

# Mesurer les niveaux de vie : que captent réellement les enquêtes ? Discussions et illustrations à partir de deux enquêtes ivoirienne et malgache<sup>1</sup>

Charlotte Guénard  
Sandrine Mesplé-Somps<sup>2</sup>

---

Cet article fait un point technique et méthodologique sur les écarts entre agrégats issus des comptes nationaux et des enquêtes auprès des ménages, tant en niveau absolu qu'en évolution, pour la mesure de la consommation et du revenu des ménages, et corrélativement celle de la pauvreté et des inégalités. Cette importante question des divergences entre enquêtes et comptes est à la base d'un débat bien inattendu de l'économie du développement qui est tout d'abord rappelé, puis ses différents constituants sont analysés en s'appuyant sur les données de deux pays francophones (Madagascar et la Côte d'Ivoire) où sont simultanément étudiés une enquête ménage et les comptes nationaux correspondants. En conclusion un certain nombre d'éléments sensibles sont soulignés avec en particulier l'importance de la prise en compte des écarts de prix régionaux, des sous-déclarations, des populations expatriées parfois exclues des bases de sondage. Au total les auteurs militent pour une initiative internationale de concertation des protocoles d'enquêtes et la mise en place de grilles d'évaluation de la qualité des données.

---

## Introduction

Ces dernières années, l'évolution de la pauvreté et des inégalités dans le monde a donné lieu à de nombreux travaux. Même s'il est dorénavant reconnu qu'environ deux tiers des inégalités mondiales proviennent des écarts de niveau de vie moyen entre pays (Schultz, 1998 ; Milanovic, 2002 ; Sala-i-Martin, 2006) et que les inégalités internes de niveau de vie ont augmenté dans les pays en développement durant les vingt dernières années, ainsi que la pauvreté dans la plupart d'entre eux (World Bank, 2005 ; Cornia *et alii*, 2004), le débat n'est pas tranché quant à l'évolution des inégalités mondiales, notamment entre Surjit S. Bhalla et les chercheurs de la Banque mondiale<sup>3</sup>. En

effet, alors que la communauté internationale, et en premier lieu la Banque mondiale, fait un constat d'augmentation des inégalités et de divergence des économies riches par rapport aux pays les plus pauvres depuis une vingtaine d'années, Bhalla lui affirme le contraire, à savoir que les inégalités mondiales ont baissé et sont aujourd'hui à leur niveau le plus faible depuis cinquante ans, mais également que les pays pauvres ont crû plus vite que les pays riches.

Au delà des désaccords idéologiques, les divergences tiennent avant tout à des différences de méthodes de mesure des niveaux de vie et de choix de sources statistiques. Notamment, les agrégats issus de la comptabilité nationale et ceux provenant

---

<sup>1</sup> Nous tenons à remercier Jean-Pierre Cling, Denis Cogneau et Blaise Leenhardt pour leurs soutien et remarques ainsi que les participants au séminaire interne de DIAL. Bien évidemment nous sommes seules responsables de possibles erreurs.

<sup>2</sup> Charlotte Guénard, Université Paris1 - IEDES / DIAL. Sandrine Mesplé-Somps, IRD, DIAL, Paris.

<sup>3</sup> Voir par exemple Bhalla (2002), Chen et Ravallion (2004).

des enquêtes auprès des ménages ne donnent pas la même image des évolutions de niveaux de vie en cours dans les pays, les écarts ayant même tendance à se creuser entre les deux sources, les agrégats de consommation de comptabilité nationale progressant généralement plus rapidement que ceux issus des enquêtes auprès des ménages (Deaton, 2005).

Ces dernières années, les discussions autour des statistiques se sont donc multipliées. Elles portent sur deux points : (i) la comparabilité des agrégats de consommation et de revenu de la comptabilité nationale et des enquêtes auprès des ménages ; (ii) l'incidence de choix méthodologiques et d'erreurs de mesure des enquêtes sur la mesure du niveau de vie. Ce débat a lieu tant au sein des pays développés qu'au sein des pays en développement.

L'objet de cet article est de rendre compte de ces discussions sur la mesure des niveaux de vie dans le contexte des pays en développement. Cette réflexion statistique, menée principalement par Martin Ravallion et Angus Deaton mais aussi par des statisticiens nationaux<sup>4</sup>, porte pour l'essentiel sur la mesure de la consommation, l'évolution de son niveau moyen et de la pauvreté. Quant à nous, il nous est apparu nécessaire d'élargir cette réflexion à la mesure des revenus et des inégalités. En effet, alors que les inégalités sont dorénavant appréhendées comme une contrainte à la croissance et que le débat sur l'impact de la mondialisation porte non seulement sur les écarts moyens entre pays mais aussi sur l'évolution des inégalités intra-pays, une appréciation raisonnée de la capacité des enquêtes auprès des ménages à mesurer les inégalités est indispensable. Par ailleurs, la compréhension de l'origine des inégalités de niveau de vie nécessite de mesurer correctement non pas seulement un agrégat de consommation mais aussi un agrégat de revenu.

Nous illustrons chaque terme du débat par l'analyse de deux enquêtes, l'Enquête Permanente auprès des Ménages menée à Madagascar en 1993 (EPM93) et l'Enquête Niveau de Vie menée en Côte d'Ivoire en 1998 (ENV98). Ce choix a été guidé par le fait que l'enquête malgache appartient à la première génération des enquêtes de niveau de vie, dans la lignée des enquêtes LSMS et comporte des modules consommation et revenu relativement complets, tandis que la seconde, l'enquête ivoirienne, appartient à la génération suivante des enquêtes, c'est-à-dire une enquête beaucoup plus légère mais dorénavant largement répandue en Afrique subsaharienne.

<sup>4</sup> Cette réflexion a été particulièrement féconde en Inde : voir par exemple Ravallion (2000), Visaria (2000), Deaton et Kozel (2005).

Dans un premier temps, nous présentons le débat sur la comparaison des données d'enquêtes et celles de la comptabilité nationale quant à la mesure des agrégats de consommation et de revenu. L'origine de l'ampleur de l'écart croissant constaté entre les deux sources est au cœur de cette discussion. Dans un second temps, nous traitons de l'incidence des choix méthodologiques sur le calcul de l'agrégat de consommation et sa distribution. En troisième lieu, nous abordons la question de la fiabilité de la mesure de l'agrégat de revenu par les enquêtes auprès des ménages en analysant particulièrement les biais de non réponse et de sous-déclaration. Enfin, l'incidence des biais de sondage des enquêtes auprès des ménages est analysée. En conclusion, une synthèse des résultats est proposée et des recommandations sur l'usage des enquêtes auprès des ménages pour calculer des indicateurs de distribution sont discutées.

---

## Comptes nationaux et statistiques d'enquête : pour une intégration croissante

---

### Des concepts de consommation et de revenu différents qui expliquent des écarts croissants entre les deux sources

On constate fréquemment une faible concordance entre les niveaux de consommation finale des ménages issus de la comptabilité nationale et ceux calculés par l'agrégation des consommations d'un échantillon représentatif de ménages. C'est ainsi que, à la suite des travaux de Ravallion (2001), Deaton (2005) 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 % et égal à 78 % 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 que les agrégats calculés à partir de ces deux sources ne soient pas égaux (notion de consommation finale versus de dépenses effectives réintégrant les dépenses collectives individualisables de santé et d'éducation, concept de dépenses versus d'investissement pour les logements et les dépenses afférentes etc.). D'autre part, dans beaucoup de pays en développement, mais pas seulement dans ces pays, la consommation agrégée de la comptabilité nationale est souvent un résidu obtenu après soustraction d'autres formes d'absorption domestique du revenu agrégé, celles des entreprises et du gouvernement, alors que les enquêtes sont fondées sur les dépenses réelles des

ménages. En tant que résidu, la consommation des ménages de la Comptabilité nationale cumule donc 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 (ONG, foyers de travailleurs, internats, population carcérale, groupes religieux etc.), ce qui n'est pas le cas des enquêtes qui ne considèrent que les achats et l'autoconsommation de ménages « ordinaires ». Enfin, la destination des produits peut différer entre les deux sources : par exemple, dans les économies rurales, il n'est pas aisé de distinguer la consommation de céréales pour les usages domestiques et celle qui est destinée au bétail dans les comptes nationaux. Comme le note Deaton (2005), « *National accounts track money, not people* ».

Concernant les revenus, les écarts méthodologiques entre les deux sources sont également nombreux. D'une part, la production issue des unités de production informelles est mal prise en compte par le système harmonisé de comptabilité nationale. La comptabilité nationale définit souvent l'économie informelle comme l'économie « non observée » (l'économie souterraine liée à la sous déclaration ou l'économie illégale assimilée à la contrebande), alors que le secteur informel est généralement défini dans les enquêtes comme l'ensemble des unités de production dépourvues de numéro de contribuable et/ou ne tenant pas une comptabilité écrite formelle.

On peut aussi noter les problèmes de l'imparfaite concordance entre les nomenclatures de branches et de produits entre les deux sources de données, la comptabilisation de l'autoconsommation (alimentaire et non alimentaire) qui pose des problèmes de non déclaration de la part de certaines unités de production informelles (UPI), l'absence de valorisation des intrants de certaines de ces unités achetés directement par les clients (cas fréquents dans le BTP, la réparation automobile, l'habillement par exemple) ainsi que la valorisation

des intrants autoproduits et enfin le partage des charges indivisibles (eau, électricité, loyer par exemple) entre les UPI qui exercent à domicile et le ménage correspondant.

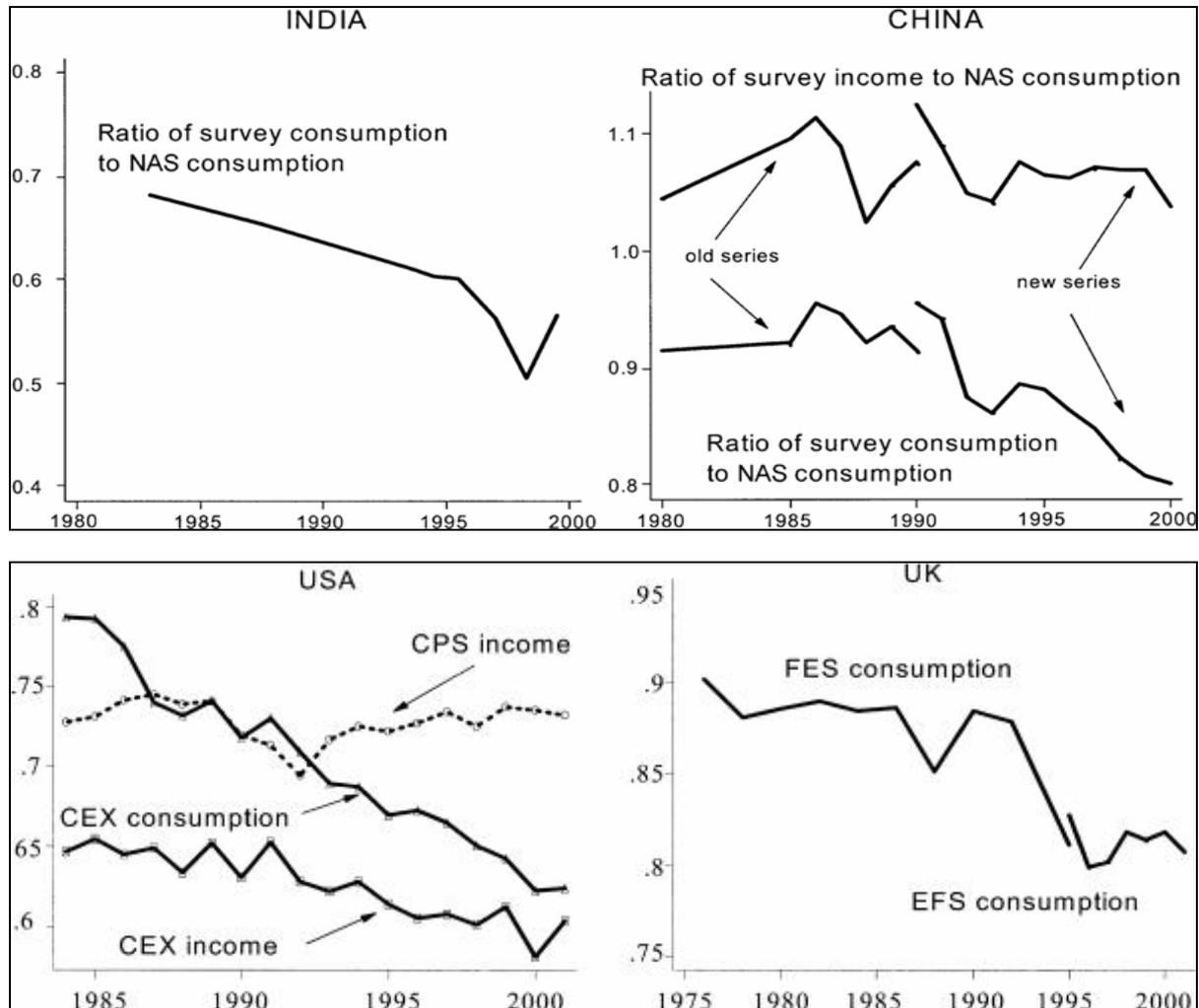
Pour conclure sur ces questions, il n'est donc pas surprenant que les agrégats issus de ces deux sources de données ne concordent qu'imparfaitement. Ce qui est en revanche inquiétant est le creusement des écarts, que ce soit dans des pays riches, comme les États-Unis et le Royaume Uni, ou dans des pays en développement. Entre 1990 et 2000 et pour 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 (Deaton, 2005). Les exemples nationaux illustrés sur le Graphique 1 tiré de cette publication montrent clairement ce décalage croissant entre les deux sources de données : baisse du ratio des consommations moyennes des enquêtes sur les comptes nationaux de 95 % en 1990 à 80 % en 2000 en Chine, ce qui correspond à un taux de croissance de la consommation issue des comptes nationaux de 1,7 % de plus par an par rapport à celle issue de l'enquête ; baisse également de ce ratio de 68 % en 1983 à 56 % en 1999-2000 en Inde, soit 1,1 % de décalage par an; même tendance au Royaume Uni (baisse de 10 points de pourcentage entre 1976 et 2001, soit un décalage de 0,5 % par an) et aux États-Unis (baisse de 80 % à 64 % entre 1984 et 2001, soit un décalage de 1,3 % par an).

Cela tient d'un côté au fait que les méthodes d'estimation de la consommation par la comptabilité nationale n'arrivent pas à capter les changements de modes de consommation : certains postes de consommation en comptabilité nationale surestiment les niveaux de consommation finale en sous-estimant les consommations intermédiaires plus importantes dans les pays dont les niveaux de développement se sont améliorés (Deaton et Kozel, 2005). D'un autre côté, cela tient au fait que les enquêtes auprès de ménages ont des difficultés à capter le haut de la distribution des revenus, ce qui est peut être particulièrement le cas dans les pays en développement en phase de croissance économique forte, tels que l'Inde, dans lesquels l'émergence de nouvelles classes sociales riches échappe totalement aux enquêtes<sup>5</sup>.

<sup>5</sup> Dans les pays développés, cela provient principalement du refus croissant des ménages à répondre à des enquêtes et à une polarisation plus forte des niveaux de vie que les enquêtes arrivent imparfaitement à capter.

## Graphique 1 :

**Ratios des moyennes des agrégats (consommation et/ou du revenu) issues des enquêtes sur celles issues des comptes nationaux – Inde, Chine, Etats-Unis, Royaume Uni :**



Source : Deaton, 2005.

Lecture des graphiques : NAS : Comptes nationaux ; CPS : Current Population Survey ; CEX : Consumption Expenditure Survey ; FES : Family Expenditure Survey ; EFS : Expenditure and Food Survey.

### Des mises en cohérence partielles possibles

On voit bien qu'il n'est dorénavant plus souhaitable de corriger les agrégats issus des enquêtes par un écart moyen issu de la comparaison avec les comptes nationaux puisque cela suppose, d'une part, que les comptes nationaux sont plus fiables que les enquêtes, 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. En revanche, lorsque des informations complémentaires sont disponibles, il est possible de mettre en œuvre d'autres types de redressements.

Par exemple, dans le cas de l'Inde Banerjee et Piketty (2005) réévaluent les hauts revenus des enquêtes entre 1956 et 1998 à partir de données fiscales et d'une méthode déjà développée dans le cas de la France et des États-unis (Piketty, 2003 ; Piketty et Saez, 2003). Leurs redressements mettent en évidence une croissance de 50 % des revenus du dernier centile et un triplement du revenu moyen du dernier centile. L'écart constaté entre données nationales et données d'enquête est, en partie seulement, réduit et expliqué par le fait que ces dernières ne sont pas bien adaptées à l'appréhension des revenus des riches. Ce travail à partir des relevés fiscaux est fort intéressant, mais, faute d'informations fiscales, nous n'avons pas été en mesure de l'appliquer sur la Côte d'Ivoire et

Madagascar. Notre travail a consisté en une tentative de mise en cohérence des deux sources de données dont les résultats sont brièvement résumés ici.

Pour ces deux pays, les deux sources d'information montrent des incohérences, essentiellement dans le cas malgache, pouvant faire suspecter une sous-évaluation des revenus (mais aussi de consommation) de l'enquête auprès des ménages, mais aussi des problèmes dans les comptes nationaux. Dans le cas ivoirien, les deux sources de données sont assez cohérentes (cf. tableau 3 et tableau 4 en Annexe B). Des sous-évaluations par l'enquête de 8 % seulement du niveau de consommation<sup>6</sup> et de 16,8 % des revenus sont constatées. Ces résultats sont conformes à la moyenne des pays africains pour lesquels les écarts entre les deux sources de données sont assez faibles (de l'ordre de 15 % selon Deaton, 2005).

Les données de l'enquête malgache sous-évaluent fortement la consommation des ménages par rapport aux agrégats nationaux (cf. tableau 3 en Annexe B). On ne parvient finalement à reconstituer que 53,5 % du niveau de la Comptabilité Nationale avec les données d'enquêtes, avec des disparités importantes selon les postes budgétaires : tous les postes sont en deçà du niveau des comptes nationaux à l'exception des biens durables et des autres biens.

Les revenus non-salariaux sont 4 fois plus importants dans l'enquête que dans les comptes nationaux (cf. tableau 5 en Annexe B). Inversement, les salaires sont inférieurs de moitié. Ces différences entre les parts des salaires et des revenus des indépendants dans le revenu total sont peut être dues à une différence de définition puisque le total des deux est *quasi* identique. Les revenus prélevés par les entrepreneurs des quasi-sociétés représentent plus de 50 % des revenus disponibles des ménages malgaches dans les comptes nationaux, ce qui paraît très élevé dans l'absolu et par rapport à l'enquête qui ne les évalue qu'à environ 10 %. Cet écart explique à lui seul l'intégralité de celui constaté sur le revenu total entre les comptes nationaux et l'enquête malgache. Reste qu'en l'absence d'informations plus précises sur la manière dont l'agrégat du Revenu Disponible Brut a été construit, les comptes datant de 1993, il est impossible d'avancer plus précisément les raisons de ces importants écarts.

Il faut saluer l'effort actuel d'équipes de statisticiens nationaux qui travaillent à mieux

<sup>6</sup> Les postes les plus sous-évalués sont ceux des biens durables, de l'équipement et entretien et des autres dépenses.

intégrer les enquêtes aux comptes nationaux. L'exemple du Cameroun illustre les interrogations des statisticiens sur la couverture et les contours du secteur informel face au constat d'un écart important (dont l'ampleur fait l'objet de discussions) entre la valeur ajoutée informelle estimée par la comptabilité nationale et celle issue de l'enquête 1-2 EESI sur l'emploi et le secteur informel (cf. Anjueneya *et alii*, 2006).

---

## **Les enquêtes de niveau de vie auprès des ménages : choix méthodologiques et biais potentiels dans l'estimation de la consommation**

---

### **Evolution des protocoles d'enquêtes dans les PVD : améliorations thématiques au détriment de la précision de la mesure de l'agrégat de consommation**

Comme le rappelle Pyatt (2003), l'objectif des premières enquêtes était l'examen du pouvoir d'achat des classes salariales urbaines et le calcul d'indices de prix en milieu urbain. Cela explique pourquoi les premières enquêtes menées en Amérique Latine et en Afrique ne concernent que les villes et qu'encore aujourd'hui, seul un indice de prix urbain est disponible dans la grande majorité des pays africains.

L'objectif des enquêtes du type LSMS initiées par la Banque mondiale au milieu des années 1980 était plus ambitieux dans le sens où il s'agissait d'étudier l'impact des réformes de libéralisation sur les différentes catégories de ménages. De plus, le caractère multidimensionnel de la pauvreté ayant été progressivement reconnu, les couvertures thématique et géographique des enquêtes auprès des ménages se sont élargies. Cependant la méthode de collecte des données sur la consommation a été grandement allégée par rapport à la pratique traditionnelle antérieure, ce qui est préjudiciable à la qualité des informations collectées. Elle est effectuée dorénavant de manière prédominante sur la base de questions rétrospectives auprès des ménages et non plus sur la base de relevés d'achat (carnets de consommation) et de consommation par les enquêtés<sup>7</sup>.

De fait, de nombreux biais existent dans les enquêtes, plus ou moins prononcés selon la qualité des enquêtes. Ils sont de trois sortes : (i) ceux liés à la méthode de collecte, aux erreurs de saisie et au

<sup>7</sup> NDLR : l'article de C. Muller dans le présent numéro aborde cette question.

choix du mode de calcul des agrégats de bien-être, (ii) ceux dus au plan de sondage et aux observations sélectives, (iii) enfin ceux provenant des valeurs manquantes (*item non-response*) ou des sous estimations de certains items du questionnaire. Dans cette section, nous traitons du premier type de biais. Les biais dus aux valeurs manquantes et aux sous déclarations seront analysés dans les développements ci-après sur les revenus tandis que les biais de plans de sondage sont étudiés dans la dernière section.

### **Les inévitables choix méthodologiques des enquêtes : quelle incidence sur l'agrégat de consommation des ménages ?**

#### **Le contenu de l'agrégat de consommation dépend de l'approche retenue**

Les choix du contenu de l'agrégat de consommation dépendent des informations collectées par les enquêtes mais aussi des principes qui régissent cette construction. Selon qu'on adopte une approche visant à comparer les niveaux de bien-être ou bien une approche visant à mesurer le niveau global de consommation, différentes options sont possibles.

Il a tout d'abord consensus sur le fait qu'un agrégat de consommation doit comporter, sur une période donnée : l'ensemble des consommations alimentaires monétairement valorisées quelle que soit leur provenance (achats, autoconsommations, dons et cadeaux provenant d'autres ménages ou d'un employeur en échange de services rendus, repas pris à l'extérieur) ; les loyers effectivement payés pour le logement et un loyer estimé pour les propriétaires (si le contexte rend cette estimation pertinente). Par ailleurs, les taxes et les impôts sont exclus de l'agrégat de consommation tandis qu'il ne peut contenir les dépenses exceptionnelles de cérémonies et de fêtes que si elles ont été collectées sur l'ensemble des ménages et non uniquement pour les ménages qui ont été enquêtés durant les périodes de fêtes. Selon une approche privilégiant une mesure du bien-être, l'agrégat de dépense ne devrait pas tenir compte des dépenses de santé<sup>8</sup> mais devrait contenir les dépenses d'éducation. De même, une approximation du « service rendu » par l'usage de biens durables devrait être effectuée plutôt que la valeur des achats de ces biens dans l'année. Enfin, toujours selon cette approche, on peut considérer que les dons, les transferts et les

cadeaux fournissent un bien-être pour les ménages qui les effectuent et donc les intégrer dans l'agrégat de consommation. A l'inverse, dans le cas où l'approche de la comptabilité nationale est privilégiée, ces dépenses ne figureront pas dans l'agrégat, afin de ne pas compter à la fois les consommations des ménages receveurs et son financement à travers les dons des ménages donateurs. En revanche, les dépenses de santé seront intégrées dans l'agrégat global tandis que seuls les achats de biens durables dans l'année seront retenus.

Toutes ces recommandations ne sont pas applicables pour toutes les enquêtes compte tenu de leur spécificité. Les choix sont alors contraints par l'enquête elle-même<sup>9</sup>. Par exemple, rares sont les enquêtes qui renseignent sur la date d'acquisition des biens durables permettant de calculer une valeur d'usage de ces biens. Il n'en demeure pas moins que ces choix peuvent avoir une incidence réelle sur la mesure des niveaux de vie. Par exemple, pour les deux enquêtes que nous avons analysées, le calcul d'un loyer fictif pour les ménages résidant dans un logement dont ils sont propriétaires augmente le niveau de consommation par tête de 8 %, de 9 points le taux de pauvreté et de 6 points de coefficient de Gini à Madagascar tandis que ces effets sont respectivement de 4 %, 3 points et 1 point dans le cas ivoirien.

#### **Des choix méthodologiques aux biais : illustration à partir de deux enquêtes africaines**

Outre les choix de contenu de l'agrégat de consommation, d'autres choix méthodologiques sont contraints par le type d'enquête et peuvent avoir une incidence certaine sur l'appréciation des niveaux de vie. A travers l'examen des enquêtes EPM93 malgache et ENV98 ivoirienne, nous tentons d'illustrer les conséquences des contraintes de production des données et de choix méthodologiques sur l'appréciation des niveaux de vie.

##### *Période de référence*

Plusieurs études montrent que de trop longues périodes de référence ont tendance à mener à une sous-estimation des consommations du fait d'oublis. A ce titre, les résultats du travail effectué par Visaria (2000) sur l'Inde et 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

<sup>8</sup> Sur les dépenses de santé, les recommandations de Deaton et Zaidi (1999) ne sont pas si tranchées ; la décision devrait être prise en fonction de l'élasticité des dépenses de santé relativement aux dépenses totales (plus l'élasticité est élevée, plus leur inclusion dans l'agrégat final se justifie).

<sup>9</sup> En annexe A est présentée la définition de l'agrégat que nous avons retenue pour effectuer l'analyse comparative des enquêtes ENV98 ivoirienne et EPM93 malgache. Elle est plus inspirée d'une comptabilisation de la consommation globale que d'une approche par le bien-être.

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 ! L'étude expérimentale de Scott et Amenuvegbe (1990) sur le Ghana montre clairement des effets de mémoire sur la moyenne des dépenses journalières selon que le questionnaire porte sur les achats d'un jour ou d'une semaine ; la sous estimation des achats fréquents est de l'ordre de 20 % avec le recours au questionnement hebdomadaire. Sur une autre périodicité de recueil de données (7 jours *versus* 30 jours), Appleton (1996) évalue à 25 % l'écart de dépenses en alimentation, boissons et tabac à partir de données ougandaises.

Dans les cas des enquêtes ivoirienne et malgache que nous avons analysées, l'incidence de ces différences de période de référence est moindre. Dans le cas ivoirien, elle est de l'ordre de 4 % sur les consommations alimentaires, soit, sur le niveau moyen de dépenses par tête un écart de seulement 2 %. Cela tient probablement au fait que les deux choix sont proposés simultanément aux personnes enquêtées. Dans le cas malgache, les enquêtés avaient le choix de l'unité de temps de déclaration de consommation. L'incidence de ce choix semble minime, même si on observe que, plus la période choisie pour déclarer les dépenses est courte, plus les niveaux déclarés sont élevés<sup>10</sup>. Par exemple, les niveaux moyens de consommation de riz (18 % des dépenses courantes malgaches) déclarés sur l'année sont inférieurs de 0.1 % par rapport aux déclarations mensuelles en milieu urbain, *ceteris paribus*.

Ces effets de mémoire peuvent donc avoir une incidence très variable sur l'estimation des niveaux de consommation. Il reste qu'il est difficile de trancher quant à la meilleure procédure de collecte des données : les informations sur les consommations rétrospectives sur une courte période de référence (7 jours par exemple) sont moins coûteuses à collecter mais présentent l'inconvénient d'être sujettes à des variations transitoires potentiellement peu révélatrices du niveau de richesse à plus long terme des ménages ; par ailleurs, la collecte rétrospective d'informations sur les consommations peut s'effectuer entre deux visites au ménage, ou lors d'une visite, la première procédure donnant une image plus réaliste que la seconde qui a tendance à « normer » les réponses

(ce sont surtout les dépenses typiques qui seront mentionnées par le ménage). La sensibilité des indicateurs de pauvreté et d'inégalités à ces différents choix devrait faire l'objet d'expérimentations sur un sous-échantillon de ménages enquêtés, en particulier lorsque les méthodes de collecte changent entre deux vagues d'enquêtes dans un même pays.

#### *Annualisation des déclarations*

Un problème similaire concerne l'annualisation des dépenses. Puisque dorénavant les enquêtes ne permettent plus de relever les consommations sur l'ensemble de l'année, il est demandé à l'enquêté de déclarer le nombre de mois durant lequel un produit est consommé. Cela permet, en principe de tenir compte partiellement de la saisonnalité des consommations. Ne pas tenir compte de la fréquence annuelle des consommations risque donc d'introduire des erreurs dans l'appréciation des niveaux de vie moyens et de leurs distributions. Une étude effectuée sur des données chinoises montre que l'annualisation des déclarations mensuelles de dépenses par extrapolations de relevés mensuels n'a pas d'incidence sur les niveaux moyens mais accroît fortement la dispersion des niveaux de vie (Gibson, Huang et Rozelle, 2003). Par exemple, l'extrapolation d'un seul relevé mensuel par une multiplication par 12 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. Les auteurs de l'étude ne donnent pas d'explication à ce résultat. Comme le montrent Chesher et Schuter (2002), cela peut provenir du fait qu'une telle méthode d'extrapolation introduit des erreurs de mesure, erreurs qui augmentent la variance et donc les inégalités. Dans la mesure où seule la Chine dispose d'un dispositif d'enquêtes relevant les consommations journalières sur les douze mois de l'année, on peut craindre que dans les autres pays, les bruits introduits par l'extrapolation des relevés mensuels ou hebdomadaires ont pour conséquence une surestimation générale des niveaux d'inégalité.

Outre ce biais inhérent à la méthodologie des enquêtes, un biais de déclaration sur le nombre de mois de consommation de chacun des produits peut exister selon que le ménage est riche ou pauvre, voire selon la perception subjective de son niveau de vie. Jones et Ye (1997) montrent qu'il y a une corrélation positive entre le nombre de mois de consommation déclaré et le niveau mensuel des dépenses. Si tel est le cas, ne pas tenir compte des fréquences de consommation des produits en multipliant simplement par 12 les niveaux mensuels risque de déformer la distribution des niveaux de vie, en donnant notamment trop de poids aux dépenses des plus pauvres par rapport à la réalité.

<sup>10</sup> Nous avons régressé les niveaux de consommation par tête et par produits sur la variable indiquant le choix de la fréquence des déclarations tout en contrôlant la saisonnalité des dépenses par la variable de période d'enquête.

Nous constatons ce phénomène sur les deux enquêtes étudiées : le fait de ne pas tenir compte de la fréquence de consommation des produits dans l'année accroît les niveaux moyens de consommation et réduit la pauvreté. L'impact est faible dans le cas ivoirien mais très fort dans le cas malgache : une augmentation de 75 % du niveau moyen de consommation et une baisse de 33 % du taux de pauvreté.

#### *Saisonnalité des consommations*

La saisonnalité des quantités de produits consommées est aussi difficile à contrôler par les enquêtes légères dorénavant mises en œuvre. Cela peut donc aussi entraîner des biais dans les comparaisons de niveaux de vie. Jones et Ye (1997) ont identifié l'existence d'une telle saisonnalité dans le cas ivoirien. Les ménages agricoles produisant des cultures de rentes (café, cacao et coton) enquêtés entre décembre et mars ont significativement des dépenses supérieures aux autres. Parmi les ménages produisant des cultures vivrières et avec des niveaux élevés d'autoconsommation, les dépenses sont supérieures en avril et mai et inférieures de décembre à mars. Alors que la saisonnalité des dépenses semble être sensiblement la même pour les producteurs de café et de cacao selon qu'ils ont des dépenses par tête supérieures ou inférieures à 100 000 FCFA, les producteurs de coton pauvres présentent une saisonnalité plus forte que les producteurs riches. Pour Madagascar, il semblerait que le fait d'avoir été enquêté ou non durant la période de récolte (de décembre à mai) n'a pas d'incidence sur les déclarations, sauf pour les ménages se situant sur la première moitié de la distribution des niveaux de vie ou vivant dans les régions de Fianarantsoa et Toamasina<sup>11</sup>.

Nous avons constaté que la correction des biais de saisonnalité a finalement un effet assez faible sur la distribution des niveaux de vie : par exemple, dans le cas de l'enquête ENV98 ivoirienne cette correction augmente de 2 % le niveau moyen de consommation, baisse d'un point le taux de pauvreté et n'a pas d'incidence sur les inégalités.

#### *Mode de valorisation de l'autoconsommation et correction des disparités spatio-temporelles de prix*

La question des prix et de la valorisation des quantités consommées est également primordiale. Trois éléments sont essentiels : (i) le mode de valorisation des quantités autoconsommées ; (ii) la correction des écarts de prix régionaux ; (iii) enfin,

<sup>11</sup> Une régression du logarithme de la dépense par tête sur une indicatrice de période d'enquête du ménage, des indicatrices de région, de type de culture et de niveau d'autoconsommation a été effectuée en contrôlant certaines caractéristiques des ménages telles que la taille et le niveau d'éducation.

la prise en compte de l'évolution des prix au cours de l'année d'enquête.

Dans les pays en développement où l'autoconsommation peut constituer en moyenne plus de la moitié des dépenses alimentaires, la question du choix des prix pour valoriser ces quantités mérite une grande attention. Cette valorisation peut s'effectuer en appliquant aux quantités autoconsommées soit les prix d'achat déclarés par les ménages, soit le prix de vente du produit à la fois autoconsommé et vendu par le ménage agricole. Ces prix d'achat et de vente peuvent être déclarés directement par le ménage, sinon ce sont les prix moyens ou médians par clusters d'enquêtes ou par région qui peuvent être utilisés. Opter pour un prix moyen ou médian par produit peut se justifier afin de contrôler les erreurs de déclarations qui sont souvent assez nombreuses (problème de concordance entre l'unité de mesure de la quantité de produit et le prix unitaire, erreurs de saisies etc.). En même temps, le choix d'un prix moyen par région risque de réduire artificiellement la dispersion des prix qui peut être importante du fait de la faible intégration des marchés. Deaton et Zaidi (1999) conseillent d'utiliser les déclarations individuelles de prix de vente. Dans le cas où ces prix sont manquants ou jugés erronés, il est possible de les corriger par des déclarations d'individus proches du ménage pour lequel l'information est manquante. Parfois, aucun choix n'est possible dans la mesure où seules les estimations des valeurs des autoconsommations sont collectées et non pas les quantités ni les prix individuels. Tel est le cas de l'enquête ivoirienne ici analysée.

Dans le cas malgache, le scénario alternatif aux déclarations individuelles de prix retenu a été celui des prix médians déclarés au niveau géographique le plus fin possible, du cluster d'enquête lorsque l'information existe à la province (faritany). L'incidence de ce choix méthodologique est notable : le niveau moyen de consommation augmente de 9 % et l'indice de Gini de 4 points (cf. tableau 2 : Synthèse des résultats en conclusion) ; seule l'incidence de pauvreté ne change pas.

Dans la mesure où mesurer l'agrégat de consommation a pour objectif de comparer les niveaux d'utilité entre ménages, il est important de mesurer les niveaux de vie à un prix de référence donnée. Deaton et Zaidi (1999) expliquent les présupposés théoriques des différents choix pour déflater et la manière de procéder en pratique. Il peut s'agir des prix moyens d'un endroit donné (la capitale par exemple) ou bien des prix moyens du panier de biens des ménages se situant autour de la ligne de pauvreté. La première option consiste à vouloir comparer des utilités mesurées

monétairement et devrait en principe revenir à corriger les valeurs des agrégats de consommation par un indice Paasche de prix. Les pondérations sont les paniers de biens de chaque ménage. Lorsque les prix par ménage ne sont pas disponibles ce sont les prix relevés au niveau des villages qui devraient les remplacer (prix relevés dans les questionnaires communautaires des enquêtes LSMS). La seconde option, la moins recommandée par Deaton et Zaidi (1999) mais la plus pratiquée, consiste à calculer des ratios de bien-être. Il s'agit alors de calculer un indice Laspeyres de prix, le panier de biens choisi étant généralement le panier de biens moyens des ménages vivant autour de la ligne de pauvreté. Par exemple, Appleton (2003) montre clairement sur des données ougandaises de 1993-94 comment la prise en compte des disparités spatiales de panier de consommation d'aliments de base peut mener à des estimations différentes de niveaux de pauvreté : alors que le niveau national ne change pas, la région Ouest devient la plus pauvre plutôt que la région Nord et les écarts d'incidence de pauvreté sont de l'ordre de 10 à 15 points de pourcentage.

De fait, ce travail de construction d'indices de prix à partir des enquêtes est rarement effectué. De plus, il n'est possible que lorsque ces dernières le permettent, ce qui n'est pas le cas des enquêtes légères actuellement appliquées, les prix unitaires étant rarement collectés. Une procédure alternative consiste à utiliser d'autres sources de données, telles que les indices régionaux de prix à la consommation produits par les instituts nationaux de la statistique. Il est possible que l'utilisation de ces sources externes d'informations introduise un bruit supplémentaire ; par ailleurs ces indices de prix régionaux sont souvent rares. Nous avons utilisé les indices de prix régionaux pour corriger des écarts de niveaux de vie les agrégats de consommation des enquêtes ivoirienne et malgache que nous avons analysé. Cela a une forte incidence sur le calcul des niveaux de vie. Cela 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.

Si la correction à partir des relevés de prix des enquêtes n'est pas possible, il est nécessaire de tenter de corriger aussi des évolutions de prix au cours d'une année qui peuvent avoir une incidence non négligeable si les ménages sont enquêtés à des moments différents durant une année relativement inflationniste. Par exemple, l'enquête EPM93

malgache s'est déroulée sur 10 mois durant lesquels l'inflation a été de l'ordre de 40 %, ce qui peut avoir une incidence sur le calcul de l'agrégat moyen ainsi que sur l'estimation des inégalités. Corriger l'inflation infra-annuelle n'a pas d'incidence sur les inégalités mais conduit à réduire l'agrégat de consommation moyen de 24 % et le taux de pauvreté de 11 points<sup>12</sup>. Donc, alors que l'étalement de l'enquête sur 10 mois avait pour intention de contrôler de la saisonnalité, en période de forte inflation cette procédure peut entraîner des biais importants qu'il était nécessaire de corriger.

L'analyse des deux enquêtes susmentionnées montre donc que l'allégement des dispositifs de collecte de données de consommation peut entraîner des erreurs importantes de mesure. Il semble que ce ne sont pas tant les choix méthodologiques au sein des enquêtes, tels que le choix entre deux périodes de référence ou le mode de valorisation de l'autoconsommation par exemple, qui ont une incidence forte que les contraintes propres au dispositif léger des enquêtes. Par contre, le fait que cela limite fortement le mode d'annualisation des consommations et la prise en compte des écarts de prix relatifs peut entraîner des erreurs importantes d'appréciation des niveaux de vie.

---

## La difficile mesure de l'agrégat de revenu des ménages dans les PVD

---

A l'exception des pays d'Amérique latine, c'est l'agrégat de consommation qui est généralement choisi pour évaluer les niveaux de vie. Cela tient à plusieurs facteurs : d'une part l'approche de la pauvreté par les résultats (à travers les dépenses) et non par les moyens (essentiellement les revenus) a dominé jusqu'à récemment. D'autre part, la saisonnalité et l'informalité des revenus dans les pays en développement rendent délicate leur appréhension correcte par les enquêtes auprès des ménages (des effets de mémoire et des problèmes d'annualisation, entre autres, se posent nécessairement). Enfin, les biais de sous-déclarations et les refus de réponse constituent un souci majeur : la proportion de ménages qui refusent de répondre aux questionnaires concernant leurs revenus peut être importante. Par exemple, dans le cas de l'enquête américaine *Current Population Survey*, ce taux de non-réponse était de plus de 25 % au début des années 1980 (cf. Lillard *et alii*, 1986 ; les études citées par Mistiaen et Ravallion, 2003). Ce dernier point est l'objet principal de cette section.

---

<sup>12</sup> Cette correction n'a pas lieu d'être dans le cas de l'enquête ivoirienne ENV98, l'enquête s'étant déroulée sur une période courte de 3 mois.

## Le repérage des biais de sous-déclaration de revenu

Une méthode simple consiste à calculer l'épargne résiduelle par solde entre les revenus déclarés et la consommation, sous-couvert, bien évidemment, d'une mesure correcte de cette dernière. Il est connu qu'en général les enquêtes fournissent des taux d'épargne résiduelle négatifs, autrement dit que certains ménages consomment plus que ce dont ils disposent en termes de revenus (Deaton, 1997). Cependant, rares sont les travaux qui discutent de l'ampleur de cette épargne négative et de sa variance selon le niveau de vie des ménages.

Nous avons procédé à un tel exercice sur les deux enquêtes étudiées. Dans le cas ivoirien, le taux moyen d'épargne résiduelle est égal à -86 %, toujours négatif quelque soit le décile de consommation, et décroissant avec le niveau de consommation. Ainsi, 61 % des ménages de l'échantillon ivoirien ont une épargne résiduelle négative, ce qui peut être un comportement normal en cas de perte d'emploi, d'absence de récoltes ou tout autre choc négatif. Cependant, plus de 20 % des ménages consomment deux fois plus que ce que leur permet leur revenu (taux d'épargne résiduelle inférieur ou égal à -100 %). Ils se situent sur l'ensemble de la distribution mais plus fréquemment dans les déciles du haut de la distribution. Par ailleurs, nous avons testé s'il y avait une correspondance entre les difficultés économiques rencontrées par les ménages, le comportement qu'ils ont adopté pour y faire face (utiliser leur épargne, vendre des actifs, s'endetter) et leur épargne. On observe que les ménages qui désépargnent fortement ne font pas face à plus de difficultés économiques que les autres ménages.

Dans le cas malgache, le taux moyen d'épargne résiduelle est seulement de -4 % et sa distribution est tout à fait différente : les taux d'épargne moyens sont positifs et assez élevés pour l'ensemble de la distribution à l'exception des déciles 3, 9 et 10. Seuls 5 % des ménages de l'échantillon total consomment deux fois plus que ce que leur revenu courant leur permet. On constate par ailleurs, et de manière assez surprenante, des taux d'épargne élevés dans le bas de la distribution, ce qui laisse à penser que la consommation est sous-évaluée. On peut en conclure que dans le cas malgache, la mesure du revenu est relativement correcte ; cela tient sans doute à une meilleure qualité de l'enquête (l'enquête ivoirienne est notamment très légère sur les activités non salariales non agricoles) et à un taux de salarisation supérieur à Madagascar (74 % des sources de revenus non agricoles) par rapport à la Côte d'Ivoire (36 %), ce qui rend la déclaration des revenus plus aisée comparée à une activité informelle.

## Des corrections possibles uniquement si le biais est aléatoire

Les différences d'enquêtes et d'ampleur de biais ouvrent alors des possibilités plus ou moins efficaces de redressement des revenus. Deux méthodes sont ici discutées. Une première consistant à utiliser des données sur l'épargne des ménages. Une seconde faisant appel aux techniques de remplacement de valeurs manquantes.

### Le redressement par l'épargne déclarée : une méthode simple

Une première méthode utilise les informations sur les montants d'épargne cumulée déclarés par les ménages (Loisy, 1999). Nous avons pu tester cette méthode sur les données malgaches. La méthode est la suivante. Dans les cas où la somme des consommations et de l'épargne déclarée et non résiduelle ( $C + S_{\text{déclarée}}$ ) est supérieure au revenu déclaré ( $Y_{\text{déclaré}}$ ), sachant que le ménage n'a pas contracté de prêt à la consommation, le revenu est 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 ont un revenu inférieur mais disposent d'un prêt pour consommer des biens courants, aucun remplacement n'est effectué.

Cette correction augmente le revenu moyen de 14 %, le taux d'épargne moyen résiduel de 30 points de pourcentage et l'indice de Gini de 2 points (écart toutefois non significatif car compris dans l'intervalle de confiance). Le taux d'épargne total des ménages malgaches serait alors de 27 %, un taux assez élevé relativement à celui des comptes nationaux qui n'est que de 2.3 %. Donc là encore, la question de la cohérence des différentes sources de données se pose.

A condition bien évidemment que les données sur l'épargne réelle soient collectées par les enquêtes ménages, cette méthode est simple et permet de corriger le biais de sous-déclaration même si ce biais est corrélé avec le revenu. Elle n'est cependant correcte que si les déclarations d'épargne ne sont pas elles aussi biaisées. Cette remarque milite pour l'utilisation de sources externes d'information qui permettent de juger du biais d'erreur des données d'enquête, voire de le corriger, que ce soit sur l'épargne ou sur les revenus, à l'instar des sources fiscales et de la comptabilité nationale comme discuté en première section.

### Les méthodes d'imputation des valeurs manquantes

La communauté des statisticiens d'enquêtes a travaillé sur les différentes manières possibles de gérer les valeurs manquantes. Ces travaux peuvent

s'appliquer au traitement des sous-évaluations des revenus comme nous l'avons fait : il s'agit de faire comme si les revenus sous-évalués sont des observations manquantes et de réfléchir à la manière de les remplacer. Plusieurs méthodes de remplacement sont appliquées.

Une correction relativement simple revient à allouer la moyenne ou la médiane<sup>13</sup> des observations appartenant à la « même catégorie » que l'observation manquante (« *mean or median imputation* »). Cette méthode est adoptée par l'office américain de la statistique: les biais de non-réponses sur les revenus sont corrigés en allouant aux individus ayant refusé ou omis de déclarer leurs revenus la réponse moyenne des ménages ayant les mêmes caractéristiques en termes d'âge, de race, de sexe, de type d'occupation, de niveau d'éducation et de nombre d'heures travaillées (Census Bureau, 2002). Cette procédure n'est pas sans défaut : la distribution de la nouvelle variable est incorrecte puisque des valeurs moyennes ont été ajoutées. La variance est alors sous-estimée, ce qui augmente artificiellement la significativité des estimateurs d'une régression. Par ailleurs, cette méthode d'appariement ne permet pas de prendre en compte un grand nombre de variables.

Une deuxième correction consiste à estimer un modèle explicatif de la variable dont une partie des observations est manquante et à utiliser les coefficients prédits pour estimer les valeurs manquantes (« *imputation using a prediction model* »). Székely et Hilgert (1999) adoptent cette méthode dans le cas de plusieurs pays d'Amérique latine en estimant des revenus pour chaque composante du revenu et en classant les ménages en fonction des revenus prédits. A chaque ménage n'ayant pas répondu sur son revenu est alloué le revenu prédit, plus un terme résiduel égal à la moyenne des termes d'erreurs des deux ménages situés juste au-dessus et en-dessous de lui dans la nouvelle distribution. Cette méthode, comme la précédente, ne tient pas compte du mécanisme de sélection qui préside à la non-réponse totale ou partielle.

Une troisième méthode est celle dite d'imputations multiples proposée par Rubin (2004). Elle impute des valeurs aux observations manquantes sur la base d'un modèle paramétrique de comportement<sup>14</sup>

<sup>13</sup> Il est préféré la médiane à la moyenne lorsque cette dernière est trop dépendante des valeurs extrêmes de la distribution.

<sup>14</sup> Au lieu d'estimer une équation de revenu, il peut sembler préférable d'imputer des valeurs de revenu à partir d'un modèle expliquant le fait d'être manquant ou de sous-déclarer le revenu. Il s'agit alors d'estimer un score de propension (*weighted hotdeck imputation*) avec un modèle logit sur la variable dichotomique  $R$  prenant

(équation de revenu) et tient compte de l'incertitude sur la prédiction des valeurs et des paramètres à estimer en imputant plusieurs valeurs, fondées sur l'inférence bayésienne.

L'ensemble de ces méthodes de redressement n'est valable que si le processus qui régit les déclarations erronées de revenu est indépendant du modèle explicatif de la formation des revenus. Rubin (2004) distingue différents mécanismes qui peuvent régir le processus de non-réponse ou de réponse partielle. Seuls les deux premiers cas autorisent des redressements corrects. (1) Un mécanisme de sélection est *Missing Completely at Random* (MCAR) lorsque la probabilité de manquer pour une variable  $X$  donnée ne dépend d'aucune variable observée. Cette hypothèse est souvent peu réaliste (Bound *et alii*, 2001). (2) Une hypothèse un peu moins restrictive est la sélection *Missing at Random* (MAR). La probabilité de répondre au questionnaire dépend d'une partie ou de l'ensemble des valeurs observées (données collectées dans l'enquête ou bien données issues du plan de sondage) mais est indépendante du modèle de comportement - dans le cas présent, le modèle de formation des revenus. (3) Dans le cas où la probabilité de ne pas figurer dans les données dépend de ces mêmes observations manquantes et que les deux modèles, de sélection et de comportement, ne sont pas indépendants, alors le processus de valeurs manquantes est dit « non ignorable » ou non aléatoire. Dans ce cas, on ne peut corriger correctement les valeurs manquantes. Nous le constatons dans les cas ivoirien et malgache que nous avons étudiés. En effet, dans le cas où l'enquêté est informé de l'objet de l'enquête, ce qui est le cas des enquêtes auprès des ménages dans les pays en développement, il est fort probable que le processus de sélection soit endogène et qu'on ne dispose pas de variable permettant d'ignorer la sélection. Une manière de vérifier si le processus de sélection est ou non aléatoire est de mettre en œuvre la procédure de sélection en deux étapes proposée par Heckmann et d'en tester sa validité.

---

la valeur 1 lorsque la déclaration de revenu est jugée incorrecte et 0 sinon :  $\logit(p) = \beta X$  avec  $p = \Pr(R = 0 / X)$  et  $\logit(p) = \log(p/(1-p))$ . Les observations sont ensuite regroupées en fonction de leur score de propension. Cette méthode est plus puissante que la méthode d'imputation de la moyenne d'une catégorie donnée (*mean or median imputation*) car elle prend en compte un plus grand nombre de variables dans le processus d'appariement. Cependant, dans le cas où les observations ne sont pas manquantes de manière totalement aléatoire la méthode par les scores de propension produit des résultats biaisés contrairement à la méthode par régression qui tient compte des corrélations entre variables (Allison, 1999).

## Une tentative de redressement des revenus par la méthode d'imputation multiple

Nous tentons d'appliquer la méthode d'imputations multiples aux déclarations des revenus des deux enquêtes que nous analysons.

La première étape consiste à définir les ménages qui sont jugés avoir déclaré leurs revenus de manière incorrecte. Nous avons retenu deux critères. Un premier, utilisé dans le cas ivoirien, où le revenu doit être remplacé s'il est nul parce qu'aucun revenu, quelque soit le type, n'est déclaré, et si le taux d'épargne du ménage est inférieur ou égal à -100 %. Un second, appliqué au cas malgache, où le revenu doit être recalculé lorsque la somme des consommations et de l'épargne déclarée ( $C + S_{\text{déclarée}}$ ) est supérieure au revenu déclaré ( $Y_{\text{déclaré}}$ ), sachant que le ménage n'a pas contracté de prêt à la consommation. Dans les deux cas, cela représente 23 % des ménages pour lesquels une correction des déclarations de revenus est jugée nécessaire, la correction devrait être cependant plus forte étant donnée l'ampleur des biais.

La deuxième étape revient à vérifier l'existence ou non d'un biais de sélection. Une procédure à la Heckmann est alors mise en œuvre. Dans notre cas où le biais semble effectivement croissant avec le niveau de vie, les variables retenues dans l'équation de sélection sont le statut professionnel des actifs du ménage, le logarithme de la consommation par tête, ainsi que des indicatrices indiquant si des individus cumulent plusieurs activités dans le ménage, déclarent ne pas travailler, recevoir des rentes et recevoir des bénéfices en plus d'un salaire. Il apparaît clairement qu'un tel biais existe (cf. Tableau 1). Comme attendu, le logarithme de la consommation par tête est corrélé positivement avec le fait de ne pas déclarer correctement ses revenus, comme la présence de travailleurs indépendants dans le ménage, à Madagascar. Par contre, les autres variables explicatives sont soit non significatives, soit de signe négatif. Ces effets négatifs inattendus pourraient montrer que les individus sont cohérents dans le sens où ils fraudent tant sur le niveau de revenu déclaré que sur leur pluriactivité, ou sur l'origine de leurs revenus en masquant le fait qu'ils reçoivent des rentes par exemple.

Les données ne semblent donc pas remplir les conditions permettant de mettre en œuvre correctement la procédure proposée par Rubin, la sélection n'étant pas «ignorable»<sup>15</sup>. Il nous a paru

cependant intéressant de continuer la démarche afin de juger des modifications que cela apporte. Nous avons alors procédé à une estimation d'une équation de revenu qui intègre à la fois des variables explicatives du niveau de revenu et des variables pouvant contrôler le biais de sélection. Le premier groupe de variables explicatives est composé du sexe du chef du ménage, de son âge, du niveau moyen d'éducation du ménage ainsi que son niveau d'expérience, de sa composition démographique, du nombre d'hectares possédés et de la région de résidence. Le second comprend les variables relatives au fait de répondre correctement ou non au montant de revenu.

L'incidence du premier groupe de variables est relativement standard (cf. Tableau 1) : effet positif et significatif sur le niveau de revenu du fait que le chef de ménage soit un homme, du nombre d'adultes, de l'âge du chef de ménage, du niveau d'éducation et d'expérience du ménage (pour ces trois variables, uniquement dans le cas ivoirien) ; effet négatif du fait de vivre en milieu rural et positif de résider à Abidjan (mais non significatif de vivre à Antananarivo). A Madagascar, les ménages agricoles ont des revenus inférieurs aux autres ménages quelles que soient les superficies cultivées tandis qu'en Côte d'Ivoire cela ne semble être le cas que pour les ménages ayant moins de deux hectares. Concernant le second groupe de variables qui sont plutôt liées aux comportements déviant de sous-estimation des revenus, on observe : comme attendu, le logarithme de la dépense par tête est corrélé avec le revenu. Le fait de recevoir des rentes ou des bénéfices accroît le niveau de revenu des ménages malgaches et ivoiriens. En Côte d'Ivoire, il en est de même concernant la pluriactivité et le fait de déclarer être travailleur indépendant, mais aussi de la présence d'inactifs dans le ménage. A Madagascar, la présence au sein du ménage de salariés, mais aussi d'inactifs, d'agriculteurs et d'aide familiaux joue positivement sur le niveau de revenu déclaré.

La procédure d'imputations multiples a ensuite été appliquée<sup>16</sup>. Cela 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 (cf. Tableau 2 en conclusion). Autant le redressement des revenus de l'enquête ivoirienne semble assez faible au regard des erreurs suspectées, autant le redressement des données malgaches peut paraître

---

*n'ont pas donné lieu au développement de procédures informatiques par les logiciels standard d'analyse statistique.*

*<sup>16</sup> Selon la méthode, cinq imputations ont été effectuées et se sont avérées suffisantes, la variance inter-imputation étant inférieure à la variance intra.*

<sup>15</sup> Dans ce cas, Rubin (chapitre 6, 2004) discute de plusieurs méthodes pouvant être mises en œuvre pour prendre en compte ce biais, mais qui, jusqu'à présent,

correct. En effet, il est identique à celui opéré à partir des déclarations d'épargne.

Finalement, bien que ces problèmes de sous déclaration des revenus semblent importants, il n'est pas aisé de les corriger. En amont, il est crucial d'élaborer des méthodologies d'enquêtes qui permettent d'appréhender correctement tous les types de revenus, en particulier ceux tirés

d'activités informelles, et d'activités saisonnières. L'enquête malgache est indéniablement de meilleure qualité que l'enquête ivoirienne, elle capte mieux les revenus des ménages. Cependant, l'appréciation des revenus informels exige une méthodologie d'enquête bien spécifique qui permet notamment de guider les enquêtés dans l'élaboration d'un compte d'exploitation, à l'instar des enquêtes 1-2-3.

**Tableau 1 :**  
**Equation de revenu**

Variable dépendante : log du revenu total du ménage (a)	Equation de revenu avec contrôle du processus de réponse erronée		Equation de revenu sans prise en compte du processus de sélection mais en introduisant dans l'équation les variables pouvant expliquer les réponses erronées	
	Côte d'Ivoire (n = 4164, n censuré= 3249)	Madagascar (n = 4494, n censuré= 3480)	Côte d'Ivoire (n = 3249)	Madagascar (n = 3480)
Constante	13.13*	13.89*	2.38*	3.07
Sexe du chef de ménage (1 = masc.)	0.13*	0.20*	0.17*	0.13*
Age du chef du ménage	-0.01	0.002	0.004*	- 0.0004
Niveau moyen d'éducation du ménage	1.11*	1.15*	- 1.30*	- 0.07
Niveau moyen d'expérience.	0.09	0.004	1.57*	0.002
Nbre d'enfants de 0 à 5 ans	0.26*	0.15	0.13*	0.21*
Nbre d'enfants de 6 à 14 ans	0.26*	0.15*	0.19*	0.25*
Nbre d'adultes	0.26*	0.32*	0.26*	0.34*
Possession de terres agricoles				
Sans terre	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
[1 à 2 ha]	0.25*	-0.59*	- 0.08	- 0.28*
]2 à 5 ha]	0.41*	-0.25	0.09*	- 0.17*
plus de 5 ha	0.22*	-0.30	0.25*	- 0.11*
Résident en milieu rural	-0.18*	0.10	-0.12*	0.11*
Abidjan, Antananarivo	0.25*	0.06	0.08*	0.009
	(Equation de sélection)			
Log de la consommation par tête	0.40*	0.50*	0.81*	0.77*
Présence de salariés	-0.41*	-0.11	- 0.06	0.08*
Présence de travailleurs indépendants	-0.24*	0.31*	0.23*	- 0.03
Présence d'agriculteurs	-0.59*	-0.71*	- 0.01	0.16*
Présence d'aide familiaux et apprentis	-0.06*	-0.01	- 0.03*	0.06*
Présence d'inactifs	-0.07	0.12	0.19*	0.08*
Pluri activités	-0.49*	-0.04	0.16*	- 0.04*
Reçoit des bénéficiaires	-0.30*		0.22*	
Reçoit des rentes	-0.23	-0.10	0.08	0.16*
Constante	-5.27	-6.85*		
R <sup>2</sup>	354.6	601.6	0.63	0.70
	(Wald chi2)	(Wald chi2)		
Ratio de Mills	-1.08*	-0.99*		

\* : variables significatives à 5 %.

(a) les termes au carré de l'éducation, l'expérience, le nombre d'enfants et d'adultes ont aussi introduites comme variables explicatives mais ne figurent pas dans ce tableau.

Sources : EPM93 Madagascar, ENV98 Côte d'Ivoire, nos propres calculs

## Les biais d'échantillonnage : toutes les catégories de ménages sont-elles correctement représentées dans les enquêtes ?

### Biais contraint ou volontaire

Tout d'abord, les plans de sondage par logement éliminent de fait les personnes sans domicile fixe qui comptent parmi les plus démunies. Nous ne connaissons pas de travaux ayant analysé l'incidence de la prise en compte de cette

population sur la mesure de la distribution des niveaux de vie d'un pays. Ensuite, dans la plupart des enquêtes ménages, certains ménages retenus lors de la phase d'échantillonnage ne participent pas, dans les faits, à l'enquête. Ainsi, 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 certains ménages riches par des ménages plus conciliants, mais aussi peut-être de niveaux de vie plus modestes. Enfin, il est possible aussi que certaines catégories de la population ne soient pas enquêtées délibérément, telles que les étrangers.

Dans les enquêtes que nous avons étudiées, c'est le cas des populations d'origine non africaine résidents dans le pays.

Ces biais de plans de sondage sont repérables par comparaison de certains éléments de l'enquête avec des données de recensements (type d'habitat, nationalité des résidents par exemple). Une correction possible consiste à re-stratifier l'enquête *a posteriori* par un processus itératif de redressement des coefficients de tableaux croisés à deux critères (nationalité/strate géographique par exemple).

### **L'impact distributif des biais d'échantillonnage et les tentatives de redressement**

Nous avons 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 %).

Les revenus moyens demeurent relativement inchangés à la suite des corrections du plan de sondage par la méthode de stratification *a posteriori* pour les deux pays (cf. tableau 2 en conclusion). Les niveaux de consommation moyenne ne varient pas beaucoup non plus, excepté après le redressement par nationalité et type de logement pour la Côte d'Ivoire (baisse de 3,7 % de la consommation moyenne) et par niveaux d'éducation par strates géographiques pour Madagascar (hausse de 4,7 %). En revanche, aucun des redressements n'a d'incidence significative sur les inégalités. Cela tient sans doute à la méthode elle-même qui revient à remplacer les valeurs manquantes de l'échantillon par une duplication<sup>17</sup> de certaines catégories de population (habitants des villas, de baraques ou cases précaires par exemple), autrement dit en augmentant leur poids relatif dans l'enquête. Dans notre cas, ces différentes corrections semblent se compenser: l'effet potentiellement inégalitaire de l'augmentation du poids des habitants des villas (et à l'autre extrémité du spectre des revenus, des habitants des baraques et cases) annulant l'effet en sens contraire de

l'augmentation relative du poids des étrangers africains.

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). 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 sont sensibles aux hypothèses retenues (cf. tableau 2 en conclusion), mais montrent à quel point les niveaux de vie et 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.

---

## **De la synthèse des résultats aux recommandations**

---

Concernant la polémique mentionnée en introduction entre comptables nationaux et défenseurs des enquêtes auprès des ménages, on ne saurait privilégier l'une ou l'autre source de données tant il existe par construction des biais et des problèmes de qualité globale des données dans chacune d'elles. Cependant, largement indépendantes, ces deux sources de données devraient mieux se compléter. Outre les sources fiscales et douanières, les comptables nationaux devraient utiliser les enquêtes pour tester la vraisemblance de leurs agrégats, à l'instar des travaux visant à l'intégration de la valeur ajoutée issue du secteur informel dans les comptes nationaux. L'harmonisation des données comptables avec les données d'enquêtes n'a pas pour seul but d'atténuer la polémique sur

<sup>17</sup> On fait alors l'hypothèse implicite que les «absents» d'une catégorie ne se distinguent pas en moyenne des «présents».

l'évolution de la pauvreté dans le monde à l'aune des Objectifs du Millénaire. Elle est essentielle pour comprendre les sources des inégalités au sein des pays, d'où l'importance de faciliter ce travail de collaboration par le biais, par exemple, de structures regroupant statisticiens et comptables nationaux comme c'est d'ores et déjà le cas dans les pays ouest-africains.

La prise de conscience par les concepteurs et utilisateurs des enquêtes auprès des ménages de l'importance de toutes les sources de biais évoquées n'est pas nouvelle. Cependant, ce sont essentiellement les problèmes de conception, de qualité des enquêtes qui ont retenu leur attention, et ceci relativement à la mesure de la pauvreté plutôt qu'à celle des inégalités. Par ailleurs, face à la difficulté de mesurer correctement les revenus, il est dorénavant d'usage d'appréhender le « bien-être » de préférence par la variable de consommation courante plutôt que par le « revenu » des individus et/ou des ménages. Or autant ce choix peut se justifier concernant l'analyse de la pauvreté, autant il nous paraît difficile d'étudier les inégalités uniquement à travers les comportements de consommation en omettant de prendre en compte les sources de revenu et l'épargne. Cependant, cette orientation exige des enquêtes dont les modules de revenus soient plus précis et complets, à l'instar des enquêtes 1-2-3 qui disposent d'un module spécial sur les entreprises informelles<sup>18</sup>.

Il est indéniable que la multiplication des enquêtes auprès des ménages représentatives au niveau national marque un réel progrès pour l'appréciation des niveaux de vie et sont des outils indispensables d'aide à la décision. Il est cependant nécessaire d'être conscient de leurs limites, de réfléchir à leur amélioration et de considérer avec un regard critique les données secondaires sur les inégalités et la pauvreté qui en sont issues. En effet, on a montré que l'allègement des dispositifs d'enquêtes peut entraîner des erreurs d'appréciation des niveaux de vie importantes, telles que celles dues à la difficulté de contrôler des écarts de prix régionaux.

De même, les biais de sondage et les sous-déclarations de revenu ont des incidences certaines. Les analyses des deux enquêtes utilisées pour ce travail montrent que, concernant ces biais et dans chacun des pays, les niveaux de vie augmentent ou diminuent selon les corrections effectuées tandis que les inégalités s'élèvent assez sensiblement. À Madagascar, la méthode de redressement des revenus par imputations multiples entraîne un accroissement du coefficient de Gini de 2 points (43 contre 41), 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. Au minimum, les modes de calcul doivent être explicitement énoncés, sans quoi il est difficile de savoir si les écarts de niveaux de vie constatés entre deux pays proviennent d'écarts réels ou bien de différentiels méthodologiques.

Les estimations des inégalités dans les autres pays sont-elles tout autant sous-estimées ? Le différentiel d'inégalité entre pays est-il modifié ? Répondre à ces interrogations demanderait un travail d'envergure auquel les statisticiens et les utilisateurs de ces bases de données devraient s'atteler. À l'instar de Deaton, nous militons pour une initiative internationale de concertation sur les protocoles d'enquête à adopter, ainsi que pour la multiplication des travaux de recherche approfondis sur les effets des erreurs d'échantillonnage et d'observations sélectives. Car comme l'écrivent Deaton et Kozel (2005), « *[it is clear] that repairs, however creative, are a poor substitute for the collection of clean, credible, and comprehensive data* ». Une telle initiative pourrait, dans le même temps, permettre une actualisation précise et permanente des grilles d'évaluation de la qualité des données disponibles sur la distribution des niveaux de vie du type de celle de WIDER.

<sup>18</sup> Ces enquêtes ont eu lieu à Yaoundé (Cameroun) en 1993-94, à Antananarivo (Madagascar) annuellement depuis 1995, dans les 7 capitales des pays de Union Economique et Monétaire de l'Afrique de l'Ouest en 2001-03, au Cameroun en 2004 et en République Démocratique du Congo en 2005 au niveau national cette fois, ainsi qu'à Lima (Pérou) de 2001 à 2004, au Guatemala, en Chine, au Maroc, en Algérie, au Bangladesh sous forme d'enquête pilote. Voir Statéco n°99, septembre 2005 pour une présentation détaillée de ces enquêtes.

Tableau 2 :  
Synthèse des résultats

	Agrégat de consommation		Agrégat de revenu	
	Niv. moyen par tête	Indice de Gini	Niv. moyen par tête	Indice de Gini
<b>Côte d'Ivoire</b> (milliers de F CFA courants)				
	Données Banque mondiale <sup>a</sup>	319	45,2	
(1)	Nos propres calculs <sup>b</sup>	349	43,6	381
<i>Incidence des choix méthodologiques</i>				
(2)=	(1) sans écarts de prix régionaux	315	45,4	
<i>Redressement des sous déclarations de revenu</i>				
(3)=	(1) redressé des sous-déclarations de revenu par la méthode des imputations multiples (Rubin, 2004)		403	52,1
<i>Stratification a posteriori et redressement des biais de plan de sondage</i>				
(4)=	(1) sur l'origine ethnique et la nationalité par strates géogr.	347	43,6	385
(5)=	(1) sur le type de logement par strates géogr.	347	44,2	387
(6)=	(1) sur la nationalité et le type de logement	336	43,7	382
(7)=	(1) plus pop. étrangère d'origine non africaine (Hyp. haute) <sup>c</sup>	403	50,0	491
(8)=	(1) plus pop. étrangère d'origine non africaine (Hyp. basse) <sup>c</sup>	373	46,2	426
<b>Madagascar</b> (millions de F MG courants)				
	Données Banque mondiale <sup>a</sup>	237	43,4	
(1)	Nos propres calculs <sup>b</sup>	297	45,6	359
<i>Incidence des choix méthodologiques</i>				
(2)=	(1) sans écarts de prix régionaux	265	46,8	
(3)=	(1) avec inflation infra-annuelle	232	47,7	
(4)=	(3) avec prix médians par clusters	252	51,8	
<i>Redressement des sous déclarations de revenus</i>				
(5)=	(1) redressé des sous-déclarations de revenu par la méthode des imputations multiples (Rubin, 2004)		401	42,8
(6)=	(1) redressé des sous-déclarations de revenu par l'épargne déclarée <sup>d</sup>		408	42,9
<i>Stratification a posteriori et redressement des biais de plan de sondage</i>				
(7)=	(1) sur le milieu de résidence et les strates géographiques	307	46,4	362
(8)=	(1) sur les niveaux d'éducation par strates géographiques	311	46,1	366
(9)=	(1) plus pop. Étrangère (Hyp. haute) <sup>c</sup>	332	51,3	412
(10)=	(1) plus pop. Étrangère (Hyp. basse) <sup>c</sup>	314	48,5	385

a) Sources : EPM93 Madagascar, ENV98 Côte d'Ivoire, nos propres calculs.

- 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.

c) Ajout de la population étrangère d'origine non africaine en Côte d'Ivoire et de la population étrangère à Madagascar, selon deux hypothèses 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) Redressement des revenus par comparaison des niveaux de consommation et d'épargne déclarée.

## Références Bibliographiques

**Anjueneya A. N., Dongmo V., Fouoking J., Guillemin S., Nghogue E., Ngok E. (2006)**, «Intégration des données de l'enquête sur l'emploi et le secteur informel (EESI 2005) dans les comptes nationaux », INS, République du Cameroun, juin, 20p.

**Appleton S. (1996)**, «Problems of Measuring Changes in Poverty over Time; The case of Uganda 1989-92 », *IDS Bulletin*, vol. 27, n°1, pp43-55.

**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. (2005)**, «Top Indian Incomes, 1922-2000 », *The World Bank Economic Review*, vol. 19, n°1, p. 1-20.

**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*, October, 288 p.

**Bound J., C. Brown C. and N. Mathiowetz (2001)**, "Chapter 59: Measurement Error in Survey Data", in Heckman J. J. and E. Leamer, *Handbook of Econometrics*, Vol. 5, Amsterdam: North-Holland.

**Census Bureau (2002)**, « Current Population Survey Design and Methodology », Technical Paper 63, Washington D. C., US Department of Commerce.

**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, fall, pp. 141-170.

**Chesher et Schuter (2002)**, « Welfare Measurement and Measurement Error », *Review of Economic Studies*, vol. 69, pp. 357-378

**Deaton A. (2001)**, « Counting the World's Poor: Problems and Possible Solutions », *World Bank Research Observer*, Fall 2001, v. 16, n°2, pp. 125-147.

**Deaton A. (2005)**, « Measuring Poverty in a Growing World (or Measuring Growth in a Poor World) », *Review of Economics and Statistics*, vol 87 (1), February, pp1-19.

**Deaton A., Zaidi S. (1999)**, « Guidelines for Construction Consumption Aggregates for Welfare Analysis », *Princeton University and Development Research Group*, World Bank: Washington DC.

**Deaton A., Kozel V. (2005)**, «Data and dogma: the great Indian poverty debate», *The World Bank Research Observer*, Fall v. 20 n°2, pp. 177 - 199.

**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.

**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, pp113-133.

**Milanovic B. (2002)**, «[True World Income Distribution, 1988 and 1993: First Calculation Based on Household Surveys Alone](#)», *Economic Journal*, 112(476), p. 51-92.

- Mistiaen J.A., Ravallion M. (2003)**, « Survey Compliance and the Distribution of Income », World Bank, Working Paper n°2956, January.
- Piketty T. (2003)**, « Income Inequality in France, 1901-1998 », *Journal of Political Economy*, vol. 111, pp.1004-1042.
- Piketty T., Saez E. (2003)**, « Income Inequality in the United States, 1913-1998 », *The Quarterly Journal of Economics*, vol.118, Issue 1, February, pp1-41.
- Pyatt G. (2003)**, « Development and the Distribution of Living Standards: A Critique of the Evolving Data Base », *Review of Income and Wealth*, n°3, Series 49, September, pp 333-358.
- 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).
- Sala-i-Martin X. (2006)**, «The World Distribution of Income: Falling Poverty and ... Convergence Period», *Quarterly Journal of Economics*, CXXI(2), p. 351-398.
- Schultz T. P. (1998)**, « Inequality and the Distribution of Personal Income in the World: How it is Changing and Why », *Journal of Population Economics*, 11(3), p. 307-344.
- Scott C., Amenuvegbe B. (1990)**, « Effects of Recall Duration on Reporting of Household Expenditures; an Experimental Study in Ghana », *Social Dimension of Adjustment Working Paper Series*, n°6, 19p.
- Székely M., M.Hilgert (1999)**, « What's Behind The Inequality We Measure: An Investigation Using Latin American Data », *Inter-American Development Bank Working Paper* n° 409, December.
- Visaria P. (2000)**, « Poverty in India during 1994-98: alternative estimates, Institute for Economic Growth », New Delhi, processed, June 9.
- WIDER (2000)**, « World Income Inequality Database », UNU/WIDER-UNDP », version 1.0, 12 septembre 2000, téléchargeable sur [www.wider.unu.edu/wiid/wiid.htm](http://www.wider.unu.edu/wiid/wiid.htm).
- World Bank (2005)**, *Global Economic Prospects and the Developing Countries 2005*, Washington, D.C., The World Bank.

# Annexe A

---

## Contenu des agrégats retenus et diagnostic de qualité des enquêtes ENV98 ivoirienne et EPM93 malgache

---

La taille des échantillons est assez similaire et relativement importante dans les deux pays : 4 303 ménages dans l'enquête malgache (soit 22 710 individus) et 4.200 ménages dans l'enquête ivoirienne (soit 24 211 individus). Les enquêtes sont toutes deux construites de manière à être représentatives au niveau national.

La définition assez large de la consommation comprend l'ensemble des biens de consommation courante alimentaire et non-alimentaire, l'autoconsommation (y compris de biens non-alimentaires de la part d'entrepreneurs informels dans le cas malgache), les achats de biens durables effectués dans l'année<sup>19</sup>, ainsi qu'un loyer fictif imputé aux propriétaires de logement.

Notons dès à présent que la comparaison des niveaux de consommation entre les deux pays est délicate du simple fait des différences importantes de degré de précision des questionnaires. Le questionnaire malgache renseigne la consommation courante de manière beaucoup plus détaillée que le questionnaire ivoirien, notamment du fait d'une nomenclature plus détaillée de produits. D'autre part, l'enquête permet de mesurer la production et la consommation pour compte propre en biens non alimentaires par les entreprises individuelles. Le ménage enquêté choisit, pour chacun des produits, la période de référence dans laquelle il souhaite déclarer ses achats et son autoconsommation : le jour, la semaine, le mois ou l'année. Il lui est ensuite demandé combien de fois il procède à ces achats et à cette autoconsommation dans l'année. Dans notre calcul de l'agrégat de consommation, nous avons tenu compte de cette déclaration des fréquences annuelles des achats.

Dans le cas ivoirien, le ménage déclare ses dépenses sur les sept derniers jours ainsi que sur le dernier mois et mentionne le nombre de mois de l'année pendant lequel il consomme le produit. Nous avons opté pour la méthode adoptée par l'Institut de la Statistique Nationale (INS) : moyenne de la dépense hebdomadaire (traduite en dépenses mensuelles) et de la dépense mensuelle déclarée et multiplication par le nombre de mois de consommation déclaré. Cette enquête s'opérant en un passage, entre la mi-août et la mi-décembre 1998, une telle méthode d'annualisation est censée pallier le problème de la saisonnalité des dépenses. Toutefois, elle risque de sous estimer les dépenses de ménages déclarant ne pas consommer le produit durant les sept derniers jours ou le mois précédent, mais en consommer durant l'année. Le problème de la saisonnalité des consommations n'est donc pas tout à fait éliminé.

Comme pour la consommation, les différences entre les deux questionnaires malgache et ivoirien ne nous ont pas permis de calculer de manière identique les revenus des deux pays, ce qui rend difficile l'appréciation des écarts de niveaux de vie entre les deux pays.<sup>20</sup> Pour les deux enquêtes, la définition du revenu courant retenue est celle de l'ensemble des revenus 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 provenant de la location de logements ou de terrains et loyers fictifs des propriétaires), et des transferts nets privés et publics. Ne sont pas considérés comme des revenus courants les montants de la vente d'un actif possédé par le ménage (maison, terre, bétail, etc.), les emprunts contractés durant l'année, les héritages ou dots reçus, l'épargne accumulée durant l'année antérieure.

Les choix pour le calcul de l'agrégat de revenu ont surtout porté sur la manière d'évaluer les revenus agricoles dans le cas ivoirien. Trois méthodes sont possibles pour estimer la valeur des ventes de produits agricoles : une première à partir des déclarations des revenus provenant de la vente de produits agricoles, une seconde à partir des quantités vendues et du prix unitaire déclaré, enfin une troisième en appliquant un prix moyen de vente aux

---

<sup>19</sup> Les biens durables déjà possédés par le ménage n'ont pu être évalués, la date d'achat n'étant pas renseignée.

<sup>20</sup> Le questionnaire ménage de l'EPM93 est beaucoup plus détaillé que celui de l'ENV98 sur les composantes du revenu : il comporte des précisions sur la provenance des revenus agricoles, détaille les consommations intermédiaires par exemple. L'EPM93 renseigne sur les revenus des quatre activités potentielles des individus durant les 12 derniers mois, l'activité principale étant celle à laquelle l'individu a consacré le plus de temps (et non pas la plus rémunératrice), ce qui constitue un degré de détail assez rare. Par contre, dans le questionnaire de l'ENV98, la pluriactivité est appréciée par un seul questionnaire sur les activités secondaires.

quantités vendues. De même, la valorisation des autoconsommations peut s'effectuer en appliquant aux quantités autoconsommées soit les prix de vente individuels, soit un prix moyen par produit. Opter pour un prix moyen par produit peut se justifier afin de contrôler les erreurs de déclaration qui se sont avérées assez nombreuses (problème de concordance entre l'unité de mesure de la quantité de produit et le prix unitaire, erreurs de saisies etc.) Par contre, le choix d'un prix moyen, par région ou non, est problématique et risque de réduire artificiellement la dispersion des revenus. Afin d'harmoniser la méthode de calcul avec celle de l'enquête malgache, nous avons choisi d'estimer les revenus agricoles à partir des montants globaux des ventes et de valoriser l'autoconsommation par les prix unitaires déclarés. Finalement, il apparaît que les choix concernant les revenus agricoles n'ont pas de réelle incidence tant sur les niveaux moyens (entre 376.5 et 380.1 milliers de FCFA courants selon les méthodes) que sur les niveaux d'inégalité de revenu (Gini autour de 52 quelque soit la méthode).

### **Qualité globale des enquêtes : une image réaliste des inégalités et de la structure des niveaux de vie ?**

Il semble que la structure de la consommation courante soit bien caractéristique de celle d'un pays en développement: la part des produits alimentaires dans la dépense totale dépasse les 50 % en moyenne et la part de l'autoconsommation baisse de manière attendue avec le niveau de dépenses totales. Pour les deux pays, on constate une relation négative entre le coefficient budgétaire alimentaire et le niveau de vie qui permet de vérifier la loi d'Engel<sup>21</sup>. Cependant, le coefficient alimentaire reste supérieur à 50 % même pour les déciles supérieurs et il est difficile de savoir si le fait que l'autoconsommation constitue une part plus importante de la consommation alimentaire à Madagascar qu'en Côte d'Ivoire - 40,4 % de l'alimentation, soit 24,5 % des dépenses totales - relève d'un différentiel méthodologique ou bien d'un écart réel entre les deux pays.

Concernant la structure des revenus, les données d'enquêtes indiquent que dans les deux pays, la part des salaires augmente avec le niveau de vie : de 8 points de pourcentages entre le premier et le dernier quartile à Madagascar et de 12 points en Côte d'Ivoire. Alors qu'à Madagascar, la part des revenus agricoles dans les revenus non salariaux reste stable et constitue plus de 50 % du revenu total quelque soit le niveau de richesse, en Côte d'Ivoire cette part est divisée de moitié entre le premier et dernier quartile, passant de 41 % à 19 %. Dans ce pays, les revenus des trois premiers déciles sont dominés par les activités agricoles (à hauteur de 40 % du total) tandis qu'ils ne représentent qu'un tiers du total pour le milieu de la distribution et moins d'un quart pour les trois derniers déciles. Cependant, l'examen des inégalités laisse à penser qu'une partie de ces résultats provient possiblement d'erreurs de mesure.

---

<sup>21</sup> Par ailleurs, le logement constitue le deuxième poste de dépenses (environ 7 % du total à Madagascar et 14 % en Côte d'Ivoire). Les loyers comptent pour 50 % des dépenses de logement à Madagascar et 62 % en Côte d'Ivoire; cette part baisse avec le niveau de vie plus fortement à Madagascar qu'en Côte d'Ivoire. Les coefficients budgétaires des dépenses de biens durables, de soins domestiques, de santé, de loisir augmentent logiquement avec la richesse, là encore de manière plus flagrante dans le cas malgache.

# Annexe B

## Comparaison des agrégats issus des enquêtes avec les Comptes Nationaux

Tableau 3 :

Comparaison des niveaux de consommation Enquêtes / Comptabilité nationale

Madagascar		CN95		EPM93 en valeur 1995	
Postes	(a)	Coefficients budgétaires	(a)	Coefficients budgétaires	EPM93 en % de CN95
Alimentation	6 311	51,1	4 175	60,6 40,4 (c)	66,1
Habillement	1 114	9,0	376	5,5	33,8
Logement (b)	624	5,1	405	6,6 50,5 (d)	64,9
Equipement et entretien	1 251	10,1	254	3,7	20,3
Loisir	914	7,4	91	1,3	9,9
Biens durables	312	2,5	427	6,2	136,9
Transport	446	3,6	193	2,8	43,3
Soins et services domestiques	820	6,6	63	0,9	7,7
Autres biens	165	1,3	347	5,0	210,8
Education et santé	390	3,2	286	4,2 57 (e)	73,4
<b>TOTAL</b>	<b>12 347</b>	<b>100</b>	<b>5 807</b>	<b>100</b>	<b>53,5</b>
Côte d'Ivoire		CN98		ENV 98	
Postes	(a)	Coefficients budgétaires	(a)	Coefficients budgétaires	ENV98 en % de CN98
Alimentation	169	52	165	56	97,8
Habillement	17	5	20	7	117,3
Logement	31	10	41	14	130,8
Equipement Entretien	25	8	9	3	37,2
Santé	2	0	17	6	1 088,7
Transport	28	9	20	7	72,9
Loisir	7	2	4	1	53,2
Education	1	0	10	3	1 289,8
Biens durables	22	7	4	2	20,9
Autres biens	21	7	5	2	25,4
<b>Total</b>	<b>323</b>	<b>100</b>	<b>297</b>	<b>100</b>	<b>92 %</b>
<b>Niveau de consommation (millions FCFA courants)</b>	<b>4 637 616</b>		<b>4 305 210</b>		<b>92,8</b>

(a) consommation par tête en millions de Fmg ou en milliers de FCFA courants;

(b) non compris les loyers fictifs ;

(c) dont autoconsommation ;

(d) dont loyers, y c loyers fictifs ;

(e) dont cérémonies

Sources : EPM93 Madagascar, ENV98 Côte d'Ivoire, nos propres calculs.

Tableau 4 :  
 Comparaison sur les revenus avec la Comptabilité nationale - Comptes des ménages - Côte d'Ivoire

<b>REVENUS</b>	<b>CN98 (a)</b>	<b>ENV 98 (a)</b>	<b>ENV98 en % de CN98</b>
<b>Ressources</b>			
<b>EBE</b>	239	203	<b>85,2</b>
EBE agricole		85	
EBE non agricole		118	
<b>Salaires</b>	115	90	<b>78,7</b>
Salaires publics		27	
Salaires privés		63	
<b>Revenu de patrimoine</b>	12	19	
Intérêts et dividendes	1		
Autres revenus de la propriété	11	19	
<b>Indemnités d'assurance dommage (b)</b>	2	5	
<b>Prestations sociales</b>	7	3	
<b>Transferts privés internationaux</b>	11		
Autres transferts courants		10	
<b>Autres revenus</b>		4	
<b>Total</b>	<b>386</b>	<b>321</b>	<b>83,2</b>
<b>Emplois</b>			
Intérêts et dividendes	4		
Autres revenus de la propriété	4		
Primes nettes d'assurances	1		
Impôts courants sur le revenu et patrimoine	7		
Cotisations sociales	6		
Transferts privés internationaux	17		
Autres transferts courants	1	19	
<b>Revenu disponible brut</b>	<b>350</b>	<b>316</b>	<b>90,3</b>

(a) En milliers de F CFA courants par tête, sans prise en compte des écarts de prix régionaux.

(b) Pour les données d'enquête, il s'agit des revenus de retraites et d'assurance

Sources : EPM93 Madagascar, ENV98 Côte d'Ivoire, nos propres calculs.

Tableau 5 :  
**Comparaison sur les revenus avec la Comptabilité nationale - Comptes des ménages- Madagascar**

En millions de Fmg courants	CN95 en valeur 95	EPM93 en valeur 95	EPM93 en valeur 95 (en % de CN95)
<b>Compte de Production</b>			
Ressources			
Production	766	7 738	109,7
Emplois			
Consommations intermédiaires	44	4 197	9 617,8
Valeur Ajoutée Brute	723	3 541	489,9
<b>Compte d'exploitation</b>			
Valeur Ajoutée Brute (ressource)	723	3 541	489,9
Emplois			
Rémunération des salariés	23	246	1 075,2
Salaires et traitements bruts	20		
Cotisations sociales à la charge des employeurs	3		
Impôts sur la production et les import	1	56 9	4 991,8
EBE (a)	699	2 682	383,9
<b>Compte d'affectation des revenus primaires (millions Fmg courants)</b>			
Ressources			
EBE	699	2 682	383,9
Rémunération des salariés	3 924	1 907	48,6
Salaires et traitements bruts	3 773	1 907	50,5
Charges sociales à la charge des employeurs	150		
Revenus de la propriété	7 434	803	10,8
Revenus distribué des sociétés	7 319	719	9,8
Revenus de la propriété attribués aux assurés	8		
Loyers	107	84	78,5
Revenu Primaire Disponible (emplois)	12 057	5 948	49,3
dont consommation	12 347	5 806	53,5
<b>Compte de distribution secondaire du revenu</b>			
Ressources			
Revenu Primaire Disponible	12 057	5 948	49,3
Prestations sociales autres que les transferts courants en nature	128		
Autres transferts courants	577	400	69,4
Emplois			
Impôts courants sur le revenu, le patrimoine	60	147	0,2
Cotisations et prestations sociales	161	81,3	50,4
Autres transferts courants	232	144	61,9
<b>Revenu disponible brut</b>	<b>12 309</b>	<b>6 123</b>	<b>49,7</b>

(a) Dans les comptes nationaux, le solde de ce compte est appelé Revenu Mixte et l'EBE, le solde habituel de ce compte, est calculé et non résiduel. En l'absence d'information sur la signification du Revenu Mixte et le mode d'obtention de l'EBE, le choix a été fait de regrouper ces deux agrégats, ce qui rajoute de la cohérence à la comparaison avec le niveau d'EBE calculable à partir de l'EPM93.

En millions de F malgache courants.

Sources : EPM93 Madagascar, ENV98 Côte d'Ivoire, nos propres calculs.

