

## La mesure de la pauvreté : vue d'ensemble et méthodologie avec illustration dans le cas du Ghana

### Measuring Poverty: Overview and Methodology with an Illustration in the Case of Ghana

Harold Coulombe et Andrew McKay

Volume 74, numéro 3, septembre 1998

L'économie du développement

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/602269ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/602269ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Coulombe, H. & McKay, A. (1998). La mesure de la pauvreté : vue d'ensemble et méthodologie avec illustration dans le cas du Ghana. *L'Actualité économique*, 74(3), 415–443. <https://doi.org/10.7202/602269ar>

Résumé de l'article

Durant les années quatre-vingt, la plupart des pays en développement ont connu de graves chocs macroéconomiques qui ont provoqué l'adoption de programmes de stabilisation et d'ajustement structurel. Suite au débat public sur les effets néfastes de ces programmes, les 15 dernières années ont vu naître de nombreuses études sur la pauvreté effectuées à l'aide de banques de données microéconomiques, particulièrement des enquêtes auprès des ménages. Cet article fait un survol des principaux concepts liés à la quantification de la pauvreté, en particulier quant au choix de la mesure de bien-être au niveau des individus, à la détermination du seuil de pauvreté et à la mesure de la pauvreté. Après cette présentation des différents outils d'analyse, ils sont par la suite appliqués à une série d'enquêtes auprès des ménages ghanéens.

## LA MESURE DE LA PAUVRETÉ : VUE D'ENSEMBLE ET MÉTHODOLOGIE AVEC ILLUSTRATION DANS LE CAS DU GHANA\*

Harold COULOMBE

*Department of Economics,*

*University of Warwick,*

*Grande-Bretagne*

*et Centre de recherche et développement en économie (C.R.D.E.),*

*Université de Montréal*

Andrew MCKAY

*Department of Economics,*

*University of Nottingham,*

*Grande-Bretagne*

*et Centre for the Study of African Economies (CSAE),*

*Oxford University*

**RÉSUMÉ** – Durant les années quatre-vingt, la plupart des pays en développement ont connu de graves chocs macroéconomiques qui ont provoqué l'adoption de programmes de stabilisation et d'ajustement structurel. Suite au débat public sur les effets néfastes de ces programmes, les 15 dernières années ont vu naître de nombreuses études sur la pauvreté effectuées à l'aide de banques de données microéconomiques, particulièrement des enquêtes auprès des ménages. Cet article fait un survol des principaux concepts liés à la quantification de la pauvreté, en particulier quant au choix de la mesure de bien-être au niveau des individus, à la détermination du seuil de pauvreté et à la mesure de la pauvreté. Après cette présentation des différents outils d'analyse, ils sont par la suite appliqués à une série d'enquêtes auprès des ménages ghanéens.

**ABSTRACT** – *Measuring Poverty: Overview and Methodology with an Illustration in the Case of Ghana.* During the 1980s, the majority of developing countries experienced serious macroeconomic shocks, leading them to adopt stabilisation and structural adjustment programs. Following the public debate on the harmful effects of these programs, numerous studies on poverty have been undertaken in the last 15 years using microeconomic data

---

\* Nous remercions le *Ghana Statistical Service*, la Banque mondiale, le CSAE et le C.R.D.E. pour leur support soutenu lors de notre recherche.

sets, particularly those derived from household surveys. This article presents an overview of the principal concepts used in quantifying poverty, especially in relation to the choice of the standard of living measure for individuals, the determination of the poverty line, and the measure of poverty. Following this presentation of the different analytical tools, they are then applied to a series of Ghanaian household surveys.

## INTRODUCTION

Un des objets fondamentaux de l'étude des économies des pays en développement (PED) devrait être la réduction de la pauvreté. Cette question peut être abordée à différents niveaux. En particulier, elle a des dimensions macroéconomiques et microéconomiques. En raison des données disponibles et des préoccupations de cette période, les chercheurs des années soixante et soixante-dix se sont principalement intéressés à la pauvreté au niveau macroéconomique en étudiant, par exemple, la répartition des revenus entre les divers facteurs de production. Cette question reste importante, mais la réalité est beaucoup plus complexe. Dans un pays donné, il existe des groupes de ménages différents, avec des niveaux de vie, des activités économiques et des intérêts différents. L'ensemble de ces éléments suggère l'importance de considérer la question de la pauvreté à un niveau plus désagrégé et les récentes bases de données nous permettent de le faire.

Les 15 dernières années ont vu naître plusieurs études de la pauvreté dans les PED effectuées à l'aide de bases de données microéconomiques, en particulier des enquêtes auprès des ménages. Il est certain que pendant ces années, ce type de données a été obtenu beaucoup plus fréquemment qu'antérieurement<sup>1</sup>. Cela peut s'expliquer par la préoccupation de plusieurs auteurs relative à l'augmentation de la pauvreté. Pendant ces mêmes années, plusieurs des pays subirent en effet de graves chocs économiques : taux d'intérêt élevés, chute des termes de l'échange, niveau croissant de la dette, problèmes de balance des paiements, etc. Pour faire face à ces chocs, un grand nombre d'entre eux mirent en place des programmes de stabilisation et/ou d'ajustement structurel, souvent avec l'appui du Fonds monétaire international (FMI) et de la Banque mondiale. Plusieurs auteurs ont suggéré que ces programmes eux-mêmes auraient contribué à la pauvreté (par exemple, Cornia, Jolly et Stewart, 1987; Watkins, 1995). Ce débat a grandement aidé à renouveler l'intérêt des chercheurs pour les questions de la pauvreté au niveau microéconomique.

La première étape dans l'étude de la pauvreté devrait être sa caractérisation sur la base des informations disponibles. Cet article se concentre sur la méthodologie permettant de mesurer empiriquement la pauvreté des ménages. Cette méthodologie est ici appliquée au cas du Ghana. La première section traite des différents concepts de bien-être des ménages. La deuxième section discute de la

---

1. L'initiative *Living Standard Measurement Study* (LSMS) de la Banque mondiale a été une des premières et demeure une des plus importantes cueillettes d'envergure de données auprès des ménages des PED, permettant une analyse approfondie de la pauvreté au niveau microéconomique. Chander, Grootaert et Pyatt (1980) présentent les objectifs de cette initiative.

mesure de la pauvreté en général et de l'application des différents concepts à une série d'enquêtes auprès des ménages ghanéens dont les résultats se retrouvent à la troisième section. L'étude se termine par une brève conclusion.

## 1. LA MESURE DU BIEN-ÊTRE

La pauvreté étant un concept évasif, un certain degré de subjectivité est inévitable pour arriver à une définition empirique. La présente section examine cette problématique dans le cas de la définition empirique d'un indice de bien-être et dans le calcul d'un seuil de pauvreté. Elle présente aussi certaines solutions adoptées en pratique.

On peut discerner trois étapes pour l'obtention d'une définition de la pauvreté qui sera à la fois défendable sur le plan théorique et réalisable à partir de l'information habituellement disponible dans les enquêtes auprès des ménages :

1. l'identification d'une mesure de niveau de vie (indice de bien-être) appropriée;
2. l'identification d'une valeur de cette mesure de bien-être séparant les pauvres des non-pauvres (le seuil de pauvreté);
3. l'identification d'un indice de pauvreté capturant les différentes dimensions de la pauvreté.

Les deux premières étapes sont discutées dans cette section tandis que la dernière étape est présentée à la section 2.

### 1.1 *Indice de bien-être*

L'étude de la pauvreté est en fait l'étude des individus ayant les niveaux de vie les plus bas d'une société donnée. La première question à se poser est la suivante : de qui voulons-nous étudier le niveau de vie? À l'aide d'une enquête ayant le design approprié, il est possible de mesurer le niveau de vie au niveau des ménages ou au niveau des individus. Une mesure au niveau des individus est désirable, en principe, étant donné que l'individu est l'ultime bénéficiaire des biens consommés et aussi en raison du fait qu'elle permet d'examiner la distribution des ressources au sein des ménages, une question très importante dans certaines régions. Néanmoins, plusieurs facteurs militent en faveur d'une cueillette au niveau des ménages : la cueillette de données au niveau individuel demande beaucoup plus de ressources, plusieurs biens et services consommés par les ménages ne sont pas facilement attribuables aux membres individuels, et finalement, certains biens sont de nature publique. En pratique, suivant le design de la grande majorité des enquêtes microéconomiques, le niveau de vie est ainsi habituellement mesuré au niveau des ménages<sup>2</sup>.

---

2. Alderman *et al.* (1995) présentent la problématique de l'inégalité *intraménage* et suggèrent des pistes pour une meilleure étude de ce problème.

À cause de la nature multidimensionnelle de ce que l'on essaie d'analyser, plusieurs approches existent pour mesurer le niveau de vie des ménages. En pratique, les mesures monétaires basées sur les dépenses ou les revenus sont préférées lorsque les données nécessaires sont disponibles et fiables. Parce que plusieurs aspects du bien-être peuvent être exprimés en termes monétaires, ces mesures ont l'avantage d'être relativement complètes quant au nombre de biens et services couverts par une enquête « standard » auprès des ménages. Ces mesures ont aussi l'avantage d'être des variables unidimensionnelles continues, ce qui permet d'ordonner les ménages en termes de niveaux de bien-être.

Par contre, certaines facettes du bien-être ne peuvent être mesurées en termes monétaires. La réalisation des différents besoins de base tels que l'accès à l'éducation formelle et aux services de santé en sont les principaux exemples. Un autre désavantage de ces mesures monétaires est leur difficulté à être mesurées avec précision, surtout si on les compare avec des méthodes dites « rapides » telles que certaines mesures anthropométriques. Néanmoins, dans le présent contexte où une multitude d'enquêtes de bonne qualité auprès des ménages sont disponibles, les avantages d'une mesure monétaire l'emportent sur ses désavantages. Une approche à privilégier serait d'analyser le niveau de vie en termes monétaires tout en examinant les liens entre ces mesures monétaires et les différentes dimensions non monétaires.

Plusieurs variables monétaires peuvent être utilisées comme base de notre mesure de bien-être, incluant les deux cas les plus courants : les revenus totaux et les dépenses totales des ménages. Deux arguments militent en faveur d'une mesure de bien-être basée sur les dépenses. La théorie du revenu permanent peut être utilisée pour soutenir que les dépenses sont une meilleure *proxy* pour les revenus à long terme, et ainsi le niveau de vie à long terme, que les revenus courants tels que capturés par une enquête auprès des ménages. Au niveau empirique, il est possible de montrer que les dépenses sont mesurées avec une plus grande précision que les revenus, surtout dans les situations où une proportion importante des revenus provient du secteur informel<sup>3</sup>.

Deux autres mesures monétaires de bien-être pouvant être utilisées sont les dépenses alimentaires et la proportion des dépenses totales consacrées aux dépenses alimentaires. L'argument principal pour la première est d'ordre pratique : les dépenses non alimentaires sont plus difficiles à mesurer que les dépenses alimentaires et certaines enquêtes, de fait, ne capturent que ces dernières. Évidemment, le principal désavantage est que les différences dans les dépenses non alimentaires entre les ménages ne sont pas prises en compte, alors que ces différences ne sont généralement pas proportionnelles aux dépenses alimentaires. L'argument pour la deuxième mesure repose sur la loi de Engel qui stipule que la proportion

---

3. Dans le cas du Ghana, Coulombe, McKay et Round (1993) ont montré que les revenus totaux ne représentent en moyenne que les 2/3 du niveau des dépenses totales.

des dépenses consacrée aux aliments baisse quand les dépenses totales augmentent. Le principal désavantage est que cette mesure repose sur la validité de la loi de Engel, sans que cette dernière ait été préalablement testée.

Ainsi, les dépenses totales des ménages ont tendance à être la base préférée des mesures de niveau de vie. Néanmoins, avant d'utiliser les dépenses totales des ménages comme mesure de bien-être, deux corrections doivent être effectuées pour tenir compte des différences en « besoins » des ménages :

- a) différents ménages font face à des vecteurs de prix différents, soit parce qu'ils sont situés dans des régions différentes, soit parce qu'ils ont été rencontrés par les enquêteurs à des périodes différentes;
- b) les ménages diffèrent dans leur taille et composition.

Le premier point signifie qu'il est nécessaire de construire un indice de prix capturant les variations de prix à la fois temporelles et spatiales. Un tel indice de prix permet d'exprimer les dépenses des ménages en valeur constante par rapport à une région et à une période de référence données. La composante spatiale peut être particulièrement importante dans les PED. La composante temporelle est, quant à elle, importante pour un pays avec un taux d'inflation élevé (tel que le Ghana).

Les différences dans la composition et la taille des ménages peuvent être prises en compte en divisant les dépenses totales des ménages par une mesure de la taille de ceux-ci. La façon la plus facile de le faire est d'utiliser le nombre de membres comme dénominateur pour calculer les dépenses totales *per capita*. Toutefois, cette mesure ne tient pas compte du fait que différents membres d'un ménage ont vraisemblablement des « besoins » différents. En particulier, les jeunes enfants ont sûrement des « besoins » moindres que les adultes. Une solution est de calculer une mesure de la taille des ménages en termes « d'équivalents-adultes », où une échelle d'équivalence-adulte est utilisée pour pondérer chacun des membres des ménages dépendamment de l'âge et du sexe des individus (Deaton et Muellbauer, 1980)<sup>4</sup>. Il est en outre préférable d'utiliser une échelle propre au pays étudié, car les « besoins » le sont.

### 1.2 Seuil de pauvreté

Une fois notre mesure de bien-être établie, nous devons déterminer un seuil de pauvreté, c'est-à-dire un numéraire partageant les ménages entre pauvres et non-pauvres. Deux approches s'offrent à nous : une dite *absolue* et une autre dite *relative*. Pour un pays donné, un seuil de pauvreté absolu peut être défini comme le niveau minimum de bien-être nécessaire à un individu pour subsister. Ainsi, ce seuil serait constant en termes réels dans le temps. Par contre, un seuil de pauvreté

4. L'échelle d'équivalence-adulte peut également être définie pour tenir compte des économies d'échelle au sein des ménages.

relatif implique une définition de la pauvreté qui change avec le niveau moyen de vie dans une société, c'est-à-dire qui se modifie dans le temps. Avec un seuil absolu, il devient possible d'examiner les changements temporels dans la mesure de la pauvreté au niveau national ou pour des sous-groupes particuliers. De telles comparaisons seraient dénuées de sens avec l'approche relative.

En pratique, le calcul du seuil de pauvreté absolu rencontre plusieurs problèmes. Dans le cas de la consommation d'aliments, le minimum peut être exprimé en termes de divers nutriments, tels que calories et vitamines, mais ce minimum varie avec l'âge, le sexe et l'occupation des individus. Pour un niveau donné de nutriments, le problème de sa conversion en un panier de nourriture, en quantité et en valeur, demeure. Cette approche rend aussi nécessaire l'adaptation du panier en fonction de la disponibilité des produits.

Le problème est encore plus grand dans le cas des dépenses non alimentaires, car aucune théorie ne nous guide dans le choix des besoins minimums, par exemple, en vêtements ou en logement. En pratique, ce problème est souvent contourné en augmentant la consommation alimentaire minimale par un multiple basé sur la proportion de dépenses non alimentaires dans le panier de consommation des groupes les plus démunis.

Comme on le voit, l'estimation d'un seuil absolu de pauvreté pour un pays donné demande beaucoup d'information et exige l'adoption de plusieurs hypothèses. En pratique, lorsqu'un seuil consensuel n'existe pas, les analystes ont tendance à adopter des méthodes dites « rapides ». Une approche « mixte » combinant la facilité de calcul d'une approche « rapide » (relative ou absolue) et la possibilité de comparaisons *intertemporelles* est possible (Ghana Statistical Service, 1995). Ainsi, un seuil relatif est déterminé pour la première année d'une étude, mais ce même seuil, exprimé en termes réels, est alors utilisé pour les années subséquentes et devient ainsi l'équivalent d'un seuil absolu. Plusieurs méthodes existent pour déterminer un seuil relatif. Les plus utilisées sont :

- a) l'adoption d'un point de *percentile* approprié issu de la distribution de l'indice de bien-être;
- b) l'adoption d'une fraction de la valeur moyenne ou médiane de l'indice de bien-être;
- c) la conversion du salaire minimum;
- d) l'application des seuils de pauvreté généralisés développés par la Banque mondiale.

Chacune de ces options possède une part d'arbitraire. Dans le cas de l'option a), il n'est pas évident de savoir quel *percentile* doit être utilisé comme seuil. Dans une étude récente portant sur la Côte d'Ivoire, Kanbur (1990) utilise le 30<sup>e</sup> *percentile* comme seuil de pauvreté et le 10<sup>e</sup> comme seuil de pauvreté extrême, mais tout autre choix pourrait être justifié. Un problème similaire se pose avec l'option b), car le choix de la fraction est tout aussi arbitraire. Dans le premier

profil de pauvreté construit pour le Ghana, Boateng *et al.* (1992) utilisent 2/3 et 1/3 de la moyenne de leur mesure de bien-être comme seuils de pauvreté et de pauvreté extrême. Un avantage de cette méthode, à la différence de la première, est qu'elle n'impose pas un niveau de pauvreté différent de zéro.

L'option c) pose un problème d'un autre ordre. La difficulté est de convertir le niveau du salaire minimum qui s'applique à des individus en un seuil se rapportant à des ménages. De plus, dans la plupart des PED où le secteur informel représente la grande majorité de l'activité économique, la signification du salaire minimum n'est pas évidente.

L'option d) repose sur les deux seuils de pauvreté proposés par la Banque mondiale (1990). Ces seuils sont de 370 \$ et 275 \$ par habitant et par année aux prix de 1985. Malgré l'attrait qu'il y a à rendre comparable les niveaux de pauvreté entre différents pays, la conversion de ces seuils en monnaie locale peut en outre être problématique dans le cas de certains pays qui ont connu des régimes de change plus ou moins flottants.

La détermination d'un seuil de pauvreté donne souvent lieu à d'importants débats politiques dans les pays concernés en raison de son utilisation dans des revendications sociales. Par contre, du point de vue de l'élaboration de politiques de lutte à la pauvreté, l'approche choisie *n'est pas* de la plus grande importance, car on est beaucoup plus intéressé par la distribution de la pauvreté entre les différents groupes de la société que par son niveau en tant que tel. La connaissance de cette distribution est en effet plus utile pour orienter le choix des groupes vers lesquels les mesures de lutte à la pauvreté devraient se concentrer. On doit néanmoins s'assurer que la distribution n'est pas trop dépendante de notre choix du seuil. Une analyse de sensibilité, telle que proposée à la section suivante, s'impose en conséquence.

## 2. LA MESURE DE LA PAUVRETÉ

Une première distinction à faire est celle entre les mesures qualitatives et quantitatives de la pauvreté. Les premières n'essaient pas de la mesurer en termes numériques, mais plutôt d'en résumer les caractéristiques principales identifiées sur la base d'enquêtes sociologiques ou anthropologiques (*interviews, groupes de discussion*), conduites d'une façon non structurée ou partiellement structurée, et ce, au niveau des ménages ou des communautés<sup>5</sup>. Les secondes utilisent des données microéconomiques résultant d'enquêtes auprès des ménages.

Pour notre discussion, nous allons faire l'hypothèse de l'existence d'une enquête auprès des ménages permettant de calculer une mesure de bien-être monétaire telle que discutée à la section précédente. Supposons que cette mesure de niveau de vie soit représentée par  $y_i$  pour l'individu  $i$  et que le seuil de pauvreté

---

5. Voir Norton *et al.* (1995) pour un exemple de ce type d'enquêtes appliqué au Ghana.



soit  $z$ . La mesure de la pauvreté est une question de comparaison entre les niveaux de bien-être  $y_i$  et le seuil de pauvreté  $z$ . Cela demande la construction d'un indice de pauvreté qui satisfasse certaines propriétés fondamentales.

Dans un article bien connu, Sen (1976) a proposé deux axiomes qu'un indice de pauvreté devrait satisfaire : ce sont les axiomes de monotonie et de transfert. L'axiome de monotonie stipule que, *ceteris paribus*, une réduction du revenu d'une personne sous le seuil de la pauvreté doit se traduire par une hausse de la mesure de la pauvreté. L'axiome de transfert spécifie que, *ceteris paribus*, un transfert d'une personne sous le seuil de la pauvreté à tout autre individu ayant un niveau de vie supérieur doit s'exprimer aussi par une hausse de la mesure de la pauvreté.

Il existe différentes mesures de la pauvreté, mais les indices les plus utilisés dans la pratique sont ceux de la famille  $P_\alpha$  proposés par Foster, Greer et Thorbecke (1984). Si nous supposons que  $n$  est le nombre d'individus dans la population et  $q$  le nombre d'entre eux classifiés comme « pauvres » (c'est-à-dire, ceux pour lesquels  $y_i < z$ ), ces indices se calculent comme suit<sup>6</sup> :

$$P_\alpha = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left( \frac{z - y_i}{z} \right)^\alpha,$$

où  $\alpha = 0, 1, 2, \dots$ , est un paramètre reflétant le poids relatif des plus pauvres parmi les pauvres dans le calcul de l'indice. Ainsi, l'interprétation de l'indice dépend de la valeur de  $\alpha$ .

Si  $\alpha = 0$ , l'indice devient tout simplement la proportion de la population classifiée comme pauvre :

$$P_0 = \frac{q}{n}.$$

Cet indice reflète le nombre de pauvres, mais ne tient aucunement compte du degré de pauvreté. Même si  $P_0$  est l'indice de pauvreté le plus populaire, les deux axiomes de Sen ne sont pas respectés.

Si  $\alpha = 1$ , l'indice ne tient pas seulement compte du nombre des pauvres, mais aussi de la profondeur de la pauvreté elle-même. Cet indice peut être écrit comme suit :

6. Il est à noter que dans le cas où l'unité d'analyse est le ménage, chaque observation doit être pondérée par la taille du ménage. Ainsi, cet indice devient :

$$P_\alpha = \frac{1}{\sum_{i=1}^n w_i} \sum_{i=1}^q w_i \left( \frac{z - y_i}{z} \right)^\alpha,$$

où  $w_i$  représente la taille du ménage  $i$ . C'est la formule qui fut utilisée dans l'étude relative au Ghana.

$$P_1 = \frac{q}{n} \left( \frac{z - \bar{y}_p}{z} \right),$$

où  $\bar{y}_p$  est la valeur moyenne de  $y_i$  parmi les pauvres (ceux pour lesquels  $y_i < z$ ).

Par conséquent,  $\left( \frac{z - \bar{y}_p}{z} \right)$  nous donne l'écart – sous forme de ratio – entre le seuil

de pauvreté ( $z$ ) et le revenu moyen des individus classés comme pauvres. Mais bien que cet indice tienne compte du nombre de pauvres et de la profondeur de la pauvreté, il n'est pas sensible à une répartition des revenus parmi les pauvres. S'il y a un transfert d'un individu pauvre à un autre moins pauvre, mais toujours au-dessous du seuil, la valeur de l'indice  $P_1$  n'est pas affectée. En d'autres termes,  $P_1$  ne satisfait pas l'axiome de transfert de Sen. Par contre, l'axiome de transfert est satisfait pour le cas où  $\alpha = 2$ . Cet indice est sensible, non seulement à l'incidence de pauvreté et à sa profondeur, mais aussi à la distribution des ressources parmi les pauvres. On peut le voir en écrivant l'indice  $P_2$  comme suit :

$$P_2 = \frac{q}{n} \left( \left( \frac{z - \bar{y}_p}{z} \right)^2 + \left( \frac{\sigma_p}{z} \right)^2 \right),$$

où  $\sigma_p$  est l'écart-type de  $y_i$  parmi les pauvres. Une inégalité plus forte parmi les pauvres implique une valeur de  $P_2$  plus élevée.

Ainsi, tous les axiomes de Sen sont satisfaits pour l'indice  $P_2$  de la famille des indices de Foster, Greer et Thorbecke. Cela est également le cas pour les valeurs de  $\alpha$  supérieures à 2. Ces indices peuvent facilement être calculés, mais ils ne donnent pas beaucoup plus d'information. Dans la pratique, il est toujours intéressant de calculer également  $P_0$  et  $P_1$ . Bien que les axiomes de Sen ne soient pas satisfaits pour ces derniers, ils donnent une information importante. Il faut tout simplement accepter leurs limites.

Il y a d'autres mesures de pauvreté pour lesquelles les axiomes sont satisfaits, en particulier celle proposée par Sen (1976). Mais les indices de la famille  $P_\alpha$  possèdent une autre propriété qui les rend préférables à l'indice de Sen, à savoir celle de *décomposabilité*. Supposons que l'on puisse diviser la population en  $m$  groupes mutuellement exclusifs et exhaustifs, et ainsi calculer l'indice de pauvreté pour le groupe  $j$  en utilisant l'indice  $P_\alpha$  comme suit :

$$P_{\alpha,j} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{q_j} \left( \frac{z - y_{ij}}{z} \right)^\alpha,$$

où l'indice  $j$  indique les observations spécifiques au groupe  $j$  (en utilisant le même seuil de pauvreté pour chaque groupe). Ayant fait ce calcul pour chaque groupe  $j$ , la valeur de l'indice de pauvreté au niveau national peut être réécrite comme la somme pondérée des indices de chacun des groupes, où la pondération pour le groupe  $j$  est sa proportion dans la population nationale ( $x_j = n_j / n$ ) :

$$P_{\alpha} = \sum_{j=1}^m x_j P_{\alpha,j}.$$

La contribution du groupe  $j$  à la pauvreté nationale peut être ainsi calculée :

$$C_{\alpha,j} = \frac{x_j P_{\alpha,j}}{P_{\alpha}}.$$

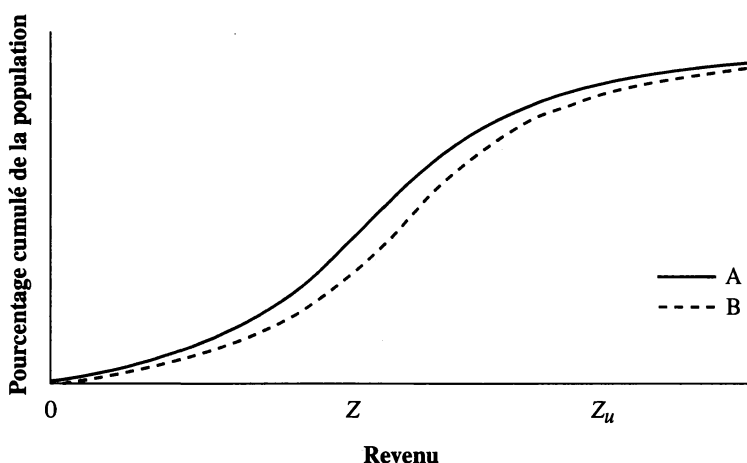
En comparant  $x_j$  et  $C_{\alpha,j}$ , on peut facilement identifier les groupes qui sont affectés par la pauvreté (mesurée en termes de  $P_{\alpha}$ ) d'une façon disproportionnée et ceux qui le sont moins.

L'information fournie par ces décompositions devrait être utile à la définition de meilleurs groupes cibles. Mais il reste la possibilité que ces résultats soient sensibles au choix du seuil de pauvreté et, étant donné que la détermination d'un seuil de pauvreté est au moins en partie un processus subjectif (voir section 1), on voudrait vérifier si les résultats de ces comparaisons sont robustes aux variations dans le niveau du seuil de pauvreté. Une façon de vérifier la robustesse du choix du seuil de pauvreté est d'examiner la distribution cumulative de  $y$ . Considérons le groupe  $j = A$ . Si tous les individus du groupe  $A$  sont ordonnés selon leur valeur de  $y$ , de la plus basse jusqu'à la plus élevée, on peut examiner la relation entre un niveau de vie donné ( $y_{i,j}$ , par exemple) et la proportion de la population du groupe  $A$  ayant un niveau de vie inférieur ou égal à  $y_{i,j}$ . Cette relation peut être représentée par la distribution cumulative de  $y_{i,j}$  (voir graphique 1 pour la forme typique de cette courbe). Maintenant, supposons que l'on fasse la même chose pour le groupe  $j = B$ , qui semble être moins touché par la pauvreté que le groupe  $A$ , selon l'examen d'un indice  $P_{\alpha}$  donné. La propriété de *dominance du premier ordre* sera satisfaite si la courbe de groupe  $B$  se trouve toujours au-dessous de celle du groupe  $A$ , tel que représenté au graphique 1. Ce résultat implique que pour n'importe quel seuil de pauvreté ( $y_1 \leq z \leq y_n$ ) et pour n'importe quelle valeur de  $\alpha$  ( $\alpha \geq 0$ ), le groupe  $A$  est toujours plus touché par la pauvreté que le groupe  $B$ . Dans ce cas, le résultat obtenu est robuste (Ravallion, 1996).

Si les courbes se coupent, la situation est plus compliquée. Le cas échéant, le critère de dominance du premier ordre n'est pas satisfait pour toutes les valeurs de  $z$  entre  $y_1$  et  $y_n$ . Mais il reste toujours possible que la *dominance du premier ordre* soit atteinte pour tous les seuils de pauvreté situés entre le seuil le plus bas qu'on puisse imaginer ( $z = z_l$ ) et le seuil le plus élevé ( $z = z_u$ ). Dans ce cas, il n'est pas important qu'une des courbes traverse l'autre à une valeur de  $y_i$  inférieure à  $z_l$  ou supérieure à  $z_u$ . Le résultat de la comparaison à laquelle on s'intéresse demeure robuste. Mais si l'une des courbes traverse l'autre à une valeur de  $y_i$  entre  $z_l$  et  $z_u$ , la comparaison n'est pas robuste et peut être sensible au choix du seuil de pauvreté.

## GRAPHIQUE 1

## COURBES D'INCIDENCE DE LA PAUVRETÉ



Lorsque cette situation se produit, on peut tenter de déterminer un critère moins robuste : la *dominance du deuxième ordre*. Ceci dépend de l'intégrale (l'aire sous la courbe) des deux courbes jusqu'au seuil maximum possible. Suivant Ravallion (1996), cette intégrale peut être appelée « courbe du déficit de pauvreté ». Si pour tous les seuils de pauvreté dans le domaine considéré, une de ces courbes est toujours supérieure à l'autre, la propriété de *dominance du deuxième ordre* est satisfaite. Dans ce cas, certains types de comparaisons de pauvreté sont robustes, c'est-à-dire insensibles au choix du seuil de pauvreté dans le domaine considéré. Cela n'est toutefois pas le cas pour les comparaisons de l'indice  $P_0$ .

Si la propriété de *dominance du deuxième ordre* n'est pas plus respectée que celle du premier ordre, on peut poursuivre un processus similaire pour voir si une des distributions possède une *dominance du troisième ordre* relative à l'autre, même si l'interprétation devient alors difficile (Ravallion, 1996).

Ces outils peuvent être utilisés pour comparer le niveau de pauvreté entre différents groupes de la population pour un moment donné. Mais si on possède des enquêtes pour deux années ou plus, les mêmes procédures peuvent être utilisées pour comparer la pauvreté d'une période à une autre, pour toute la population ou pour n'importe quels sous-groupes. Ceci aide à évaluer les changements du niveau et du schéma de la pauvreté dans le temps, au moins dans le cas où les données annuelles sont comparables, ce qui n'est pas toujours le cas.

Pour que les mesures de pauvreté soient comparables, il faut que (i) les enquêtes utilisées pour mesurer le niveau de vie et calculer les indices de pauvreté dans les deux années soient similaires quant à leur design et à leur questionnaire; et (ii) des ajustements aient été faits pour les effets de l'inflation (qui peuvent être

différents d'un groupe à un autre). En supposant que ces conditions soient remplies, la méthode de dominance décrite ci-dessus peut être également utilisée pour examiner si les changements estimés des niveaux de pauvreté sont robustes.

Ceci dit, il est intéressant de se demander : pourquoi un changement donné a-t-il eu lieu?

C'est une question qui peut être complexe à analyser. Un point de départ utile serait celui-ci : suivant Datt et Ravallion (1992) et Ravallion (1996), la plupart des indices de pauvreté, y compris les indices décrits ci-haut, peuvent être réécrits comme fonction de la valeur moyenne du niveau de vie de la population ( $\mu$ ), le seuil de pauvreté ( $z$ ) et une représentation exacte de la courbe de Lorenz ( $L$ ) qui contient tous les paramètres nécessaires pour spécifier la courbe de Lorenz. Ainsi, l'indice de pauvreté pour le période  $t$  peut être écrit comme suit :

$$P_t = P_t(\mu_t, z, L_t).$$

Étant donné que la quasi-totalité des indices sont homogènes de degré 0 par rapport au niveau du seuil de pauvreté divisé par la valeur moyenne de la mesure du niveau de vie, la formule précédente peut être réécrite comme :

$$P_t = P_t\left(\frac{z}{\mu_t}, L_t\right).$$

Ainsi, un changement dans le niveau de pauvreté entre deux périodes peut être décomposé de manière à quantifier l'importance relative de l'augmentation des niveaux de vie et de la redistribution. Formellement, cette décomposition peut être exprimée en trois termes :

$$P_{t+1} - P_t = G(t, t+1) + D(t, t+1) + R(t, t+1),$$

où  $G(t, t+1)$  représente le changement de la pauvreté dû au changement dans la valeur moyenne de  $y_t$ , en supposant que la répartition (représentée par la courbe de Lorenz)<sup>7</sup> demeure inchangée;  $D(t, t+1)$  représente le changement de la pauvreté dû à une variation dans la répartition de  $y_t$ , en supposant que la valeur moyenne n'a pas changé; et  $R(t, t+1)$  est un résiduel.

Les termes  $G(t, t+1)$  et  $D(t, t+1)$  sont définis comme suit :

$$G(t, t+1) = P\left(\frac{z}{\mu_{t+1}}, L_t\right) - P\left(\frac{z}{\mu_t}, L_t\right),$$

7. Pour effectuer cette décomposition, nous devons estimer la courbe de Lorenz. Cette fonction peut être estimée sur la base des données  $y_t$ ; mais nous devons en choisir la forme empirique. Des fonctions souvent utilisées dans la pratique sont celles de Kakwani (1980) et de Villasenor et Arnold (1989). Évidemment, la décomposition est sensible au choix de la fonction utilisée. Pour plus d'informations, voir Datt et Ravallion (1992).

$$D(t, t+1) = P\left(\frac{z}{\mu_t}, L_{t+1}\right) - P\left(\frac{z}{\mu_t}, L_t\right)$$

et  $R(t, t+1)$  est la différence entre le changement dans la pauvreté ( $P_{t+1} - P_t$ ) et la somme de  $G(t, t+1)$  et  $D(t, t+1)$ . La signification exacte de ce résidu est difficile à donner, mais en pratique, heureusement, le terme est généralement négligeable par rapport aux autres composantes.

### 3. GHANA : UN PROFIL DE LA PAUVRETÉ

Dans cette section, nous allons illustrer les différents concepts présentés antérieurement à l'aide de données ghanéennes. Le Ghana présente un intérêt particulier. Premièrement, il dispose d'une base de données sur les ménages très complète et de bonne qualité. À ce jour, le *Ghana Living Standards Survey* (GLSS) est composé de trois enquêtes annuelles *autopondérées* (1987-1988, 1988-1989 et 1991-1992), toutes représentatives de la population au niveau national<sup>8</sup>. Ces enquêtes incorporent la quasi-totalité de l'information nécessaire à la construction d'un profil de pauvreté, c'est-à-dire à une caractérisation statistique de cette dernière. La taille de l'échantillon varie de 3 200 à 4 550 ménages selon les années. Dans la tradition de l'initiative *Living Standard Measurement Study* (LSMS) de la Banque mondiale, ces enquêtes ont recueilli de l'information au niveau individuel et au niveau des ménages. Au niveau des individus, de l'information est disponible sur les caractéristiques démographiques, l'éducation, la santé et l'emploi. Au niveau des ménages, une série de modules ont permis de capturer les dépenses et les revenus des ménages<sup>9</sup>, ainsi que les caractéristiques des entreprises appartenant aux ménages. Les enquêtes ont été complétées par un module spécifique aux communautés (villages) ayant permis de récolter de l'information sur les infrastructures disponibles et sur les prix.

Deuxièmement, l'intérêt pour le cas du Ghana se justifie par le besoin d'explorer les effets de la croissance soutenue de 5 % par année que ce pays a connue entre 1987 et 1992 (World Bank, 1993). Il est peu probable que cette croissance ait été également distribuée. L'identification des groupes ayant le plus bénéficié est donc d'un intérêt certain du point de vue de l'élaboration des politiques de lutte à la pauvreté.

#### 3.1 Mesure de bien-être

La mesure de niveau de vie est *les dépenses totales annuelles des ménages en termes réels et per capita*. Cet agrégat est composé de trois éléments distincts :

8. Scott et Amenuvegbe (1989) décrivent le plan de sondage de ces enquêtes.

9. Voir Grootaert (1986) pour une description de l'information disponible dans ce type d'enquêtes.

une mesure des dépenses totales des ménages, un indice de prix capturant les variations temporelles et spatiales auxquelles font face les différents ménages et une mesure de la taille de ces ménages.

La mesure des dépenses totales est définie de façon à capturer toutes les transactions des ménages, y compris les transactions hors-marché. Ainsi, l'agrégat comprend tous les achats de produits (alimentaires ou non) et les dépenses de transferts vers d'autres ménages, ainsi qu'une estimation de la valeur des produits consommés provenant de la production du ménage lui-même. Un ménage agricole consommant une partie de sa production se voit ainsi imputer une valeur pour cette consommation. De même, les salaires payés en nature sont comptabilisés comme une « dépense » s'ils sont consommés par le ménage. De plus, une valeur est imputée pour le service dérivé de l'occupation d'une habitation dont le ménage est propriétaire, ainsi que pour celui dérivé de l'utilisation de biens durables. L'inclusion de la valeur totale des biens durables (ou d'investissement) achetés durant la période de référence de l'enquête causerait en effet une distorsion dans la mesure de bien-être en raison de la nature de ces biens qui ne sont pas achetés sur une base annuelle, mais qui sont utilisés sur plusieurs années<sup>10</sup>.

L'indice du coût de la vie calculé pour la présente étude tient compte de trois sources de variations des prix : (i) les différences de prix entre les régions, (ii) les variations de prix durant l'année de l'enquête (à cause de la saisonnalité et de l'inflation) et (iii) l'inflation entre les différentes années de l'enquête. La dernière source de variations est particulièrement importante si on veut examiner l'évolution de la pauvreté dans le temps. Deux sources de données ont été utilisées pour le calcul de cet indice. Les variations *intra-annuelles* et régionales ont été capturées en utilisant les prix recueillis au moment même de l'enquête principale (GLSS) auprès des ménages, tandis que les variations annuelles proviennent de l'indice des prix à la consommation calculé par le *Ghana Statistical Service*. Ce choix a été déterminé par la qualité des données disponibles. Pour compléter le calcul de notre indice de prix, la structure de consommation issue de la troisième enquête (1991-1992) a été utilisée comme système de pondération<sup>11</sup>. Ainsi, l'indice de bien-être est en termes réels, avec Accra et mai 1992 comme région et période de référence. Le calcul montre que les prix sont plus élevés dans les régions urbaines

10. Johnson, McKay et Round (1990) présentent le cadre conceptuel du calcul des agrégats de dépenses et de revenus, tandis que Coulombe, McKay et Round (1993) définissent ces agrégats pour la présente étude.

11. Plus formellement, l'indice du coût de la vie de Paasche a été calculé comme suit :

$$C_r = \frac{1}{\sum_{i=1}^n w_{ir} \frac{p_{i11}}{p_{ir}}},$$

où  $p_{ir}$  est le prix du produit  $i$  ( $i = 1, \dots, n$ ) dans la région  $r$  ( $r = 1, \dots, R$ ) et à la période  $t$  ( $t = 1, \dots, T$ ),  $p_{i11}$  est le prix du même produit dans la région de référence ( $r = 1$ ) et à la période de référence ( $t = 1$ ),  $w_{ir}$  est la proportion dans les dépenses totales de la région  $r$  et la période  $t$  du produit  $i$ , ( $\sum w_{ir} = 1$ ), et  $C_r$  est l'indice du coût de la vie pour la région  $r$  et la période  $t$  (*Ghana Statistical Service*, 1995).

que dans les régions rurales. Parmi les régions urbaines, les prix à Accra sont d'environ 10 % plus élevés que dans les autres zones urbaines, tandis que ceux de la région côtière rurale sont plus élevés que ceux des autres zones rurales. Dans l'ensemble, les prix à Accra sont de 35 % plus élevés que dans la zone sahélienne rurale. Ces différences s'expliquent essentiellement par la prédominance des produits alimentaires dans le panier de consommation des ménages ghanéens.

Le dernier élément nécessaire au calcul de notre indice de bien-être est une mesure de la taille des ménages ghanéens. Tel que discuté à la première section, la mesure idéale de la taille des ménages repose sur l'existence d'une échelle d'équivalence-adulte spécifique au pays. Plusieurs échelles existent dans la littérature, mais elles ont toutes été calculées sur des données hors-Afrique, ce qui les rend plus ou moins inutiles, car la structure de consommation peut différer grandement entre les différentes régions du monde. En l'absence d'une telle échelle, le nombre de membres du ménage a été utilisé comme mesure de la taille de celui-ci. On a toutefois fait appel aux échelles d'équivalence-adultes pour confirmer la robustesse des résultats (Coulombe et McKay, 1995).

La mesure de bien-être est ainsi calculée en divisant les dépenses totales réelles des ménages par leur taille. En d'autres termes, la mesure de bien-être est *les dépenses totales des ménages per capita aux prix d'Accra en mai 1992*. Le tableau 1 donne la moyenne et l'écart-type de cette mesure de bien-être pour chacune des années de l'enquête. Les données suggèrent qu'en moyenne, le niveau de vie a baissé de près de 6 % entre 1987/88 et 1988/89, mais cette baisse a été plus que compensée par une hausse d'environ 15 % entre 1988-1989 et 1991-1992.

TABLEAU 1

NIVEAU DE BIEN-ÊTRE, MOYENNE ET ÉCART-TYPE PAR ANNÉE  
(EN CEDIS, PRIX D'ACCRA EN MAI 1992)

|            | 1987-1988 | 1988-1989 | 1991-1992 |
|------------|-----------|-----------|-----------|
| Moyenne    | 198 300   | 187 500   | 215 000   |
| Écart-type | 338 100   | 323 900   | 352 100   |

### 3.2 Seuils de pauvreté

Idéalement, on aurait dû utiliser un seuil de pauvreté existant et accepté de tous, mais malheureusement, un tel seuil n'existe pas pour le Ghana. Le seuil de pauvreté a ainsi été calculé par une méthode dite « rapide », telle que discutée à la première section. De plus, une étude de sensibilité a été faite, en utilisant la méthode de dominance discutée ci-haut, pour confirmer que les conclusions concernant la caractérisation de la pauvreté ne sont pas dépendantes du choix de seuil. Si on veut examiner la distribution de la pauvreté au sein de différents groupes et explorer le changement dans le temps du niveau de pauvreté, il est nécessaire d'utiliser un seuil absolu. Basée sur les arguments de la première section, une approche « mixte »



est utilisée en prenant les deux tiers de la moyenne de la mesure de bien-être comme seuil (relatif) de pauvreté, mais en gardant ce seuil constant dans le temps, le rendant ainsi équivalent à un seuil absolu. Un deuxième seuil (1/2 de la moyenne) est proposé pour s'assurer que la distribution de la pauvreté ne dépend pas trop du choix du premier seuil. Cette approche donne des seuils de 132 230 et 99 173 cedis par année, par habitant aux prix d'Accra en mai 1992<sup>12</sup>. Comme la mesure de bien-être est exprimée en termes réels, il n'est pas nécessaire d'indexer le seuil de pauvreté pour l'inflation. Les seuils de 132 230 et 99 173 sont donc utilisés pour chacune des années analysées.

### 3.3 La structure de la pauvreté par région et groupe socioéconomique

La discussion qui suit sur la pauvreté porte sur l'interprétation des valeurs des indices de la famille  $P_\alpha$ . Ces indices sont décomposés par région et par groupe socioéconomique. Une analyse *intertemporelle* est aussi faite.

Les tableaux 2 et 3 donnent les valeurs de  $P_\alpha$  et  $C_\alpha$  ( $\alpha = 0, 1, 2$ ) avec une décomposition par région, et ce, pour les deux seuils de pauvreté discutés ci-haut. La troisième année de l'enquête est utilisée, c'est-à-dire celle de 1991-1992. Les cinq régions représentent Accra (la capitale), les autres zones urbaines et trois zones rurales selon un découpage écologique : la zone côtière au sud du pays, la zone de la savanne au nord et la zone forestière située au centre.

Au niveau national, le seuil de 132 230 cedis par personne donne un taux de pauvreté de 31,4 %, tandis que le seuil de 99 173 cedis représente un taux de pauvreté extrême de 14,8 %. Le tableau 2 montre qu'il y a des différences significatives entre les régions pour les trois indices. Les zones urbaines sont moins pauvres que les régions rurales, même si la zone « Urbaine autres » a des taux de pauvreté similaires à ceux de la zone rurale côtière. La zone Rurale savanne (aussi dite sahélienne) est de loin la région la plus pauvre, particulièrement quant à la profondeur et la sévérité de la pauvreté ( $P_1$  et  $P_2$ ). En effet, la contribution de cette zone à la pauvreté totale augmente lorsque l'on passe de  $P_0$  à  $P_1$  à  $P_2$ . Par contre, l'examen du tableau 3 qui utilise le seuil extrême de pauvreté révèle que la zone « Urbaines autres » semble avoir un problème de répartition plus sérieux. Notons que comparé à la Côte d'Ivoire (pays limitrophe), le Ghana a une très faible disparité de niveau de vie entre les différentes régions du pays, particulièrement en ce qui concerne la disparité rurale-urbaine.

Les résultats du tableau 4 sont prévisibles. Les salariés du secteur formel (Public et Privé-formel) sont les groupes socioéconomiques ayant le moins de problèmes de pauvreté, tandis que les agriculteurs sont les plus défavorisés. Le poids démographique des agriculteurs (agroexportation et agrovivrier) combiné à leur haut taux de pauvreté font qu'ils représentent entre 61 et 65 % (selon l'indice utilisé) de la pauvreté du Ghana.

12. World Bank (1995) calcula que ces deux seuils représentent respectivement 2 141 et 1 723 calories par personne et par jour.

TABLEAU 2

INDICE DE PAUVRETÉ, PAR RÉGION, 1991-1992, SEUIL = 132 230 CEDIS

|                | Proportion de<br>la population | Niveau de<br>vie moyen | $P_0$ | $P_1$ | $P_2$ | $C_0$ | $C_1$ | $C_2$ |
|----------------|--------------------------------|------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Accra          | 8,2                            | 260,4                  | 0,230 | 0,056 | 0,019 | 6,0   | 5,7   | 5,3   |
| Urbaine autres | 25,0                           | 224,8                  | 0,277 | 0,071 | 0,027 | 22,0  | 22,0  | 22,9  |
| Rurale côte    | 14,2                           | 217,8                  | 0,286 | 0,068 | 0,024 | 12,9  | 11,9  | 11,2  |
| Rurale forêt   | 29,6                           | 213,5                  | 0,330 | 0,083 | 0,030 | 31,0  | 30,4  | 30,0  |
| Rurale savanne | 23,1                           | 188,5                  | 0,383 | 0,105 | 0,039 | 28,1  | 29,9  | 30,0  |
| Total          | 100,0                          | 215,0                  | 0,314 | 0,081 | 0,030 | 100,0 | 100,0 | 100,0 |

TABLEAU 3

INDICE DE PAUVRETÉ, PAR RÉGION, 1991-1992, SEUIL = 99 173 CEDIS

|                | Proportion de<br>la population | Niveau de<br>vie moyen | $P_0$ | $P_1$ | $P_2$ | $C_0$ | $C_1$ | $C_2$ |
|----------------|--------------------------------|------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Accra          | 8,2                            | 260,4                  | 0,106 | 0,018 | 0,005 | 5,9   | 4,9   | 4,1   |
| Urbaine autres | 25,0                           | 224,8                  | 0,128 | 0,028 | 0,010 | 21,6  | 23,0  | 26,0  |
| Rurale côte    | 14,2                           | 217,8                  | 0,127 | 0,023 | 0,007 | 12,2  | 10,6  | 9,7   |
| Rurale forêt   | 29,6                           | 213,5                  | 0,148 | 0,031 | 0,010 | 29,7  | 30,2  | 30,9  |
| Rurale savanne | 23,1                           | 188,5                  | 0,196 | 0,041 | 0,012 | 30,7  | 31,3  | 29,3  |
| Total          | 100,0                          | 215,0                  | 0,148 | 0,031 | 0,010 | 100,0 | 100,0 | 100,0 |

**TABEAU 4**  
**INDICE DE PAUVRETÉ, PAR GROUPE SOCIOÉCONOMIQUE, 1991-1992, SEUIL = 132 230 CEDIS**

|                 | Proportion de<br>la population | Niveau de<br>vie moyen | $P_0$ | $P_1$ | $P_2$ | $C_0$ | $C_1$ | $C_2$ |
|-----------------|--------------------------------|------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Public          | 13,5                           | 255,1                  | 0,217 | 0,056 | 0,020 | 9,3   | 9,3   | 9,2   |
| Privé-formel    | 3,9                            | 260,3                  | 0,164 | 0,052 | 0,022 | 2,1   | 2,5   | 3,0   |
| Privé-informel  | 3,1                            | 244,7                  | 0,280 | 0,063 | 0,022 | 2,7   | 2,4   | 2,2   |
| Agroexportation | 6,3                            | 193,2                  | 0,367 | 0,101 | 0,040 | 7,3   | 7,8   | 8,3   |
| Agrovivrier     | 43,6                           | 189,5                  | 0,388 | 0,103 | 0,039 | 53,8  | 55,6  | 56,6  |
| Non agro        | 27,6                           | 226,3                  | 0,265 | 0,062 | 0,021 | 23,3  | 21,1  | 19,6  |
| Non actif       | 2,0                            | 278,7                  | 0,233 | 0,045 | 0,014 | 1,5   | 1,1   | 0,9   |
| Total           | 100,0                          | 215,0                  | 0,314 | 0,081 | 0,030 | 100,0 | 100,0 | 100,0 |

Le tableau 5 donne une ventilation des régions par groupe socioéconomique pour les trois années de l'enquête. L'existence de données s'étalant sur quatre ans permet aussi d'esquisser les effets du programme d'ajustement structurel, même s'il n'est pas possible avec notre méthodologie d'isoler les effets du programme d'ajustement des autres facteurs tels que les conditions climatiques. Il peut aussi être hasardeux de comparer les différentes années de l'enquête, non seulement en raison des erreurs d'échantillonnage, mais aussi à cause des changements dans les questionnaires ou dans les plans de sondage. C'est le cas du Ghana où un questionnaire et un plan de sondage différents ont été utilisés pour la troisième et dernière année de l'enquête. Malgré tout, il est possible d'apporter les correctifs nécessaires (Coulombe et McKay, 1995; Jones et Ye, 1995; Demery et Mehra, 1997).

En se contentant d'analyser la dernière année par rapport à la première, on constate que toutes les régions du Ghana ont connu une diminution de l'incidence et de la profondeur de la pauvreté à l'exception d'Accra qui a subi une hausse importante. Parmi les groupes socioéconomiques, les ménages tirant la majorité de leurs revenus du secteur formel ont été les perdants, au moins en termes relatifs, tandis que tous les autres ont vu une diminution de l'incidence et de la profondeur de la pauvreté.

Ces résultats ont été établis pour des seuils spécifiques de pauvreté, niveaux qui peuvent être sujets à débat. Cela soulève la question de la robustesse des comparaisons, une question qui peut être abordée en utilisant les méthodes de dominance discutées ci-haut. Considérons la question de la comparaison des trois années d'enquête. Pour le pays dans son ensemble, le graphique 2 présente les courbes des distributions cumulatives pour ces trois années. Un examen de ces courbes indique que, pour la comparaison entre la première et la dernière année d'enquête, la propriété de dominance du premier ordre est satisfaite. C'est-à-dire que pour n'importe quel seuil de pauvreté et pour n'importe quelle valeur du paramètre  $\alpha$ , la pauvreté a diminué entre ces deux années. Des comparaisons similaires peuvent être faites entre les différentes régions du pays ou entre d'autres périodes.

Ayant établi la robustesse de la diminution de la pauvreté entre 1987-1988 et 1991-1992, une première question à se poser pourrait être la suivante : quels sont les rôles relatifs de la croissance et de la répartition des revenus dans cette diminution?

En utilisant la méthodologie de décomposition présentée à la section 2, il est possible de démontrer que cette baisse de 5,5 points de pourcentage (pour l'indice  $P_o$ ) peut être décomposée comme suit : l'effet de la croissance économique sur la diminution de la pauvreté a été de près de 6,5 %, mais cette croissance « non neutre » a augmenté l'inégalité des dépenses, provoquant ainsi une baisse, en termes nets, qui n'est que de 5,5 %.

TABLEAU 5  
 INDICE DE PAUVRETÉ, PAR RÉGION ET GROUPE SOCIOÉCONOMIQUE, SEUIL = 132 230 CEDIS

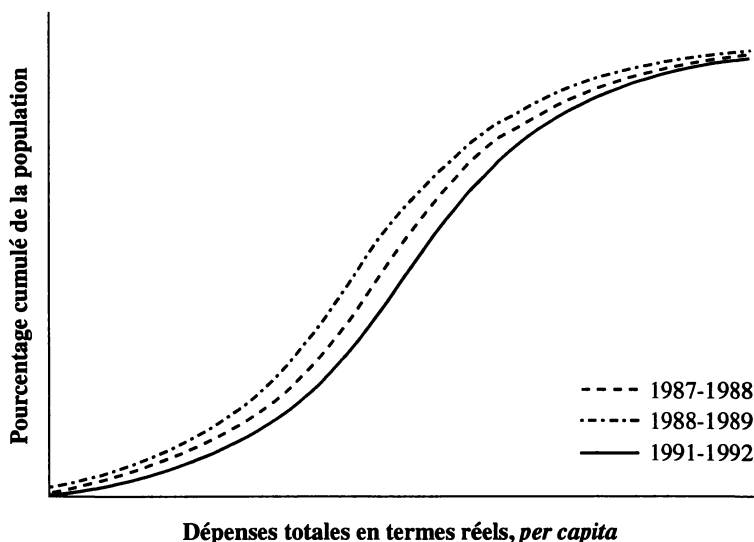
|                | Indice de bien-être |           |           | Incidence ( $P_0$ ) |           |           | Profondeur ( $P_1$ ) |           |           |
|----------------|---------------------|-----------|-----------|---------------------|-----------|-----------|----------------------|-----------|-----------|
|                | 1987-1988           | 1988-1989 | 1991-1992 | 1987-1988           | 1988-1989 | 1991-1992 | 1987-1988            | 1988-1989 | 1991-1992 |
| Accra          |                     |           |           |                     |           |           |                      |           |           |
| Salarié formel | 323,3               | 290,0     | 279,4     | 0,046               | 0,224     | 0,200     | 0,007                | 0,062     | 0,052     |
| Non agro       | 300,2               | 259,2     | 240,3     | 0,129               | 0,202     | 0,236     | 0,027                | 0,059     | 0,057     |
| Autres         | 326,0               | 252,4     | 270,1     | 0,116               | 0,282     | 0,297     | 0,033                | 0,080     | 0,067     |
| Total          | 314,0               | 273,8     | 260,4     | 0,085               | 0,219     | 0,230     | 0,017                | 0,062     | 0,056     |
| Urbaine autres |                     |           |           |                     |           |           |                      |           |           |
| Salarié formel | 237,7               | 242,9     | 245,1     | 0,259               | 0,293     | 0,203     | 0,070                | 0,064     | 0,055     |
| Non agro       | 195,8               | 205,8     | 217,6     | 0,350               | 0,351     | 0,262     | 0,105                | 0,106     | 0,063     |
| Autres         | 183,3               | 186,0     | 214,3     | 0,406               | 0,434     | 0,390     | 0,136                | 0,146     | 0,105     |
| Total          | 206,2               | 212,8     | 224,8     | 0,334               | 0,351     | 0,277     | 0,101                | 0,102     | 0,071     |
| Rurale côte    |                     |           |           |                     |           |           |                      |           |           |
| Agrovivrier    | 174,1               | 153,6     | 201,9     | 0,448               | 0,552     | 0,308     | 0,154                | 0,195     | 0,075     |
| Non agro       | 200,0               | 182,1     | 226,3     | 0,305               | 0,378     | 0,301     | 0,097                | 0,110     | 0,065     |
| Autres         | 207,7               | 198,5     | 250,0     | 0,336               | 0,370     | 0,194     | 0,102                | 0,134     | 0,052     |
| Total          | 189,8               | 174,0     | 217,8     | 0,377               | 0,446     | 0,286     | 0,124                | 0,149     | 0,068     |

TABLEAU 5 (suite)

|                               | Indice de bien-être |           |           | Incidence ( $P_0$ ) |           |           | Profondeur ( $P_1$ ) |           |           |
|-------------------------------|---------------------|-----------|-----------|---------------------|-----------|-----------|----------------------|-----------|-----------|
|                               | 1987-1988           | 1988-1989 | 1991-1992 | 1987-1988           | 1988-1989 | 1991-1992 | 1987-1988            | 1988-1989 | 1991-1992 |
| <b>Rurale forêt</b>           |                     |           |           |                     |           |           |                      |           |           |
| Agrovivrier                   | 173,6               | 167,3     | 190,5     | 0,406               | 0,482     | 0,386     | 0,126                | 0,146     | 0,098     |
| Agroexportation               | 183,1               | 168,4     | 190,5     | 0,429               | 0,440     | 0,374     | 0,134                | 0,147     | 0,105     |
| Salarié                       | 218,7               | 219,1     | 262,5     | 0,252               | 0,251     | 0,230     | 0,063                | 0,065     | 0,055     |
| Autres                        | 201,8               | 186,6     | 254,9     | 0,382               | 0,408     | 0,223     | 0,100                | 0,124     | 0,047     |
| Total                         | 186,7               | 180,2     | 213,5     | 0,381               | 0,419     | 0,330     | 0,114                | 0,128     | 0,083     |
| <b>Rurale savanne</b>         |                     |           |           |                     |           |           |                      |           |           |
| Agrovivrier                   | 158,5               | 137,7     | 180,8     | 0,523               | 0,573     | 0,414     | 0,198                | 0,213     | 0,114     |
| Agroexportation               | 176,8               | 155,5     | 243,9     | 0,523               | 0,476     | 0,000     | 0,152                | 0,219     | 0,000     |
| Non agro                      | 211,1               | 146,4     | 194,2     | 0,350               | 0,534     | 0,346     | 0,101                | 0,209     | 0,086     |
| Autres                        | 182,0               | 191,9     | 242,0     | 0,436               | 0,404     | 0,193     | 0,111                | 0,129     | 0,052     |
| Total                         | 167,1               | 144,9     | 188,5     | 0,494               | 0,548     | 0,383     | 0,178                | 0,204     | 0,105     |
| <b>Groupe socioéconomique</b> |                     |           |           |                     |           |           |                      |           |           |
| Salarié public                | 237,9               | 235,1     | 255,1     | 0,237               | 0,272     | 0,217     | 0,053                | 0,068     | 0,056     |
| Salarié privé formel          | 268,5               | 247,5     | 260,3     | 0,195               | 0,306     | 0,164     | 0,067                | 0,081     | 0,052     |
| Salarié privé informel        | 200,0               | 199,7     | 244,7     | 0,385               | 0,347     | 0,280     | 0,127                | 0,135     | 0,063     |
| Agroexportation               | 182,7               | 169,5     | 193,2     | 0,428               | 0,438     | 0,367     | 0,134                | 0,148     | 0,101     |
| Agrovivrier                   | 168,0               | 153,7     | 189,5     | 0,460               | 0,530     | 0,388     | 0,161                | 0,184     | 0,103     |
| Non agro                      | 213,2               | 198,2     | 226,3     | 0,315               | 0,366     | 0,265     | 0,091                | 0,114     | 0,062     |
| Sans travail                  | 245,1               | 225,6     | 278,7     | 0,345               | 0,431     | 0,233     | 0,138                | 0,158     | 0,045     |
| Total                         | 198,3               | 187,5     | 215,0     | 0,369               | 0,418     | 0,314     | 0,119                | 0,136     | 0,081     |

## GRAPHIQUE 2

COURBES D'INCIDENCE DE LA PAUVRETÉ, GHANA 1987 À 1992

3.4 *Besoins de base*

Nous avons examiné la pauvreté en termes monétaires dans la section précédente. Cette approche est appropriée pour mesurer la consommation privée des ménages, mais non pour examiner la satisfaction des besoins de base, par exemple, en éducation, santé et accès à l'eau potable. En principe, il serait possible d'attribuer des « prix implicites » (*shadow prices*) aux services correspondants afin de les inclure dans la mesure de bien-être. Des problèmes conceptuels et d'estimation ont toutefois requis que l'on considère séparément, dans l'étude, les besoins de base et qu'on les analyse en parallèle avec la mesure monétaire du bien-être. Les différents tableaux sont présentés en termes de quintiles de niveau de vie. Après un classement des ménages selon leur niveau de vie, les individus formant ces ménages sont classés en cinq groupes de taille équivalente. Ainsi, le premier quintile est formé des 20 % d'individus les plus pauvres, tandis que les 20 % les plus riches se trouvent dans le cinquième quintile. Contrairement à la division entre pauvres et non pauvres, les quintiles permettent d'analyser l'ensemble de la distribution des niveaux de vie des ménages.

**Éducation :** L'éducation est souvent considérée comme une composante clef de toute stratégie de croissance équitable. Même si la relation entre la fréquentation scolaire et le niveau de bien-être est complexe, l'éducation est généralement considérée comme un facteur important de la lutte à la pauvreté (Behrman, 1993).

Le tableau 6 présente la proportion des individus, âgés de 15 ans et plus, fréquentant ou ayant fréquenté l'école. Ce tableau permet de faire des liens entre le niveau de vie actuel et la fréquentation scolaire passée. Les individus des zones urbaines ont un taux de scolarisation beaucoup plus élevé que ceux des zones rurales. Parmi les individus des zones rurales, ce sont ceux de la région nord du Ghana (savanne) qui ont les taux les plus bas. Cette situation peut être expliquée par la disponibilité et la qualité des écoles, le type d'occupation et la nature sélective de la migration qui fait que les gens les plus scolarisés ont plus de chances de se retrouver en zones urbaines que les autres. Le taux de scolarisation augmente clairement avec le niveau de vie. Par exemple, plus de la moitié des individus du premier quintile n'ont jamais fréquenté l'école contre seulement le tiers pour le cinquième quintile.

TABLEAU 6

POURCENTAGE DES INDIVIDUS, ÂGÉS DE 15 ANS ET PLUS, AYANT FRÉQUENTÉ L'ÉCOLE, PAR QUINTILE ET RÉGION, 1991-1992

|                | Quintile        |                |                |                |                | Total |
|----------------|-----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|-------|
|                | 1 <sup>er</sup> | 2 <sup>e</sup> | 3 <sup>e</sup> | 4 <sup>e</sup> | 5 <sup>e</sup> |       |
| Accra          | 77,2            | 80,9           | 82,9           | 84,5           | 92,5           | 85,7  |
| Urbaine autres | 56,2            | 67,4           | 73,2           | 73,7           | 78,0           | 71,1  |
| Rurale côte    | 47,3            | 50,2           | 58,1           | 56,3           | 59,6           | 55,1  |
| Rurale forêt   | 61,5            | 66,9           | 66,3           | 66,6           | 71,2           | 66,9  |
| Rurale savanne | 22,4            | 33,4           | 28,8           | 34,1           | 29,0           | 29,3  |
| Total          | 47,8            | 57,5           | 59,9           | 61,9           | 67,3           | 59,7  |

Tandis que le tableau 6 fait le lien entre le niveau de vie et la fréquentation scolaire antérieure et suggère l'importance de l'éducation comme déterminant du bien-être des ménages, les tableaux 7 et 8 présentent les taux nets de fréquentation<sup>13</sup> des enfants aux écoles primaires et secondaires. Au niveau primaire, même si la majorité des enfants âgés de 6 à 11 ans fréquentaient l'école en 1991-1992, près de 25 % n'y sont pas allés. Les raisons évoquées pour expliquer cette observation incluent l'entrée différée à cause de la malnutrition (Glewwe et Jacoby, 1993), la piètre qualité du système d'éducation (Glewwe, 1996), l'éloignement des établissements scolaires et le haut coût d'opportunité des enfants vivant en zones rurales (Coulombe, 1997). Ces taux diffèrent grandement entre les différentes régions. Ainsi, les taux de la région Rurale savanne sont presque la moitié de ceux retrouvés à Accra. L'écart entre garçons et filles est d'environ 5 points de

13. Un taux net de fréquentation scolaire est défini comme le ratio du nombre d'enfants d'un groupe d'âge donné fréquentant l'école sur la population totale de ce même groupe d'âge.



pourcentage en faveur des garçons. La relation entre fréquentation et niveau de vie des ménages est mise en évidence, avec environ 20 points d'écart entre le premier et le dernier quintile.

**TABLEAU 7**  
**TAUX NET DE FRÉQUENTATION À L'ÉCOLE PRIMAIRE,**  
**PAR QUINTILE, RÉGION ET SEXE, 1991-1992**

|                |        | Quintile        |                |                |                |                | Total |
|----------------|--------|-----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|-------|
|                |        | 1 <sup>er</sup> | 2 <sup>e</sup> | 3 <sup>e</sup> | 4 <sup>e</sup> | 5 <sup>e</sup> |       |
| Accra          | garçon | 83,3            | 85,2           | 90,0           | 96,7           | 100,0          | 91,3  |
|                | filles | 75,0            | 95,2           | 92,6           | 90,6           | 88,6           | 87,4  |
| Urbaine autres | garçon | 78,0            | 86,2           | 88,7           | 85,9           | 97,3           | 86,4  |
|                | filles | 63,3            | 81,4           | 82,8           | 85,7           | 88,2           | 79,7  |
| Rurale côte    | garçon | 61,3            | 81,4           | 87,8           | 86,0           | 86,1           | 80,1  |
|                | filles | 55,0            | 67,2           | 72,2           | 80,0           | 85,7           | 70,3  |
| Rurale forêt   | garçon | 78,7            | 89,4           | 80,3           | 85,6           | 93,5           | 84,7  |
|                | filles | 75,2            | 80,6           | 85,7           | 89,1           | 78,8           | 81,8  |
| Rurale savanne | garçon | 45,6            | 51,7           | 45,1           | 60,9           | 60,4           | 51,3  |
|                | filles | 31,4            | 65,6           | 43,5           | 38,0           | 58,9           | 45,6  |
| Total          | garçon | 66,6            | 77,8           | 76,3           | 80,5           | 87,5           | 76,5  |
|                | filles | 58,3            | 76,1           | 74,3           | 74,0           | 79,5           | 71,5  |
| Total          |        | 62,6            | 77,0           | 75,3           | 77,4           | 83,6           | 74,1  |

Les résultats pour le niveau secondaire (tableau 8) nous indiquent un taux net de fréquentation beaucoup plus bas à 37,5 % comparativement au taux de 74,1 % au primaire. Par contre, la ventilation de ces taux par région, sexe et quintile montre un *pattern* similaire à celui du primaire, malgré que l'écart entre les filles et les garçons soit ici plus grand.

*Santé* : L'état de santé des individus est sûrement un déterminant important de leur bien-être. L'indicateur retenu est la proportion des individus se déclarant malades et leur taux d'utilisation des services de santé.

TABLEAU 8

TAUX NET DE FRÉQUENTATION À L'ÉCOLE SECONDAIRE,  
PAR QUINTILE, RÉGION ET SEXE, 1991-1992

|                |        | Quintile        |                |                |                |                | Total |
|----------------|--------|-----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|-------|
|                |        | 1 <sup>er</sup> | 2 <sup>e</sup> | 3 <sup>e</sup> | 4 <sup>e</sup> | 5 <sup>e</sup> |       |
| Accra          | garçon | 56,7            | 55,6           | 48,6           | 47,4           | 68,0           | 54,3  |
|                | filles | 27,6            | 44,1           | 32,1           | 45,5           | 38,0           | 37,9  |
| Urbaine autres | garçon | 38,0            | 44,7           | 43,9           | 51,9           | 47,0           | 45,1  |
|                | filles | 23,3            | 42,1           | 39,8           | 49,1           | 43,0           | 40,2  |
| Rurale côte    | garçon | 37,0            | 33,3           | 45,8           | 50,8           | 44,4           | 42,6  |
|                | filles | 18,8            | 31,9           | 31,5           | 23,5           | 41,0           | 29,6  |
| Rurale forêt   | garçon | 36,4            | 47,6           | 44,1           | 47,9           | 44,2           | 44,0  |
|                | filles | 33,7            | 34,3           | 34,9           | 38,8           | 35,3           | 35,4  |
| Rurale savanne | garçon | 23,7            | 22,8           | 26,1           | 33,3           | 25,9           | 25,8  |
|                | filles | 17,6            | 28,2           | 20,8           | 28,4           | 15,4           | 22,1  |
| Total          | garçon | 34,4            | 40,4           | 40,8           | 46,8           | 43,7           | 40,9  |
|                | filles | 24,6            | 36,0           | 33,0           | 38,6           | 35,7           | 33,7  |
| Total          |        | 30,1            | 38,5           | 37,1           | 42,8           | 39,5           | 37,5  |

Le tableau 9 donne le pourcentage des individus se déclarant malades dans les deux semaines précédant la visite des enquêteurs. Le principal problème avec ces données est que les réponses sont autodéclarées, donc subjectives. Ainsi, l'augmentation du taux de maladie rapportée en fonction du niveau de vie est probablement due au fait que le concept de maladie diffère selon les groupes socioéconomiques. Une évaluation médicale objective donnerait probablement un portrait différent de la situation.

TABLEAU 9

POURCENTAGE DES INDIVIDUS SE DÉCLARANT MALADES  
DANS LES DEUX DERNIÈRES SEMAINES,  
PAR QUINTILE ET RÉGION, 1991-1992

|                | Quintile        |                |                |                |                | Total |
|----------------|-----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|-------|
|                | 1 <sup>er</sup> | 2 <sup>e</sup> | 3 <sup>e</sup> | 4 <sup>e</sup> | 5 <sup>e</sup> |       |
| Accra          | 13,1            | 16,9           | 23,5           | 17,1           | 23,8           | 19,7  |
| Urbaine autres | 16,8            | 18,5           | 22,8           | 22,5           | 28,3           | 22,0  |
| Rurale côte    | 16,4            | 18,8           | 23,9           | 28,6           | 31,3           | 24,1  |
| Rurale forêt   | 18,4            | 21,0           | 23,2           | 22,8           | 31,2           | 23,2  |
| Rurale savanne | 14,6            | 16,7           | 20,1           | 23,1           | 27,4           | 19,7  |
| Total          | 16,3            | 18,8           | 22,6           | 23,2           | 28,8           | 21,9  |

Les taux de consultation présentés au tableau 10 dépendent de la sévérité de la maladie, de la disponibilité des services de santé et de la capacité à payer. Environ la moitié des individus se déclarant malades avaient fait appel aux services de consultation. Comme pour la fréquentation scolaire, les taux de consultation sont positivement corrélés avec le quintile de bien-être et le degré d'urbanisation des différentes zones géographiques. Les différences régionales sont sans doute aussi dues en partie à la disponibilité des services.

TABLEAU 10

POURCENTAGE DES INDIVIDUS MALADES AYANT CONSULTÉ UN SERVICE DE SANTÉ,  
PAR QUINTILE ET RÉGION, 1991-1992

|                | Quintile        |                |                |                |                | Total |
|----------------|-----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|-------|
|                | 1 <sup>er</sup> | 2 <sup>e</sup> | 3 <sup>e</sup> | 4 <sup>e</sup> | 5 <sup>e</sup> |       |
| Accra          | 48,5            | 47,8           | 40,3           | 61,8           | 65,5           | 55,1  |
| Urbaine autres | 51,7            | 51,4           | 53,6           | 63,1           | 64,7           | 58,2  |
| Rurale côte    | 59,8            | 47,0           | 49,1           | 50,0           | 57,1           | 52,3  |
| Rurale forêt   | 33,8            | 46,0           | 49,3           | 50,8           | 53,7           | 47,6  |
| Rurale savanne | 33,5            | 36,6           | 32,6           | 35,6           | 43,7           | 36,6  |
| Total          | 41,6            | 45,6           | 46,4           | 51,2           | 56,7           | 49,3  |

## CONCLUSION

Cette étude a présenté la problématique et les différentes étapes nécessaires à l'élaboration d'un profil de pauvreté. Le principal défi est le calcul d'une mesure de niveau de vie appropriée. La disponibilité de données microéconomiques n'est pas aussi problématique qu'il y a une dizaine d'années, mais des précautions doivent être prises pour bien évaluer la qualité des données utilisées. En particulier, toute comparaison *intertemporelle* doit être faite avec grande précaution, car de telles comparaisons requièrent des enquêtes qui utilisent le même questionnaire et qui bénéficient du même degré de minutie dans l'implantation du plan de sondage (Coulombe et McKay, 1995; Jones et Ye, 1995; Demery et Mehra, 1997).

Un profil de pauvreté est avant tout un portrait statistique de la pauvreté et doit être considéré comme une première étape de l'étude de la pauvreté pour un pays donné. Mais il est très hasardeux d'élaborer des politiques de lutte à la pauvreté uniquement basées sur ce type d'analyse. L'utilité première d'un profil de pauvreté est de nous donner des pistes à suivre pour approfondir notre compréhension du phénomène. Par exemple, la très brève illustration donnée à la section 3 fait ressortir le besoin de politiques de lutte à la pauvreté se concentrant sur les zones rurales, sans oublier toutefois l'existence de certaines poches de pauvreté extrême, et ce, même dans la capitale. Le profil de pauvreté doit être suivi d'études plus approfondies par secteurs et par groupes, ce qui permettra de mieux comprendre l'ampleur et la nature de la pauvreté, condition *sine qua non* de l'élaboration de politiques socioéconomiques efficaces et équitables.

## BIBLIOGRAPHIE

- ALDERMAN, H., P.A. CHIAPPORI, L. HADDAD, J. HADDINOTT, et R. KANBUR (1995), « Unitary Versus Collective Models of the Household: Is It Time to Shift the Burden of Proof? », *World Bank Research Observer*, 10(1) : 120.
- BANQUE MONDIALE (1990), *Rapport sur le développement dans le monde*, Economica, Paris.
- BEHRMAN, J. (1993), « Analyzing Human Resource Effects: Education », dans *Understanding the Social Effects of Policy Reform*, sous la direction de L. DEMERY, M. FERRONI, C. GROOTAERT et J. WONG-VALLE, The World Bank, Washington, D.C.
- BOATENG, O., K. EWUSI, R. KANBUR, et A. MCKAY (1992), « A Poverty Profile for Ghana, 1987-88 », *Journal of African Economies*, 1(1) : 25-58.
- CHANDER, R., C. GROOTAERT, et G. PYATT (1980), *Living Standards Surveys in Developing Countries*, Living Standards Measurement Study, Working Paper no. 1, The World Bank, Washington, D.C.

- CORNIA, G.A., R. JOLLY, et F. STEWART (sous la direction de) (1987), *Adjustment with a Human Face, Volume 1, Protecting the Vulnerable and Promoting Growth*, Oxford, Clarendon Press for UNICEF.
- COULOMBE, H. (1997), « Child Labour in Ghana: An Exploratory Study Using GLSS Data », mimeo, The World Bank, Washington, D.C.
- COULOMBE, H., et A. MCKAY (1995), « An Assessment of Trends of Poverty in Ghana 1988-92 », Poverty and Social Policy, Discussion Paper no. 81, The World Bank, Washington, D.C.
- COULOMBE, H., A. MCKAY, et J.I. ROUND (1993), « The Estimation of Components of Household Incomes and Expenditures from the First Two Rounds of the Ghana Living Standards Surveys », Ghana Statistical Service, Accra.
- DATT, G., et M. RAVALLION (1992), « Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures: A Decomposition with Applications to Brazil and India in the 1980s », *Journal of Development Economics*, 38 : 275-295.
- DEATON, A., et J. MUELLBAUER (1980), *Economics and Consumer Behaviour*, Cambridge, Cambridge University Press.
- DEMERY, L., et K. MEHRA (1997), « Measuring Poverty Over Time: Dealing with Uncooperative Data in Ghana », mimeo, Poverty, Gender and Public Management Department, The World Bank, Washington, D.C.
- FOSTER, J., J. GREER, et E. THORBECKE (1984), « A Class of Decomposable Poverty Measures », *Econometrica*, 52(3) : 761-766.
- GHANA STATISTICAL SERVICE (1995), *The Pattern of Poverty in Ghana, 1988-1992*, GSS, Accra.
- GLEWWE, P. (1996), *The Economics of School Quality Investments in Developing Countries: An Empirical Study of Ghana*, New York, MacMillan.
- GLEWWE, P., et H. JACOBY (1993), « Delayed Primary School Enrolment and Childhood Malnutrition in Ghana: An Economic Analysis », Living Standards Measurement Study, Working Paper no 98, The World Bank, Washington, D.C.
- GROOTAERT, C. (1986), « Mesure et analyse des niveaux de vie dans les pays en développement : questionnaire annoté », Étude sur la mesure des niveaux de vie, Document de travail no 24, Banque mondiale, Washington, D.C.
- JOHNSON, M., A.D. MCKAY, et J.I. ROUND (1990), « Income and Expenditure in a System of Household Account: Concepts and Estimation », Social Dimensions of Adjustment Working Paper no. 10, The World Bank, Washington, D.C.
- JONES, C., et X. YE (1995), « Accounting for the Reduction in Rural Poverty in Ghana, 1988-1992 », Poverty and Social Policy Discussion Paper no 84, The World Bank, Washington, D.C.
- KAKWANI, N. (1980), « On a Class of Poverty Measures », *Econometrica*, 48.

- KANBUR, R. (1990), « Poverty and the Social Dimensions of Structural Adjustment in Côte d'Ivoire », Social Dimensions of Adjustment Working Paper no. 2, The World Bank, Washington, D.C.
- NORTON, A., D. KORBOE, E. BORTEI-DORKU, et T. DOGBE (1995), « Poverty Assessment in Ghana using Qualitative and Participatory Research Methods », Poverty and Social Policy Discussion Paper no. 83, The World Bank, Washington, D.C.
- RAVALLION, M. (1996), *Comparaisons de la pauvreté : concepts et méthodes*, Living Standards Measurement Study Working Paper 122F, The World Bank, Washington, D.C.
- SCOTT, C., et B. AMENUVEGBE (1989), *Plans de sondage pour les enquêtes sur le niveau de vie au Ghana et en Mauritanie*, Étude sur la mesure des niveaux de vie, Document de travail no 49, Banque mondiale, Washington, D.C.
- SEN, A. (1976), « Poverty: An Ordinal Approach to Measurement », *Econometrica*, 44 : 219-231.
- VILLASENOR, J., et B.C. ARNOLD (1989), « Elliptical Lorenz Curves », *Journal of Econometrics*, 40 : 327-338.
- WATKINS, K. (1995), *The Oxfam Poverty Report*, Oxfam U.K., Oxford.
- WORLD BANK (1995), *Ghana: Poverty Past, Present and Future*, Report no 14504-GH, Washington, D.C., 29 juin.
- WORLD BANK (1993), *Ghana 2000 and Beyond: Setting the Stage for Accelerated Growth and Poverty Reduction*, Western Africa Department, Washington, D.C.