une courbe de concentration est un graphe reliant, en abscisses, la proportion cumulée de la population – ordonnée selon le niveau de vie, en commençant par les plus pauvres – à la proportion cumulée de la santé en ordonnées. Lorsque le graphe coïncide avec la diagonale, chaque individu a le même niveau de santé. Si la courbe est située *en dessus* de la diagonale, et si l'indicateur de santé se réfère à la « mauvaise santé » – par exemple, la mortalité ou la malnutrition –, des inégalités de santé prévalent, et favorisent les *riches*. A cet égard, l'indice de concentration, C , est équivalent à deux fois l'aire entre la diagonale et la courbe de concentration. Par ailleurs, dans le cas précédent – « mauvaise santé » et courbe de concentration en dessus de la diagonale –, il a une valeur négative. Enfin, pour des données individuelles, il peut être exprimé par [1a] (Kakwani, Wagstaff et van Doorslaer 1997) :

$$C = 2 / \mu \sum_{i=1}^N Y_i R_i - 1 \quad [1a]$$

où : μ est la moyenne de l'indicateur de santé Y_i , N indique la taille de la population, et R_i exprime la fraction du rang relatif de l'individu i , c'est-à-dire la proportion cumulée de la population ordonnée selon le niveau de vie. En fait, [1a] peut s'écrire plus simplement comme suit (Lerman et Yitzhaki 1989) :

$$C = (2 / \mu) \text{cov}(Y_i, R_i) \quad [1b]$$

¹⁰ Il est à remarquer que dans le deuxième membre de [2], GC_{ε} représente l'indice de concentration généralisé pour les ε_i , l'équivalent du coefficient de Gini correspondant à la courbe de Lorenz généralisée.

proposée par [4] pondère la variation des inégalités par la moyenne des élasticités, et la variation des élasticités par la moyenne des inégalités, bien que d'autres approches puissent être proposées¹¹.

En réalité, l'équation [4] n'est pas en mesure de dissocier les changements de l'inégalité de la malnutrition des enfants imputables aux deux composantes des élasticités γ_{kt} , α_k et X_k . En effet, il se peut que les modifications de C , le coefficient de concentration, soient dues à la variation de l'impact des facteurs sur l'inégalité, représenté par α_k , et/ou aux changements de l'importance relative de ces derniers, spécifiée par X_k . Dans cette perspective, Wagstaff, van Doorslaer et Watanabe (2003) proposent une approximation de ΔC par la différentielle totale de [2], exprimée par [5].

$$dC = -(C/\mu)d\omega + \sum_k (\bar{X}/\mu)(C_k - C)d\alpha_k + \sum_k (\alpha_k/\mu)(C_k - C)d\bar{X}_k + \sum_k (\alpha_k \bar{X}_k/\mu)dC_k + d(GC_r/\mu) \quad [5]$$

2. Modélisation, spécification des variables et procédures économétriques

La présente étude s'intéresse à l'explication de l'inégalité de la malnutrition des enfants, appréhendée par rapport à une approche anthropométrique du retard de croissance – taille pour âge. En effet, cet indicateur est en mesure de révéler les caractéristiques de long terme du statut nutritionnel des enfants. Les données de deux enquêtes démographiques et de santé pour chacun des trois pays d'Afrique – Burkina Faso, Cameroun et Togo – sont utilisées, et explicitées ci-après. Dans ces conditions, la spécification du modèle de régression, exprimé par l'équation [1], appelle plusieurs observations.

La modélisation du statut nutritionnel des enfants est habituellement réalisée dans le cadre de la maximisation d'une fonction d'utilité de longue période du ménage, ayant pour argument un composite de biens – alimentaires et non alimentaires inhérents aux consommations individuelles –, le loisir et le statut nutritionnel de chaque membre (Strauss 1990). A cet égard, la santé, le statut nutritionnel et les consommations alimentaires des individus sont directement incorporés dans la fonction, dans la mesure où la santé adéquate, notamment celle des enfants, est un bien désirable en lui-même, et parce que les biens alimentaires sont consommés en partie pour des raisons autres que leur valeur nutritive. Dans cette optique, les ménages sont amenés à surmonter un ensemble de contraintes technologiques prises en compte dans les équations réduites. Ainsi, l'équation [1], considérée comme une forme réduite de demande de santé, spécifie une relation linéaire entre, d'une part, un indicateur de retard de croissance des enfants, et, d'autre part, un vecteur de variables caractérisant l'enfant, le ménage et la localisation géographique.

Dans l'étude, l'indicateur anthropométrique est représenté par le rapport, en pourcentage, entre, d'une part, la taille de l'enfant pour un âge et sexe donnés et, d'autre part, la médiane de la taille de référence à l'âge et pour le sexe correspondants¹². De ce fait, la variable dépendante est *décroissante* par rapport à la malnutrition, une caractéristique qui ne doit pas être oubliée lors de l'interprétation des modèles et des courbes de concentration¹³. Cette approche *relative*, conduisant à mesurer la malnutrition à partir de la proportion d'un indicateur par rapport à sa médiane de référence, comparativement à une approche *absolue*, fondée sur un seuil censé refléter une situation de déficience nutritionnelle, présente un double intérêt. Tout d'abord, elle autorise une modélisation linéaire, sous-jacente à la technique de décomposition utilisée dans l'étude¹⁴. Ensuite, elle permet de prendre en compte une information additionnelle, et d'appréhender les écarts de malnutrition par

¹¹ L'équation [4] est fondée sur l'approche de Cotton (1988) concernant le marché du travail. On peut aussi pondérer par les différentes années de référence (Oaxaca 1973), par les proportions des individus dans les divers groupes (Reimers 1983), ou par les coefficients obtenus à l'aide des données groupées (Newmark 1988).

¹² Par exemple, si un garçon de 24 mois mesure 90 cm, et si la taille médiane pour un garçon de 24 mois est de 85,6 cm, le ratio est de $(90/85,6)*100=105,1$ pour cent. Les tableaux de référence du National Center for Health Statistics des Etats unis tiennent compte de la façon dont les enfants sont mesurés. Lorsque les enfants sont mesurés couchés, les tailles sont converties en position debout, notamment pour tous les enfants de 24 mois et plus (Nations unies 1993).

¹³ On pourrait aussi exprimer la variable dépendante par rapport à l'écart réduit ou Z-score – [(taille de l'enfant pour l'âge et le sexe - taille moyenne de référence pour l'âge et le sexe)/Ecart type de référence]. Par exemple, Wagstaff, van Doorslaer et Watanabe (2003) prennent en considération les Z-score affectés du signe « moins », afin d'obtenir une variable dépendante *croissante* avec la malnutrition. Dans la présente étude, l'*incidence* du retard de croissance est appréhendée par rapport au seuil de moins de deux écarts réduits ou Z-score. Notons qu'il est aussi possible d'utiliser une variable dépendante indiquant le déficit de nutrition par rapport au seuil de malnutrition.

¹⁴ Un exemple de traitement des non-linéarités est fourni par Wagstaff et Nguyen (2001).

rapport à la médiane de référence. Il est à remarquer que les enfants nés de mère hors ménage n'ont pas été pris en compte dans l'analyse, les caractéristiques des mères étant inconnues.

Les variables explicatives prises en compte appellent plusieurs commentaires. Premièrement, plusieurs facteurs, spécifiques aux enfants, sont susceptibles d'influencer leur statut anthropométrique. L'âge des enfants permet de standardiser les variables dépendantes, la malnutrition étant fonction de l'âge comme le montre le tableau 2. En outre, le carré de l'âge permet de tenir compte des non-linéarités. Le sexe des enfants – variable binaire ayant la valeur un pour les garçons – permet d'appréhender l'effet du genre sur la malnutrition. Deuxièmement, certaines caractéristiques des parents doivent être également incluses dans les modèles : (i) l'âge de la mère – ainsi que le carré de l'âge –, dans la mesure où les jeunes mères tendent à avoir moins d'enfants ; (ii) l'éducation de la mère en années, susceptible d'être une approximation des dotations des parents¹⁵ ; (iii) l'appartenance ethnique de la mère – sauf dans le cas du Cameroun¹⁶. Troisièmement, plusieurs traits des ménages sont également pris en considération : (i) la dimension des ménages ; (ii) le niveau de vie des ménages, afin de tenir compte des ressources disponibles des familles potentiellement utilisables en matière de santé ; (iii) la localisation géographique des ménages. En fait, le vecteur des variables explicatives des modèles appelle quelques précisions supplémentaires. Tout d'abord, certains traits phénotypes des parents, tels que leur taille, ne constituent pas des arguments de la fonction d'utilité¹⁷. Néanmoins, la localisation géographique des ménages permet, dans une certaine mesure, de tenir compte de cet élément. Ensuite, les enquêtes démographiques et de santé ne collectant pas de données relatives aux indicateurs monétaires du niveau de vie, l'utilisation d'informations non monétaires inhérentes aux actifs des ménages est l'alternative utilisée dans la présente étude. A cet égard, dans les différentes enquêtes démographiques et de santé des trois pays, l'élaboration d'un indice d'actifs s'appuie sur plusieurs variables, générées *au niveau du ménage*¹⁸, soit numériques – nombre de personnes par pièce d'habitation pour dormir –, soit ordinales – type d'habitat (matériaux du sol), lieu d'aisance, accès à l'eau potable, électricité, possession de radio, télévision, téléphone, réfrigérateur, bicyclette, mobylette, auto, et réchaud (ou cuisinière à gaz ou électrique). L'étude utilise l'analyse en composantes principales non linéaire avec codage optimal pour construire un indice de bien-être des ménages fondé sur les actifs précédemment indiqués. Cet indice constitue l'indicateur du niveau de vie dans les régressions sous-jacentes à l'équation [1]¹⁹, ainsi que l'indicateur de stratification socio-économique des ménages lors de l'évaluation de l'indice d'inégalité de la malnutrition des enfants. Enfin, l'exogénéité de la variable relative au niveau de vie – l'indice d'actifs des ménages – peut être questionnée, dans la mesure où les parents peuvent fonder, en partie, leur offre de travail par rapport à l'état de santé de leurs enfants. De ce fait, des enfants en très bonne santé pourraient être incités à travailler (Alderman 2000, cité par Wagstaff, van Doorslaer et Watanabe (2003)). Néanmoins, la présente recherche admet que l'indice d'actifs du ménage est exogène.

¹⁵ L'éducation du père ou du conjoint n'est pas prise en compte dans la mesure où la structure des enquêtes démographiques et de santé limite cette information, comparativement aux femmes.

¹⁶ L'enquête démographique et de santé du Cameroun de 1991 ne spécifie pas l'appartenance ethnique.

¹⁷ Caractères somatiques apparents des individus qui représentent l'interaction entre le génotype – ensemble du matériel génétique porté par un individu et représentant son hérédité – et le milieu.

¹⁸ Il existe une incertitude quant à la spécification de certains avoirs des ménages. En effet, les enquêtes indiquent l'existence des actifs, mais ne permettent pas de préciser les quantités. Par conséquent, l'étude suppose implicitement qu'un seul élément de l'actif recensé est disponible par ménage, et l'analyse est effectuée en supposant que tous les paramètres d'accès aux actifs – sauf le nombre de personnes par pièce – se réfèrent au ménage, ce qui implique un facteur d'échelle égal à zéro – coût marginal nul de tous les membres supplémentaires au-delà du premier.

¹⁹ L'intérêt de l'analyse en composantes principales non linéaire est de permettre aux variables d'être codées à différents niveaux – nominal, ordinal, numérique. En effet, un développement important de l'analyse des données multidimensionnelles a consisté à quantifier de manière optimale des variables catégorielles ou qualitatives. Par exemple, les variables nominales sont quantifiées de façon optimale par rapport au nombre de dimensions spécifiées. Cette forme de codage optimal est une approche générale pour traiter les données qualitatives multivariées. L'analyse en composantes principales non linéaire avec codage optimal quantifie les objets – les cas, ménages ou individus – en attribuant à chacun une valeur spécifique, un score. Habituellement, les scores des objets – coordonnées des variables – sont normalisés de manière à avoir une moyenne nulle et une variance unitaire. Par conséquent, la normalisation identifie les scores des variables comme les corrélations entre les variables et les p dimensions de l'espace inhérent aux objets. Dans ce contexte, la proportion de variance expliquée – représentée par les coordonnées du barycentre, les coordonnées vectorielles et le total – par chaque dimension, les corrélations entre composantes principales – dimensions – et variables initiales, et le graphe des coordonnées factorielles des actifs, permettent de porter une appréciation sur la validité du modèle. Voir Lachaud (2003a) pour une analyse approfondie dans le cas du Burkina Faso. Dans l'étude, la proportion de variance expliquée par la première dimension s'établit comme suit : (i) Burkina Faso : 40,7 et 43,6 pour cent, respectivement, pour 1992-93 et 1998-99 ; (ii) Cameroun : 35,6 et 41,3 pour cent, respectivement, pour 1991 et 1998 ; (iii) Togo : 31,4 et 37,5 pour cent, respectivement, pour 1988 et 1998. En général, le pourcentage de variance expliquée par la deuxième dimension est de l'ordre de 10 pour cent. De ce fait, la première composante principale est l'indice des variables sous-jacentes qui capture la plus grande partie de leur variation. Le détail des analyses en composantes principales peut être fourni sur demande.

Les développements précédents expliquent les procédures économétriques utilisées. En particulier, l'exogénéité du niveau de vie autorise une estimation de l'équation [1] par les moindres carrés ordinaires, avec correction pour l'hétéroscédasticité. Par ailleurs, le test de Breusch-Pagan présenté au tableau 2 montre que, pour les diverses estimations, l'hypothèse d'homoscédasticité – constance de la variance des résidus – ne peut être rejetée au seuil de signification habituel de 0,000. Enfin, il importe de souligner que l'équation [1] est estimée sans prendre en considération le biais de sélection éventuel. En effet, il est possible que le statut nutritionnel des enfants influence leur survie. Par exemple, l'ampleur du retard de croissance peut avoir réduit le nombre d'enfants retenus dans l'échantillon à cause de l'importance de la mortalité infantile. Dans ces conditions, il aurait pu être opportun de modéliser la mortalité infantile, et d'inclure le rapport inverse de Mills en tant que régresseur dans l'estimation de [1]. Cette option méthodologique n'a pas été retenue compte tenu de la basse limite d'âge des enfants, et de la configuration des données des enquêtes démographiques et de santé²⁰.

3. Les sources statistiques

L'étude utilise les données des enquêtes démographiques et de santé – EDS –, réalisées au Burkina Faso, au Cameroun et au Togo entre 1988 et 1999, avec l'assistance technique de Macro International Inc. Comme la plupart des EDS, les objectifs recherchés sont multiples : (i) recueillir des données à l'échelle nationale, représentatives selon les zones rurales et urbaines, et permettant de calculer divers indicateurs démographiques – taux de fécondité et de mortalité infantile et juvénile; (ii) analyser les facteurs qui déterminent les niveaux et tendances de la fécondité et de la mortalité des enfants ; (iii) mesurer les taux de connaissance et de pratique contraceptive par méthode ; (iv) recueillir des données détaillées sur la santé maternelle et infantile ; (v) déterminer l'état nutritionnel des mères et des enfants de moins de cinq ans au moyen des mesures anthropométriques ; (vi) recueillir des données détaillées sur la connaissance, les opinions et attitudes des femmes et des hommes vis-à-vis des maladies sexuellement transmissibles et du sida ; (vii) développer au niveau du pays les capacités et les ressources nécessaires à la réalisation périodique d'EDS²¹. Il est à remarquer que, malgré la richesse des informations inhérentes aux enquêtes EDS, leur utilisation engendre quelques contraintes analytiques, notamment en ce qui concerne l'appréhension du niveau de vie des ménages. En effet, la plupart des EDS ne collectent pas d'informations sur les dépenses ou les revenus des ménages. De ce fait, lors de l'analyse économétrique des facteurs de la malnutrition des enfants ou de l'évaluation de l'inégalité de la malnutrition, il est impossible de prendre en compte, par exemple, la consommation par tête comme indicateur de niveau de vie des groupes – même si les dépenses peuvent être, en principe, considérées comme endogènes. Comme cela a été indiqué, dans la présente recherche, une estimation du niveau de vie des ménages a été réalisée à partir de certains de leurs actifs possédés – hormis la terre.

Premièrement, s'agissant du Burkina Faso, deux EDS, réalisées par l'Institut national de la statistique et de la démographie, sont mobilisées. L'enquête de 1992-93 a été réalisée entre décembre 1992 et fin mars 1993 auprès d'un échantillon stratifié, pondéré et représentatif aux niveaux national et des milieux de résidence. Dans les zones de dénombrement, l'enquête a porté sur 5 143 ménages et 6 354 femmes âgées de 15-49 ans. Par ailleurs, un sous échantillon d'un tiers des ménages a été sélectionné au sein desquels tous les hommes de 18 ans et plus ont été interviewés – soit 1845 hommes. De plus, le questionnaire communautaire a recueilli des informations sur les 230 grappes sélectionnées (Institut national de la statistique et de la démographie 1993). L'EDS de 1998-99, effectuée de décembre 1998 à mars 1999, est fondée sur les mêmes caractéristiques. Dans les 4812 ménages enquêtés, 6354 femmes âgées de 15 à 49 ans et un sous échantillon de 1 845 hommes de 15-59 ans ont été interviewés (Institut national de la statistique et de la démographie 2000). Compte tenu des informations manquantes relatives aux différentes variables des modèles de régression, les échantillons concernent 3 890 et 3 640 enfants de moins de 60 mois, respectivement, en 1992-93 et 1998-99.

²⁰ Les effets de la malnutrition sont probablement assez étalés dans le temps, de sorte que cette approche pourrait davantage être opportune pour un échantillon d'enfants de 5 à 10 ans. Or, dans l'étude, seul l'échantillon du Burkina Faso comporte des données sur la nutrition des enfants de moins de 60 mois. Par ailleurs, beaucoup de paramètres de la mortalité des enfants sont aussi des facteurs de la malnutrition. Ainsi, le test effectué dans le cas du Burkina Faso montre que le rapport inverse de Mills capte une très forte proportion de la variance du retard de croissance.

²¹ En fait, les EDS entre pays ou au sein d'un même pays présentent parfois quelques particularités et différences. Par exemple, l'EDS du Burkina Faso de 1992-93 a, contrairement à celle de 1998-99, spécifiquement analysé les disponibilités des services communautaires, mais n'a pas appréhendé les maladies sexuellement transmissibles, hormis le sida. De même, l'EDS de 1998-99 a consacré un module spécifique à l'excision, pratique répandue dans ce pays.

Deuxièmement, les informations relatives au Cameroun s'appuient également sur deux EDS. L'EDS de 1991, exécutée par la Direction de la planification d'avril à septembre, a été effectuée auprès de 3 538 ménages, constituant un échantillon stratifié, pondéré et représentatif aux niveaux national, des milieux de résidence, et des grands ensembles géographiques. Par ailleurs, 3 871 femmes de 15-49 ans et un sous échantillon de 814 maris appartenant à ces ménages ont été enquêtés (Belepa et al. 1992). L'EDS de 1998 a été réalisée par le Bureau central des recensements et études de population entre juin et février. Au cours de cette investigation, fondée sur les mêmes caractéristiques, 5 501 femmes de 15-49 ans, localisées dans 4 697 ménages, et un sous échantillon de 2 562 hommes de 15-59 ans, ont été enquêtés (Fotso et al. 1999). Compte tenu de la configuration de ces EDS, l'étude concerne 1 570 et 1 768 enfants de moins de 36 mois, respectivement, en 1991 et 1998.

Troisièmement, l'analyse de la malnutrition des enfants au Togo s'appuie aussi sur deux EDS. L'enquête de 1988, effectuée en partenariat avec plusieurs institutions – notamment, l'Unité de recherche démographique –, entre juin et octobre, a concerné 3 506 ménages, au sein desquels 3 360 femmes de 15-49 ans ont été interviewées. L'échantillon est représentatif au niveau national, auto-pondéré et stratifié par rapport aux milieux urbain et rural (Agouké et al. 1989). L'EDS de 1998 est basée sur les mêmes principes, mais un sous échantillon d'hommes ont été interviewés. Elle a porté sur 7 517 ménages, à partir desquels 8 569 femmes et 3 818 hommes ont été interrogés²². Dans la présente recherche, 1 394 et 3 401 enfants de moins de 36 mois, respectivement, en 1988 et 1998, sont pris en compte dans les modèles de régression.

3. Les déterminants de la malnutrition des enfants

1. La malnutrition des enfants : persistance et inégalité

Le tableau 1 présente quelques paramètres relatifs au retard de croissance des enfants de moins de 60 mois – Burkina Faso – ou de moins de 36 mois – Cameroun et Togo –, et suggère plusieurs commentaires.

Premièrement, on observe une persistance – voire, une aggravation – de la malnutrition des enfants en termes de retard de croissance. Dans deux pays sur trois, au cours des années 1990, l'incidence du retard de croissance a augmenté – 32,2 à 35,8 pour cent et 23,5 à 29,0 pour cent, respectivement, au Burkina Faso et au Cameroun –, tandis que la moyenne du pourcentage de la médiane de référence a légèrement décliné. Par contre, au Togo, une légère réduction de la prévalence du retard de croissance semble avoir prévalu entre 1988 et 1998 – 31,5 à 24,0 pour cent –, de même qu'une élévation de la moyenne du ratio de la médiane de référence – 95,1 à 96,3 pour cent. Ces tendances sont confirmées par le Rapport sur le développement humain 2003 du Programme de nations unies pour le développement²³, ainsi que par les différents rapports nationaux²⁴.

Deuxièmement, la prise en compte de l'inégalité socio-économique du retard de croissance tend à aggraver la configuration de la malnutrition des enfants en Afrique. En effet, dans le pays où quelques progrès ont été réalisés en termes de niveau de retard de croissance – Togo –, l'inégalité socio-économique de cet indicateur s'est détériorée²⁵. Ainsi, entre 1988 et 1998, l'indice de concentration en termes de pourcentage de médiane de référence a augmenté de 0,0030 à 0,0044, tandis que sa valeur par rapport à l'incidence du statut nutritionnel est passée de -0,0557 à -0,1536 – tableau 1. A cet égard, on rappelle que lorsque l'indicateur de santé est une fonction croissante de la malnutrition – prévalence du retard de croissance –, l'indice de concentration est négatif si les pauvres sont proportionnellement plus défavorisés. Par contre, l'indicateur de santé est une fonction décroissante de la malnutrition lorsqu'il se réfère à la moyenne du pourcentage de la médiane de référence, et a une valeur positive en présence de retard de croissance pro-riches. Le tableau 1 met également en évidence une élévation de l'inégalité de la malnutrition des enfants en termes de la médiane de référence dans le cas du Cameroun, pays où le niveau de cette dernière s'est également dégradé. Les courbes de concentration, affichées à la figure 1, illustrent le cas du Burkina Faso – baisse de l'inégalité par rapport à la médiane de référence.

Troisièmement, la malnutrition des enfants en termes de retard de croissance est un phénomène localisé essentiellement en milieu rural, quels que soient l'indicateur, le pays et l'année considérés. En général, l'incidence du retard de croissance des enfants de moins de 60 ou 36 mois est supérieur de 50-60 pour cent dans

²² Le rapport relatif à l'enquête démographique et de santé de 1998 n'est pas accessible.

²³ Voir l'introduction de la présente étude.

²⁴ Les références de ces rapports ont été indiqués lors de la présentation des sources statistiques.

²⁵ L'inégalité relative socio-économique est appréhendée par rapport à l'indice des actifs des ménages *par tête*. Ce dernier a été précédemment explicité.

Tableau 1 : Paramètres relatifs au retard de croissance des enfants de moins de 60 mois – Burkina Faso 1992-99 – ou de 36 mois – Cameroun 1991-98 et Togo 1988-98

Paramètre Pays/indicateur	Zone		Niveau de vie/actifs des ménages			Ensemble	N
	Rural	Urbain	Pauvres	Moyens	Riches		
Burkina Faso							
<i>1992-93</i>							
Moyenne du % médiane de référence ²	94,7 (6,2)	96,5 (5,4)	94,2 (6,4)	94,8 (6,2)	95,7 (5,7)	94,9 (6,2)	3 890
Incidence moyenne (%) ¹	35,5	20,9	38,4	34,7	27,4	32,2	3 606
Indice de concentration/ % méd. de réf. ²	0,0011 (0,0008)	0,0098 (0,0011)	-0,0032 (0,0014)	0,0004 (0,0012)	0,0053 (0,0009)	0,0036 (0,0006)	3 890
Indice de concentration/incidence ²	-0,0117 (0,0162)	-0,2025 (0,0291)	0,0672 (0,0672)	0,0255 (0,0267)	-0,1267 (0,0238)	-0,0647 (0,0139)	3 606
<i>1998-99</i>							
Moyenne du % médiane de référence ²	93,9 (6,5)	96,4 (6,1)	94,1 (6,8)	93,8 (6,3)	94,8 (6,4)	94,2 (6,5)	3 640
Incidence moyenne (%) ¹	38,1	19,5	38,0	37,7	31,8	35,8	3 197
Indice de concentration/ % méd. de réf. ²	0,0003 (0,0008)	0,0089 (0,0015)	-0,0019 (0,0015)	0,0001 (0,0012)	0,0067 (0,0012)	0,0026 (0,0007)	3 640
Indice de concentration/incidence ²	0,0015 (0,0146)	-0,1486 (0,0449)	0,0350 (0,0260)	0,0090 (0,0223)	-0,1355 (0,0239)	-0,0446 (0,0136)	3 197
Cameroun							
<i>1991</i>							
Moyenne du % médiane de référence ²	95,6 (5,7)	96,8 (4,1)	95,6 (5,8)	95,1 (5,9)	97,1 (5,0)	96,0 (5,4)	1 570
Incidence moyenne (%) ¹	28,5	15,9	27,0	32,6	14,0	23,5	1 534
Indice de concentration/ % méd. de réf. ²	-0,0003 (0,0013)	0,0043 (0,0013)	-0,0032 (0,0017)	-0,0021 (0,0018)	0,0015 (0,0012)	0,0035 (0,0009)	1 570
Indice de concentration/incidence ²	-0,0359 (0,0339)	-0,2276 (0,0559)	-0,0191 (0,0492)	0,0399 (0,0453)	-0,1406 (0,0584)	-0,1579 (0,0274)	1 534
<i>1998</i>							
Moyenne du % médiane de référence ²	95,3 (6,1)	96,4 (5,8)	94,7 (6,3)	95,5 (5,9)	96,9 (5,6)	95,6 (6,0)	1 768
Incidence moyenne (%) ¹	30,8	23,5	35,9	29,1	20,0	29,0	1 560
Indice de concentration/ % méd. de réf. ²	0,0051 (0,0011)	0,0046 (0,0017)	0,0014 (0,0017)	0,0015 (0,0017)	0,0013 (0,0017)	0,0054 (0,0008)	1 768
Indice de concentration/incidence ²	-0,0772 (0,0269)	-0,1282 (0,0461)	0,0288 (0,0348)	-0,0152 (0,0421)	-0,0346 (0,0540)	-0,1115 (0,0227)	1 560
Togo							
<i>1988</i>							
Moyenne du % médiane de référence ²	94,6 (5,3)	96,1 (5,5)	94,6 (5,6)	94,8 (5,2)	95,9 (5,5)	95,1 (5,4)	1 394
Incidence moyenne (%) ¹	34,7	23,5	35,6	31,2	27,1	31,5	1 394
Indice de concentration/ % méd. de réf. ²	-0,0006 (0,0010)	0,0046 (0,0016)	-0,0022 (0,0016)	0,0017 (0,0014)	0,0045 (0,0016)	0,0030 (0,0009)	1 394
Indice de concentration/incidence ²	0,0073 (0,0251)	-0,0515 (0,0525)	0,0538 (0,0357)	-0,0249 (0,0382)	-0,0917 (0,0469)	-0,0557 (0,0225)	1 394
<i>1998</i>							
Moyenne du % médiane de référence ²	96,0 (5,6)	97,3 (5,0)	95,5 (5,8)	96,3 (5,4)	97,4 (5,0)	96,3 (5,5)	3 401
Incidence moyenne (%) ¹	26,9	14,3	30,2	23,7	13,6	24,0	3 186
Indice de concentration/ % méd. de réf. ²	0,0026 (0,0007)	0,0048 (0,0011)	0,0010 (0,0009)	0,0007 (0,0010)	0,0041 (0,0012)	0,0044 (0,0006)	3 401
Indice de concentration/incidence ²	-0,0748 (0,0216)	-0,2547 (0,0559)	-0,0493 (0,0262)	-0,0034 (0,0348)	-0,1917 (0,0570)	-0,1536 (0,0199)	3 186

(1) L'incidence du retard de croissance est appréhendée par rapport au seuil de moins de deux écarts réduits ou Z-score – [(taille de l'enfant pour l'âge et le sexe - taille moyenne de référence pour l'âge et le sexe)/Ecart type de référence]. Ce seuil est équivalent à 90 pour cent de la médiane de référence ; (2) Entre parenthèses, l'écart type. Source : A partir des bases de données des enquêtes démographiques et de santé : (i) Burkina Faso : 1992-93 et 1998-99 ; (ii) Cameroun : 1991 et 1998 ; (iii) Togo : 1988 et 1998.

les campagnes, comparativement aux villes. Néanmoins, les statistiques descriptives, affichées au tableau 1, montrent que l'inégalité socio-économique du retard de croissance est plus élevée en milieu urbain que dans les zones rurales, une situation mise en évidence par ailleurs au Burkina Faso à l'aide d'une approche d'économétrie spatiale (Lachaud 2003a). Ainsi, en 1998, l'indice de concentration de l'incidence du retard de croissance rural s'est élevé à 0,0015, -0,0772 et -0,0748, respectivement, au Burkina Faso, au Cameroun et au Togo. Or, dans les villes, le même indicateur est, respectivement, de -0,1486, -0,1282 et -0,2547. Par ailleurs, il est à noter que c'est surtout l'augmentation de l'inégalité du retard de croissance dans les villes qui explique la détérioration des disparités de nutrition au Togo. Au Burkina Faso et au Cameroun, l'inégalité de la malnutrition dans les villes a eu tendance à décliner au cours des années 1990. Mais, elle a progressé dans les zones rurales – sauf au Burkina Faso.

Quatrièmement, dans les trois pays, les enfants appartenant aux ménages pauvres sont davantage frappés par la malnutrition, comparativement à ceux des ménages plus aisés – tableau 1²⁶. Ainsi, en 1998, au Burkina Faso, au Cameroun et au Togo, l'incidence du retard de croissance dans les ménages pauvres est, respectivement, de 38,0, 35,9 et 30,2 pour cent. Or, dans les ménages riches, les ratios s'élèvent, respectivement, à 31,8, 20,0 et 13,6 pour cent. Evidemment, compte tenu de ce qui a été souligné quant au différentiel d'inégalité de malnutrition entre les milieux urbain et rural, les disparités socio-économiques de retard de croissance des enfants sont plus importantes dans les ménages du tiers supérieur de la distribution du niveau de vie, comparativement aux pauvres. Dans ce contexte, on notera que l'inégalité de la malnutrition des enfants parmi les ménages pauvres s'est détériorée dans deux pays sur trois – Cameroun et Togo. Mais, c'est aussi dans ces

²⁶ Les ménages « pauvres » sont ceux du tiers inférieur de la distribution de l'indice des actifs du ménage.

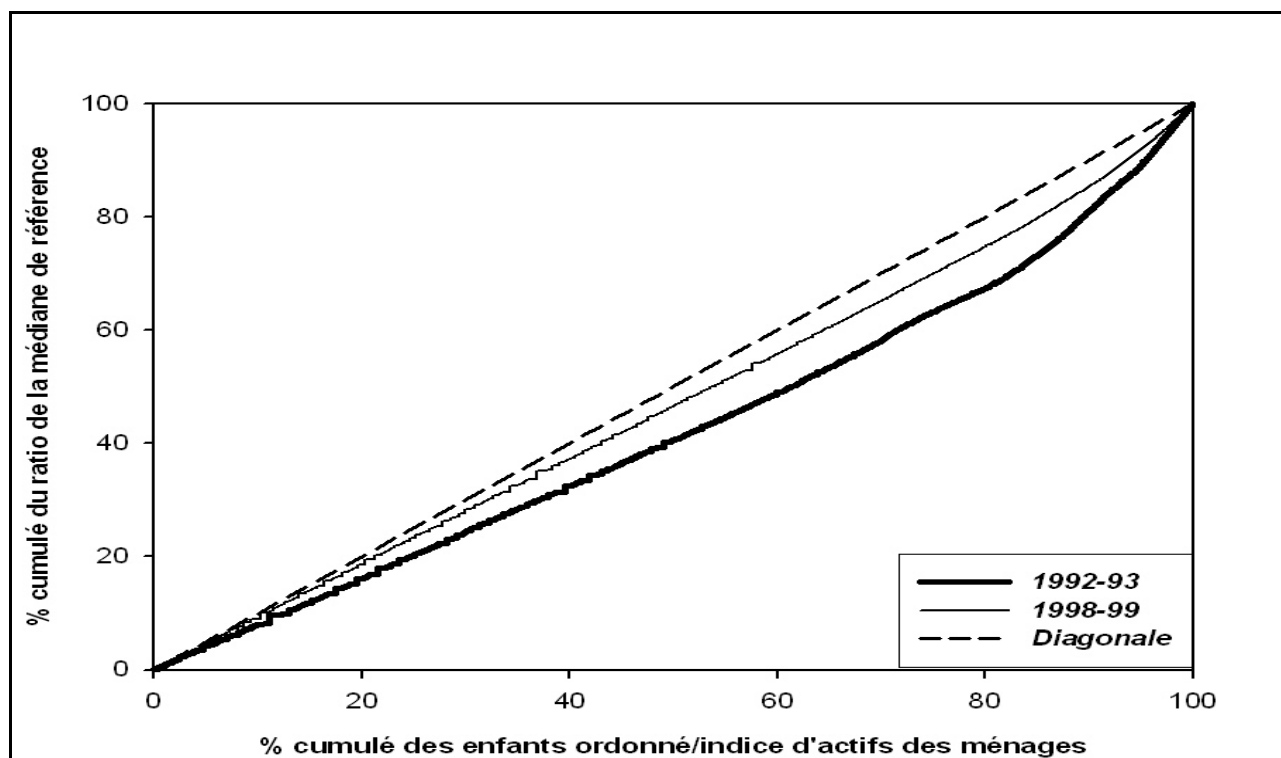


Figure 1 : Courbes de concentration du retard de croissance des enfants de moins de 60 mois au Burkina Faso – 1992-93 et 1998-99

deux pays que la croissance des disparités de malnutrition des enfants parmi les ménages riches des échantillons est observée²⁷.

2. Les déterminants communs

Le tableau 2 met en évidence plusieurs déterminants communs du retard de croissance des enfants en Afrique. Premièrement, dans les trois pays considérés, et pour chaque EDS, la réduction du retard de croissance des enfants est positivement liée au niveau de vie des ménages, ce dernier étant appréhendé à l'aide d'un indice d'actifs issue d'une analyse en composantes principales non linéaire. A cet égard, il importe de rappeler que la variable dépendante est une fonction décroissante de la malnutrition. De ce fait, les coefficients relatifs aux actifs, significatifs à un pour cent, sont positifs. En outre, ils sont assez stables dans le temps, sauf dans le cas du Cameroun où l'on observe un doublement du coefficient des actifs entre 1991 et 1998. En principe, toutes choses égales par ailleurs, un accroissement de la richesse des ménages est susceptible de réduire la malnutrition des enfants, et inversement. Notons aussi que l'indice d'actifs incorpore des éléments importants de la malnutrition des enfants, notamment l'accès à l'eau potable et les conditions sanitaires. En vérité, la comparaison de l'évolution du PIB par tête et du retard de croissance des enfants au cours de la décennie 1990 suggère une relation plus complexe entre ces deux indicateurs. Par exemple, au Togo, alors que le PIB par tête a baissé annuellement de 0,1 pour cent entre 1991 et 2001, le pourcentage de la médiane de référence du retard de croissance est passé de 95,1 à 96,3 pour cent entre 1988 et 1998, tandis que la prévalence de cette forme de malnutrition a diminué de 7,5 points de pourcentage – tableau 1. Inversement, au Burkina Faso, une élévation annuelle de 2,7 pour cent de la richesse par habitant entre 1991 et 2001 a coexisté avec une légère augmentation de la malnutrition²⁸. Dans ces conditions, d'autres facteurs sont amenés à exercer une influence sur la malnutrition des enfants.

Deuxièmement, le niveau d'instruction des mères est positivement corrélé à un meilleur statut nutritionnel des enfants en termes de retard de croissance. Cette relation prévaut pour les trois pays, bien que le coefficient relatif à la EDS togolaise de 1988 ne soit pas significatif. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, une année additionnelle d'instruction des mères induit, selon le pays et l'année considérés, une élévation de 0,12

²⁷ Notamment en ce qui concerne l'inégalité du retard de croissance en termes d'incidence.

²⁸ Le pourcentage de la médiane de référence est passé de 94,9 à 94,2 pour cent entre 1992-93 et 1998-99, tandis que la prévalence de malnutrition s'est accrue de 32,2 à 35,8 pour cent. Des tendances analogues prévalent au Cameroun, bien que la progression du PIB par tête n'a été de 0,5 pour cent en moyenne par an entre 1991 et 2001.

Tableau 2 : Coefficients de régression des estimations par les moindres carrés des déterminants du retard de croissance des enfants de moins de 60 mois – Burkina Faso 1992-99 – ou de 36 mois – Cameroun 1991-98 et Togo 1988-98

Pays/année	Burkina Faso				Cameroun				Togo			
	1992-93 ¹		1998-99 ¹		1991		1998		1988		1998	
	β	t ²	β	t ²	β	t ²	β	t ²	β	t ²	β	t ²
Constante	100,2075	67,994*	96,9815	57,676*	101,8002	50,798*	99,7808	49,052*	95,6713	43,658*	96,1499	63,129*
Sexe des enfants³	-0,3733	-2,187*	-0,3976	-2,099*	0,0891	0,367	-0,4794	-1,882**	-0,1260	-0,471	-0,4713	-2,776*
Age des enfants (mois)												
Age	-0,4803	-24,851*	-0,4894	-22,245*	-0,6172	-13,872*	-0,6306	-13,478*	-0,4747	-9,163*	-0,5001	-14,643*
(Age) ²	0,0059	18,342*	0,0060	16,088*	0,0119	9,656*	0,0119	8,966*	0,0085	6,197*	0,0087	9,390*
Age des mères (années)												
Age	0,1923	2,037*	0,3282	3,012*	0,0211	0,153	0,0621	0,448	0,3617	2,489*	0,3325	3,283*
(Age) ² /100	-0,2491	-1,644**	-0,4560	-2,571*	0,0179	0,074	-0,0390	-0,164	-0,5225	-2,155*	-0,4604	-2,720*
Education des mères (années)	0,1702	3,662*	0,1214	2,126*	0,1716	3,999*	0,2018	4,790*	0,0291	0,625	0,1201	3,322*
Ethnicité⁴												
Mossi et ass.	-0,3267	-1,174	0,0919	0,333	-	-	-	-	-	-	-	-
Peulh et ass.	-1,7773	-3,913*	0,4291	0,792	-	-	-	-	-	-	-	-
Autres ethnies/étrangers	-1,6688	-4,024*	-0,8811	-1,645**	-	-	-	-	-	-	-	-
Kabye-Tem	-	-	-	-	-	-	-	-	0,2698	0,619	0,0982	0,369
Para-Gourma-Akan	-	-	-	-	-	-	-	-	0,2031	0,403	-0,1524	-0,403
Autres ethnies/étrangers	-	-	-	-	-	-	-	-	0,2739	0,485	-0,0818	-0,235
Taille du ménage	-0,0285	-1,637**	-0,0054	-0,314	-0,0640	-2,763*	-0,0149	-0,537	-0,1029	-3,098*	-0,0022	-0,125
Actifs du ménage (indice)⁵	0,1286	5,253*	0,0966	4,415*	0,0510	2,259*	0,1096	4,123*	0,0706	2,517*	0,0802	4,488*
Région⁶												
Villes secondaires	-0,5702	-1,373	0,0726	0,138	-	-	-	-	-	-	-	-
Rural Nord	-0,4546	-1,156	-1,2801	-2,492*	-	-	-	-	-	-	-	-
Rural Est	-1,3057	-3,294*	-1,2535	-2,664*	-	-	-	-	-	-	-	-
Rural Ouest	-0,4935	-1,183	-1,6778	-3,528*	-	-	-	-	-	-	-	-
Rural Centre-Sud	-1,1848	-3,189*	-1,1602	-2,548*	-	-	-	-	-	-	-	-
Villes secondaires	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,4033	-0,730	-0,2605	-0,760
Rural Maritime	-	-	-	-	-	-	-	-	-1,0853	-1,849**	-0,2471	-0,694
Rural Plateaux	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,3312	-0,580	-0,3203	-0,930
Rural Centrale	-	-	-	-	-	-	-	-	-1,1704	-1,762**	-0,7814	-1,701**
Rural Kara	-	-	-	-	-	-	-	-	-1,9099	-3,116*	0,1882	0,417
Rural Savanes	-	-	-	-	-	-	-	-	-2,1042	-3,078*	-1,2937	-2,497*
Villes secondaires	-	-	-	-	-0,8519	-2,082*	0,0980	0,185	-	-	-	-
Rural Adam. Nord & E. Nord	-	-	-	-	-2,0190	-3,803*	-0,3867	-0,615	-	-	-	-
Rural Centre, Sud & Est	-	-	-	-	-0,7870	-1,646	-0,1691	-0,292	-	-	-	-
Rural Ouest & Littoral	-	-	-	-	-0,5755	-1,057	0,6540	0,951	-	-	-	-
Rural Nord-Ouest & Sud-Ouest	-	-	-	-	-0,9925	-2,104*	0,4530	0,718	-	-	-	-
R ² ajusté		0,249		0,230		0,214		0,205		0,153		0,185
F (sig)		81,74 (0,000)		69,03 (0,000)		33,83 (0,000)		36,12 (0,000)		15,82 (0,000)		46,40 (0,000)
Chi ² Breusch - Pagan		26,875		22,886		35,315		44,699		31,888		45,594
N		3 890		3 640		1 570		1 768		1 394		3 401

(1) La variable dépendante est le pourcentage de la médiane de référence pour la valeur de l'indicateur de retard de croissance – taille pour âge : Burkina Faso : moins de 60 mois ; Togo et Cameroun : moins de 36 mois ; (2) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type, cette dernière tenant de l'hétéroscédasticité – Breusch-Pagan ; (3) Base = filles (1=garçons) ; (4) Base : (i) Burkina Faso : Bobo et assimilés ; (ii) Togo : Adja-Ewe ; Cameroun : non disponible pour 1991 ; (5) Elaboré à partir d'une analyse en composantes principales non linéaire – voir le texte ; (6) Base : (i) Burkina Faso : Ouagadougou ; (ii) Togo : Lomé ; (iii) Cameroun : Yaoundé et Douala.

Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes démographiques et de santé : (i) Burkina Faso : 1992-93 et 1998-99 ; (ii) Cameroun : 1991 et 1998 ; (iii) Togo : 1998 et 1998.

à 0,20 pour cent de la moyenne du pourcentage de la médiane de référence du retard de croissance des enfants. Ce résultat s'inscrit dans le contexte de la littérature sur ce sujet, suggérant que l'éducation de la mère agit probablement sur la santé des enfants par l'intermédiaire de plusieurs canaux (Barrera 1990) : (i) accroissement des ressources de la famille généré par l'augmentation des gains liés à la participation au marché du travail ou à l'exercice d'activités domestiques, ou le mariage avec des personnes plus fortunées ; (ii) augmentation de la productivité des moyens consacrés à la santé inhérente à une meilleure efficacité des activités domestiques ; (iii) amélioration de l'allocation des ressources due à un accès amélioré à l'information ; (iv) impact sur les préférences des ménages, compte tenu des prix, des revenus et de l'information ; (v) meilleur statut socio-économique et volonté des parents – surtout de la mère – de rehausser les investissements en capital humain, en matière de nutrition et/ou de formation à l'exercice d'activités domestiques, ce qui affecte la capacité de la mère à élever des enfants.

Troisièmement, l'âge des enfants est directement lié au retard de croissance. Les coefficients relatifs à l'âge exprimé en mois, affichés au tableau 2, sont tous négatifs et significatifs, ce qui signifie que plus les enfants sont âgés, plus le niveau de malnutrition est important. En moyenne, toutes choses égales par ailleurs, chaque mois supplémentaire d'ancienneté des enfants diminue le pourcentage de la médiane de référence du retard de croissance de 0,5 à 0,6 pour cent. En fait, le carré de l'âge est aussi significatif et positif. Par conséquent, il apparaît que la malnutrition cesse de diminuer avec l'âge vers 40 et 27-28 mois, respectivement,

pour les cohortes d'enfants de moins de 60 mois – Burkina Faso – et 36 mois – Cameroun et Togo. On notera que les élasticités de l'âge des enfants par rapport au retard de croissance sont les plus élevées, même en tenant compte de l'effet quadratique.

Quatrièmement, en général, quels que soient le pays et l'année considérés, le statut nutritionnel des enfants en termes de retard de croissance est meilleur dans les villes, comparativement aux campagnes. Ce résultat confirme les statistiques descriptives présentées au tableau 1. Néanmoins, l'analyse économétrique met en relief deux spécificités. Tout d'abord, toutes les régions rurales ne sont pas systématiquement défavorisées, relativement aux grandes villes. Par exemple, au Burkina Faso en 1992-93, seules les régions de l'Est et du Centre-Sud avaient une prévalence du retard de croissance des enfants de moins de 60 mois significativement plus importante qu'à Ouagadougou. Il en était de même, d'une part, au Togo en 1998 pour les régions Centrale et de Kara par rapport à Lomé, et, d'autre part, au Cameroun en 1991, pour les villes secondaires, et les régions du Nord, du Nord-Ouest et du Sud-Ouest. Ensuite, des changements relativement différents selon les pays ont prévalu au cours des années 1990. Au Burkina Faso, la situation en termes de retard de croissance s'est relativement détériorée dans toutes les régions rurales, alors que, dans une certaine mesure, l'inverse s'est produit pour les deux autres pays.

3. Les déterminants spécifiques

Le tableau 2 met en évidence d'autres déterminants du retard de croissance des enfants. Toutefois, l'échantillon des trois pays fait apparaître quelques spécificités. Tout d'abord, le sexe des enfants est systématiquement corrélé avec la malnutrition au Burkina Faso, l'échantillon de ces derniers englobant ceux qui ont moins de 60 mois. A cet égard, pour les deux périodes relatives aux EDS, les garçons sont désavantagés par rapport aux filles. Toutes choses égales par ailleurs, le pourcentage de la médiane de référence est réduit de près de 0,4 pour cent pour les garçons. Par contre, pour les deux autres pays, l'avantage des filles de moins de 36 mois n'apparaît que pour les EDS les plus récentes – 1998 –, et s'élève à près de 0,5 pour cent²⁹. En définitive, il semble bien qu'une inégalité de la malnutrition du retard de croissance selon le sexe prévale. Cette situation doit être rapprochée d'un résultat obtenu antérieurement pour le Burkina Faso, selon lequel plus la part des revenus des épouses ou femmes chefs de ménage est élevée, plus la probabilité de retard de croissance des enfants de moins de 60 mois de sexe masculin est faible. Or, une telle relation n'est pas observée pour les filles (Lachaud 1999)³⁰.

Ensuite, l'âge des mères est inversement relié à la malnutrition des enfants de moins de 60 mois au Burkina Faso, et de moins de 36 mois au Togo. Ainsi, dans ces deux pays, à la fin des années 1990, une année supplémentaire d'ancienneté des mères rehausse le pourcentage de la médiane de référence du retard de croissance de 0,3 pour cent environ, toutes choses égales par ailleurs. Toutefois, dans les deux cas, l'effet de l'âge cesse d'influencer positivement le statut nutritionnel des enfants vers 36 ans, l'âge au carré étant négatif et significatif. Le fait que cette variable ne soit pas significative pour le Cameroun pourrait s'expliquer par le différentiel de niveau d'instruction des femmes, comparativement aux autres pays. En effet, au Cameroun, les femmes de 15-35 et de 36-49 ans ont, respectivement, près de 4,7 et 3,7 années d'instruction. Or, au Togo, les femmes appartenant aux mêmes tranches d'âge n'ont que, respectivement, 1,8 et 1,2 années d'instruction, et une situation encore plus précaire prévaut au Burkina Faso – respectivement, 0,8 et 0,3 années d'instruction. Par conséquent, lorsque l'on contrôle par les années d'instruction, le meilleur niveau d'éducation des femmes camerounaises, et sa plus faible variation avec l'âge, contrairement aux deux autres pays, pourraient induire des comportements plus favorables à l'égard de la nutrition des enfants.

Enfin, deux autres facteurs ont un impact différencié sur le retard de croissance des enfants. D'une part, la taille du ménage est directement liée à la malnutrition des enfants dans les trois pays, mais seulement pour les périodes situées à la fin des années 1980 ou au début des années 1990³¹. S'il est facile de justifier que les ménages les plus nombreux sont les plus pauvres³², ce qui influence négativement la nutrition des enfants, il apparaît difficile d'expliquer pourquoi, dans les trois pays de l'échantillon, un tel résultat n'est plus observé à

²⁹ S'agissant du Cameroun, le coefficient relatif au sexe n'est significatif qu'à 5 pour cent.

³⁰ Ce résultat, mis en évidence à l'aide de l'enquête prioritaire de 1994-95, était justifié par deux arguments : équité – c'est-à-dire à cause de la plus grande fragilité des garçons –, et rationalité – les garçons représentent un meilleur investissement en termes de sécurité sociale.

³¹ Pour le Burkina Faso, le seuil de signification du coefficient de régression relatif à la taille du ménage est proche de 10 pour cent.

³² Encore que, la prise en compte de différentes échelles d'équivalence, altère cette relation (Lachaud 1999).

la fin des années 1990. D'autre part, l'appartenance ethnique a une certaine influence au Burkina Faso, contrairement au Togo³³.

4. Les déterminants du niveau de l'inégalité du retard de croissance

1. Les facteurs prédominants

Les résultats de la décomposition de l'indice de concentration relatif au rapport, en pourcentage, entre la taille de l'enfant pour un âge et sexe donnés, et la médiane de la taille de référence à l'âge et pour le sexe correspondants, figurent pour les trois pays aux tableaux 3, 5 et 7, à la colonne « Contribution à l'indice de concentration C ».

Sans aucun doute, les disparités de niveau de vie des ménages, appréhendées par l'indice des actifs de ces derniers, sont les éléments les plus importants à l'origine de l'inégalité de la malnutrition des enfants. Pour les différents pays et EDS, la contribution à l'indice de concentration de ce facteur rehausse l'inégalité socio-économique du retard de croissance des enfants de moins de 60 ou 36 mois. Par exemple, en 1998, la part de l'indice d'actifs dans l'explication de l'inégalité de la malnutrition était de 96,2, 63,0 et 59,1 pour cent, respectivement, pour le Burkina Faso, le Cameroun et le Togo³⁴. En outre, ces ratios ont augmenté dans les deux premiers pays – 80,6 et 51,4 pour cent, respectivement, contre 76,7 pour cent pour ce dernier. A cet égard, on observe que les indices de concentration partiels relatifs à la richesse des ménages sont les plus élevés parmi les facteurs pris en considération dans l'équation [1], et qu'ils se sont détériorés dans deux pays sur trois – Burkina Faso et Togo³⁵. Ce résultat est en accord avec les conclusions d'une récente étude mettant en évidence le rôle prépondérant de la consommation des ménages dans l'explication de l'inégalité du retard de croissance des enfants de moins de 10 ans au Vietnam (Wagstaff, van Doorslaer et Watanabe 2003).

Les tableaux 3, 5 et 7 montrent également le rôle prépondérant de la localisation géographique des ménages. En effet, on observe que, lorsque l'on contrôle par un ensemble de facteurs, la localisation spatiale des ménages contribue à rehausser l'indice de concentration de la malnutrition. En faisant la somme des différentes contributions spatiales partielles, on constate que la localisation spatiale explique 19,4, 37,1 et 56,7 pour cent de l'inégalité socio-économique du retard de croissance des enfants au tournant des années 1990, respectivement, au Burkina Faso, au Cameroun et au Togo. Il est vrai que ce poids a sensiblement diminué par la suite, sauf au Burkina Faso – 42,3, 9,3 et 13,6 pour cent de l'inégalité socio-économique en 1998, respectivement, pour les trois pays. Par ailleurs, on notera l'hétérogénéité de l'impact des différentes zones rurales. Les régions de l'Est au Burkina Faso, de l'Adamaoua, du Nord et de l'Extrême Nord au Cameroun, et des Savanes au Togo, ont une influence particulière sur l'inégalité de la malnutrition des enfants. A cet égard, il importe de souligner que ce résultat est indépendant de la forme estimée de l'équation [1], notamment en ce qui concerne la base attribuée aux variables binaires spatiales³⁶.

Enfin, l'âge des enfants contribue à réduire l'inégalité du retard de croissance dans tous les pays et pour les différences enquêtes démographiques et de santé – sauf celle de 1998 au Togo –, même si le carré de l'âge contrebalance, en partie, cet effet. Ainsi, au Burkina Faso, on constate que l'impact net – négatif – de l'âge contribue pour un tiers à la moitié du coefficient de concentration de la malnutrition, tandis qu'au Cameroun les proportions sont de 15 pour cent à près de 30 pour cent. Au Togo, l'effet de l'âge est seulement significatif pour 1988 – 20 pour cent.

³³ On rappelle qu'au Cameroun, la EDS de 1991 ne collecte pas d'informations relatives à l'ethnicité, contrairement à celle de 1998.

³⁴ C'est-à-dire, respectivement, les ratios : (0,0025/0,0026), (0,0034/0,0054) et (0,0026/0,0044).

³⁵ Compte tenu de la configuration de l'indice d'actifs, plus l'indice de concentration est négatif, plus la dotation en actifs est concentrée parmi les ménages riches.

³⁶ Dans le cas présent, la base des variables spatiales se réfère aux capitales, ce qui explique la valeur *négative* des coefficients de la plupart des régions, le niveau de la malnutrition étant plus élevé en milieu rural – tableau 2. Dans la mesure où les coefficients de concentration des variables rurales sont *négatifs* – une proportion relativement plus importante de ménages pauvres sont situés dans les zones rurales –, les contributions sont positives. Une situation analogue prévaudrait si, dans l'équation [1], la base se référait aux villes. Par exemple, dans le cas du Burkina Faso en 1998, le coefficient relatif au milieu urbain serait de 1,412, et la moyenne équivaldrait à 0,124. Or, comme une proportion relativement plus importante de ménages sont localisés en milieu urbain, le coefficient de concentration partiels des villes est positif – 0,0057. De ce fait, la contribution de la localisation spatiale ainsi déterminée serait de $0,0010 - 1,412 * 0,124 * 0,0057$, exactement la somme (aux arrondis près) qui prévaut lorsque le milieu urbain est pris pour base – $0,0003 + 0,0006 + 0,0001 + 0,0001 = 0,0011$ (tableau 3, avant-dernière colonne).

Tableau 3 : Décompositions de l'inégalité du retard de croissance des enfants de moins de 60 mois – Burkina Faso 1992-99

Paramètre/année Variable	Coefficients ⁵		Moyennes		Elasticités		Indices de concentration partiels		Contributions à l'indice de concentration C		
	1992-93	1998-99	1992-93	1998-99	1992-93	1998-99	1992-93	1998-99	1992-93	1998-99	Variation
Sexe des enfants¹	-0,3733*	-0,3976*	0,5096	0,5042	-0,0020	-0,0021	-0,0078	0,0073	0,0000	0,0000	0,0000
Age des enfants (mois)											
Age	-0,4803*	-0,4894*	26,9028	25,9129	-0,1361	-0,1346	0,0148	0,0267	-0,0020	-0,0036	-0,0016
(Age) ²	0,0059*	0,0060*	1026,7553	970,1737	0,0638	0,0618	0,0158	0,0366	0,0010	0,0023	0,0013
Age des mères (années)											
Age	0,1923*	0,3282*	29,0727	29,2331	0,0589	0,1018	0,0056	0,0062	0,0003	0,0006	0,0003
(Age) ² /100	-0,2491**	-0,4560*	8,9397	9,0483	-0,0235	-0,0438	0,0102	0,0107	-0,0002	-0,0005	-0,0002
Education mères (années)	0,1702*	0,1214*	0,6706	0,6079	0,0012	0,0008	0,5135	0,5673	0,0006	0,0004	-0,0002
Ethnicité²											
Mossi et ass.	-0,3267	0,0919	0,6919	0,7291	-0,0024	0,0007	0,0443	0,0014	-0,0001	0,0000	0,0001
Peulh et ass.	-1,7773*	0,4291	0,0591	0,0441	-0,0011	0,0002	-0,4424	-0,2793	0,0005	-0,0001	-0,0005
Autres ethnies/étrangers	-1,6688*	-0,8811**	0,0574	0,0363	-0,0010	-0,0003	-0,0889	0,1724	0,0001	-0,0001	-0,0001
Taille du ménage	-0,0285**	-0,0054	9,8692	9,6532	-0,0030	-0,0006	0,1214	0,1237	-0,0004	-0,0001	0,0003
Actifs du ménage (indice)³	0,1286*	0,0966*	-1,8363	-1,5071	-0,0025	-0,0015	-1,1690	-1,6229	0,0029	0,0025	-0,0004
Région⁴											
Villes secondaires	-0,5702	0,0726	0,0683	0,0592	-0,0004	0,0000	0,5314	0,6121	-0,0002	0,0000	0,0002
Rural Nord	-0,4546	-1,2801*	0,1847	0,1069	-0,0009	-0,0015	-0,2557	-0,1729	0,0002	0,0003	0,0000
Rural Est	-1,3057*	-1,2535*	0,2012	0,2273	-0,0028	-0,0030	-0,2010	-0,2047	0,0006	0,0006	0,0001
Rural Ouest	-0,4935	-1,6778*	0,1827	0,2379	-0,0009	-0,0042	-0,0112	-0,0266	0,0000	0,0001	0,0001
Rural Centre-Sud	-1,1848*	-1,1602*	0,2776	0,3038	-0,0035	-0,0037	-0,0203	-0,0377	0,0001	0,0001	0,0001
Résidu ⁶	-	-	-	-	-	-	-	-	0,0002	-0,0001	-0,0003
Total	-	-	-	-	-	-	0,0036	0,0026	0,0036	0,0026	-0,0010

(1) Base = filles (1=garçons) ; (2) Base = Bobo et assimilés ; (3) Elaboré à partir d'une analyse en composantes principales non linéaire – voir le texte ; (4) Base = Ouagadougou ; (5) Voir tableau 1 ; (6) Calculé selon la différence entre la valeur de l'indice de concentration global indiqué au niveau de la ligne « total » et la sommes des contributions des facteurs.

Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes démographiques et de santé de 1992-93 et 1998-99.

Tableau 4 : Décompositions de l'inégalité du retard de croissance des enfants de moins de 60 mois : approches de type Oaxaca et différentielle totale – Burkina Faso 1992-99

Paramètre/année Variable	Décomposition de type Oaxaca ⁵				Décomposition en termes de différentielle totale ⁶				
	(ΔC)η	(Δη)C	Total	%	Coefficients β	Moyennes des x	Coefficients de concentration	Résidu	Total
Sexe des enfants¹	0,0000	0,0000	0,0000	3,1	0,0000	0,0000	0,0000	-	0,0000
Age des enfants (mois)									
Age	-0,0016	0,0000	-0,0016	158,6	0,0000	0,0001	-0,0016	-	-0,0016
(Age) ²	0,0013	-0,0001	0,0013	-125,3	0,0000	0,0000	0,0013	-	0,0013
Age des mères (années)									
Age	0,0000	0,0003	0,0003	-30,3	0,0001	0,0000	0,0000	-	0,0001
(Age) ² /100	0,0000	-0,0002	-0,0002	23,1	-0,0001	0,0000	0,0000	-	-0,0001
Education mères (années)	0,0001	-0,0002	-0,0002	17,3	-0,0002	-0,0001	0,0001	-	-0,0002
Ethnicité²									
Mossi et ass.	0,0000	0,0001	0,0001	-10,6	0,0001	0,0000	0,0001	-	0,0002
Peulh et ass.	-0,0001	-0,0005	-0,0005	54,5	-0,0006	-0,0001	-0,0002	-	-0,0009
Autres ethnies/étrangers	-0,0002	0,0000	-0,0001	14,8	0,0000	0,0000	-0,0003	-	-0,0003
Taille du ménage	0,0000	0,0003	0,0003	-29,1	0,0003	0,0000	0,0000	-	0,0003
Actifs du ménage (indice)³	0,0009	-0,0013	-0,0004	40,0	-0,0007	-0,0005	0,0011	-	-0,0001
Région⁴									
Villes secondaires	0,0000	0,0003	0,0002	-24,6	0,0002	0,0000	0,0000	-	0,0002
Rural Nord	-0,0001	0,0001	0,0000	-2,5	0,0004	-0,0001	-0,0001	-	0,0002
Rural Est	0,0000	0,0001	0,0001	-6,2	0,0000	0,0001	0,0000	-	0,0001
Rural Ouest	0,0000	0,0001	0,0001	-10,2	0,0000	0,0000	0,0000	-	0,0001
Rural Centre-Sud	0,0001	0,0000	0,0001	-7,1	0,0000	0,0000	0,0001	-	0,0001
Résidu	-	-	-0,0003	30,0	-	-	-	-0,0003	-0,0003
Total	0,0004	-0,0011	-0,0010	100,0 ⁷	-0,0005	-0,0007	0,0005	-0,0003	-0,0010
Pourcentage	-	-	-	-	50,0	70,0	-50,0	30,0	100,0

(1) Base = filles (1=garçons) ; (2) Base = Bobo et assimilés ; (3) Elaboré à partir d'une analyse en composantes principales non linéaire – voir le texte ; (4) Base = Ouagadougou ; (5) Selon l'équation [4] ; (6) Selon l'équation [5] ; (7) Le total n'est pas exactement égal à 100 à cause de l'arrondi concernant le résidu.

Source : A partir des bases de données des enquêtes démographiques et de santé de 1992-93 et 1998-99.

2. Les éléments secondaires

Plusieurs autres éléments jouent un rôle plus mitigé quant à l'explication de l'inégalité de la malnutrition des enfants. Dans les trois pays et pour chaque période, les disparités d'instruction des mères influencent l'inégalité du retard de croissance. L'impact de ce facteur est particulièrement évident au Cameroun,

Tableau 5 : Décompositions de l'inégalité du retard de croissance des enfants de moins de 36 mois – Cameroun 1991-98

Paramètre/année Variable	Coefficients ⁴		Moyennes		Elasticités		Indices de concentration partiels		Contributions à l'indice de concentration C		
	1991	1998	1991	1998	1991	1998	1991	1998	1991	1998	Variation
Sexe des enfants¹	0,0892	-0,4794**	0,4912	0,5022	0,0005	-0,0025	-0,0126	0,0007	0,0000	0,0000	0,0000
Age des enfants (mois)											
Age	-0,6173*	-0,6307*	16,3775	16,3557	-0,1053	-0,1079	0,0290	0,0218	-0,0031	-0,0024	0,0007
(Age) ²	0,0119*	0,0120*	373,4747	369,5778	0,0464	0,0463	0,0451	0,0338	0,0021	0,0016	-0,0005
Age des mères (années)											
Age	0,0212	0,0621	26,8754	27,0205	0,0059	0,0176	0,0066	0,0127	0,0000	0,0002	0,0002
(Age) ² /100	0,0180	-0,0391	7,6726	7,7586	0,0014	-0,0032	0,0091	0,0227	0,0000	-0,0001	-0,0001
Education mères (années)	0,1717*	0,2019*	4,1686	4,5907	0,0075	0,0097	0,2119	0,2034	0,0016	0,0020	0,0004
Taille du ménage	-0,0641*	-0,0150	9,7542	8,9899	-0,0065	-0,0014	0,0785	0,1091	-0,0005	-0,0002	0,0004
Actifs du ménage (indice)²	0,0510*	0,1097*	-0,5106	-1,8016	-0,0003	-0,0021	-6,5207	-1,6626	0,0018	0,0034	0,0017
Région³											
Villes secondaires	-0,8519*	0,0980	0,2579	0,1857	-0,0023	0,0002	0,2612	0,3683	-0,0006	0,0001	0,0007
Rural Ad. Nord & E. Nord	-2,0190*	-0,3867	0,1848	0,2931	-0,0039	-0,0012	-0,3388	-0,3156	0,0013	0,0004	-0,0009
Rural Centre, Sud & Est	-0,7870	-0,1692	0,1730	0,2168	-0,0014	-0,0004	-0,2240	-0,1207	0,0003	0,0000	-0,0003
Rural Ouest & Littoral	-0,5756	0,6541	0,1191	0,8029	-0,0007	0,0005	-0,2588	0,0319	0,0002	0,0000	-0,0002
Rural Nord-Ouest & S.-Ouest	-0,9926*	0,4530	0,1252	0,1465	-0,0013	0,0007	-0,0983	-0,0064	0,0001	0,0000	-0,0001
Résidu ⁶	-	-	-	-	-	-	-	-	0,0002	0,0003	0,0001
Total	-	-	-	-	-	-	0,0035	0,0054	0,0035	0,0054	0,0019

(1) Base = filles (1=garçons) ; (2) Elaboré à partir d'une analyse en composantes principales non linéaire – voir le texte ; (3) Base = Yaoundé & Douala ; (4) Voir tableau 1 ; (6) Calculé selon la différence entre la valeur de l'indice de concentration global indiqué au niveau de la ligne « total » et la somme des contributions des facteurs.

Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes démographiques et de santé de 1991 et 1998.

Tableau 6 : Décompositions de l'inégalité du retard de croissance des enfants de moins de 36 mois : approches de type Oaxaca et différentielle totale – Cameroun 1991-98

Paramètre/année Variable	Décomposition de type Oaxaca ⁴				Décomposition en termes de différentielle totale ⁶				
	(ΔC) η	($\Delta \eta$)C	Total	%	Coefficients β	Moyennes des x	Coefficients de concentration	Résidu	Total
Sexe des enfants¹	0,0000	0,0000	0,0000	0,2	0,0000	0,0000	0,0000	-	0,0001
Age des enfants (mois)									
Age	0,0008	-0,0001	0,0007	36,9	-0,0001	0,0000	0,0008	-	0,0007
(Age) ²	-0,0005	0,0000	-0,0005	-27,7	0,0000	0,0000	-0,0005	-	-0,0005
Age des mères (années)									
Age	0,0001	0,0001	0,0002	9,7	0,0000	0,0000	0,0000	-	0,0001
(Age) ² /100	0,0000	-0,0001	-0,0001	-4,5	0,0000	0,0000	0,0000	-	0,0000
Education mères (années)	-0,0001	0,0005	0,0004	20,7	0,0003	0,0002	-0,0001	-	0,0004
Taille du ménage	-0,0001	0,0005	0,0004	18,8	0,0004	0,0000	-0,0002	-	0,0002
Actifs du ménage (indice)²	-0,0057	0,0073	0,0017	87,7	0,0020	0,0045	-0,0013	-	0,0052
Région⁴									
Villes secondaires	-0,0001	0,0008	0,0007	35,1	0,0007	0,0002	-0,0002	-	0,0006
Rural A., Nord & E. Nord	-0,0001	-0,0009	-0,0009	-49,6	-0,0011	0,0008	-0,0001	-	-0,0004
Rural Centre, Sud & Est	-0,0001	-0,0002	-0,0003	-14,3	-0,0003	0,0001	-0,0001	-	-0,0003
Rural Ouest & Littoral	0,0000	-0,0001	-0,0002	-8,8	-0,0004	-0,0001	-0,0002	-	-0,0007
Rural Nord-Ouest & S.-Ouest	0,0000	-0,0001	-0,0001	-6,9	-0,0002	0,0000	-0,0001	-	-0,0003
Résidu	-	-	0,0000	-	-	-	-	-0,0030	-0,0030
Total	-0,0059	0,0077	0,0019	100,0 ⁷	0,0014	0,0056	-0,0021	-0,0030	0,0019
Pourcentage	-	-	-	-	73,7	294,7	-110,5	-157,9	100,0

(1) Base = filles (1=garçons) ; (2) Elaboré à partir d'une analyse en composantes principales non linéaire – voir le texte ; (3) Base = Yaoundé & Douala ; (5) Selon l'équation [4] ; (6) Selon l'équation [5] ; (7) Le total n'est pas exactement égal à 100 à cause de l'arrondi concernant le résidu.

Source : A partir des bases de données des enquêtes démographiques et de santé 1991 et 1998.

où 45,7 et 37,0 pour cent de l'indice de concentration sont dus à l'inégalité des dotations en instruction des mères, respectivement, en 1991 et 1998.

De même, l'impact de la taille des ménages est à noter, notamment pour la période relative au tournant des années 1990 où les coefficients de régression sont significatifs – tableau 2. Dans la mesure où la taille réduite des ménages rehausse le niveau de nutrition des enfants – coefficient de régression négatif –, et que les ménages les plus aisés englobent une proportion plus forte de familles de faible dimension – coefficient de concentration positif –, les disparités de taille des ménages contribuent à réduire l'indice de concentration du retard de croissance. L'impact est de -11,1, -14,3 et -20,0 pour cent, respectivement, au Burkina Faso, au Cameroun et au Togo à la fin des années 1980 ou au début de la décennie 1990.

Les tableaux 3, 5 et 7 suggèrent que l'impact net (positif) de l'âge des mères – c'est-à-dire en tenant compte de l'effet quadratique – sur l'inégalité de la malnutrition des enfants est très faible, environ 3 à 6 pour

Tableau 7 : Décompositions de l'inégalité du retard de croissance des enfants de moins de 36 mois – Togo 1988-98

Paramètre/année Variable	Coefficients ⁵		Moyennes		Elasticités		Indices de concentration partiels		Contributions à l'indice de concentration C		
	1988	1998	1988	1998	1988	1998	1988	1998	1988	1998	Variation
Sexe des enfants¹	-0,1260	-0,4713	0,5122	0,4915	-0,0007	-0,0024	-0,0089	0,0138	0,0000	0,0000	0,0000
Age des enfants (mois)											
Age	-0,4747*	-0,5001*	17,1829	16,5472	-0,0858	-0,0860	0,0124	0,0002	-0,0011	0,0000	0,0010
(Age) ²	0,0085*	0,0087*	401,7984	379,3512	0,0362	0,0346	0,0130	0,0032	0,0005	0,0001	-0,0004
Age des mères (années)											
Age	0,3617*	0,3325*	28,0129	28,9978	0,1066	0,1002	0,0059	-0,0024	0,0006	-0,0002	-0,0009
(Age) ² /100	-0,5225*	-0,4604*	8,3459	8,8562	-0,0459	-0,0424	0,0084	-0,0075	-0,0004	0,0003	0,0007
Education mères (années)	0,0291	0,1201*	2,1198	1,8091	0,0006	0,0023	0,2607	0,2866	0,0002	0,0006	0,0005
Ethnicité²											
Kabye-Tem	0,2698	0,0982	0,2561	0,2605	0,0007	0,0003	-0,0201	-0,0367	0,0000	0,0000	0,0000
Para-Gourma-Akan	0,2031	-0,1524	0,2525	0,2062	0,0005	-0,0003	-0,0906	-0,1509	0,0000	0,0000	0,0001
Autres ethnies/étrangers	0,2739	-0,0818	0,0968	0,0831	0,0003	-0,0001	-0,0873	0,0973	0,0000	0,0000	0,0000
Taille du ménage	-0,1029*	-0,0022	7,9605	8,4660	-0,0086	-0,0002	0,0698	0,0713	-0,0006	0,0000	0,0006
Actifs du ménage (indice)³	0,0706*	0,0802*	-1,3013	-0,9207	-0,0010	-0,0008	-2,3435	-3,3804	0,0023	0,0026	0,0003
Région⁴											
Villes secondaires	-0,4033	-0,2605	0,1306	0,1267	-0,0006	-0,0003	0,3377	0,4003	-0,0002	-0,0001	0,0000
Maritime	-1,0853**	-0,2471	0,1758	0,2005	-0,0020	-0,0005	-0,1930	-0,1610	0,0004	0,0001	-0,0003
Plateaux	-0,3312	-0,3203	0,1973	0,2335	-0,0007	-0,0008	-0,2380	-0,1721	0,0002	0,0001	0,0000
Centrale	-1,1704**	-0,7814**	0,0976	0,0872	-0,0012	-0,0007	-0,1292	-0,1828	0,0002	0,0001	0,0000
Kara	-1,9099*	0,1882	0,1105	0,1035	-0,0022	0,0002	-0,1493	-0,1487	0,0003	0,0000	-0,0004
Savanes	-2,1042*	-1,2937*	0,1298	0,1381	-0,0029	-0,0019	-0,2895	-0,2125	0,0008	0,0004	-0,0004
Résidu ⁶	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,0001	0,0004	0,0005
Total	-	-	-	-	-	-	0,0030	0,0044	0,0030	0,0044	0,0014

(1) Base = filles (1=garçons) ; (2) Base = Adja-Ewé ; (3) Elaboré à partir d'une analyse en composantes principales non linéaire – voir le texte ; (4) Base = Lomé ; (5) Voir tableau 1 ; (6) Calculé selon la différence entre la valeur de l'indice de concentration global indiqué au niveau de la ligne « total » et la sommes des contributions des facteurs.

Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes démographiques et de santé de 1988 et 1998.

Tableau 8 : Décompositions de l'inégalité du retard de croissance des enfants de moins de 36 mois : approches de type Oaxaca et différentielle totale – Togo 1988-98

Paramètre/année Variable	Décomposition de type Oaxaca ⁵				Décomposition en termes de différentielle totale ⁶				
	(ΔC) η	($\Delta \eta$)C	Total	%	Coefficients β	Moyennes des x	Coefficients de concentration	Résidu	Total
Sexe des enfants¹	0,0000	0,0000	0,0000	-2,8	0,0000	0,0000	0,0000	-	0,0000
Age des enfants (mois)									
Age	0,0010	0,0000	0,0010	74,6	0,0000	0,0000	0,0010	-	0,0010
(Age) ²	-0,0003	0,0000	-0,0004	-25,8	0,0000	0,0000	-0,0004	-	-0,0004
Age des mères (années)									
Age	-0,0009	0,0000	-0,0009	-61,9	0,0000	0,0000	-0,0009	-	-0,0009
(Age) ² /100	0,0007	0,0000	0,0007	50,3	0,0000	0,0000	0,0007	-	0,0007
Education mères (années)	0,0000	0,0004	0,0005	34,1	0,0005	0,0000	0,0000	-	0,0005
Ethnicité²									
Kabye-Tem	0,0000	0,0000	0,0000	,3	0,0000	0,0000	0,0000	-	0,0000
Para-Gourma-Akan	0,0000	0,0001	0,0001	7,0	0,0001	0,0000	0,0000	-	0,0001
Autres ethnies/étrangers	0,0000	0,0000	0,0000	1,2	0,0000	0,0000	0,0001	-	0,0001
Taille du ménage	0,0000	0,0006	0,0006	41,9	0,0006	0,0000	0,0000	-	0,0006
Actifs du ménage (indice)³	0,0009	-0,0006	0,0003	23,4	0,0003	-0,0007	0,0010	-	0,0006
Région⁴									
Villes secondaires	0,0000	0,0001	0,0000	3,6	0,0001	0,0000	0,0000	-	0,0000
Maritime	0,0000	-0,0003	-0,0003	-21,7	-0,0003	0,0001	-0,0001	-	-0,0003
Plateaux	0,0000	0,0000	0,0000	-2,1	0,0000	0,0000	0,0000	-	0,0000
Centrale	0,0001	-0,0001	0,0000	-1,8	-0,0001	0,0000	0,0001	-	0,0000
Kara	0,0000	-0,0004	-0,0004	-25,8	-0,0004	0,0000	0,0000	-	-0,0004
Savanes	-0,0002	-0,0003	-0,0004	-31,3	-0,0003	0,0001	-0,0002	-	-0,0005
Résidu	-	-	0,0005	35,7	-	-	-	0,0003	0,0003
Total	0,0012	-0,0003	0,0014	100,0 ⁷	0,0005	-0,0006	0,0012	0,0003	0,0014
Pourcentage	-	-	-	-	35,7	-42,9	85,7	21,4	100,0

(1) Base = filles (1=garçons) ; (2) Base = Adja-Ewé ; (3) Elaboré à partir d'une analyse en composantes principales non linéaire – voir le texte ; (4) Base = Lomé ; (5) Selon l'équation [4] ; (6) Selon l'équation [5] ; (7) Le total n'est pas exactement égal à 100 à cause de l'arrondi concernant le résidu.

Source : A partir des bases de données des enquêtes démographiques et de santé de 1988 et 1998.

cent pour les deux pays où les coefficients de régression sont significatifs – Burkina Faso et Togo. De même, l'effet de l'ethnicité est faible, sauf au Burkina Faso en 1992-93, compte tenu de la forte concentration des Peuhl dans les ménages pauvres.

5. Les déterminants de la dynamique de l'inégalité du retard de croissance

Compte tenu des développements précédents, plusieurs approches concourent à examiner la dynamique de l'inégalité du retard de croissance des enfants en Afrique.

1. La décomposition totale

Pour les différents pays, la variation totale de l'inégalité du retard de croissance des enfants entre les deux EDS, évaluée selon l'équation [3], est affichée à la dernière colonne des tableaux 3, 5 et 7. A cet égard, trois facteurs ont joué un rôle de premier plan, bien que les effets soient contrastés.

Tout d'abord, la variation du niveau de vie des ménages a déterminante, en réduisant ou en accentuant les disparités de malnutrition. Au Burkina Faso, 40 pour cent de la *baisse* de l'inégalité du retard de croissance des enfants de moins de 60 mois entre 1991-92 et 1998-99 sont dus à la variation de l'indice d'actifs des ménages³⁷. Par contre, au Cameroun – 1991-98 – et au Togo – 1988-98 –, respectivement, 89,5 et 21,4 pour cent de l'*augmentation* de l'inégalité du retard de croissance des enfants de moins de 36 mois au cours de la décennie 1990 sont expliqués par la variation du niveau de vie des ménages.

Ensuite, l'effet de la localisation spatiale a non seulement été important, mais il a également contrebalancé l'impact du niveau de vie précédemment indiqué dans les trois pays. Ainsi, au Burkina Faso, au Cameroun et au Togo, l'effet du niveau de vie a été atténué, respectivement, de 50,0, -42,1 et -78,6 pour cent, à cause des changements dus à la localisation spatiale.

Enfin, les changements dus à l'effet net de l'âge des enfants ont aussi sensiblement contribué aux variations de l'inégalité de la malnutrition, en renforçant l'effet du niveau de vie : 30,0, 20,0 et 60,0 pour cent, respectivement, au Burkina Faso, au Cameroun et au Togo.

En fait, d'autres facteurs ayant influencé moins fortement la variation de l'inégalité de la malnutrition des enfants sont à mentionner. D'une part, les variations inhérentes à l'éducation des mères ont réduit de 20,0 pour cent l'indice de concentration au Burkina Faso, et ont contribué à le relever de 21,0 et 35,7 pour cent, respectivement, au Cameroun et au Togo. D'autre part, les changements par rapport à la dimension des ménages ont été pro-riches, quels que soient les pays, mais les coefficients de régression indiqués au tableau 2 ne sont pas statistiquement significatifs pour les EDS de la fin des années 1990.

Bien que l'analyse de la variation totale des facteurs concourant à la dynamique de l'indice de concentration soit intéressante, elle ne permet pas de différencier les changements dus aux élasticités et ceux imputables aux inégalités. L'intérêt de la décomposition de type Oaxaca est de permettre d'opérer cette distinction.

2. La décomposition de type Oaxaca

Les décompositions de type Oaxaca, fondées sur l'équation [4], sont présentées pour les différents pays aux tableaux 4, 6 et 8, et suggèrent plusieurs commentaires.

Premièrement, dans deux pays sur trois, l'effet des élasticités – sensibilité du pourcentage de la médiane de référence du retard de croissance par rapport à un facteur donné – l'emporte sur celui des inégalités – disparité socio-économique relative d'un facteur donné. Ainsi, au Burkina Faso, la réduction de l'indice de concentration de la malnutrition de -0,0010 est imputable à une variation de -0,0011 et de 0,0004, respectivement, des élasticités et des inégalités, le solde étant le résidu. De même, au Cameroun, l'augmentation de l'indice d'inégalité du retard de croissance de 0,0019 s'explique par une variation de 0,0077 et de -0,0059, respectivement, des élasticités et des inégalités. Par contre, l'inverse est observé dans le cas du Togo, la variation des élasticités n'étant que de -0,0003, alors que l'indice de concentration a augmenté de 0,0014 au cours de la période. Néanmoins, on remarque que, pour les trois pays, les variations inhérentes aux élasticités et aux inégalités s'opposent.

Deuxièmement, dans ce contexte, les principaux facteurs à l'origine de la variation de l'inégalité du retard de croissance des enfants, précédemment examinés, appellent des commentaires particuliers. S'agissant

³⁷ Au niveau de l'analyse de la variation totale, les pourcentages sont déterminés par différents ratios relatifs à la colonne de droite des tableaux 3, 5 et 7. Par exemple, pour le Burkina Faso, l'explication de 40 pour cent de l'indice d'actifs est issue de : -0,0004/-0,0010. Les colonnes « % » des tableaux 4, 6 et 8 donnent des pourcentages assez semblables, bien que quelques divergences prévalent compte tenu du mode de calcul différent, et du résidu.

du niveau de vie – actifs des ménages –, au Burkina Faso et au Cameroun, l'effet de l'élasticité l'emporte sur l'effet de l'inégalité, ce dernier étant compris entre les deux tiers et les trois quarts du premier. Par conséquent, compte tenu de ce qui a été précédemment indiqué, au Burkina Faso, la réduction de l'inégalité de la malnutrition des enfants, associée à la variation du niveau de vie, est surtout due au changement de l'élasticité liée à ce facteur, le rehaussement des disparités de l'indice des actifs au cours de la période ne l'ayant que partiellement compensé. En d'autres termes, entre 1992-93 et 1998-99, toutes choses égales par ailleurs, la variation de la sensibilité du pourcentage de la médiane de référence du retard de croissance des enfants de moins de 60 mois, par rapport au niveau de vie des ménages, a plus que contrebalancé les changements inhérents à l'inégalité des actifs des ménages. Par contre, au Cameroun, c'est la réduction de l'inégalité du niveau de vie qui a freiné l'augmentation de l'indice de concentration associée à ce facteur, bien que l'effet de l'élasticité l'ait emporté. Enfin, dans le cas du Togo, la forte augmentation des disparités du niveau de vie entre 1988 et 1998 a surpassé l'effet de l'élasticité inhérente à ce facteur, d'où la contribution positive de l'indice des actifs des ménages à l'élévation de l'inégalité du retard de croissance des enfants. En définitive, le rôle contrasté du niveau de vie dans l'explication de la variation de l'inégalité de la malnutrition des enfants est mis en évidence. Dans le cas du Togo, la dynamique des disparités du niveau de vie des ménages, surpassant celle des élasticités, accentue l'inégalité de la malnutrition, alors que dans les deux autres pays, l'inverse prévaut, bien que l'effet de l'inégalité des actifs soit contrasté – accentuant l'inégalité du retard de croissance au Burkina Faso, et le freinant au Cameroun.

La prise en considération des effets nets de la localisation spatiale – sommation des effets des différentes régions – met également en relief le poids très important de la variation des élasticités par rapport aux changements des disparités. Néanmoins, on observe des effets contrastés selon les pays. Par exemple, au Burkina Faso, l'impact de la localisation spatiale lié aux élasticités contrebalance, en partie, l'effet de l'élasticité des actifs, ce dernier facteur contribuant fortement à la réduction de l'indice de concentration. Par contre, au Togo, les effets des élasticités de la localisation spatiale et des actifs des ménages se renforcent pour rehausser l'inégalité du retard de croissance.

En ce qui concerne l'âge des enfants, des observations assez différentes peuvent être formulées. Les tableaux 4, 6 et 8 montrent que la variation de l'indice de concentration de la malnutrition des enfants, liée à l'effet net de l'âge³⁸, est due essentiellement aux modifications des disparités de l'âge des enfants au cours des périodes considérées, le rôle des changements inhérents à l'élasticité étant très mineur. Ainsi, dans le cas du Burkina Faso, la variation nette de l'inégalité – négative – inhérente à l'âge des enfants a contribué à réduire l'indice de concentration de la malnutrition, tandis qu'au Cameroun et au Togo, l'accentuation des inégalités de l'âge des enfants a été un facteur de rehaussement de l'inégalité de la malnutrition. En d'autres termes, dans le premier cas, les ménages les plus riches ont eu tendance à avoir davantage d'enfants plus âgés, alors que dans les deux autres cas, l'inverse à prévalu.

L'examen des autres facteurs, ayant une moindre influence sur l'inégalité de la malnutrition des enfants, confirme le poids des élasticités, comparativement aux inégalités. A cet égard, les tableaux 4, 6 et 8 mettent en relief la supériorité des effets de la variation des élasticités consécutives à l'instruction des mères ou à la taille des ménages, par rapport aux changements des disparités de ces deux facteurs. Par exemple, dans le cas du Cameroun, la contribution de l'instruction des mères de 0,0004 à l'augmentation du coefficient de concentration de la malnutrition se décompose en un « effet élasticité » de 0,0005 et un « effet inégalité » de -0,0001. De même, au Burkina Faso, l'impact de la taille des ménages sur l'inégalité de la malnutrition, C, de 0,0003 est quasiment dû à la variation de l'élasticité en rapport avec ce facteur.

En définitive, en Afrique, les facteurs de la variation de la malnutrition des enfants semblent assez disparates, contrairement aux enseignements de certaines études relatives à l'Asie (Wagstaff, van Doorlaer, Watanabe 2003)³⁹.

3. La décomposition différentielle totale

En présence de variations marginales, la décomposition différentielle totale, fondée sur l'équation [5], permet d'appréhender les changements de l'inégalité du retard de croissance des enfants en fonction de trois éléments : (i) la variation des *coefficients* de régression ; (ii) la variation des *moyennes* des déterminants de la

³⁸ C'est-à-dire en tenant compte de l'effet quadratique.

³⁹ En ce qui concerne le Vietnam, l'augmentation de l'inégalité de la malnutrition des enfants de moins de 10 ans entre 1993 et 1998 s'explique autant par l'effet des élasticités que par celui des inégalités.

malnutrition, et ; (iii) la variation de l'*inégalité* des déterminants de la malnutrition. Dans le contexte de la présente recherche, les informations affichées aux tableaux 4, 6 et 8 appellent plusieurs commentaires.

Premièrement, au niveau global, l'impact relatif de ces trois éléments est très contrasté selon les pays de l'échantillon – ligne « Total » au bas de chaque tableau. Au Burkina Faso, au cours de la période 1992-99, les coefficients et les moyennes des déterminants de la malnutrition tendent à réduire l'inégalité du retard de croissance des enfants de moins de 60 mois – respectivement, -0,0005 et -0,0007, soient 50,0 et 70,0 pour cent de la variation de ΔC –, alors que l'inverse prévaut en ce qui concerne les coefficients de concentration des déterminants – 0,0005, soit -50,0 pour cent de ΔC . Cela signifie qu'en l'absence d'aggravation des inégalités des déterminants de la malnutrition, l'inégalité du retard de croissance des enfants aurait baissé de -0,0012, au lieu de -0,0010. S'agissant du Cameroun, une situation opposée est observée. Entre 1991 et 1998, les inégalités des déterminants de la malnutrition ont freiné la hausse de l'inégalité du retard de croissance des enfants de moins de 36 mois – -0,0021, soit -110,5 pour cent de ΔC – et, dans le même temps, les coefficients et les moyennes des déterminants de la malnutrition ont accentué l'inégalité du retard de croissance – respectivement, 0,0014 et 0,0056, soient 73,7 et 294,7 pour cent de la variation de ΔC . Enfin, en ce qui concerne le Togo, entre 1988 et 1998, l'augmentation de la malnutrition est quasiment due à hausse des inégalités des déterminants – 0,0012, soit 85,7 pour cent de la variation de ΔC –, les effets des coefficients et des moyennes se compensant approximativement – respectivement, 0,0005 et -0,0006, soient 35,7 et -42,9 pour cent de la variation de ΔC . En d'autres termes, dans ce pays, en l'absence d'augmentation des disparités des déterminants du retard de croissance des enfants de moins de 36 mois, l'inégalité de la malnutrition des enfants n'aurait quasiment pas changé.

Deuxièmement, dans l'ensemble, la décomposition suggère que le poids relatif des moyennes des déterminants est plus fort que celui des coefficients des différentes sources d'inégalité. Ce constat peut être illustré pour le niveau de vie des ménages, appréhendé par rapport aux actifs, dont le rôle primordial a été mis en évidence à la fois en termes de niveau d'inégalité de la malnutrition, et lors de la décomposition de type Oaxaca. En effet, dans deux pays sur trois, l'origine de l'évolution de l'inégalité de la malnutrition des enfants provient davantage de la *variation de la moyenne* des « ressources » des familles que des *changements des coefficients de régression*. Par exemple, dans le cas du Cameroun, la variation de l'élasticité du retard de croissance par rapport aux actifs des ménages équivaut à 0,0073, et se « décompose » en un effet des coefficients de 0,0020 et un effet des moyennes de 0,0045⁴⁰. Par contre, en ce qui concerne le Burkina Faso, ces deux derniers effets influencent approximativement de manière similaire la variation de l'élasticité du retard de croissance par rapport à l'indice des actifs. Il est à remarquer que, dans ces deux cas, mettant en évidence un poids différencié des composantes des élasticités, les effets des coefficients et des moyennes se renforcent. Or, le tableau 8 montre que, pour ce même facteur au Togo, l'effet des moyennes et des coefficients s'opposent. En effet, comme le suggèrent les informations affichées au tableau 7, la hausse du niveau de vie moyen tend à accentuer l'inégalité⁴¹, comme l'indique la valeur de $(\Delta C)\eta$ de 0,0009 au tableau 8. Mais, en même temps, la variation de la sensibilité de la « bonne » nutrition $(\Delta\eta)C$ a diminué par rapport au niveau de vie, et s'établit à -0,0006. Ainsi, le tableau 8 montre que la variation du coefficient de régression augmente l'inégalité de la malnutrition, C , de 0,0003, tandis que l'effet des moyennes le réduit de -0,0007.

Troisièmement, les résultats de la décomposition mettent en évidence la complexité des effets des déterminants de la malnutrition sur cette dernière, et la possibilité de conflit entre un « effet de croissance » et un « effet de distribution »⁴². En effet, le tableau 2 a montré que, pour les trois pays de l'échantillon, l'augmentation du niveau de vie des ménages entraînait, toutes choses égales par ailleurs, une amélioration du niveau du retard de croissance des enfants de moins de 60 ou 36 mois. Mais, en même temps, on observe que pour deux pays – Burkina Faso et Togo – l'augmentation du niveau de vie accroît l'inégalité relative de la malnutrition des enfants, notamment par le biais du rehaussement du poids de la variation de l'inégalité des ressources des ménages. Ainsi, dans le cas du Burkina Faso, l'effet de distribution du niveau de vie des ménages – 0,0010 – a rehaussé l'inégalité de la malnutrition des enfants, et a compensé presque totalement les effets liés aux coefficients et aux moyennes. Une observation quasi-similaire prévaut pour le Togo, la variation de l'inégalité des actifs, accentuant la malnutrition, compensant largement l'effet de la moyenne des ressources agissant en sens inverse.

⁴⁰ On rappelle que les écarts figurant aux tableaux 3, 5 et 7 se rapportent à une variation totale, alors que les écarts affichés aux tableaux 4, 6 et 8 sont relatifs à des variations infinitésimales.

⁴¹ Le tableau 7 montre que, pour le Togo, la moyenne des actifs est passée de -1,3013 à -0,9207 entre 1988 et 1998 – le niveau de vie des ménages étant d'autant plus élevé que la valeur est positive –, alors que dans le même temps, l'indice de concentration partiel est devenu plus négatif.

⁴² Ce point est souligné par Wagstaff, van Doorslaer, Watanabe (2003) dans le cas du Vietnam.

En définitive, si l'ampleur de la variation des moyennes des déterminants du retard de croissance des enfants semble prédominer – favorablement ou défavorablement – quant à l'explication de l'inégalité de la malnutrition, l'effet de distribution est susceptible de jouer un rôle de premier plan dans certains cas. Cette conclusion prévaut particulièrement lorsque l'on considère le niveau de vie des ménages.

6. Conclusion

La présente recherche propose une analyse comparative pour trois pays d'Afrique – Burkina Faso, Cameroun et Togo –, des facteurs de l'inégalité socio-économique relative de la malnutrition des enfants en termes de retard de croissance, ainsi que des variations de ces disparités dans le temps. Dans cette optique, deux enquêtes démographiques et de santé – EDS – relatives à la décennie 1990 sont mobilisées dans chaque pays. Cette investigation conduit à plusieurs conclusions.

En premier lieu, on observe une persistance, voire une aggravation, de l'incidence et/ou de l'inégalité socio-économique relative du retard de croissance des enfants de moins de 60 ou 36 mois. Par ailleurs, bien que la prévalence de la malnutrition des enfants soit plus forte dans les campagnes et parmi les ménages pauvres, l'inégalité du retard de croissance est plus élevée dans les villes. Néanmoins, des disparités de situation prévalent selon les pays. Ainsi, au Togo, c'est surtout l'augmentation de l'inégalité du retard de croissance dans les villes qui explique la détérioration des disparités de nutrition, tandis qu'au Burkina Faso et au Cameroun, l'inégalité de la malnutrition dans les villes a eu tendance à décliner au cours des années 1990. Mais, dans ce dernier pays, elle a progressé dans les zones rurales. Dans ce contexte, l'analyse met en évidence plusieurs déterminants communs du retard de croissance des enfants. Ainsi, un meilleur statut nutritionnel des enfants est positivement corrélé au niveau de vie des familles – appréhendé à l'aide d'un indice d'actifs des ménages –, au niveau d'instruction des mères, et à la localisation urbaine, et inversement lié à l'âge des enfants. Par contre, le sexe des enfants, l'âge des mères, la taille du ménage et l'appartenance ethnique ont des effets contrastés selon les pays et la période considérés.

En deuxième lieu, la décomposition de l'indice de concentration relatif au rapport, en pourcentage, entre la taille de l'enfant pour un âge et sexe donnés, et la médiane de la taille de référence à l'âge et pour le sexe correspondants, montre que les disparités de niveau de vie des ménages sont les facteurs les plus importants du *niveau* de l'inégalité de la malnutrition des enfants. De même, lorsque l'on contrôle par un ensemble de paramètres, la localisation spatiale des ménages contribue à rehausser l'indice de concentration de la malnutrition dans les divers pays. Par contre, l'âge des enfants contribue à réduire l'inégalité du retard de croissance dans tous les pays et pour les différences EDS, tandis que d'autres éléments ont un rôle secondaire : les disparités d'instruction des mères – sauf au Cameroun, où l'impact inégalitaire est important –, la dimension des ménages, et l'âge des mères.

En troisième lieu, l'examen de la *dynamique* de l'inégalité du retard de croissance des enfants suggère plusieurs commentaires. Tout d'abord, la *décomposition totale* indique que la variation du niveau de vie des ménages a joué un rôle de premier plan, en réduisant ou en accentuant les disparités de malnutrition. Ce facteur a été renforcé par la variation de l'effet net de l'âge des enfants, et contrebalancé par l'impact de la localisation spatiale. Ensuite, la *décomposition de type Oaxaca* montre que dans deux pays sur trois – Burkina Faso et Cameroun –, l'effet des élasticités – sensibilité du pourcentage de la médiane de référence du retard de croissance par rapport à un facteur donné – *l'emporte* sur celui des inégalités – disparité socio-économique relative d'un facteur donné –, bien que des situations contrastées soient observées selon les pays et les facteurs pris en compte. Ce constat général prévaut surtout pour le niveau de vie, la localisation spatiale, l'instruction des mères et la dimension des ménages. Ainsi, au Togo, la dynamique des disparités du niveau de vie des ménages, surpassant celle des élasticités, accentue l'inégalité de la malnutrition, alors que dans les deux autres pays, l'inverse prévaut, bien que l'effet de l'inégalité des actifs soit hétérogène – accentuant l'inégalité du retard de croissance au Burkina Faso, et la freinant au Cameroun. Enfin, la *décomposition différentielle totale*, permettant d'appréhender les changements de l'inégalité du retard de croissance des enfants en fonction de la variation des *coefficients* de régression, des *moyennes* des déterminants de la malnutrition, et de l'*inegalité* des déterminants de la malnutrition, met en relief l'impact relatif contrasté de ces trois éléments selon les pays. Par exemple, au Burkina Faso, les coefficients et les moyennes des déterminants de la malnutrition tendent à réduire l'inégalité du retard de croissance des enfants, alors que l'inverse prévaut en ce qui concerne les coefficients de concentration de ces déterminants. Or, au Cameroun, une situation opposée est observée. Par ailleurs, dans l'ensemble, la décomposition suggère que le poids relatif des moyennes des déterminants est plus fort que celui des coefficients des différentes sources d'inégalité. De plus, les résultats de la décomposition mettent en évidence la complexité des effets des déterminants de la malnutrition sur cette dernière, et la possibilité de

conflit entre un « effet de croissance » et un « effet de distribution ». En effet, si l'augmentation du niveau de vie des ménages entraîne une amélioration du niveau du retard de croissance des enfants, on observe, en même temps que, pour deux pays – Burkina Faso et Togo –, l'augmentation des ressources des familles accroît l'inégalité relative de la malnutrition des enfants, notamment par le biais du poids accru de la variation de l'inégalité des ressources des ménages.

Références bibliographiques

Alderman, H. 2000. « Anthropometry », in : Grosh, M., Glewwe, P. (Eds), *Designing Household Survey Questionnaires in Developing Countries*, Washington, World Bank.

Agouké, A., Assogha, M., Anipah, K. 1989. *Enquête démographique et de santé au Togo 1988*, Lomé, Unité de recherche démographique, Direction de la Statistique, Institute for Resource Development-Macro Systems Inc., décembre.

Balepa, M., Fotso, M., Barrère B. 1992. *Enquête démographique et de santé Cameroun 1991*, Yaoundé, Direction nationale du deuxième recensement général de la population et de l'habitat, Macro Systems Inc., mars.

Banque mondiale 2003a. *Global Economic Prospects and the Developing Countries 2003*, Washington, Banque mondiale.

–. 2003b. *Country at a Glance. Burkina Faso*, <http://www.worldbank.org/data/countrydata/countrydata.html>.

–. 2003c. *Country at a Glance. Cameroun*, <http://www.worldbank.org/data/countrydata/countrydata.html>.

–. 2003d. *Country at a Glance. Togo*, <http://www.worldbank.org/data/countrydata/countrydata.html>.

Barrera, A. 1990. « The Role of Maternal Schooling and its Interaction With Public Health Programs in Child Health Production », *Journal of Development Economics*, 32 : 69-91.

Cotton, J. 1988. « On the Decomposition of Wage Differentials », *Review of Economics and Statistics*, 70 : 236-43.

Fields, G., Yoo, G. 2000. « Falling Labour Income Inequality in Korea's Economic Growth: Patterns and Underlying Causes », *Review of Income and Wealth*, 46 : 139-159.

Fotso, M., Ndonou, R., Libité, P.R., Tsafack, M., Wakou, R., Ghapoutsas, A., Kamga, S., Kemgo, P., Fankam, M.K., Kamdoum, A., Barrère, B. 1999. *Enquête démographique et de santé Cameroun 1998*, Yaoundé, Bureau central des recensements et des études de population, Macro Systems Inc., mars.

Gwatkin, D.R., Rustein, S., Johnson, K. Pande, R.P., Wagstaff, A. 2000. *Socio-Economic Differences in Health, Nutrition and Population in Burkina Faso*, Washington, HNP/Poverty thematic group, World Bank.

Institut national de la statistique et de la démographie 1994. *Enquête démographique et de santé 1993*, Ouagadougou, juin, Institut national de la statistique et de la démographie.

–. 2000. *Rapport sur l'enquête démographique et de santé 1998-1999*, Ouagadougou, Institut national de la statistique et de la démographie.

Kakwani, N., Wagstaff, A., van Doorslaer, E. 1997. « Socioeconomic Inequalities in Health: Measurement, Computation, and Statistical Inference », *Journal of Econometrics*, 77 : 87-103.

Lachaud, J.-P. 1997. *Pauvreté, vulnérabilité et marché du travail au Burkina Faso*, Bordeaux, Série de recherche n°2, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.

–. 1999. *Pauvreté, ménages et genre en Afrique subsaharienne. Nouvelles dimensions analytiques*, Bordeaux, Série de recherche n°3, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.

–. 2000. *Pauvreté et inégalité en Afrique. Contribution à l'analyse spatiale*, Bordeaux, Série de recherche n°4, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement-Institut de recherche pour le développement.

–. 2001. *La dynamique de pauvreté au Burkina Faso : éléments d'analyse*, Ouagadougou, Programme des nations unies pour le développement.

- . 2003a. *Dynamique de pauvreté, inégalité et urbanisation au Burkina Faso*, Pessac, Presses Universitaires de Bordeaux.
- . 2003b. *Eléments d'analyse en vue de revisiter le « Cadre stratégique de lutte contre la pauvreté » : pauvreté et marché du travail*, Ouagadougou, mimeo, Programme des nations unies pour le développement.
- . 2003c. *Marché du travail, emploi et pauvreté au Togo : Analyse et politiques*, Genève, janvier, Bureau International du travail-Programme des nations unies pour le développement.
- . 2003d. *Les déterminants de l'inégalité du bien-être au Burkina Faso : une décomposition de régression*, Bordeaux, Document de travail n°85, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- Lee, L.-f., Rosenzweig, M.R., Pitt, M.M. 1997. « The Effects of Improved Nutrition, Sanitation, and Water Quality on Child Health in High-Mortality Populations », *Journal of Econometrics*, 77 : 209-235.
- Lerman, R.I., Yitzhaki, S. 1989. « Improving the Accuracy of Estimates of Gini Coefficients », *Journal of Econometrics*, 42 : 43-47.
- Morduch, H., Secular, T. 2002. « Rethinking Inequality Decomposition, With Evidence From Rural China », *The Economic Journal*, 112 : 93-116.
- Nations unies 1993. *Evaluation de l'état nutritionnel des jeunes enfants par voie d'enquêtes auprès des ménages*, New York, DP/UN/INT-89-XO6/8F, Département de l'information économique et sociale et de l'analyse des politiques.
- Neumark, D. « Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination », *Journal of Human Resources*, 23 : 279-95.
- Oaxaca, R. 1973. « Male-Female Wages Differences in Urban Labour Markets », *International Economic Review*, 14 : 693-709.
- Pnud 2003. *Human Development Report 2003. Millennium Development Goal: A Compact Among Nations to End Human Poverty*, New York, Oxford University Press.
- Reimers, C.W. 1983. « Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men », *Review of Economics and Statistics*, 65 : 570-79.
- Sahn, D.E., Younger, S.D. 2000. « Expenditure Incidence in Africa: Microeconomic Incidence », *Fiscal Studies*, 21 : 329-348.
- Sen, A. 1998. « Mortality as an Indicator of Success or Failure », *Economic Journal*, 108 : 1-25.
- Shorrocks, A.F. 1980. « The Class of Additively Decomposable Inequality Measures », *Econometrica*, 48 : 613-625.
- . 1982. « Inequality Decomposition by Factor Components », *Econometrica*, 50 : 193-211.
- Strauss, J. 1990. « Households, Communities, and Preschool Children's Nutrition Outcomes: Evidence from Rural Côte d'Ivoire », *Economic Development and Cultural Change*, 38 : 245-62.
- Van Doorslaer, E., Wagstaff, A., Bleichrodt, H., Caonge, S., Gerdtham, U.-G. 1997. « Income-Related Inequalities in Health: Some International Comparisons », *Journal of Health Economics*, 16 : 93-112.
- Van Doorslaer, E., Gerdtham, U.-G. 2003. « Does Inequality in Self-Assessed Health Predict Inequality in Survival by Income? Evidence from Swedish Data », *Social Science & Medicine*, article in press.
- Wagstaff, A., van Doorslaer, E., Watanabe, N. 2003. « On Decomposing the Causes of Health Sector Inequalities with an Application to Malnutrition Inequality in Vietnam », *Journal of Econometrics*, 112 : 207-233.
- Wagstaff, A. 2000. « Socioeconomic Inequalities in Child Mortality: Comparisons across nine Developing Countries », *Bulletin of the World Health Organisation*, vol. 78, n°1, pp.19-29.
- Wagstaff, A., Nguyen, N., N. 2002. *Poverty and Survival Prospects of Vietnamese Children under Doi Moi*, Washington, Policy Research Working Paper 2434, World Bank.