

## MESURER LES NIVEAUX DE VIE ET LES INEGALITES: QUE CAPTENT REELLEMENT LES ENQUETES ?

Les années récentes ont connu une forte croissance de données primaires d'enquêtes auprès des ménages. Désormais dans le domaine public, elles sont à la base de statistiques sur les niveaux d'inégalité recensées par les bases de données internationales<sup>1</sup>. Ces informations ont fait naître de nombreux travaux sur l'évolution de la pauvreté et des inégalités dans le monde.

Une frappante absence de consensus ressort de cette littérature. Au delà des désaccords idéologiques, les divergences tiennent à des différences de méthodes de mesure des niveaux de vie et de choix de sources statistiques, relançant ainsi un débat ancien entre les comptables nationaux et les statisticiens d'enquêtes auprès des ménages. Cette controverse méthodologique a amené les chercheurs à réexaminer les objectifs de ces enquêtes menées depuis 20 ans dans les pays en développement et les diagnostics qui en sont tirés<sup>2</sup>.

Les discussions portent avant tout sur l'évolution des niveaux de vie moyens, entre pays et au sein des pays, mais peu sur les difficultés afférentes à la mesure des inégalités internes aux pays. Or, la mesure des inégalités est une question essentielle à plus d'un titre. Alors qu'il a été montré qu'un niveau élevé d'inégalités réduit l'élasticité de la pauvreté à la croissance (Bourguignon, 2002, Cling *et al.*, 2004), une réévaluation des niveaux d'inégalité peut remettre en cause les effets attendus de la croissance sur la réduction de la pauvreté. Par ailleurs, l'examen de l'ampleur des inégalités et de leurs origines est un préalable nécessaire à la mise en œuvre de mesures redistributives.

A travers l'analyse scrupuleuse de deux enquêtes, l'enquête EPM93 malgache et l'enquête ENV98 ivoirienne, nous avons voulu faire le point sur les différents biais susceptibles d'influencer la mesure des niveaux de vie moyens et des inégalités (voir Guénard et Mesplé-Somps, 2004 pour une présentation complète des résultats de ce travail).

Les sources de biais potentiels sont nombreuses : (1) méthodologie de collecte, erreurs de saisie, et choix du mode de calcul des agrégats de bien-être, (2) plan de sondage incorrect, observations sélectives, (3) valeurs manquantes ou sous estimations de certains items du questionnaire. Une fois l'ampleur de ces biais identifiée, plusieurs manières de les corriger sont proposées dans l'objectif d'établir un tableau des inégalités redressé des biais présents dans les enquêtes (**Tableau** en annexe).

De même, on examine si la comparaison des données d'enquêtes avec celles de la Comptabilité Nationale permet de mieux apprécier la qualité des données d'enquêtes auprès des ménages (4). Enfin en conclusion, une synthèse des résultats est proposée (5).

### (1) Incidences de la qualité des enquêtes et des choix méthodologiques sur l'évaluation des inégalités

Concernant les enquêtes auprès des ménages, il n'existe pas, à l'inverse de la Comptabilité Nationale, de protocole international définissant les méthodes de collecte d'informations et de calcul des agrégats de niveau de vie. Or les choix méthodologiques peuvent avoir des incidences réelles. Ils doivent être explicitement énoncés, sans quoi il est difficile de savoir si les écarts de niveaux de vie constatés, par exemple entre deux pays, proviennent d'écarts « réels » ou bien de différentiels méthodologiques. Par exemple, le calcul d'un loyer fictif pour les ménages résidant dans un logement dont ils sont propriétaires a une incidence réelle. Dans le cas malgache ici étudié, ne pas en tenir compte réduit le niveau moyen de consommation de 8 % et augmente le coefficient de Gini de plus de 6 points de pourcentage, les pauvres étant propriétaires de leur logement. Outre ces questions de définition, d'autres problèmes se posent.

On a pu constater, par exemple, qu'un trop faible nombre de catégories de produits ou de sources de revenu et de trop longues périodes de référence ont tendance à mener à une sous-estimation des dépenses et des revenus du fait

<sup>1</sup> Par exemple Deininger et Squire (1996), WIDER (2000).

<sup>2</sup> Bhalla, 2002 ; Chen et Ravallion, 2004 ; Deaton, 1997, 2001 ; 2004 ; Ravallion, 2000, 2001

d'oublis. A ce titre, les résultats du travail effectué par Visaria (2000) sur l'Inde, cité par Deaton (2001), sont frappants : traditionnellement, la période de référence pour l'ensemble des dépenses est le mois dans les enquêtes indiennes ; or en réduisant la période à 7 jours pour les dépenses alimentaires comme c'est plus souvent la pratique dans les autres pays, les taux de pauvreté passent de 43 % à 24 % en milieu rural et de 33 % à 20 % en milieu urbain, le nombre de pauvres diminuant alors de 175 millions !

Le mode d'annualisation peut aussi avoir une incidence sur le calcul des niveaux de dépenses annuelles. Une étude effectuée sur des données chinoises montre que l'annualisation des déclarations mensuelles de dépenses par une multiplication par douze augmente de 16 points de pourcentage le taux de pauvreté et de 13 points le coefficient de Gini par rapport aux niveaux calculés avec des relevés de dépenses sur les douze mois (Gibson, Huang et Rozelle, 2003).

La saisonnalité des prix et des quantités de produits consommées est difficile à contrôler et peut entraîner des biais dans des comparaisons de niveaux de vie spatio-temporelles, dans la mesure où l'on peut suspecter que la saisonnalité est différente au sein du territoire et que le comportement de lissage intra-annuel de la consommation des ménages est faible ou bien différent selon les régions (Jones et Ye, 1997).

Par ailleurs, les différentiels de prix à l'intérieur des pays sont souvent très mal connus et peuvent avoir une incidence importante sur le calcul des niveaux de pauvreté et d'inégalité et sur leurs évolutions (Appleton, 2003).

L'analyse des deux enquêtes susmentionnées montre que, sur l'ensemble des choix méthodologiques possibles, étant donné la structure des enquêtes et les données disponibles et outre la question de la définition des agrégats, c'est la prise en compte ou non des différentiels de prix régionaux qui a le plus d'incidence sur le calcul des niveaux de vie. Tenir compte de ces prix relatifs élève de manière significative le niveau moyen de consommation de plus de 10% dans les deux

cas et diminue les taux de pauvreté de 7 points de pourcentage. Les effets sur les niveaux globaux d'inégalité sont de 2 points dans le cas ivoirien (et peuvent expliquer l'écart d'indicateurs d'inégalité constaté entre nos propres calculs et celui disponible dans les *World Development Indicators*) et de 0.8 dans le cas malgache. Ces écarts ne sont cependant pas significatifs.

Cependant, l'examen des deux enquêtes révèle qu'avant tout traitement des données un apurement des fichiers s'impose. Ces erreurs de saisie ou de collecte sont très fréquentes notamment dans les sections sur les revenus. Ne pas les corriger surestime les revenus moyens de 11 % et 78 % et de 5 et 19 points les coefficients de Gini respectivement dans les cas ivoirien et malgache !!

Il est d'usage de repérer ces erreurs en examinant seulement les extrêmes des distributions. Elles sont alors corrigées par la méthode dite de « *winsorization* ». Cela consiste à imputer des niveaux moyens de dépenses et/ou de revenus à des ménages ayant des niveaux jugés trop extrêmes (soit des niveaux supérieurs ou inférieurs à la moyenne, plus ou moins trois écart-types). Cette méthode nous semble tout à fait arbitraire et tend à réduire de manière totalement artificielle les niveaux d'inégalités. Dans le cas de l'enquête ivoirienne, cette méthode réduit de 2% le niveau moyen de consommation et d'un point le coefficient de Gini.

Outre l'impact des erreurs de saisie, des choix méthodologiques d'enquêtes et de calcul des agrégats susmentionnés, d'autres sources d'erreurs ou de biais sont possibles. Il s'agit :

- de problèmes de plan de sondage et d'observation sélective (« *non compliance* »),
- de l'absence de renseignements sur certains items ou d'une sous déclaration d'items particuliers du questionnaire.

## **(2) Tentatives de redressement des biais sur les plans de sondage et les observations sélectives**

Les inégalités peuvent être sous estimées du fait de biais dans les plans de sondage. Tout

d'abord, les plans de sondage par logement éliminent de fait les personnes sans domicile fixe qui comptent parmi les plus démunies. Par ailleurs, certains ménages retenus lors de la phase d'échantillonnage ne participent pas, dans les faits, à l'enquête<sup>3</sup>. Les ménages à hauts revenus sont susceptibles de ne pas y participer du fait du fort coût d'opportunité de leur temps ou pour des raisons de protection de leur sphère privée. Les enquêteurs sont alors conduits à remplacer ces ménages par des ménages plus conciliants, mais aussi peut être de niveaux de vie plus modestes.

On a tenté d'apprécier l'ampleur de ces problèmes dans les deux enquêtes ivoirienne et malgache. Il apparaît que certains biais d'échantillonnage peuvent être importants tels que, dans le cas ivoirien, la sous-représentation des étrangers d'origine africaine (17 % de la population totale dans l'enquête contre 26 % dans le recensement), la sous-estimation des résidents vivant dans des villas ou des maisons simples (22 % dans l'enquête contre 39 % lors du recensement) et la sous-estimation des ménages vivant dans un habitat précaire - baraque ou case, surtout en milieu urbain - (6 % contre 11 %).

Toutefois, aucun des redressements du plan de sondage effectués par la méthode de stratification *a posteriori* n'a d'incidence significative sur les inégalités de revenu ou de consommation. Cela tient sans doute à la méthode elle-même. En effet, elle revient à remplacer les valeurs manquantes de l'échantillon par les valeurs moyennes. On fait alors l'hypothèse implicite que les « non répondants » d'une catégorie ne se distinguent pas en moyenne des « répondants ». On introduit ainsi artificiellement une concentration autour des valeurs moyennes, ce qui amène à calculer des variances sur l'échantillon redressé qui sous-estiment les véritables écarts.

Si une partie de la population n'est pas prise en compte dans le plan de sondage, il est nécessaire de procéder de manière différente. C'est le cas de l'ensemble de la population d'origine étrangère à Madagascar, et des

étrangers d'origine non africaine en Côte d'Ivoire, soit dans les deux cas 0,2 % de la population totale. On ajoute alors dans l'enquête des ménages représentatifs de ces populations en simulant plusieurs hypothèses de niveau de vie. Pour les ménages d'origine non africaine résidant en Côte d'Ivoire ou à Madagascar, une première hypothèse, dite haute, a été appliquée. Elle revient à supposer que cette population, composée de ménages ayant en moyenne quatre membres, dispose d'un revenu de 4.500 euros (30.000 FF) par mois et par ménage et consomme en moyenne 2.290 euros (15.000 FF) par mois. Une seconde hypothèse, dite basse, a consisté à leur allouer le revenu moyen des ménages français (environ 2.100 euros)<sup>4</sup>. À Madagascar, les niveaux de vie de la population étrangère d'origine africaine ou asiatique ont été supposés égaux au niveau de vie moyen des ménages malgaches.

Les résultats en terme d'inégalités sont sensibles aux hypothèses retenues, mais montrent à quel point les inégalités peuvent être sous estimées si les occidentaux ne sont pas retenus : tandis que les niveaux moyens de revenu augmentent de 30 % selon l'hypothèse haute (de 11 % selon l'hypothèse basse) en Côte d'Ivoire et de 15 % à Madagascar, les indices de Gini augmentent respectivement de 9 points et 8 points. Selon l'hypothèse basse, l'ensemble de ces effets est réduit de moitié.

### **(3) Traitement des non-réponses et des sous-déclarations de revenu et de consommation**

Le peu d'impact des corrections du plan de sondage sur les niveaux de vie fait penser que les véritables biais se situent plutôt au niveau d'une sous-évaluation de certains types de revenus de la part des ménages enquêtés. Lillard, Smith et Welch (1986) montrent que le taux de non réponse sur les montants de revenu a crû entre 1940 et 1982 de 2,5 % à 26,6 % de l'échantillon américain et qu'il est beaucoup plus important pour les professions à hauts revenus (avocats, médecins etc.). Ainsi, estimant des probabilités de non-réponses croissantes avec le revenu, Mistiaen et

<sup>3</sup> Ces cas de non-réponses peuvent représenter jusqu'à 30 % de l'échantillon initial dans des enquêtes britanniques et américaines (cf. les études citées par Mistiaen et Ravallion, 2003).

<sup>4</sup> Il s'agit des ménages dont le revenu déclaré au fisc est positif ou nul et dont la personne de référence n'est ni étudiante ni militaire du contingent (source INSEE).

Ravallion (2003) redressent le coefficient de Gini des Etats-Unis de 45 à 50,7 !

Une manière d'identifier ces problèmes de non-réponses ou de sous-déclarations consiste à examiner les épargnes résiduelles (solde des revenus et des consommations). Le taux d'épargne résiduelle moyen est de - 86 % dans le cas ivoirien et de - 4 % dans le cas malgache. Le fait que les enquêtes fournissent fréquemment des taux d'épargne négatifs est connu (Deaton, 1997). Cependant, les proportions des ménages ayant des niveaux de revenus plus de deux fois inférieurs aux niveaux de consommation déclarés sont fortes, plus de 20 % en Côte d'Ivoire et 5 % à Madagascar, et sont croissantes avec le niveau de vie. Cela laisse présager des problèmes importants de sous déclarations de revenu qu'il est nécessaire de redresser afin de les rendre cohérentes avec celles de consommation, même si ces dernières sont aussi soumises à des erreurs. Deux méthodes ont été mises en oeuvre.

La première a consisté, à l'instar de Loisy (1999) dans le cas français, à utiliser les déclarations d'épargne. Dans les cas où la somme des consommations et des épargnes déclarées ( $C + S_{\text{déclarée}}$ ) est supérieure au revenu déclaré ( $Y_{\text{déclaré}}$ ), sachant que le ménage n'a pas contracté de prêt à la consommation, le revenu a été remplacé par  $(C + S_{\text{déclarée}})$ ; dans les autres cas, c'est-à-dire lorsque le revenu est supérieur à  $(C + S_{\text{déclarée}})$  et lorsque les ménages disposent d'un revenu inférieur mais ont contracté un prêt pour consommer des biens courants, aucun remplacement n'est effectué. Ce redressement, possible uniquement dans le cas malgache, a concerné 23 % des ménages. Le revenu moyen a été alors augmenté de 14 %, le taux d'épargne moyen résiduel de 30 points de pourcentage et l'indice de Gini de 2 points. Le taux d'épargne total des ménages malgaches serait alors de 27 %, taux assez élevé, celui des comptes nationaux n'étant que de 2.3 %.

La seconde méthode estime de nouveaux revenus pour les ménages qui soit n'en ont déclaré aucun, soit les ont sous-déclarés (par exemple les ménages ayant des taux d'épargne négatifs très importants). La méthode d'imputation multiple des observations manquantes développée par Rubin (2004) est

appliquée. Basée sur l'inférence bayésienne, cette méthode tient compte de l'incertitude sur la vraie valeur des observations manquantes en proposant différentes valeurs de remplacement à partir de plusieurs tirages des paramètres d'une équation de revenu. Nous avons tenté de contrôler les biais de sous-déclarations dus au niveau de vie, en introduisant les niveaux de consommation dans le modèle d'estimation du revenu, les autres variables corrélées avec les revenus ne suffisant pas à contrôler ce biais. Une telle méthode permet d'augmenter le revenu moyen de l'ordre de 6 % en Côte d'Ivoire et de 13 % à Madagascar. Alors que le coefficient de Gini ne bouge pas dans le cas ivoirien, il est augmenté de 2 points à Madagascar.

Généralement, l'examen des biais de sous-déclaration, d'absence de déclarations ou de plan de sondage n'est pas abordée par l'examen de la cohérence interne des enquêtes ou par la vérification du plan de sondage comme nous venons de procéder, mais plutôt en comparant les niveaux de vie issus des enquêtes avec ceux calculés par la Comptabilité Nationale. Il s'agit alors de redresser la consommation des enquêtes par un coefficient moyen tiré des comptes nationaux, à l'instar de Bourguignon et Morrisson (2002) et Sala-i-Martin (2002). Cette méthode nous semble fort discutable. En effet, elle suppose, d'une part, que l'on considère les comptes nationaux plus fiables que les enquêtes pour la mesure des revenus et des dépenses des ménages, et d'autre part, que l'écart constaté entre les deux sources est neutre du point de vue distributif, c'est-à-dire que la sous-estimation de la consommation par les enquêtes est une proportion constante à tous les niveaux de richesse.

#### **(4) Imparfaite concordance entre les enquêtes auprès des ménages et la Comptabilité Nationale**

Il est admis qu'il n'existe qu'une faible concordance entre l'évaluation des niveaux de consommation finale des ménages issue de la Comptabilité Nationale et celle calculée par l'agrégation des consommations d'un échantillon représentatif de ménages. Par exemple, à la suite des travaux de Ravallion (2001), Deaton (2004) montre que sur 277 enquêtes réparties sur l'ensemble des

continents, la consommation par tête tirée des enquêtes est sous-estimée par rapport aux comptes nationaux, le ratio entre les deux sources de données étant en moyenne égal à 86 % (avec un écart type de 31 %). Ce ratio moyen est égal à 78 % (écart type 10 %) pour les pays de l'OCDE pourtant réputés pour disposer de meilleures sources statistiques que les autres pays.

Il existe de nombreuses raisons méthodologiques et conceptuelles pour expliquer ces écarts. Les notions de consommation finale *versus* de dépenses effectives, de dépenses *versus* d'investissement pour les logements et les dépenses afférentes diffèrent entre les deux sources. Dans beaucoup de pays en développement, la consommation des ménages de la Comptabilité Nationale est uniquement un résidu obtenu après soustraction d'autres formes d'absorption domestique, celles des entreprises et du gouvernement. La consommation des ménages de la Comptabilité Nationale cumule alors les erreurs qui sont faites en amont sur les autres secteurs institutionnels.

Les deux sources de données ne sont pas non plus concordantes par rapport à la population prise en compte : la consommation de la Comptabilité Nationale incorpore les dépenses de ménages « non ordinaires » et d'institutions sans but lucratif (foyers de travailleurs, internats, population carcérale, groupes religieux etc.), alors que les enquêtes ne considèrent que les achats et l'auto-consommation de ménages « ordinaires ». Par ailleurs, les problèmes pour apprécier l'ampleur des revenus illégaux, informels, ou encore de subsistance sont bien connus des comptables nationaux. Enfin, les déflateurs de prix ne sont pas nécessairement les mêmes entre les deux sources et les années peuvent différer.

Étant donné les différences de méthodes et de couverture, il est clair qu'il n'y a pas *a priori* de raison pour que les deux sources d'informations conduisent à une évaluation similaire des niveaux de consommation et/ou de revenus des ménages. Il n'est pas surprenant que ce ne soit pas le cas. Par contre, ce qui est préoccupant est l'ampleur de l'écart constaté entre les deux sources et le fait que cet écart se creuse dans le temps, que ce soit dans des pays

riches (les États-Unis ou la Grande Bretagne) ou dans des pays en développement. Deaton (2004) montre qu'entre 1990 et 2000 et sur un échantillon de pays non membres de l'OCDE, le taux de croissance de la consommation des enquêtes est, en moyenne, deux fois inférieur à celui des comptes nationaux. Cela confirme le diagnostic selon lequel les enquêtes auprès de ménages ont des difficultés à capter le haut de la distribution des revenus<sup>5</sup>.

Dans les enquêtes que nous avons examinées, les écarts entre les comptes nationaux et les enquêtes sont de plus de 50 % à Madagascar et de l'ordre de 10% dans le cas ivoirien. Le haut de la distribution échappe aux enquêtes pour les raisons déjà annoncées, à savoir des problèmes de plans de sondage, de sous-déclarations, et de non prise en compte délibérée des revenus formels distribués à la population d'origine non africaine. Cela est notamment mis en évidence par l'absence des personnes ayant des revenus d'origine non salariale relativement élevés. En Côte d'Ivoire, les revenus maxima mesurés par l'enquête correspondent au salaire formel moyen d'un non africain, tandis qu'à Madagascar ils sont au niveau du salaire moyen d'un cadre supérieur malgache travaillant dans une entreprise industrielle formelle<sup>6</sup>.

L'ajout des revenus et des consommations des ménages d'origine non africaine (sous les mêmes hypothèses que précédemment) permet de réduire de moitié l'écart entre les deux sources de données dans le cas ivoirien. Dans le cas malgache, les revenus prélevés par les entrepreneurs des quasi-sociétés, recensés dans les comptes nationaux mais pas dans l'enquête, expliquent l'intégralité des 50 % d'écart entre ces deux sources de données. Cependant, ces revenus semblent dans l'absolu forts élevés et laissent à penser que la Comptabilité Nationale comporte aussi de nombreuses erreurs et incohérences. Nous avons entrepris plusieurs simulations. La première égalise les revenus de l'enquête avec ceux des comptes nationaux : 90 % des revenus recensés dans ces derniers sont alors alloués aux entrepreneurs formels et

<sup>5</sup> Ce qui peut être particulièrement le cas dans les pays en développement en phase de croissance économique forte, tels que l'Inde, l'émergence de nouvelles classes sociales riches échappant totalement aux enquêtes (Banerjee et Piketty, 2003).

<sup>6</sup> Székely et Hilgert (1999) constatent le même phénomène sur un échantillon de pays d'Amérique Latine.

aux ménages recevant des dividendes. Les inégalités augmentent de plus de 23 points. La seconde simulation en alloue seulement 40 %. Les inégalités augmentent alors de plus de 12 points.

### (5) Synthèse des résultats et conclusions

Finally, que retenir de cet examen des différentes tentatives de redressement des données d'enquête ?

Dans les deux cas étudiés, même si effectivement il existe des effets de mémoire, de saisonnalité des consommations et des revenus, et même si se pose la question du mode d'annualisation des agrégats de niveau de vie, l'ensemble de ces phénomènes ont une incidence assez faible sur l'appréciation des niveaux de vie et leur distribution. Par contre, les erreurs de saisie, le calcul d'un loyer fictif pour les ménages propriétaires du logement qu'ils occupent, et les écarts de prix régionaux ont un impact important. Les deux derniers éléments accroissent les niveaux de vie moyens et réduisent les inégalités, de manière significative.

Il est clair qu'il existe des problèmes de qualité globale des données tant dans les enquêtes auprès des ménages que dans la Comptabilité Nationale, ce qui rend la comparaison entre les deux difficile.

Si les problèmes de cohérence interne entre les déclarations de revenu, d'épargne et de consommation sont relativement aisés à repérer, leur correction peut s'avérer délicate. Les choix d'hypothèses envisageables et de corrections potentielles afin de « mieux faire correspondre les différents agrégats » sont nombreux. Nous avons mis en œuvre dans ce travail la méthode de remplacement des observations aberrantes par imputation multiple, qui nous semble la plus performante parmi les méthodes actuellement applicables. Mais cette méthode ne corrige pas suffisamment certains biais de déclaration liés au niveau de vie. Par ailleurs, certains biais n'ont pu être appréciés ni redressés, tels que ceux afférant à l'absence dans les enquêtes des personnes sans logement fixe.

Quoi qu'il en soit, la mise en œuvre de la méthode d'imputation multiple montre qu'au minimum le revenu moyen à Madagascar devrait être redressé de 14 % alors que l'adéquation avec les comptes nationaux se traduirait par un redressement de l'ordre de 50 % ! Dans le cas ivoirien, le redressement des sous-déclarations de revenu des ménages enquêtés majore le niveau moyen de revenu de 17 % et l'ajout de la population d'origine étrangère de 34 %. L'addition de ces corrections paraît nécessaire.

Quelle est l'incidence de ces différents redressements sur les inégalités des deux pays ? Dans chacun des pays, les inégalités seraient bien plus élevées. À Madagascar, la méthode de redressement des revenus par imputations multiples entraîne un accroissement du coefficient de Gini de 2 points (43 contre 41)<sup>7</sup>, tandis que l'ajout de la population d'origine étrangère mène, selon les hypothèses retenues, à des hausses de 4 à 7 points de l'indice de Gini. En Côte d'Ivoire, le premier redressement n'a pas d'incidence sur les niveaux d'inégalité, alors que le second fait passer le coefficient de Gini sur les revenus de 52 à 56 voire à 62 selon les scénarios envisagés. Enfin, dans le cas où l'on porte plus de crédit aux données malgaches de Comptabilité Nationale qu'à l'enquête auprès des ménages, et, du fait de l'origine des écarts constatés entre les deux sources de données, l'incidence sur les inégalités peut être très forte, jusqu'à 23 points de Gini.

Ces différentes corrections amènent alors les niveaux d'inégalité des deux pays vers des niveaux proches de ceux des pays les plus inégalitaires tels que le Brésil. Les inégalités dans les autres pays sont-elles tout autant sous-estimées ? Répondre à cette interrogation demanderait un travail d'envergure auquel les statisticiens et les utilisateurs de ces bases de données devraient s'atteler. Ce diagnostic pourrait, dans le même temps, permettre l'élaboration d'une grille d'évaluation de la qualité des données disponibles sur la distribution des niveaux de vie.

**Charlotte Guénard et  
Sandrine Mesplé-Somps**

<sup>7</sup> Le redressement à partir des montants d'épargne déclarés a la même incidence.

## ANNEXE :

## Niveaux moyens de consommation et de revenu, coefficient de Gini, Côte d'Ivoire ENV98, Madagascar, EPM93.

	Agrégat de consommation		Agrégat de revenu	
	Niv. moyen par tête	Indice de Gini	Niv. moyen par tête	Indice de Gini
<b>Côte d'Ivoire (F CFA courants)</b>				
Données Banque mondiale <sup>a</sup>	319 136	45.15		
(1) Nos propres calculs <sup>b</sup>	348 989	43.6	380 713	52.2
<i>Incidence des erreurs de saisie et de choix méthodologiques</i>				
(2)= (1) sans cor. des erreurs de saisie	349 070	43.6	422 468	57.0
(3)= (1) sans écarts de prix régionaux	315 023	45.4		
<i>Redressement des biais de plan de sondage et de sous déclarations</i>				
(4)= (1) plus pop. étrangère d'origine non africaine (Hyp. haute) <sup>c</sup>	403 169	50.0	490 671	61.8
(5)= (1) plus pop. étrangère d'origine non africaine (Hyp. basse) <sup>c</sup>	373 199	46.2	425 519	56.2
(6)= (1) redressé des sous-déclarations de revenu par la méthode des imputations multiples <sup>d</sup>			402 695	52.1
<b>Madagascar (F MG courants)</b>				
Données Banque mondiale <sup>a</sup>	237 099	43.4		
(1) Nos propres calculs <sup>b</sup>	296 630	45.6	358 569	40.9
<i>Incidence des erreurs de saisie et choix méthodologiques</i>				
(2)= (1) sans cor. des erreurs de saisie	301 372	46.4	640 712	69.1
(3)= (1) sans écarts de prix régionaux	264 760	46.8		
<i>Redressement des biais de plan de sondage et de sous déclarations</i>				
(4)= (1) plus pop. Étrangère (Hyp. haute) <sup>c</sup>	332 163	51.3	411 925	48.5
(5)= (1) plus pop. Étrangère (Hyp. basse) <sup>c</sup>	314 294	48.5	385 122	44.9
(6)= (1) redressé des sous-déclarations de revenu par la méthode des imputations multiples <sup>d</sup>			400 718	42.8
(7) (1) redressé des sous-déclarations de revenu par l'épargne déclarée <sup>e</sup>			407 863	42.9
<i>Redressement à partir des données de Comptabilité Nationale</i>				
(8)= (1) plus 90% des revenus prélevés par les entrepreneurs des quasi-sociétés de la CN <sup>f</sup>			643 329	64.0
(9)= (1) plus 40% des revenus prélevés par les entrepreneurs des quasi-sociétés de la CN <sup>f</sup>			485 129	53.3

Source : EPM93, nos propres calculs, extrait de Guénard et Mesplé-Somps (2004).

a) Sources :

➤ Niveaux moyens de consommation : <http://www.worldbank.org/research/povmonitor/>

➤ Coefficients de Gini : *World Development Indicators*, Banque mondiale, 1998 et 2004.

- b) Les agrégats de consommation et de revenu sont calculés après apurement des erreurs de saisie des fichiers d'enquêtes et sont déflatés des écarts de prix régionaux.  
Définition de l'agrégat de consommation : dépenses courantes y c. loyers fictifs, transferts et biens durables ;  
Définition de l'agrégat de revenu : revenus courants issus des activités productives menées durant l'année, salariale et non salariale, des activités principales et secondaires de l'ensemble des membres, des revenus générés par le patrimoine des ménages (dividendes, loyers reçus et loyers fictifs des propriétaires, et des transferts nets privés et publics.
- c) Ajout de la population étrangère d'origine non africaine en Côte d'Ivoire et de la population étrangère à Madagascar, selon une hypothèse haute (5) et une hypothèse basse (6) de niveau de vie des populations d'origine non africaine. Hypothèse haute : revenu disponible par ménage (4 membres) et par mois de 4 500 euros, consommation moyenne par ménage et par mois de 2 290 euros. Hypothèse basse : revenu disponible par ménage (4 membres) et par mois de 2 100 euros (revenu moyen français, INSEE), consommation moyenne par ménage et par mois de 1 100 euros.
- d) Mise en œuvre de la méthode des imputations multiples des valeurs manquantes (Rubin, 2004)
- e) Redressement des revenus par comparaison des niveaux de consommation et d'épargne déclarée (vs épargne résiduelle).
- f) Ajout de 90% des revenus prélevés par les entrepreneurs des quasi-sociétés recensés dans les comptes nationaux aux ménages déclarant être des entrepreneurs « formels » ou recevoir des dividendes. Cette ré-estimation a été faite équi-proportionnellement aux ressources reçues sous forme de revenus d'activités non salariales non agricoles et de revenus de dividendes.

## Références bibliographiques

- Appleton S. (2003)**, Regional or National Poverty Lines? The Case of Uganda in the 1990s, *Journal of African Economies*, vol. 12, n°4, December, pp. 598-624.
- Banerjee A., Piketty T. (2003)**, Top Indian Incomes, 1922-2000, *Bread Working Paper* 46, December.
- Bhalla S.S. (2002)**, Imagine there's no country: Poverty, Inequality and Growth in the era of Globalization, Washington D.C., *Institute for International Economics (IIE)*, October, 288 p.
- Bourguignon F. (2002)**, The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods, working paper DELTA N°2002-03.
- Chen S., Ravallion M. (2004)**, How the World's Poorest have Fared Since the Early 1980s. *The World Bank Research Observer*, vol. 19, n°2, pp. 141-170.
- Cling J.-P., De Vreyer P., Razafindrakoto M. et Roubaud F. (2004)**, La croissance ne suffit pas pour réduire la pauvreté. *Revue française d'économie*, vol. XVIII, n°3, janvier, pp. 137-188.
- Deaton A. (1997)**, The Analysis of Household Surveys; a Microeconomic Approach to Development Policy, *The World Bank, Johns Hopkins University Press*, July, 479 p.
- Deaton A. (2001)**, Counting the World's Poor: Problems and Possible Solutions *World Bank Research Observer*, Fall, v. 16, iss. 2, pp. 125-147
- Deaton A. (2004)**, Measuring Poverty in a Growing World (or Measuring Growth in a Poor World), *NBER Working Paper* n°9822, February.
- Deininger K., Squire L. (1996)**, A New Data Set Measuring Income Inequality, *World Bank Economic Review*, vol.10, n°3, pp. 565-591.
- Gibson J., Huang J., Rozelle S. (2003)**, Improving Estimates of Inequality and Poverty from Urban China's Household Income and Expenditure Survey, *Review of Income and Wealth*, series 49, number 1, March, pp. 53-68.
- Guénard C., Mesplé-Somps S. (2004)**, Mesurer les inégalités : que captent réellement les enquêtes ? Application sur la Côte d'Ivoire et Madagascar, *Document de travail DIAL* n°DT 2004-13, 30 p. annexes.
- Jones C., Ye X. (1997)**, Issues in Comparing Poverty Trends Over Time in Côte d'Ivoire, *World Bank Policy Research working paper* n°1711, January, 77 p.
- Lillard L., Smith J.P., Welch F. (1986)**, What Do Really Know about Wages? The Importance of Nonreporting and Census Imputation, *Journal of Political Economy*, vol.94, n°3, pp489-506.
- Loisy C. (1999)**, L'épargne des ménages de 1984 à 1995: disparité et diversité, *Economie et Statistique*, n°324-325, INSEE, pp. 113-133.
- Mistiaen J.A., Ravallion M. (2003)**, Survey Compliance and the Distribution of Income, *World Bank Policy Research working paper* n°2956, January.
- Ravallion M. (2000)**, Should Poverty Measures Be Anchored to the National Accounts?, *Special Articles, Economic and Political Weekly*, August 26-September 2, pp. 3245-3252.
- Ravallion M. (2001)**, Measuring welfare in developing countries: how well do national accounts and surveys agree?, *World Bank policy research working paper* n°2665, August.
- Rubin D. B. (2004)**, Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys, *Wiley Classics Library*, 287 p. (first edition 1987)
- Székelly M., Hilgert M. (1999)**, What's Behind The Inequality We Measure: An Investigation Using Latin American Data, *Inter-American Development Bank, Working Paper* n° 409, December.
- WIDER (2000)**, World Income Inequality Database, *World Institute for Research in Development Economics United Nations University*, version 1.0, 12 September 2000, téléchargeable sur [www.wider.unu.edu/wiid/wiid.htm](http://www.wider.unu.edu/wiid/wiid.htm)



# DIALOGUE

La lettre d'information de DIAL

Numéro 22

Décembre 2004

## Editorial

A la fin de 2004 s'achèvera le programme quadriennal de l'unité de recherche DIAL/CIPRE lancé début 2001. Ce programme se proposait de s'interroger sur les relations entre le processus de développement démo-économique, la répartition des ressources, et les interventions de l'État : politiques macro-économiques, politiques sectorielles, politiques sociales, redistribution. Le travail réalisé au cours des quatre dernières années est important, que ce soit en matière de recherche, de développement de partenariats, de formation ou de valorisation. Le progrès dans ce dernier domaine constitue indéniablement la principale réussite, comme le montre en particulier la montée en puissance des publications, qu'il s'agisse d'articles, d'ouvrages, de numéros spéciaux de revues, etc. Toujours à propos de valorisation, on peut rappeler aussi que six colloques internationaux ont été organisés : 2 à Paris et 4 à l'étranger (Antananarivo en février 2001, Dakar en décembre 2002 en collaboration avec AIDELF et Ministère de la Famille et de la Solidarité du Sénégal, Lima en octobre 2003 et Bamako en juin 2004). L'organisation de 5 sessions de colloques internationaux (ABCDE à Oslo en 2002, UEPA à Tunis en 2003, CSAE à Oxford, IEP/IRD à Paris et AISO à Amman en 2004) est aussi à noter, ainsi que la co-animation du séminaire d'économie du développement à l'ENS Jourdan à Paris.

Le programme de DIAL pour les quatre prochaines années (2005-2008) s'inscrit dans la continuité du programme précédent, moyennant quelques inflexions : lancement d'un programme de recherche sur l'aide au développement ; accent mis sur les questions de suivi & évaluation des politiques et sur la dimension comparative des recherches ; ouverture à l'Asie à travers l'implantation de deux chercheurs au Vietnam (Mireille Razafindrakoto et François Roubaud). L'unité de recherche DIAL (nouveau nom de l'UR) sera dirigée par Javier Herrera en remplacement de François Roubaud. Jean-Pierre Cling demeure le directeur du Groupement d'Intérêt Economique du même nom, créé en 2003 par l'IRD et l'AFD avec le soutien du ministère des Affaires étrangères et de l'INSEE.

Ce numéro s'intéresse aux problèmes que pose la mesure des niveaux de vie et des inégalités à partir des enquêtes ménages. Les auteurs analysent les résultats de deux enquêtes budget-consommation réalisées en Côte d'Ivoire (1998) et à Madagascar (1993). Elles mettent en évidence les nombreux biais contenus dans ces enquêtes. En particulier, on confirme l'observation habituelle selon laquelle les enquêtes éprouvent des difficultés à bien apprécier les queues de distribution. Certains types d'erreurs ou de choix méthodologiques influent fortement sur la mesure du niveau des revenus. Par exemple, la correction des sous-déclarations de revenus en Côte d'Ivoire simultanément à l'ajout de la population d'origine étrangère se traduirait par un redressement de plus de 50% du revenu moyen de la population et par une forte hausse des inégalités. Une conclusion s'impose : généraliser ce genre de travaux de redressement améliorerait significativement la mesure des niveaux de vie dans les pays en développement, avec probablement un relèvement significatif de l'évaluation des niveaux d'inégalités.



DIALOGUE  
est une publication  
semestrielle de DIAL  
éditée à 1.500 exemplaires  
en français et en anglais.

Formule d'abonnement  
gratuit disponible sur notre site  
[www.dial.prd.fr](http://www.dial.prd.fr)

Directeur de publication :  
Jean-Pierre Cling

Conception graphique :  
[www.iAntal.com](http://www.iAntal.com)

Impression :  
SITO

N°ISSN : 1254-7182