

Mesurer les inégalités : que captent
réellement les enquêtes ?
Analyse de deux enquêtes
ivoirienne et malgache

Charlotte GUENARD
Sandrine MESPLE-SOMPS

MESURER LES INEGALITES : QUE CAPTENT REELLEMENT LES ENQUETES ? ANALYSE DE DEUX ENQUETES IVOIRIENNE ET MALGACHE¹.

Charlotte Guénard
IEDES, DIAL - UR CIPRÉ de l'IRD
guenard@dial.prd.fr

Sandrine Mesplé-Somps
DIAL - UR CIPRÉ de l'IRD
mesple@dial.prd.fr

Document de travail DIAL / Unité de Recherche CIPRÉ
Décembre 2004

RÉSUMÉ

Outre les choix méthodologiques effectués en amont du calcul des agrégats de consommation et de revenu et le non apurement des fichiers de base, plusieurs sources de biais conditionnent la mesure des niveaux de vie et leur distribution. Dans la présente étude appliquée à deux enquêtes malgache et ivoirienne, ces biais ont été identifiés en effectuant plusieurs scénarios de calculs des agrégats de niveau de vie, en analysant la cohérence interne des enquêtes et en confrontant les données d'enquêtes avec d'autres sources de données (comptes nationaux et balances des paiements). Les questions de méthode n'ont finalement pas de grandes incidences, à l'exception de la prise en compte ou non des prix régionaux. Les biais de sous-déclaration, bien qu'importants ne sont pas aisés à redresser, notamment par la méthode d'imputation multiple. Cependant, on montre que les niveaux de revenu moyens dans les deux enquêtes étudiées semblent sous-évalués de 15 à 50 %. Les différentes corrections amènent les niveaux d'inégalité des deux pays vers des niveaux similaires à ceux des pays les plus inégalitaires tels que le Brésil.

ABSTRACT

Apart from the fact that methodological choices influence the measurement of standard of living and its distribution, it is well known that several measurement errors bias also household survey data: errors of sampling, unit non-response, items non-response and selective observation. The aim of this work is to detect carefully all these bias in two household survey data (EPM93 Malagasy survey and ENV98 Ivorian survey) and to try to correct them. The analysis of the measurement errors has been done, firstly by checking the consistency between consumption and income information, and secondly by confronting household data with others sources of data like National Accounts and the Balance of Payments data. Several adjustments are proposed. It seems that standard of living are under estimated up to 15 % and 50 % and that inequality levels in both countries are nearer to level of countries like Brazil than it is said by standard evaluation.

¹ Nous tenons à remercier Denis Cogneau et Jean-Pierre Cling pour leurs soutiens et remarques. Bien évidemment nous sommes seules responsables de possibles erreurs.

Table des matières

INTRODUCTION.....	5
1. LA MESURE DES NIVEAUX DE VIE ET DES INEGALITES : CHOIX METHODOLOGIQUES ET BIAIS POTENTIELS.....	6
1.1. Incidence des arbitrages méthodologiques sur le calcul des niveaux de vie courants.....	6
1.2. Qualité des enquêtes et choix méthodologiques : application.....	7
1.2.1. Qualité globale des enquêtes	7
1.2.2. Alternatives de calcul des agrégats de niveau de vie.....	9
2. APPRECIATION DES ERREURS DE MESURE PAR L'EXAMEN DE LA COHERENCE INTERNE DES ENQUETES.....	14
2.1. Typologie des différentes sources d'erreurs de mesure	14
2.2. Examen de la cohérence propre à chaque type de déclaration.....	15
2.3. Niveau d'inégalité et décomposition des inégalités par sources de revenu.....	16
2.4. Incohérences entre les déclarations de revenus et les déclarations de consommation : écart de décile et épargne résiduelle.....	18
2.5. Correction des biais de sous-déclarations de revenus et de non-réponses.....	19
2.5.1. Les différents types de correction actuellement proposés	19
2.5.2. Application de la méthode d'imputations multiples	22
2.5.3. Redressement avec l'épargne déclarée	25
3. PROBLEMES DE PLAN DE SONDAGE ET COHERENCE AVEC D'AUTRES SOURCES DE DONNEES	26
3.1. Les erreurs de plan de sondage	26
3.1.1. Couverture des enquêtes et biais potentiels	26
3.1.2. Impact des corrections des biais sur les niveaux d'inégalité	27
3.2. Comparaison avec la Comptabilité Nationale.....	28
3.2.1. Comparaison sur le niveau et la structure de la consommation.....	29
3.2.2. Comparaison sur les niveaux et la structure des revenus	30
3.3. Comparaison avec la Balance des paiements	31
3.4. Comment concilier ces différentes sources de données ?	31
CONCLUSION.....	33
REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES.....	35
ANNEXES.....	38

Liste des annexes

<i>ANNEXE A : Structure de consommation et de revenus par quartiles, déciles et centiles et décomposition des inégalités.....</i>	<i>38</i>
<i>ANNEXE B : Comparaisons avec les recensements de population</i>	<i>41</i>
<i>ANNEXE C : Comparaison des revenus des enquêtes avec les Comptes Nationaux.....</i>	<i>42</i>
<i>ANNEXE D : Examen des fuites de capitaux</i>	<i>45</i>

Liste des tableaux

Tableau 1 : Incidence des erreurs de saisies sur les agrégats de consommation et de revenu, ENV98 Côte d'Ivoire, EPM93 Madagascar.....	8
Tableau 2 : Incidence de choix méthodologiques sur l'agrégat de consommation, ENV98 Côte d'Ivoire.....	12
Tableau 3 : Incidence de choix méthodologiques sur l'agrégat de consommation, EPM93 Madagascar.....	12
Tableau 4 : Incidence des choix méthodologiques sur l'agrégat de revenu, ENV98 Côte d'Ivoire.....	14
Tableau 5 : Niveaux de revenus et de consommation moyen et aux extrêmes de la distribution, coefficients de Gini et rapport inter-déciles – (FF courants et \$PPA 98), EPM93 Madagascar et ENV98 Côte d'Ivoire sans redressement.....	16
Tableau 6 : Décomposition des inégalités par sources de revenu, Côte d'Ivoire, 1998.....	17
Tableau 7 : Décomposition des inégalités par sources de revenu, Madagascar, 1993.....	17
Tableau 8 : Différence entre le décile d'appartenance de revenu et le décile d'appartenance de consommation – Côte d'Ivoire et Madagascar.....	18
Tableau 9 : Taux d'épargne résiduelle moyens et par décile de consommation – Côte d'Ivoire et Madagascar.....	19
Tableau 10 : Équations de revenu, ENV98 Côte d'Ivoire, EPM93 Madagascar.....	24
Tableau 11 : Redressement des revenus ivoiriens et malgaches par la méthode d'imputation multiple.....	24
Tableau 12 : Redressement des revenus malgaches avec épargne déclarée.....	25
Tableau 13 : Redressement des niveaux de consommation et de revenu ivoiriens et malgaches par correction des plans de sondage (a).....	27
Tableau 14 : Estimation des fuites des capitaux (a).....	31
Tableau 15 : Redressement des données d'enquête par comparaison avec sources externes (Comptes Nationaux et Balances des Paiements).....	32
Tableau 16 : Coefficients budgétaires par quartiles, déciles et centiles extrêmes de consommation par tête - Madagascar.....	38
Tableau 17 : Coefficients budgétaires par quartiles, déciles et centiles extrêmes de consommation par tête – Côte d'Ivoire.....	38
Tableau 18 : Structure des revenus par tête (a) agrégés, par quartiles, déciles et centiles extrêmes (en %) - Madagascar.....	39
Tableau 19 : Structure des revenus par tête (a) agrégés, par quartiles, déciles et centiles extrêmes (en %) - Côte d'Ivoire.....	40
Tableau 20 : Comparaison avec le Recensement - Taux urbanisation.....	41
Tableau 21 : Comparaison avec le Recensement - Structure par niveau éducatif – Madagascar.....	41
Tableau 22 : Comparaison avec le Recensement – Nationalité et ethnie- Côte d'Ivoire.....	41
Tableau 23 : Comparaison avec le Recensement – Type de logement – Côte d'Ivoire.....	41
Tableau 24 : Comparaison des niveaux de consommation EPM93 avec les données de Comptabilité Nationale – Madagascar.....	42
Tableau 25 : Comparaison des niveaux de consommation ENV98 Comptabilité Nationale– Côte d'Ivoire.....	42
Tableau 26 : Comparaison sur les revenus avec la Comptabilité Nationale- Comptes des ménages- Madagascar.....	43
Tableau 27 : Comparaison sur les revenus avec la Comptabilité Nationale- Comptes des ménages- Côte d'Ivoire.....	44
Tableau 28 : Estimation fuites des capitaux (en % du PIB).....	47

Liste des encadrés

Encadré 1 : Présentation des enquêtes ENV98 ivoirienne et EPM93 malgache.....	7
Encadré 2 : La méthode d'imputations multiples de Rubin (2004), principes de base.....	21

INTRODUCTION

Les années récentes ont connu une forte croissance de données primaires d'enquêtes auprès des ménages. Désormais dans le domaine public, elles sont à la base de statistiques sur les niveaux d'inégalité recensées par les bases de données internationales². La disponibilité de ces bases de données pour un large échantillon de pays et sur une période longue a fait naître de nombreux travaux sur l'évolution de la pauvreté et des inégalités dans le monde, sur le bénéfice que retirent les pays de la mondialisation et les pauvres de la croissance. Une frappante absence de consensus ressort de cette vaste littérature. 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 (cf. Bhalla, 2002 ; Chen et Ravallion, 2004 ; Deaton, 2001 ; 2004 ; Ravallion, 2000, 2001).

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

L'intérêt de cette controverse méthodologique tient également au fait qu'elle permet de relancer un débat ancien sur les divergences entre la Comptabilité Nationale et les enquêtes auprès des ménages et qu'elle oblige dans le même temps les chercheurs à réexaminer les objectifs et les méthodes de ces enquêtes menées depuis 20 ans dans les pays en développement. De nombreux biais sont en effet présents dans les enquêtes. Ceci n'est d'ailleurs absolument pas une caractéristique propre aux pays en développement, ni à l'Afrique spécifiquement, ces erreurs de mesure étant liées au mode de collecte de l'information.

A travers l'analyse scrupuleuse de deux enquêtes, l'enquête EPM93 malgache et l'enquête ENV98 ivoirienne, nous avons voulu faire le point sur les différents biais susceptibles d'influencer la mesure des niveaux de vie moyen et des inégalités.

Après avoir discuté des alternatives méthodologiques qui sous-tendent la mesure des niveaux de vie, la première section évalue leurs effets sur les deux enquêtes analysées. Outre les choix méthodologiques effectués en amont du calcul des agrégats de consommation et/ou de revenus courants, quatre sortes de biais conditionnent la mesure des niveaux de vie et leur distribution : des erreurs de plan de sondage, des problèmes d'observation sélective, de non réponse et de sous déclarations sur des items particuliers du questionnaire. La seconde section s'attache à apprécier l'ampleur de ces erreurs à partir de l'examen de la cohérence interne des deux enquêtes ici étudiées. Dans cette section, deux méthodes de correction des biais constatés sont appliquées : un examen des taux d'épargne déclarés et la méthode d'imputation multiple des valeurs manquantes. L'incidence des erreurs de plans de sondages est étudiée en troisième section et une comparaison des niveaux et des structures de la consommation et des revenus avec les données de Comptabilité Nationale est effectuée. De même, une estimation de la fuite des capitaux à partir des données de Balance des paiements est proposée et mise en rapport avec les données d'enquête. Enfin, les résultats sur l'ampleur des biais et leur correction sont synthétisés en conclusion.

² Par exemple Deininger et Squire (1996), WIDER (2000).

1. LA MESURE DES NIVEAUX DE VIE ET DES INEGALITES : CHOIX METHODOLOGIQUES ET BIAIS POTENTIELS

1.1. Incidence des arbitrages méthodologiques sur le calcul des niveaux de vie courants

Il est admis que la mesure du bien-être matériel est plus aisée en ayant recours à la consommation courante plutôt qu'aux revenus courants. Les arguments avancés reposent sur la moindre variabilité saisonnière de la consommation, la possibilité de lisser les dépenses dans le temps et la difficulté à apprécier les revenus agricoles et informels dans les pays en développement (travaux d'appoint, périodes de chômage, de soudure etc.). Dès lors, l'utilisation de données sur les revenus peut mener à des écarts de niveau de vie plus importants que ceux obtenus par l'examen de dépenses. Cependant, doit-on nécessairement privilégier la consommation courante, sachant qu'il existe aussi des problèmes d'inférence d'achat ? Quels éléments doit-on considérer pour mesurer la consommation et le revenu courants ?

Tant pour la consommation que pour le revenu courant, se pose tout d'abord la question de leurs définitions et de la valorisation de certaines de leurs composantes : par exemple l'introduction de l'achat de biens durables ainsi que le service rendu par l'acquisition d'un logement dans la définition de la consommation courante³. On peut définir le revenu économique comme ce que l'on peut dépenser sans s'appauvrir, autrement dit comme l'ensemble des ressources permettant de financer la consommation sans diminution du patrimoine. L'ensemble des ressources d'un ménage ne constitue donc pas le revenu : la liquidation d'un actif (vente d'un logement, d'un bien durable, d'un équipement industriel ou agricole), bien que procurant une ressource au ménage, n'est pas un revenu économique puisqu'elle a engendré une perte de patrimoine. En revanche, les sommes perçues pour la location de biens patrimoniaux (loyers sur les logements, sur les terres agricoles) constituent des revenus à part entière, au même titre que les dividendes.

D'autre part, la mesure de ces agrégats est plus ou moins fiable selon le degré de détail des questionnaires. En effet, la manière dont ils sont construits peut être problématique à plus d'un titre. Selon les enquêtes et le type de biens de consommation, le nombre de catégories de produits et la période de référence demandée pour les déclarations de dépenses varient : on se réfère au jour, à la semaine ou aux quinze jours précédents la visite de l'enquêteur ou encore au mois, au trimestre précédent, voire à l'année entière antérieure. Comme un trop faible nombre de catégories de produits, de longues périodes de référence ont tendance à mener à une sous-estimation des dépenses 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. En réduisant la période à 7 jours pour les dépenses alimentaires comme c'est plus souvent la pratique dans les autres pays, les taux de pauvreté passent de 43 % à 24 % en milieu rural et de 33 % à 20 % en milieu urbain, le nombre de pauvres diminue alors de 175 millions !

Les déclarations de revenus des individus qui ne reçoivent pas un salaire mensuel fixe mais qui exercent des activités saisonnières payées à la tâche sont sujettes, comme les déclarations de consommation, à des effets de mémoire. Selon la manière dont ces revenus sont déclarés (fréquences, unités, etc.) ou bien selon la période d'enquête (saisons de récoltes ou non, période d'inactivité ou non, ...), les réponses diffèrent. Les estimations des revenus agricoles et informels sont également difficiles pour d'autres raisons telles que la prise en compte correcte des consommations intermédiaires, la valorisation des productions et de l'autoconsommation.

La saisonnalité des prix et des quantités de produits consommées pose aussi des problèmes (Jones et Ye, 1997). Pour tenter de neutraliser cette variabilité saisonnière, certaines enquêtes du type celles élaborées par la Banque mondiale au milieu des années 1980 (enquêtes LSMS) se déroulent sur l'ensemble de l'année. Cependant, dans la mesure où l'on peut suspecter que la saisonnalité est différente au sein du territoire et que le comportement de lissage intra-annuel de la consommation des

³ La consommation de biens publics tels que l'accès à l'école ou à des soins gratuits n'est généralement pas valorisée ni prise en compte dans l'agrégat de consommation.

ménages est faible ou bien différent selon les régions, il n'est pas sûr que cela suffise. En effet, les modes de consommation sont variables selon les saisons mais aussi selon les zones climatiques.

Le mode d'annualisation des dépenses a aussi une incidence sur le calcul des niveaux de dépenses annuelles. C'est ainsi qu'une étude effectuée sur des données chinoises montre que l'annualisation des déclarations mensuelles de dépenses par une multiplication par douze augmente de 16 points de pourcentages le taux de pauvreté et de 13 points le coefficient de Gini par rapport aux niveaux calculés avec des relevés de dépenses sur les douze mois (Gibson, Huang et Rozelle, 2003). Dans la mesure où il existe une corrélation entre les déclarations mensuelles des ménages, le fait de disposer de deux relevés mensuels et de tenir compte de cette corrélation dans l'extrapolation suffit, dans le cas de la Chine, à retrouver les niveaux moyens et les niveaux d'inégalités des réelles dépenses annuelles.

Enfin, une autre question centrale est celle des prix régionaux. Les différentiels de prix à l'intérieur des pays sont souvent très mal connus et peuvent avoir une incidence importante sur le calcul des niveaux de pauvreté et d'inégalité et, bien évidemment, sur leurs évolutions (Appleton, 2003).

1.2. Qualité des enquêtes et choix méthodologiques : application

Les enquêtes ici analysées sont 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). A travers leur examen, nous tentons d'évaluer les conséquences des contraintes de disponibilité des données et de choix méthodologiques sur l'appréciation des niveaux de vie.

Encadré 1 : Présentation des enquêtes ENV98 ivoirienne et EPM93 malgache

La taille des échantillons est assez similaire 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). Cela représente des échantillons relativement importants pour des pays en développement mais assez faibles pour une précision « correctes » des indicateurs. Les enquêtes sont toutes deux construites de manière à être représentatives au niveau national ; les décompositions par strates géographiques sont les suivantes : 2 urbaines (Abidjan et Autres villes) et 3 rurales (Forêt Est, Forêt Ouest et Savane) en Côte d'Ivoire ; 6 régions (faritany) à Madagascar (Antananarivo et ses environs, Tuléar, Antsiranana, Fianarantsoa, Toamasina et Mahajanga) avec une décomposition en milieux urbain et rural pour chaque région. Dans l'enquête ivoirienne, l'échantillon est composé de 210 grappes au total composées de 20 ménages chacune (43 grappes à Abidjan, 53 dans les autres villes et 114 en milieu rural). L'EPM93 procède par passages multiples et les travaux de collecte sur le terrain ont été organisés de manière différente selon le milieu : en milieu urbain, une grappe de 12 ménages a été enquêtée sur une période de référence d'un mois et en milieu rural, des grappes de 16 ménages pour une période de référence de 7 jours. L'enquête s'est déroulée sur 10 cycles d'enquêtes, un cycle correspondant à peu près à un mois d'enquête durant lequel deux grappes sont enquêtées. Cette procédure minimise en principe les problèmes de saisonnalité.

1.2.1. Qualité globale des enquêtes

Il nous est rapidement apparu que les fichiers bruts disponibles pour les deux pays n'avaient pas été préalablement correctement apurés. Par exemple, sur Madagascar, le revenu du ménage le plus riche avant toute correction était 15 fois supérieur aux revenus générés par son unique activité professionnelle, à savoir une entreprise informelle. Le montant de la production prélevé pour le ménage était en effet annuel et non pas journalier comme le précisait la réponse au questionnaire. Un autre exemple du même type concernait une institutrice qui déclarait son revenu annuel comme un revenu mensuel, ce qui classait son ménage d'appartenance parmi les dix plus riches. D'autres exemples tout aussi aberrants sont dus aux montants autoconsommés déclarés qui rentrent en compte à la fois dans le calcul des revenus et dans celui de la consommation : un des ménages se situait parmi les très riches du simple fait d'une déclaration erronée sur sa consommation de litchis (150 par jour !!!).

Dans l'enquête ivoirienne, l'apurement initial des données était également très insuffisant. Les problèmes proviennent essentiellement des déclarations de fréquence de versement de salaires erronées (comme le cas de l'institutrice malgache) qui sont relativement faciles à identifier par comparaison avec les salaires moyens de la même catégorie socioprofessionnelle et de la même strate géographique, ou bien de saisies aberrantes de revenus non salariaux, notamment agricoles. Nous avons identifié sept ménages pour lesquels l'estimation, soit de l'autoconsommation, soit des revenus agricoles semblait incohérente avec le type de culture, le nombre de personnes travaillant sur l'exploitation agricole et le nombre d'hectares possédés. La correction étant difficile, voire impossible, on a préféré supprimer ces ménages. Par ailleurs, les données contenaient 33 ménages pour lesquels chacune des rubriques composant le revenu total était nulle⁴ dans le cas ivoirien, et seulement 6 ménages de ce type dans le cas malgache. Seul un ménage a un revenu total négatif (lié à un excédent brut d'exploitation agricole négatif) dans le cas ivoirien, mais 9 ménages dans le cas malgache (5 ménages du fait de revenus agricoles négatifs et 6 ménages en raison de transferts privés nets négatifs, dont deux ont également des revenus agricoles nets négatifs). Lorsque le nombre de non réponses et de revenu nul est assez limité comme dans les cas présents (moins de 1 % de l'échantillon), la correction minimale effectuée par la plupart des analyses consiste à supprimer ces ménages de l'échantillon.

Dans les deux cas, les erreurs semblent beaucoup plus marquées sur les revenus que sur la consommation. L'absence de correction sur les déclarations de consommation n'a pas de réelle incidence sur les niveaux moyens de consommation ni sur les indicateurs d'inégalité. Par contre, le non apurement des données de revenu et le maintien dans la base de données des ménages ayant un revenu nul du fait de non-réponses ont pour effet d'augmenter respectivement de 11 % et 78 % le revenu moyen dans les cas ivoirien et malgache et de 5 et 19 points le coefficient de Gini !!

Tableau 1 : Incidence des erreurs de saisies sur les agrégats de consommation et de revenu, ENV98 Côte d'Ivoire, EPM93 Madagascar

	Sans correction	Avec correction
Côte d'Ivoire		
Consommation moyenne par tête	349 070 [337 629 – 360 512]	348 989 [337 489 – 360 488]
Indice de Gini	43.6 [42.4 – 45.6]	43.6 [42.1 – 45.2]
Revenu moyen par tête	422 468 [373 249 – 471 687]	380 713 [359 231 – 402 195]
Indice de Gini	57.0 [52.6 - 61.5]	52.2 [50.3 – 55.6]
Madagascar		
Consommation moyenne par tête	301 372 [287 606 – 315 138]	296 630 [284 891 – 308 369]
Indice de Gini	46.4 [44.1 – 48.4]	45.6 [44.1 – 47.1]
Revenu moyen par tête	640 712 [86 304 – 1 195 469]	358 569 [346 977 – 370 162]
Indice de Gini	69.1 [42.6 – 83.5]	40.9 [39.8 – 42.3] (b)

Comparaison effectuée sur la base des définitions des agrégats de consommation n°10 du Tableau 2 pour la Côte d'Ivoire, n° 6 du Tableau 3 pour Madagascar, et de l'agrégat de revenu n°1 du Tableau 4 pour la Côte d'Ivoire.
Source : nos propres calculs.

En dehors du caractère anecdotique de ces quelques exemples, il faut retenir que l'appréciation de la véracité des déclarations des enquêtés suppose un long examen au cas par cas de chacune des composantes du revenu et de la consommation. Il est d'usage de repérer ces erreurs en examinant seulement les extrêmes des distributions. Elles sont alors corrigées par la méthode dite de

⁴ En examinant ainsi les ménages dont chaque composante de revenu est nulle, on détecte uniquement les ménages n'ayant pas répondu aux questions correspondantes et non pas les ménages qui peuvent avoir des revenus totaux nuls du fait d'une compensation entre des revenus non salariaux négatifs et d'autres revenus positifs.

« *winsorization* ». Cela consiste à imputer des niveaux moyens de dépenses et/ou de revenus à des ménages ayant des niveaux jugés trop extrêmes (soit des niveaux supérieurs ou inférieurs à la moyenne, plus ou moins trois écart-types). Cette méthode nous semble tout à fait arbitraire et tend à réduire de manière totalement artificielle les niveaux d'inégalité. Dans le cas de l'enquête ivoirienne, cette méthode réduit de 2 % le niveau moyen de consommation et d'un point de coefficient de Gini.

A l'issue de ce travail, le choix de la méthode de calcul des agrégats de consommation et de revenu peut être effectué.

1.2.2. Alternatives de calcul des agrégats de niveau de vie

Après apurement, les données d'enquêtes présentent plusieurs problèmes potentiels. Comme nous l'avons déjà mentionné, les deux premières sources de biais possibles peuvent venir de l'insuffisance du questionnaire ou de problèmes de saisonnalité. Ces biais ont, a priori, tout autant d'incidence sur l'agrégat de consommation que sur celui du revenu.

L'agrégat de consommation

Concernant la consommation courante, le questionnaire la renseigne de manière beaucoup plus détaillée dans le cas malgache que dans le cas ivoirien : par exemple, la nomenclature comprend 69 items alimentaires contre 37 en Côte d'Ivoire. De plus, dans l'enquête malgache, des modules sont spécifiquement dédiés aux dépenses annuelles d'éducation et aux dépenses en biens durables, à l'autoconsommation qui est exprimée en quantité de biens consommés dont le ménage évalue la valeur. 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 le cas ivoirien, il est demandé au ménage de déclarer ses dépenses sur les sept derniers jours ainsi que sur le dernier mois, et de dire durant combien de mois de l'année il consomme le produit. L'Institut de la Statistique Nationale (INS) fait une moyenne de la dépense hebdomadaire (traduite en dépenses mensuelles) et de la dépense mensuelle déclarée et la multiplie 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 dépenses n'est donc pas tout à fait éliminé, à moins de supposer que les ménages lissent leur consommation dans l'année (un même budget mensuel alloué aux dépenses alimentaires quelque soit le mois, mais une structure du panier qui change selon les saisons).

Par ailleurs, il est possible qu'il y ait un biais de déclaration sur le nombre de mois de consommation de chacun des produits 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 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.

Dans le cas malgache, afin de vérifier ce biais lié à l'unité de temps de déclaration, nous avons régressé des niveaux de consommation par tête de certains produits sur la variable indiquant le choix de la fréquence des déclarations, en contrôlant la saisonnalité des dépenses par la variable de période d'enquête. En moyenne, plus la période choisie pour déclarer les dépenses est courte et plus les niveaux déclarés sont élevés. L'exemple le plus frappant est celui de la consommation de riz (qui constitue environ 18 % des dépenses courantes malgaches) : les niveaux moyens de consommation de riz déclarés sur l'année sont inférieures de 50.000 et de 35.000 Fmg des déclarations mensuelles et journalières en milieu urbain. Cet écart est deux fois moindre en milieu rural. Il est fort probable que les écarts constatés dans le cas ivoirien sont dus à un effet de mémoire. Dans le cas malgache, on peut

toutefois suspecter que le choix de la période de déclaration est fonction du niveau de richesse des déclarants. L'effet mémoire est alors couplé avec un effet revenu. Comme attendu, le fait de ne pas tenir compte du nombre de fois que les produits sont consommés dans l'année accroît les niveaux moyens de consommation. Cet effet est beaucoup plus sensible à Madagascar qu'en Côte d'Ivoire, mais cela ne semble pas avoir d'incidence sur les niveaux d'inégalité.

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. Malheureusement, ne disposant pas d'indices de prix intra-annuels nous ne sommes pas en mesure d'effectuer cette vérification. Cela rend aussi difficile l'identification d'une saisonnalité des consommations à Madagascar. A l'instar de l'exercice effectué par Jones et Ye (1997), nous avons effectué 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 en contrôlant certaines caractéristiques des ménages telles que la taille et le niveau d'éducation. 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.

Dans le cas ivoirien, Jones et Ye (1997) avaient identifié une saisonnalité des dépenses. Les ménages agricoles produisant des cultures de rentes (café, cacao et coton) enquêtés entre décembre et mars, soit après les récoltes, ont significativement des dépenses supérieures aux autres. Parmi les ménages produisant des cultures vivrières et avec des niveaux élevés d'auto-consommation, les dépenses sont supérieures en avril et mai et inférieures de décembre à mars. Alors que la saisonnalité des dépenses semble sensiblement être la même pour les producteurs de café cacao selon qu'ils ont des dépenses par tête supérieures ou inférieures à 100.000 FCFA, les producteurs de coton pauvres ont une saisonnalité plus forte de leur consommation par rapport aux producteurs plus riches. Sans corrections de la saisonnalité, les écarts de niveau de vie intra-pays comme les évolutions temporelles risquent d'être biaisés. Cependant, la correction des déclarations de cette saisonnalité a un effet assez faible sur la distribution des niveaux de vie, l'augmentation du niveau moyen de consommation et la baisse du taux de pauvreté observés n'étant pas significatifs.

La question de la prise en compte ou non des déflateurs de prix régionaux est en partie liée au problème précédent. Des déflateurs régionaux ont été appliqués aux calculs des dépenses et des revenus. Leur correspondance avec la réalité est très imparfaite dans le cas ivoirien du fait que les écarts de prix régionaux appliqués datent de 1985. En revanche, dans le cas malgache, les déflateurs utilisés sont précisément ceux que l'Institut de la Statistique malgache a calculés lors du traitement de l'enquête nationale (EPM) de 1993.

Nous avons retenu une définition assez large de l'agrégat de consommation qui 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, les transferts nets ainsi qu'un loyer fictif imputé aux propriétaires de logement⁵.

Les contraintes de données et les choix méthodologiques opérés pour définir l'agrégat de consommation ont une incidence⁶ (cf. Tableau 2 et Tableau 3). Il apparaît que la manière dont on demande de déclarer les niveaux de consommation influence l'appréciation des niveaux de consommation, mais de manière assez faible. Dans le cas ivoirien, les déclarations sur sept jours donnent des niveaux moyens de dépenses légèrement supérieures aux déclarations mensuelles (2.5 %),

⁵ Un logement produit un service qui peut être vendu (propriétaire bailleur) ou consommé par son détenteur (propriétaire occupant). Ce n'est donc pas la valeur du logement qui est consommée mais la valeur du service rendu par celui-ci. Ainsi, la prise en compte ou non de loyers fictifs pour les ménages qui sont propriétaires de leur logement fait l'objet d'un choix méthodologique. Avant l'estimation du modèle des loyers fictifs, une équation de sélection (probit sur le fait d'être locataire ou non) a été estimée afin de tenir compte d'un éventuel effet de sélection et par conséquent d'un biais sur les estimateurs, selon la procédure en deux étapes proposée par Heckman (1979).

⁶ Notons dès à présent que la comparaison des niveaux de consommation entre les deux pays est biaisée du simple fait des différences importantes de degré de précision des questionnaires.

alors que le coefficient de Gini augmente d'un point. Ces écarts ne sont toutefois pas significatifs⁷. La prise en compte d'un loyer fictif pour les propriétaires occupants augmente le niveau moyen de consommation par tête et réduit les taux de pauvreté et d'inégalité, de manière significative dans le cas malgache mais non significativement dans le cas ivoirien. Les achats de biens durables n'ont pas de réelles incidences. La prise en compte des écarts de prix régionaux élève le niveau moyen de consommation de plus de 10 % dans les deux cas et de manière significative, et diminue sensiblement les taux de pauvreté comme les inégalités entre régions. Les effets sur les niveaux globaux d'inégalité sont de 2 points dans le cas ivoirien et de 0.8 dans le cas malgache. Ces écarts ne sont cependant pas significatifs.

Dans les deux pays, les choix méthodologiques qui ont le plus d'incidence sur la forme de la distribution des consommations sont la fréquence des achats dans l'année et les écarts de prix régionaux. Il est clair que ces derniers, comme les écarts de mode de consommation intra-pays, devraient être plus rigoureusement mesurés et pris en compte dans l'examen des niveaux de vie et le calcul des lignes de pauvreté. Dans la suite de cette étude, l'agrégat de consommation retenu intègre les prix régionaux ; dans le cas ivoirien, l'agrégation des consommations est égale à la moyenne des déclarations hebdomadaires et mensuelles multipliée par le nombre de mois de consommation déclaré pour chaque produit (ligne 10 du Tableau 2 pour la Côte d'Ivoire et ligne 6 du Tableau 3 pour Madagascar).

Quoiqu'il en soit, ces questions de méthode d'enquêtes et de calcul des agrégats sont avant tout importantes lorsqu'on souhaite évaluer l'évolution des niveaux de vie pour un pays donné et/ou comparer les niveaux de vie entre pays. Un diagnostic sur l'évolution temporelle des niveaux de vie peut être biaisé si les périodes d'enquêtes diffèrent selon les années. Ces choix méthodologiques, parfois arbitraires, doivent être explicitement énoncés et harmonisés. C'est ainsi qu'il est difficile de savoir à quoi correspondent les informations fournies par la Banque mondiale concernant ces deux enquêtes (cf. Tableau 2 et Tableau 3)⁸. Dans le cas de l'enquête EPM93 malgache, il semblerait que l'agrégat de consommation disponible dans cette base de données correspondrait à l'ensemble des biens de consommation courante sans prise en compte des loyers fictifs ni des biens durables, alors que, dans le cas ivoirien, l'agrégat fourni semble incorporer ces deux éléments de consommation. A priori, les agrégats de cette base de données ne tiennent pas compte des écarts de prix régionaux, ce qui peut expliquer l'écart d'indicateurs d'inégalité constaté avec nos propres calculs.

⁷ Cet effet sur le niveau des inégalités s'explique par le fait que les écarts moyens entre les déclarations hebdomadaires et mensuelles sont croissants avec le niveau de vie. L'écart moyen des 5 derniers déciles est d'environ 1.5 % (5 % pour le dernier décile) contre moins de 1 % pour les 5 premiers déciles. L'augmentation légère, mais surprenante, du taux de pauvreté tient au fait qu'autour du seuil de pauvreté (deuxième décile) l'écart entre les déclarations hebdomadaires et mensuelles est négatif et non positif.

⁸ Niveaux moyens de consommation et taux de pauvreté :

<http://www.worldbank.org/research/povmonitor/>

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

Tableau 2 : Incidence de choix méthodologiques sur l'agrégat de consommation, ENV98 Côte d'Ivoire

	Niveau moyen par tête (FCFA courants)	Taux de pauvreté *	Coefficient de Gini	Inégalité inter-régionale
1	315 023 [304 336 – 325 709]	17.0	45.4 [44.2 – 47.4]	22.1
2	316 930 [306 491 – 327 369]	16.3	45.1 [43.5 – 46.6]	21.9
3	311 216 [300 866 – 321 565]	17.3	45.2 [44.0 – 46.6]	21.6
4	318 808 [306 082 - 331 534]	17.8	46.0 [44.2 – 48.0]	22.6
5	327 736 [314 786 - 340 686]	16.8	46.1 [44.4 – 48.0]	22.8
6	308 293 [298 400 - 318 186]	17.1	44.3 [42.9 – 45.8]	21.9
7	311 220 [300 851 – 321 589]	17.4	45.0 [43.8 – 46.9]	21.7
8	301 633 [290 992 – 312 274]	21.3	46.8 [45.7 - 48.3]	22.9
9	297 142 [286 963 – 307 322]	21.7	46.4 [44.9 – 47.8]	23.0
10	348 989 [337 489 – 360 488]	10.1	43.6 [42.1 – 45.2]	17.3
11	355 899 [344 365 – 367 433]	9.4	43.4 [42.0 – 44.7]	17.1
12	319 136	16.2	45.15	nd

1. Dépenses courantes y c. loyers fictifs, transferts et biens durables ; Moyenne des déclarations hebdomadaires et mensuelles * nombre de mois déclaré de consommation de chaque produit (moyenne de 3 & 4)
2. Définition n°1 mais déclarations mensuelles * 12
3. Définition n°1 mais déclaration mensuelles * nombre de mois déclaré de consommation de chaque produit
4. Définition n°1 mais déclarations hebdomadaires (*2) * nombre de mois déclaré de consommation de chaque produit
5. Définition n°1 mais déclarations hebdomadaires (*2) * 12
6. Définition n°1 avec corrections des extrêmes par la méthode de « winsorization »
7. Définition n°1 sans les biens durables
8. Définition n°1 sans loyers fictifs
9. Définition n°1 sans loyers fictifs ni biens durables
10. Définition n°1 avec déflateurs prix régionaux. Définition choisie par la suite.
11. Définition n°1 avec déflateurs prix régionaux et correction de la saisonnalité des déclarations (Jones & Ye, 1997)
12. Sources :

- Niveaux moyens de consommation et taux de pauvreté : <http://www.worldbank.org/research/povmonitor/>
- Coefficients de Gini : *World Development Indicators*, Banque mondiale, 2004.

* ligne de pauvreté : 110 700 FCFA équivalent à 1 US\$ PPA85 par jour.

Source : nos propres calculs.

Tableau 3 : Incidence de choix méthodologiques sur l'agrégat de consommation, EPM93 Madagascar

	Niveau moyen par tête (FMG courants)	Taux de pauvreté *	Coefficient de Gini	Inégalité inter-régionale
1	264 760 [253 892 – 275 628]	59.5	46.8 [44.8 – 48.8]	14.6
2	242 913 [233 622 – 252 204]	62.1	53.1 [51.5 – 54.8]	14.5
3	257 661 [248 091 - 267 231]	59.8	43.7 [42.4 – 44.8]	13.9
4	235 815 [227 431 – 244 198]	62.8	50.4 [49.3 – 51.9]	13.0
5	465 583 [401 009 – 530 157]	26.9	46.7 [43.8 – 50.7]	13.4
6	296 630 [284 891 – 308 369]	52.8	45.6 [44.1 – 47.1]	11.5
7	237 099	46.4	47.45	nd

1. Dépenses courantes y c. loyers fictifs, transferts et biens durables ;
2. Définition n°1 sans loyers fictifs
3. Définition n°1 sans biens durables
4. Définition n°1 sans biens durables ni loyers fictifs
5. Définition n°1 sans tenir compte des fréquences d'achat dans l'année
6. Définition n°1 avec déflateurs prix régionaux ; Définition choisie par la suite.
7. Sources :

- Niveaux moyens de consommation et taux de pauvreté : <http://www.worldbank.org/research/povmonitor/>
- Coefficients de Gini : *World Development Indicators*, Banque mondiale, 2004.

* ligne de pauvreté : 203 241 FMG équivalent à 1\$ PPA 85.

Source : nos propres calculs.

L'agrégat de revenu

Le calcul des revenus est également sujet à des choix méthodologiques et est fortement dépendant du type d'enquête et de questionnaire disponibles. Par exemple, le questionnaire ménage de l'EPM93 est beaucoup plus détaillé que celui de l'ENV98, notamment sur les composantes du revenu (précisions sur la provenance des revenus agricoles, degré de détail des 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.

Comme pour la consommation, les différences entre les deux questionnaires ne nous permettent pas de calculer de manière identique les revenus des deux pays, ce qui rend difficile l'appréciation de l'incidence de ces écarts sur le différentiel de niveau de vie observé entre les deux pays. 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 reçus et loyers fictifs des propriétaires,),
- et des transferts nets privés et publics.

Ne sont considérés comme revenus courants ni les montants de la vente d'un actif possédé par le ménage (maison, terre, bétail, etc.), ni les emprunts contractés durant l'année, ni les héritages ou dots reçus, ni l'épargne accumulée durant l'année antérieure.

Outre la question de la prise ou non en compte des écarts de prix relatifs qui se pose tant pour la consommation que pour les revenus⁹, 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 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 déclarations 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 (ligne 1 du Tableau 4). On remarque que les choix concernant les revenus agricoles n'ont finalement pas de réelle incidence tant sur les niveaux moyens que sur les niveaux d'inégalité de revenu.

⁹ Par la suite de l'analyse, les revenus sont déflatés des écarts de prix régionaux.

Tableau 4 : Incidence des choix méthodologiques sur l'agrégat de revenu, ENV98 Côte d'Ivoire

	Niveau moyen par tête (FCFA courants)*	Coefficient de Gini
1	380 713 [359 231 – 402 195]	52.2 [50.3 – 55.6]
2	381 058 [359 400 - 402 716]	52.3 [50.5 – 55.4]
3	376 576 [355 124 – 398 027]	52.2 [49.7 – 53.9]

* Agrégats déflatés des écarts de prix régionaux.

1. calcul de la valeur des ventes de produits agricoles à partir des déclarations des revenus provenant des ventes et valorisation de l'autoconsommation par les prix unitaires déclarés.
2. calcul de la valeur des ventes de produits agricoles à partir des quantités vendues et des prix unitaires déclarés et valorisation de l'autoconsommation par les prix unitaires déclarés.
3. calcul de la valeur des ventes de produits agricoles en appliquant un prix moyen de vente aux quantités déclarées vendues et valorisation de l'autoconsommation à partir des prix moyens de vente.

Source : nos propres calculs.

Tout compte fait, les choix méthodologiques sont moins nombreux pour les revenus que pour la consommation. Quoiqu'il en soit, à l'exception de la prise en compte ou non des prix régionaux, ces questions de méthode n'ont finalement pas de grandes incidences sur la forme des distributions des niveaux de vie. Ce sont plutôt les erreurs de saisie et leurs corrections qui ont un impact important sur l'appréciation des niveaux de vie et des inégalités, ce qui justifie de poursuivre l'analyse par un examen de la cohérence interne des déclarations des enquêtés.

2. APPRECIATION DES ERREURS DE MESURE PAR L'EXAMEN DE LA COHERENCE INTERNE DES ENQUETES

Le fait que les enquêtes souffrent d'erreurs de mesure n'est pas chose nouvelle et nombreux sont les chercheurs qui en ont conscience. Cependant, à notre connaissance, il n'existe pas d'étude qui tente d'en apprécier l'ampleur et qui effectue un examen scrupuleux des données. C'est pourquoi nous analysons dans cette section la cohérence entre les déclarations de revenu et celles de consommation après avoir exposé les différentes erreurs de mesure possibles.

2.1. Typologie des différentes sources d'erreurs de mesure

La mesure des niveaux de vie peut souffrir de nombreuses sources d'erreurs. Il s'agit :

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

Les plans de sondage par logement éliminent de fait les personnes sans domicile fixe qui comptent parmi les plus démunies ; les plus pauvres tendent alors à être sous représentés. Des biais dans la distribution des revenus peuvent ainsi être dus au fait que les individus appartenant aux extrêmes de la distribution échappent à l'enquête. Dans la mesure où ce sont les groupes moyens qui y participent le plus fréquemment, cela conduit à un aplatissement de la distribution.

Par ailleurs, la plupart des enquêtes sur les ménages ont un trait commun : certains ménages retenus lors de la phase d'échantillonnage ne participent pas, dans les faits, à l'enquête¹⁰. Ainsi, les ménages à hauts revenus sont susceptibles de ne pas y participer du fait du fort coût d'opportunité de leur temps, pour des raisons de protection de leur sphère privée. Les enquêteurs sont alors conduits à remplacer

¹⁰ Ces cas de non-réponses (« *unit non-response* ») peuvent représenter jusqu'à 30 % de l'échantillon initial dans des enquêtes anglo-saxonnes et américaines (cf. les études citées par Mistiaen et Ravallion, 2003).

certaines ménages riches par des ménages plus conciliants, mais aussi peut être de niveaux de vie plus modestes. Cela est un des éléments explicatifs du constat de Székely et Hilgert (1999) dans une étude comparative sur 18 pays latino-américains : le revenu moyen des dix individus les plus riches dans chacun des pays étudiés n'est généralement pas plus élevé que le salaire moyen d'un cadre d'une moyenne ou d'une grande entreprise du pays.

Il existe aussi des cas de non-réponses (« *item non-response* ») qui proviennent de ménages participant à l'enquête mais refusant de répondre à un type particulier de question, typiquement sur leur niveau de revenu : les classes privilégiées ont une tendance « naturelle » à sous-déclarer leurs revenus d'activité, voire à cacher des revenus occultes. Par ailleurs, ces ménages très riches détiennent parfois des éléments de patrimoine générant des flux de revenus qu'il n'est pas aisé de valoriser correctement dans les questionnaires. En tout état de cause, ce qui paraît tout à fait vraisemblable est le fait que les erreurs de mesure soient croissantes avec l'élévation des niveaux de vie - les ménages riches étant *a priori* plus susceptibles que les pauvres de mal déclarer leurs revenus -, ce qui mène à une sous-estimation globale des inégalités comme le constatent Lillard, Smith et Welch (1986) sur des données américaines.

Pour notre travail, une première manière de détecter les erreurs de mesure sur les déclarations de revenu et de consommation est d'en examiner la cohérence interne. On s'attachera ensuite à l'examen de la cohérence entre ces deux types de déclarations.

2.2. Examen de la cohérence propre à chaque type de déclaration

La structure de la consommation courante est caractéristique de pays en développement (cf. Tableau 16 et Tableau 17 en Annexe A) : la part des produits alimentaires dans la dépense totale dépasse les 50% en moyenne, et cela quelque soit les déciles de consommation. A Madagascar, le coefficient budgétaire alimentaire est même supérieur 60, à l'exception du dernier décile et du dernier centile pour lesquels il est respectivement de 46 et 27. L'autoconsommation constitue une part plus importante de la consommation alimentaire à Madagascar - 40,4 % de l'alimentation, soit 24,5 % des dépenses totales - qu'en Côte d'Ivoire où elle représente un quart des dépenses alimentaires. Cette 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. Le logement constitue le deuxième poste de dépenses (10 % 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 également 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.

Dans les deux pays, la part des salaires augmente avec le niveau de vie (cf. Tableau 18 et Tableau 19 en annexe A) : 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 (entre 62 % et 64 % pour les trois premiers quartiles et 53 % pour le dernier quartile), 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 que ces revenus ne représentent qu'un tiers du total pour le milieu de la distribution et moins d'un quart pour les trois derniers déciles (16 % et 4 % pour les derniers décile et centile).

A Madagascar, les transferts publics, bien que marginaux en proportion du revenu total, semblent aller dans un sens anti-redistributif puisqu'ils représentent un plus fort pourcentage dans le dernier quartile par rapport aux quartiles inférieurs. Cette tendance ne se confirme pas dans le cas ivoirien ; en revanche dans ce pays, la structure des revenus du patrimoine change sensiblement selon le niveau de richesse : ils sont constitués par les loyers fictifs des propriétaires occupants à hauteur de 90 % pour le premier quartile et seulement 50 % pour le dernier quartile, les pauvres étant majoritairement propriétaires de leurs logements.

2.3. Niveau d'inégalité et décomposition des inégalités par sources de revenu

Il semble que les plus fortes disparités de revenu se trouvent en Côte d'Ivoire (cf. Tableau 5, et Tableau 18 et Tableau 19 en annexe A): le coefficient de Gini y est plus élevé (52.2 contre 40.9) et le ratio d10/d1 sur le revenu total est de 35 contre 10 à Madagascar. Par contre, en terme de consommation la dispersion est plus forte à Madagascar qu'en Côte d'Ivoire. Dans le cas malgache, le fait que les inégalités soient plus fortes en terme de consommation que de revenu est surprenant et contraire aux résultats communément trouvés dans les autres pays. Par ailleurs, on notera la faiblesse des plus hauts revenus. Ces deux constats laissent à penser qu'en haut de la distribution des revenus, ces derniers soient sous-évalués. Décomposons les inégalités par sources de revenu.

Tableau 5 : Niveaux de revenus et de consommation moyen et aux extrêmes de la distribution, coefficients de Gini et rapport inter-déciles – (FF courants et \$PPA 98), EPM93 Madagascar et ENV98 Côte d'Ivoire sans redressement.

	Côte d'Ivoire (1998)		Madagascar (1993)	
	Sur les dépenses	Sur les revenus	Sur les dépenses	Sur les revenus
(FF courants par mois par tête)				
Niveau minimal	20	1	4	- 176
C1 (1 ^{er} centile)	45	16	8	- 1
P10 (borne sup. du 1er décile)	81	52	16	20
P90 (borne inf. du 10ème décile)	673	611	129	164
C100 (dernier centile)	4 678	5 399	1 195	844
Niveau maximal	14 750	24 250	9 863	2 811
Niveau moyen par tête	291	317	86	104
(\$ PPA 1998)				
Niveau minimal	7	1	1	-32
C1 (1 ^{er} centile)	16	6	1	0
P10 (borne sup. du 1er décile)	29	19	3	4
P90 (borne inf. du 10ème décile)	240	218	23	30
C100 (dernier centile)	1 669	1 926	218	154
Niveau maximal	5 262	8 651	1 802	514
Niveau moyen par tête	104	113	16	19
PNB PPA p. c. par mois (\$98)	123		64	
Coefficient de Gini (%)	43.6	52.2	47.5	40.9
Intervalle de confiance (a)	[42.7 – 45.2]	[50.20 – 54.52]	[45.9 – 50.0]	[39.8 – 42.3]
P90/P10	8	12	8	8

(a) calculés par bootstrap
Source : nos propres calculs.

La méthode de décomposition des inégalités par sources de revenu la plus communément utilisée jusqu'à maintenant est la méthode « naturelle » de décomposition de l'indice de Gini qui somme trois éléments pour chaque composante du revenu : sa part dans le revenu total, l'indice de Gini du composant et un terme de corrélation qui capte la relation entre chacune des composantes du revenu et la distribution totale du revenu¹¹. Dans les tableaux (Tableau 6 et Tableau 7), les colonnes intitulées « coefficients de concentration » sont les produits des coefficients de Gini avec les termes de corrélation.

Bien que présentant des similitudes, Madagascar et la Côte d'Ivoire se distinguent quant à la structure des revenus et les sources des inégalités. Sans tenir compte d'aucun redressement (Tableau 6 et Tableau 7), les salaires représentent 22 % du revenu total à Madagascar et 28 % en Côte d'Ivoire tandis que les revenus d'activités non salariales en constituent 66 % et 60 % respectivement. Cependant, à Madagascar, ce sont les revenus agricoles qui sont les plus importants (88 % des revenus d'activité contre seulement 42 % en Côte d'Ivoire). En termes de décomposition des inégalités, les contributions des salaires, publics et privés sont sensiblement identiques dans les deux pays, à savoir une contribution relativement modeste dans les inégalités globales du fait de leur faible part dans le

¹¹ cf. par exemple Lerman et Lerman (1989) pour une présentation de cette méthode et son application sur données américaines.

revenu total et malgré des niveaux d'inégalité assez élevés. En Côte d'Ivoire, malgré un coefficient de Gini propre assez élevé (72 contre 54 à Madagascar), les revenus agricoles ne participent qu'à hauteur de 20 % aux inégalités globales alors qu'à Madagascar leur contribution est de plus de 50 %. Inversement, les revenus d'activités non agricoles contribuent très faiblement aux inégalités totales à Madagascar (8 %) alors qu'en Côte d'Ivoire leur contribution est de l'ordre de 43 %. Par contre, ces revenus seraient plus inégalitaires répartis à Madagascar.

Peut-on se fier à ces premiers résultats ? Sont-ils cohérents ? Peut-on affirmer de manière définitive que les inégalités de revenu sont plus élevées en Côte d'Ivoire qu'à Madagascar, et inversement pour les inégalités de consommation ?

Tableau 6 : Décomposition des inégalités par sources de revenu, Côte d'Ivoire, 1998

Source (par tête)	Coefficient de Gini	Coeff. de Concentration	Part dans le revenu total	Contribution relative	Contribution absolue
Salaire privé	88.18 (0.88)	54.34 (3.51)	17.67 (1.25)	18.38 (2.25)	9.60 (0.35)
Salaire public	95.35 (0.62)	59.96 (2.68)	7.62 (0.63)	8.75 (0.99)	4.57 (0.25)
Rev. d'act agricoles	71.95 (0.78)	37.58 (1.54)	27.52 (1.00)	19.80 (1.49)	10.34 (0.54)
Rev. d'act. non agr.	80.89 (0.95)	65.07 (1.89)	35.18 (1.45)	43.83 (2.47)	22.89 (0.40)
Patrimoine	74.40 (1.23)	34.81 (3.10)	5.80 (0.31)	3.86 (0.50)	2.02 (0.16)
Retraite assurance	98.15 (0.12)	59.75 (5.22)	1.55 (0.22)	1.77 (0.37)	0.93 (0.08)
Transferts publics	94.47 (0.37)	42.56 (3.70)	0.75 (0.07)	0.61 (0.09)	0.32 (0.04)
Transferts privés	92.45 (0.48)	33.35 (4.00)	2.81 (0.22)	1.79 (0.33)	0.94 (0.11)
Autres revenus	97.83 (0.15)	57.24 (4.37)	1.11 (0.13)	1.21 (0.21)	0.63 (0.05)
Total	52.24 (1.11)		100	100	52.24

Source : nos propres calculs, décomposition « naturelle », utilisation du logiciel DADS.

Tableau 7 : Décomposition des inégalités par sources de revenu, Madagascar, 1993

Source (par tête)	Coefficient de Gini	Coeff. de Concentration	Part dans le revenu total	Contribution relative	Contribution absolue
Salaire privé	83.25 (0.57)	41.59 (1.65)	15.37 (0.53)	15.61 (1.00)	6.39 (0.31)
Salaire public	95.49 (0.49)	64.10 (2.32)	6.80 (0.44)	10.64 (0.90)	4.36 (0.18)
Rev. d'act agricoles	54.59 (0.87)	37.03 (1.21)	58.48 (0.88)	52.89 (1.86)	21.66 (0.63)
Rev. d'act. non agr.	90.26 (0.47)	44.72 (2.58)	7.56 (0.40)	8.25 (0.81)	3.38 (0.19)
Patrimoine	57.62 (1.07)	33.98 (1.45)	5.05 (0.16)	4.19 (0.29)	1.72 (0.08)
Retraite assurance	99.16 (0.0)	38.32 (11.32)	0.08 (0.02)	0.08 (0.03)	0.03 (0.01)
Transferts publics	98.51 (0.0)	52.86 (6.03)	1.04 (0.13)	1.35 (0.24)	0.55 (0.08)
Transferts privés	21.97 (20.15)	39.37 (6.57)	1.69 (0.20)	1.63 (0.40)	.067 (0.11)
Autres revenus	93.08 (0.51)	55.80 (3.92)	3.93 (0.34)	5.35 (0.78)	2.19 (0.10)
Total	40.94 (0.67)		100	100	40.94

Source : nos propres calculs, décomposition « naturelle », utilisation du logiciel DADS.

2.4. Incohérences entre les déclarations de revenus et les déclarations de consommation : écart de décile et épargne résiduelle

Les cas d'incohérence flagrante entre les deux sources d'évaluation des niveaux de vie sont repérables en faisant la différence entre le décile d'appartenance de revenu et le décile d'appartenance de consommation (cf. Tableau 8).

Même si dans la grande majorité des cas, il y a cohérence entre les déciles de consommation et de revenu d'appartenance, des proportions non négligeables de ménages déclarent avoir des dépenses importantes mais des revenus très faibles : 4 % des enquêtés en Côte d'Ivoire et à Madagascar ont un écart de plus de 5 points entre leurs déciles de consommation et de revenu. Les ménages pour lesquels les écarts entre le décile de revenu et celui de dépenses sont négatifs et très importants se composent à la fois des ménages ayant refusé de donner des informations sur leurs revenus mais également de ceux qui sous-déclarent fortement leurs revenus ou qui surestiment leur niveau de consommation (autrement dit qui devraient être aussi pauvres en termes de niveau de consommation qu'en termes de revenus).

Tableau 8 : Différence entre le décile d'appartenance de revenu et le décile d'appartenance de consommation – Côte d'Ivoire et Madagascar

t (a)	Côte d'Ivoire		Madagascar	
	Nombre de ménages	Pourcentage	Nombre de ménages	Pourcentage
-9	11	0.26	15	0.33
-8	18	0.43	21	0.47
-7	21	0.50	30	0.67
-6	56	1.33	53	1.18
-5	98	2.33	93	2.07
-4	132	3.14	179	3.98
-3	253	6.03	204	4.53
-2	365	8.48	407	9.04
-1	622	14.82	759	16.86
0	966	23.01	1.373	30.49
1	703	16.75	771	17.12
2	409	9.74	354	7.86
3	228	5.43	141	3.13
4	149	3.55	60	1.33
5	93	2.22	29	0.64
6	47	1.12	11	0.24
7	24	0.57	1	0.02
8	10	0.24	2	0.04
9	2	0.05	0	0
Total	4.198	100	4.503	100

(a) décile de revenu (dy) – décile de consommation (dc)

Source : nos propres calculs.

Une autre manière d'apprécier la cohérence interne des enquêtes est d'examiner les taux d'épargne (cf. Tableau 9). Dans le cas ivoirien, on obtient un taux d'épargne résiduelle moyen négatif élevé (-86 %), alors que dans le cas malgache ce taux est seulement de -4 % (cf. Tableau 9). Dans l'exemple ivoirien, le taux d'épargne moyen est toujours négatif, en moyenne, quelque soit le décile de consommation, et décroissant avec le niveau de consommation. Ainsi, 61 % des ménages de l'échantillon ivoirien ont une épargne 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 ont un taux d'épargne 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 plus face à des difficultés économiques que les autres ménages.

Dans le cas malgache, la distribution des taux d'épargne 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 leurs revenus courants leur permettrait. Il est par ailleurs surprenant de constater des taux d'épargne aussi élevés dans le bas de la distribution. Cela laisse à penser que la consommation est sous-évaluée.

Tableau 9 : Taux d'épargne résiduelle moyens et par décile de consommation – Côte d'Ivoire et Madagascar

Déciles de conso.	Côte d'Ivoire			Madagascar		
	Taux d'épargne moyen (en %)	Ecart-type	% mén. avec tx d'ép. <= -100%	Taux d'épargne moyen (en %)	Ecart-type	% mén. avec tx d'ép. <= -100%
1	-7.7	84.7	7	32.5	30.9	0
2	-50.6	533.5	11	25.6	91.6	2
3	-43.7	244.8	11	-32.5	1199.0	2
4	-39.5	147.6	17	27.4	46.3	2
5	-60.5	250.3	15	20.5	126.2	2
6	-62.8	214.1	21	11.1	105.4	4
7	-55.9	153.5	22	14.3	467.5	4
8	-77.3	196.8	26	4.9	98.6	4
9	-125.6	366.6	37	-19.9	194.4	9
10	-337.2	1910.2	52	-125.9	1948.6	18
Total	-85.9	662.8	22	-4.2	745.2	5

Source : nos propres calculs.

Le fait qu'en général, les enquêtes fournissent des taux d'épargne négatifs est connu. L'origine de tels résultats est débattue, comme le note Deaton (1997, p369): « *household surveys from developing countries frequently do record dissaving by substantial fractions of households. There is no doubt that some of this is due to underestimation of income relative to consumption, but the observation may have more truth to it than is often credited* ». Cependant, l'importance des ménages ayant des niveaux de revenus plus de deux fois inférieurs aux niveaux de consommation déclarés laisse présager des problèmes importants de sous déclarations de revenu (sur l'ensemble de la distribution en Côte d'Ivoire et uniquement sur le haut de la distribution à Madagascar).

2.5. Correction des biais de sous-déclarations de revenus et de non-réponses

Ce diagnostic sur la cohérence interne des enquêtes amène naturellement à tenter de redresser les déclarations de revenu afin de les rendre cohérentes avec celles de consommation, même si ces dernières sont aussi soumises à des erreurs (cf. 1.1 et 3.2).

2.5.1. Les différents types de correction actuellement proposés

Les redressements avec d'autres types d'informations

Une première méthode procède à des redressements des revenus en utilisant les informations sur l'épargne (Loisy, 1999 pour la France). L'épargne de précaution constituée par les ménages, mais non prise en compte dans les enquêtes, est évaluée par la totalité du revenu disponible non consommé. Après un rapprochement du concept de dépenses utilisé dans l'enquête Budget des familles 1995 avec celui de la Comptabilité Nationale, des redressements sur les revenus déclarés par les ménages sont nécessaires dans la mesure où le taux d'épargne qui découle du rapprochement des deux sources est négatif. Des ajustements supplémentaires sont effectués grâce à des informations qualitatives¹² et quantitatives présentes dans l'enquête sur l'épargne. Ainsi, le revenu est défini non pas comme le revenu déclaré mais comme le maximum entre celui-ci et la dépense totale, c'est-à-dire la consommation harmonisée avec la Comptabilité nationale à laquelle s'ajoutent les éléments d'épargne

¹² Une précaution est prise qui consiste à combiner une variable d'opinion sur l'épargne avec le montant fourni.

de l'enquête. Cette méthode de redressement des données mène à un gonflement artificiel du nombre de ménages concernés par une épargne nulle (28 % de l'échantillon de Loisy).

Banerjee et Piketty (2001) utilisent des données fiscales, et à partir d'une méthode déjà développée dans le cas de la France et des Etats-Unis (Piketty, 2001, Piketty et Saez, 2001), ils réévaluent les hauts revenus issus des données d'enquêtes sur l'Inde entre 1956 et 1998, cela afin d'expliquer le paradoxe de la croissance indienne des années 1990. En effet, les données d'enquêtes ne permettent pas de déceler de croissance de la consommation par tête sur cette période, alors que les données issues des comptes nationaux montrent qu'il y a eu une forte croissance du produit national. Or les redressements effectués grâce aux données fiscales 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 donc, en partie seulement¹³, expliqué par le fait que ces dernières ne sont pas bien adaptées à l'appréhension des revenus des riches, et donc peu adéquates pour le calcul des inégalités.

Mistiaen et Ravallion (2003) proposent une troisième méthode. Elle repose sur une correction fondée essentiellement sur les différences géographiques de non-réponse et l'estimation de probabilités individuelles de non-réponse au questionnaire comme des fonctions du revenu. Cette méthode n'est possible que si on suppose que le terme d'erreur est identique pour l'ensemble des groupes de revenus par région¹⁴. Ainsi, estimant des probabilités de non-réponses croissantes avec le revenu, qui sont *in fine* utilisées pour corriger la distribution, ils redressent le coefficient de Gini des Etats-Unis de 45,05 à 50,76 !

La gestion des valeurs manquantes

Un dernier groupe de corrections est issu de la réflexion de la communauté des statisticiens d'enquêtes sur la gestion des valeurs manquantes et propose plusieurs méthodes.

La plus simple consiste à éliminer les observations pour lesquelles certaines variables sont manquantes (« *case deletion* »). Cette pratique n'est valable que lorsqu'un faible pourcentage de l'échantillon est éliminé et lorsque le fait que certaines valeurs soient manquantes est complètement aléatoire. La seconde correction revient à allouer la moyenne ou la médiane¹⁵ 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 afin de suppléer aux valeurs manquantes des revenus : les biais de non-réponses des déclarations de revenus sont corrigés en allouant aux individus ayant refusé 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 pour laquelle cette procédure a été appliquée 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.

La troisième 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 al.* (1999) adoptent cette méthode en estimant des revenus pour chaque composante du revenu et en classant les ménages en fonction des revenus prédits. Aux ménages n'ayant pas répondu sur leur revenu, est alloué le revenu prédit, plus un terme de résidu calculé comme étant la moyenne des termes d'erreurs des deux ménages situés juste au dessus et en dessous. Cette méthode n'est possible que dans le cas où il y a des relations entre les variables sans observations manquantes et la variable avec observations manquantes. Par ailleurs, et comme les deux corrections précédentes, elle traite les valeurs manquantes comme si elles étaient connues. Ces imputations uniques omettent alors l'incertitude sur la prédiction de ces valeurs.

¹³ Seulement 25 % de l'écart entre les deux sources est expliqué par la croissance des revenus du dernier centile.

¹⁴ Cette hypothèse peut sembler un peu forte, les auteurs n'expliquent pas pourquoi il existerait un effet région.

¹⁵ Il est préféré la médiane à la moyenne lorsque cette dernière est trop dépendante des valeurs extrêmes de la distribution.

Enfin, Rubin (2004) propose une méthode qui, au lieu d'allouer une seule valeur à chacune des observations manquantes, les remplace par plusieurs valeurs qui reflètent l'incertitude sur la vraie valeur de remplacement. Cette méthode basée sur l'inférence bayésienne, dite d'imputations multiples, produit alors un ensemble de corrections possibles. L'Encadré 2 en présente les principes de base ainsi que les conditions selon lesquelles elle peut être mise en œuvre.

Encadré 2 : La méthode d'imputations multiples de Rubin (2004), principes de base

Soit Y la variable dont une partie, Y_{mis} , des observations est manquante et l'autre partie, Y_{obs} , est observée. Dans le cas où la probabilité de ne pas figurer dans les données ne dépend pas des observations manquantes Y_{mis} , mais peut dépendre de Y_{obs} et du vecteur X alors le processus des valeurs manquantes est aléatoire :

$$p(R/X, Y_{obs}, Y_{mis}) = p(R/X, Y_{obs})$$

avec R variable binaire prenant la valeur 1 lorsque la variable Y est observée et 0 lorsque l'individu enquêté n'a pas donné de valeur à Y .

Dans un premier temps, un modèle explicatif de la variable ayant des valeurs manquantes est estimé. Ensuite, on déduit de ce modèle une distribution *a posteriori* des paramètres de ce modèle de telle manière à ce qu'on puisse effectuer, à partir de cette distribution, m tirages aléatoires des paramètres et du terme d'erreur afin de créer m imputations pour chacune des valeurs manquantes à partir du modèle de prédiction.

Dans le cas où le modèle de régression est linéaire et normal la procédure est la suivante :

a- Un modèle explicatif du revenu Y est estimé sur l'ensemble Y_{obs} :

$$Y_{obs} = \beta X \text{ avec } u \sim N(0, \sigma^2)$$

Les paramètres estimés du modèle sont $\hat{\beta}$ et la matrice des variances-covariances associée est $\hat{\sigma}^2 V$ avec $V = [X'X]^{-1}$. L'inférence bayésienne montre qu'*a posteriori* la distribution de σ est égale à $\hat{\sigma}^2(n-q)/g$ avec n le nombre de répondants, q la taille du vecteur X et g une variable aléatoire χ_{n-q}^2 .

b- Le tirage de cette variable aléatoire χ_{n-q}^2 permet de tirer la matrice des variances -covariances : $\sigma_*^2 = \sigma^2(n-q)/g$.

c- Les paramètres sont tirés à partir de la distribution suivante : $\beta_* = \hat{\beta} + \sigma_* [V]^{1/2} Z$
 Z étant un vecteur de variables aléatoires suivant une loi normale centrée réduite.

d- les valeurs manquantes sont alors remplacées par :

$$Y_{i*} = X_i \beta_* + z_i \sigma_*$$

z_i étant une variable normale simulée.

e- Les opérations b, c et d sont répétées m fois afin d'obtenir m valeurs manquantes pour chacune des observations manquantes.

Ensuite, les résultats des différentes imputations sont combinés et analysés afin notamment de s'assurer que le nombre d'imputations est suffisant. Ce dernier est suffisant lorsque la variance inter-imputation est inférieure à la variance intra ($B < \hat{U}$).

Soit \hat{Y}_i et \hat{U}_i la valeur moyenne de la variable Y et sa variance issus d'une imputation i

($i = 1, \dots, m$). La moyenne des m imputations \hat{Y}_i se définit comme : $\bar{Y} = 1/m \sum_{i=1}^m \hat{Y}_i$.

$\hat{U} = 1/m \sum_{i=1}^m \hat{U}_i$ est la variance intra tandis que B est la variance inter : $B = \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2$.

Encadré 2 : La méthode d'imputations multiples de Rubin (2004), principes de base (suite)

Par ailleurs, au lieu d'estimer une équation de revenu, il peut sembler préférable d'expliquer 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 la valeur 1 lorsque la déclaration de revenu est jugée incorrecte et 0 sinon :

$$\log \text{it}(p) = \beta X \text{ avec } p = \Pr(R = 1 / X) \text{ et } \log \text{it}(p) = \log(p/(1-p))$$

Les observations sont ensuite regroupées en fonction de leur score de propension (généralement en cinq groupes). Puis, au sein de chacun de ces sous-groupes, on procède à des tirages et imputations multiples à partir d'une procédure bootstrap d'approximation bayésienne. Dans chacun des groupes, n_1 observations sont observées et n_0 sont manquantes. La procédure bootstrap d'approximation bayésienne tire d'abord n_1 observations de manière aléatoire avec remplacement au sein des Y_{obs} de chacun des groupes et crée une nouvelle base de données Y_{obs}^* . Ensuite n_0 valeurs sont tirées avec remplacement au sein de Y_{obs}^* et sont allouées aux observations manquantes Y_{mis} .

Cette méthode est plus puissante que la méthode d'imputation de la moyenne d'une catégorie donnée (*mean or median imputation*) dans la mesure où 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, comme c'est le cas ici, la méthode par les scores de propension produit des résultats biaisés contrairement à la méthode par régression dans la mesure où cette dernière méthode tient compte des corrélations entre variables (Allison, 1999).

Afin de corriger les erreurs de mesures jusqu'à présent identifiées dans les deux enquêtes malgache et ivoirienne, nous tentons d'appliquer cette méthode proposée par Rubin (2004) ainsi que le redressement des revenus à partir des informations sur l'épargne, méthode proposée par Loisy (1999). Le travail à partir des relevés fiscaux développé par Piketty est fort pertinent et intéressant, mais, faute d'informations fiscales, nous ne sommes pas en mesure de l'appliquer.

2.5.2. Application de la méthode d'imputations multiples

Si certaines sources de revenus sont occultées ou bien sont sous-évaluées, cela provient de leur nature même. Dans les pays en développement, les revenus manquants sont liés à des revenus de patrimoines ou bien d'activités informelles (Székely *et al.*, 2000), mais aussi à des revenus que les plus riches se refusent à déclarer pour des raisons de discrétions et de craintes que les informations données aux enquêteurs ne soient divulguées auprès des services fiscaux. Les procédures d'imputation de revenus basées sur l'hypothèse de valeurs manquantes aléatoires seraient alors biaisées et incorrectes. Rubin (2004) arrive à une telle conclusion dans le cas des non-réponses sur les revenus du « *Current Population Survey* » américain, les variables corrélées avec les revenus ne permettant pas de corriger ce biais de non-réponse qui, comme l'ont montré Lillard *et al.* (1986), est corrélée avec le niveau de vie.

Dans notre cas où le biais de sous-déclaration semble effectivement croissant avec le niveau de vie, nous tentons de contrôler ce biais en introduisant le niveau de consommation dans le modèle d'estimation du revenu, information non disponible dans le cas américain.

Les ménages qui effectuent une déclaration incorrecte de leurs revenus, formant un « groupe cible », doivent être regroupés selon un critère à définir. Nous en proposons deux. Un premier, utilisé dans le cas ivoirien, où le revenu est considéré comme une observation à remplacer lorsqu'il est nul (aucun revenu, de quel type qu'il soit, n'est déclaré) et que le taux d'épargne du ménage est inférieur ou égal à -100 %. Ce premier groupe cible représente 23 % de l'échantillon total. Un second, appliquée 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.

L'estimation d'une équation de revenu constitue la première étape de la procédure d'imputation multiple. Il aurait peut être été souhaitable d'estimer plusieurs équations selon la source de revenu : salaire, revenus agricoles, revenus d'activités non agricoles. Cependant, cela aurait supposé de pouvoir identifier le groupe cible selon qu'il s'agit de revenus déclarés au niveau individuel ou du ménage, et selon le type d'activité (salariale, agricole ou informelle) afin de pouvoir tenir compte des différences

de comportements de fraude et des différences de formation de ces différents types de revenus. Dans la mesure où notre critère permettant de définir le groupe cible est un critère au niveau du ménage et non pas au niveau des déclarations individuelles, il n'est pas possible de procéder de la sorte.

Le vecteur des variables permettant de calculer la fonction de revenu est constitué de deux groupes de variables. Le premier se compose des variables généralement retenues pour l'estimation de fonctions de revenu, à savoir le sexe du chef du ménage, son âge, le niveau moyen d'éducation du ménage ainsi que son niveau d'expérience, le carré de ces deux dernières variables, la composition démographique du ménage, le nombre d'hectares possédés, et la région de résidence. Le second groupe de variables tente de corriger le biais de non-réponse ou de sous-déclaration associé au type de revenu ou au niveau de vie. Les variables retenues sont le statut professionnel des actifs du ménage (inactif, salarié, indépendant, agriculteur ou aide familial), le niveau de vie mesuré par le logarithme de la consommation par tête, des indicatrices indiquant s'il y a des individus qui cumulent plusieurs activités dans le ménage, qui déclarent ne pas travailler et recevoir des rentes ou des revenus de la propriété pour vivre, et qui déclarent recevoir des bénéfices en plus d'un salaire.

Dans le Tableau 10 figurent les résultats de ces estimations. Tant à Madagascar qu'en Côte d'Ivoire, les résultats avant l'introduction du deuxième groupe de variables (colonnes (a)) sont relativement standards : signe positif et significatif du fait que le chef de ménage soit un homme, du niveau d'éducation et d'expérience du ménage, du nombre d'adultes ; effet négatif du fait de vivre en milieu rural et effet positif de résider à Abidjan (mais non significatif de vivre à Antananarivo). A Madagascar, les ménages cultivant des terres agricoles ont des revenus inférieurs aux autres ménages tandis qu'en Côte d'Ivoire cela ne semble être le cas que pour les ménages ayant moins de deux hectares. L'âge du chef n'a pas d'incidence dans les deux pays.

Les colonnes (b) du Tableau 10 montrent les résultats lorsque les deux groupes de variables sont utilisés pour estimer l'équation de revenu. Comme attendu, le logarithme de la dépense par tête est fortement corrélé avec le revenu. Le fait de déclarer recevoir des rentes accroît le niveau de revenu du ménage dans les deux pays. En Côte d'Ivoire, il en est de même concernant la pluriactivité, le fait de déclarer recevoir des bénéfices d'entreprises et d'être travailleurs indépendants. Le niveau d'expérience au sein du ménage n'est alors plus significatif et, plus surprenant, le niveau d'éducation est significatif mais de signe négatif. A Madagascar, la présence au sein du ménage de salariés, mais aussi d'inactifs, d'agriculteurs d'aide familiaux joue positivement sur le niveau de revenu déclaré. Ces derniers effets, surprenants, signifient peut-être que les ménages qui ont répondu sur le statut professionnel des membres du ménage ont eu plus tendance à répondre correctement sur leurs revenus.

Cinq imputations ont été effectuées et se sont avérées suffisantes¹⁶. Les résultats sont présentés dans le Tableau 11. L'estimation des valeurs manquantes à partir d'une équation « standard » de revenu ne modifie ni les valeurs moyennes des revenus par tête, ni les coefficients de Gini. La prise en compte de variables pouvant expliquer les biais de déclarations permet d'augmenter le revenu moyen de l'ordre de 6 % en Côte d'Ivoire et 13 % à Madagascar. Alors que le coefficient de Gini ne bouge pas dans le cas ivoirien, il est augmenté de 2 points à Madagascar. Ces résultats sont « décevants » et laissent à penser que cette procédure n'est pas suffisante pour corriger les sous-déclarations de revenu. Les revenus des non-déclarants et des sous-déclarants seraient systématiquement différents des revenus déclarés par les ménages ayant les mêmes valeurs observées des variables X, sans qu'on ait les moyens de mesurer ce biais systématique¹⁷.

¹⁶ Selon la méthode, la variance inter-imputation étant inférieure à la variance intra (cf. Encadré 2).

¹⁷ 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, n'ont pas donné lieu au développement de procédures informatiques par les logiciels standard d'analyse statistique.

Tableau 10 : Équations de revenu, ENV98 Côte d'Ivoire, EPM93 Madagascar

Variable dépendante ln du revenu total du ménage	Côte d'Ivoire (n = 3249)		Madagascar (n = 3480)	
	(a)	(b)	(a)	(b)
Sexe du chef de ménage (1 = masc.)	0.26*	0.12*	0.29*	0.13*
Age du chef du ménage	0.002	0.0006	- 0.002	- 0.0004
Niveau moyen d'éducation du ménage	0.17	- 0.39*	0.88*	- 0.066
Niveau moyen d'éducation au carré	1.56*	0.68*	0.92*	0.59*
Niveau moyen d'expérience du mén.	3.63*	0.47	0.003*	0.002
Niveau moyen d'expérience au carré	- 2.96*	- 0.52	- 0.00004	- 0.00005
Nbre d'enfants de 0 à 5 ans	- 0.04	- 0.05*	0.08*	0.21*
Nbre d'enfants de 0 à 5 ans au carré	0.014*	0.009*	- 0.018*	- 0.02*
Nbre d'enfants de 6 à 14 ans	0.039*	0.001	0.077*	0.25*
Nbre d'enfants de 6 à 14 ans au carré	0.0007	0.001	- 0.014*	- 0.03*
Nbre d'adultes	0.17*	0.053*	0.19*	0.34*
Nbre d'adultes au carré	- 0.005*	- 0.002*	- 0.011*	- 0.02*
Possession de terres agricoles				
Sans terre	Réf	Réf	Réf	Réf
[1 à 2 ha]	- 0.12*	- 0.07	- 0.57*	- 0.28*
]2 à 5 ha]	0.11*	0.08*	- 0.38*	- 0.17*
plus de 5 ha	0.32*	0.22*	- 0.20*	- 0.11*
Résident en milieu rural	- 0.26*	0.04	- 0.12*	0.11*
Abidjan, Antananarivo	0.36*	0.02	- 0.008	0.009
Log de la dépense par tête		0.86*		0.77*
Présence de salariés		- 0.009		0.08*
Présence de travailleurs indépendants		0.15*		- 0.03
Présence d'agriculteurs		- 0.05		0.16*
Présence d'aide familiaux et apprentis		- 0.03		0.06*
Présence d'inactifs		0.0003		0.08*
Pluri activités		0.13*		- 0.04*
Reçoit des bénéfices		0.22*		
Reçoit des rentes		0.13		0.16*
Constante	12.04*	1.52*	13.50*	3.07
R2	0.37	0.67	0.38	0.70

* : variables significatives à 5 %.

Source : nos propres calculs.

Tableau 11 : Redressement des revenus ivoiriens et malgaches par la méthode d'imputation multiple

	Sans redressement	Imputation multiple (régression (a) Erreur ! Source du renvoi introuvable.)	Imputation multiple (régression (b) Erreur ! Source du renvoi introuvable.)
Côte d'Ivoire			
Revenu moyen par tête(a)	380 713 [359 231 – 402 195]	384 507 [380 820 – 387 686] (c)	402 695 [399 096 – 407 872] (c)
Indice de Gini (%)	52.2 [50.3 – 55.6] (b)	51.3 [51.1 – 51.5] (c)	52.1 [51.7 – 52.6] (c)
Madagascar			
Revenu moyen par tête(a)	358 569 [346 977 – 370 162]	373 056 [370 991 - 376 547] (c)	400 718 [397 698 – 404 683] (c)
Indice de Gini (%)	40.9 [39.8 – 42.3] (b)	41.0 [40.7 – 41.5] (c)	42.8 [42.6 – 43.1] (c)

(a) F CFA ou F malgache courants.

(b) Intervalle de confiance calculé par bootstrap

(c) valeurs minimale et maximale des imputations

Source : nos propres calculs.

2.5.3. Redressement avec l'épargne déclarée

Dans l'enquête EPM93 malgache, les ménages sont interrogés sur le flux d'épargne accumulée durant l'année en cours ainsi que sur les crédits contractés. A l'instar de Loisy (1999), on peut redresser les revenus par la méthode suivante : dans les cas où la somme des consommations et de l'épargne ($C + S_{\text{déclarée}}$) est supérieure au revenu déclaré ($Y_{\text{déclaré}}$), sachant que le ménage n'a pas contracté de prêt à la consommation, on remplace le revenu 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. Ce redressement concerne 23 % des ménages malgaches (45 % dans le cas de l'enquête « Budget Famille 1995 » française utilisée par Loisy)¹⁸. La correction effectuée est exactement de même ampleur que la méthode précédente : le revenu moyen est augmenté 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). Le taux d'épargne total des ménages malgaches serait alors de 27 %, taux assez élevé, celui des Comptes nationaux n'étant que de 2.3 %.

Tableau 12 : Redressement des revenus malgaches avec épargne déclarée

	Sans redressement	Avec redressement par épargne déclarée
Revenu moyen par tête	358 569 [346 977 – 370 162]	407 863 [393 055 – 422 671]
Indice de Gini (%)	40.9 [39.8 – 42.3]	42.9 [41.34 – 44.36]
Taux d'épargne moyenne résiduelle par décile de consommation (%)		
1	32.5	35.9
2	25.6	35.1
3	-32.5	33.2
4	27.4	33.5
5	20.5	30.5
6	11.1	26.6
7	14.3	22.8
8	4.9	21.9
9	-19.9	17.8
10	-125.9	7.8
Total	-4.2	26.5

Source : nos propres calculs.

Ainsi, nous avons vérifié les biais dans la distribution des niveaux de vie du fait de non déclarations ou de sous déclarations des revenus, en examinant la cohérence interne des enquêtes. Ces problèmes de sous-déclaration des revenus semblent importants. Cependant, il n'est pas aisé de les corriger. La possibilité de disposer de données sur l'épargne (de manière résiduelle et par une évaluation directe comme le permettent les données malgaches) est tout aussi importante que celle de disposer de variables, correctement collectées, corrélées avec les niveaux de vie afin de corriger les valeurs manquantes comme les sous-déclarations en utilisant la méthode d'imputation multiple par l'estimation d'une de fonction de revenu.

D'autres biais n'ont pas été étudiés comme ceux qui peuvent être dus à des erreurs de plans de sondage. Par ailleurs, l'examen de la concordance des informations fournies par les enquêtes avec d'autres sources de données telles que les Comptes nationaux et la Balance des Paiements, un exercice couramment effectué par les chercheurs, fait également l'objet d'une attention particulière.

¹⁸ A l'inverse de Loisy, nous ne corrigeons pas au préalable les déclarations de consommation des écarts constatés avec les relevés des comptes nationaux. Les raisons de ce choix sont exposées dans la section suivante.

3. PROBLEMES DE PLAN DE SONDAGE ET DE COHERENCE AVEC D'AUTRES SOURCES DE DONNEES

3.1. Les erreurs de plan de sondage

3.1.1. Couverture des enquêtes et biais potentiels

Afin d'apprécier l'impact distributif des biais d'échantillonnages éventuels des enquêtes, nous avons procédé à la comparaison des éléments de plan de sondage et des recensements à notre disposition en calculant plusieurs indicateurs : taux d'urbanisation, structure par nationalité, par ethnie, par catégorie socioprofessionnelle, par niveaux d'éducation, par types de logement, etc., en fonction des renseignements disponibles pour chacun des pays¹⁹. Dans le cas ivoirien, le plan de sondage de l'enquête de 1998 a été effectué sur la base du Recensement Général de la Population de 1988, ce qui est problématique. A Madagascar en revanche, l'enquête s'appuie sur un recensement de la même année 1993 (INSTAT, 1997).

Un premier biais potentiel issu de la sous-représentation éventuelle des ménages potentiellement les plus pauvres, à savoir les ménages sans domicile fixe, n'a pas pu être évalué. En effet, le recensement de 1993 à Madagascar précise que cette population particulière a été interrogée séparément et indépendamment de la population « domiciliée », mais nous ne disposons pas des résultats les concernant. En Côte d'Ivoire, la définition du ménage utilisée pour les recensements successifs (1975, 1988, 1998) tient compte du lieu de résidence.²⁰ De fait, les ménages sans logis n'ont donc pas été recensés. En revanche, d'autres biais d'échantillonnage significatifs ont été identifiés (cf. tableaux en annexe B) :

- le taux d'urbanisation est surestimé de manière significative dans l'enquête (45 %) contre 42 % dans le recensement ; plus précisément le poids d'Abidjan est de 21 % dans l'enquête et seulement de 19 % dans le recensement²¹. Ceci confirme le fait que dans beaucoup de pays, notamment africains, la croissance urbaine est surestimée (Bocquier, 2004).
- la population des étrangers d'origine africaine est sous représentée ; elle représente 17 % de la population totale dans l'enquête contre 26 % dans le recensement²². Ce biais va dans le sens d'une sous-estimation des inégalités dans la mesure où ces étrangers sont plus susceptibles d'appartenir au bas de la distribution comme le montrent Grimm et *al.*, 2002.
- les résidents vivant dans des villas ou des maisons simples sont significativement sous estimés dans l'enquête (22 %) contre 39 % lors du recensement et les ménages en habitat précaire également (baraque ou cases, surtout en milieu urbain) (6 % contre 11 %). Ce biais va dans le sens d'une sous-estimation potentielle des inégalités du fait d'une mauvaise appréciation des extrêmes de la distribution.

Aussi, trois corrections des poids ont été effectuées dans le cas ivoirien : une première correction sur l'origine ethnique et la nationalité par strates géographiques (correction 1), une seconde correction sur le type de logement par strates géographiques (correction 2) et une troisième correction par nationalité et type de logement (correction 3) pour redresser les niveaux de consommation et de revenus (cf. Tableau 3).

Dans le cas malgache, les corrections de stratification nécessaires ont porté sur les strates géographiques (milieu urbain ou rural) par région (correction 1) et par niveau éducatif (correction 2). En effet, le taux d'urbanisation de l'enquête est 18.5 %²³ contre 22.9 % dans le recensement. En terme d'éducation, 48.2 % des individus de l'enquête sont sans éducation contre 33.7 % dans le recensement

¹⁹ Voir les Tableaux 20 à 23 sur les comparaisons avec les Recensements Généraux de Population (RPG) en annexe B.

²⁰ « D'après le Recensement Général de la Population et de l'Habitation de 1998, le ménage ordinaire est constitué par un ensemble de personnes apparentées ou non, qui reconnaissent l'autorité d'un même individu appelé « chef de ménage », vivent sous le même toit ou dans la même concession et dont les ressources sont mises en commun ou en partie. » (Touré, 2001).

²¹ Les écarts entre l'enquête et le recensement sont significatifs, l'intervalle de confiance des parts des populations urbaine et abidjanaise étant de [44.2 % – 48 %] et [20.3 % – 22.7 %].

²² Cet écart est également largement significatif puisque l'intervalle de confiance de la proportion d'étrangers d'origine africaine dans la population enquêtée est [16.9 % – 17.9 %] ;

²³ Son intervalle de confiance est [17.98% – 18.91%]

et 39 % ont le niveau primaire contre 47 % dans le recensement²⁴. Aucun biais clairement identifié n'a pu être dégagé des autres indicateurs disponibles, notamment sur les caractéristiques des logements (type d'éclairage, de combustible utilisé pour la cuisine, de matériau du sol etc.). Par ailleurs, la répartition de la population recensée par type de logement n'est pas disponible.

Dans les deux pays, un autre biais, négligeable en termes de population, est toutefois susceptible d'avoir de forte incidence sur les niveaux de vie et leurs distributions. Il s'agit des étrangers d'origine non africaine, résidents dans le pays. Cette population n'est pas prise en compte, de manière délibérée. En Côte d'Ivoire, il s'agit de 32.700 individus, dont essentiellement des européens expatriés (16.028) et des personnes d'origine libanaise, soit 0.2 % de la population totale ivoirienne. A Madagascar, aucune population étrangère n'est enquêtée. Elle représente 0.2 % de la population totale : plus d'un tiers d'Européens, 29 % d'Asiatiques, 10 % d'Africains, 17 % de ressortissants de l'Océan Indien, le reste provenant des Etats-Unis, de l'ex-URSS, d'Océanie et d'apatrides (INSTAT, 1997).

3.1.2. Impact des corrections des biais sur les niveaux d'inégalité

La correction effectuée a consisté à re-stratifier l'enquête *a posteriori* (on parle également de méthode de redressement d'échantillon sur variable qualitative) par un processus itératif de redressement des coefficients de tableaux croisés à deux critères (nationalité/strate géographique par exemple), afin qu'elle soit en conformité avec les renseignements issus du recensement de l'année. Les poids relatifs des ménages ont pu être alors redressés par un coefficient permettant de rétablir leur part dans l'ensemble de la population, puis nous avons procédé à l'agrégation des revenus.

Dans le cas ivoirien, aucun de ces redressements n'a d'incidence significative sur les inégalités de revenu ou de consommation (cf. Tableau 13). Dans le cas malgache, l'incidence sur le coefficient de Gini est là encore assez faible, de l'ordre de un point de Gini, et non significative.

Ces faibles impacts sur les inégalités sont certainement liés à la méthode elle-même qui revient à remplacer les valeurs manquantes de l'échantillon par les valeurs moyennes des sous populations correspondantes. Ainsi, on fait tout d'abord l'hypothèse implicite que les non-répondants d'une catégorie (ou les non-interrogés, ce qui revient au même) ne se distinguent pas en moyenne des répondants, ce qui a peu de chances d'être vrai. D'autre part, on introduit ainsi artificiellement une concentration autour des valeurs moyennes, ce qui amène à calculer des variances sur l'échantillon redressé qui sous-estiment les véritables écarts.

Tableau 13 : Redressement des niveaux de consommation et de revenu ivoiriens et malgaches par correction des plans de sondage (a)

	Sans redressement	Correction 1 (b)	Correction 2 (c)	Correction 3 (d)	Correction 4 (e)	
					(1)	(2)
Côte d'Ivoire						
Conso. moy. par tête	348 989	347 327	347 396	336 041	403 169	373 199
	[337 489 – 360 488]	[335 688 – 358 966]	[331 847 – 362 946]	[322 464 – 349 617]	[372 279 – 434 059]	[356 193 – 390 206]
Indice de Gini (%)	43.6	43.6	44.2	43.7	50.0	46.2
	[42.1 – 45.2]	[42.3 – 45.5]	[42.3 – 46.7]	[41.7 – 45.3]	[47.4 – 53.3]	[44.3 – 48.0]
Revenu moy. par tête	380 713	384 840	387 355	382 125	490 671	425 519
	[359 231 – 402 195]	[361 937 – 407 743]	[361 095 – 413 615]	[356 352 – 407 898]	[427 068 – 554 274]	[392 708 – 458 330]
Indice de Gini (%)	52.2	52.5	52.9	52.8	61.8	56.2
	[50.3 – 55.6]	[50.3 – 54.3]	[50.7 – 56.0]	[50.1 – 55.2]	[56.6 – 66.1]	[54.0 – 58.8]
Madagascar						
Conso. moy. par tête	296 630	307 366	311 027		332 163	314 294
	[284 891 – 308 369]	[295 007 – 319 726]	[297 964 – 324 090]		[295 456 – 368 870]	[293 413 – 335 175]
Indice de Gini (%)	45.6	46.4	46.1		51.3	48.5
	[44.1 – 47.1]	[44.9 – 48.5]	[44.6 – 47.9]		[47.4 – 56.5]	[46.4 – 51.7]
Revenu moy. par tête	358 569	361 685	365 635		411 925	385 122
	[346 977 – 370 162]	[350 255 – 373 114]	[353 451 – 377 820]		[358 413 – 465 436]	[356 671 – 413 572]
Indice de Gini (%)	40.9	41.3	41.1		48.5	44.9
	[39.8 – 42.3]	[40.1 – 43.0]	[39.6 – 42.5]		[40.6 – 53.4]	[41.2 – 49.4]

(a) F CFA ou F malgache courants et intervalles de confiance des coefficients de Gini calculés par bootstrap.

(b) Correction sur l'origine ethnique et la nationalité par strates géographiques pour la Côte d'Ivoire et sur le milieu de résidence et les strates géographiques pour Madagascar.

(c) Correction sur le type de logement par strates géographiques en Côte d'Ivoire et sur les niveaux d'éducation par strates géographiques à Madagascar.

(d) Correction par nationalité et type de logement en Côte d'Ivoire.

(e) Ajout de la population étrangère d'origine non africaine en Côte d'Ivoire et de la population étrangère à Madagascar, selon une hypothèse haute (1) et une hypothèse basse (2) de niveau de vie des populations d'origine non africaine.

Source : nos propres calculs.

²⁴ Là aussi, les écarts sont significatifs sur le total et par strate géographique.

Ces résultats font aussi penser que les véritables biais ne se situent pas au niveau des plans de sondage, même si ces derniers ne sont pas parfaits comme dans le cas ivoirien, mais bien plutôt au niveau d'une sous-évaluation de certains types de revenus. Aussi, concernant le rajout de la population étrangère, nous avons procédé de manière différente.

Dans le cas ivoirien, nous aurions pu redresser ce biais par une correction des poids des ménages vivant dans des villas ou des appartements en milieu urbain, ces types de logement étant en partie occupés par des européens et des libanais. Cela revient alors à supposer que cette population dispose des mêmes niveaux de vie que les ménages africains vivant dans ce type de logement recensés dans l'enquête. Or, il n'est rien, leurs revenus s'alignant plutôt sur les niveaux de leur pays d'origine. Nous avons fait alors deux hypothèses. Une première hypothèse, dite haute²⁵, 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 et par ménage (leur niveau de consommation est alors équivalent à celui des dix ménages les plus riches). Une seconde hypothèse, dite basse, consiste à allouer le revenu moyen (environ 2.100 euros) des ménages français et une consommation moyenne de l'ordre de 1.100²⁶. Tandis que les niveaux moyens de consommation et de revenu augmentent de 15 % et 30 % selon l'hypothèse haute, et de 7 % et 11 % respectivement selon l'hypothèse basse, les indices de Gini sur les dépenses augmentent de 6 points et sur le revenu de 9 points selon l'hypothèse haute et de 2 points et 4 points selon l'hypothèse basse (cf. correction 4, Tableau 13).

A Madagascar, étant donné la composition de la population étrangère, on a supposé qu'un tiers de cette dernière dispose d'un niveau de vie équivalent à celui d'une population d'expatriés occidentaux²⁷, et que les deux tiers restants ont un niveau de vie égal au niveau de vie moyen malgache. Comme en Côte d'Ivoire, l'hypothèse haute de revenu des occidentaux a une incidence très forte sur les inégalités : les niveaux moyens de consommation et de revenu augmentent respectivement de 12 et 15 %, alors que le coefficient de Gini sur la consommation augmente de 6 points et celui des revenus de 8 points. Selon l'hypothèse basse, l'ensemble de ces effets est réduit de moitié.

Dans cet exercice de simulation, les résultats en terme d'inégalités sont sensibles aux hypothèses retenues, mais montrent à quel point les inégalités peuvent être sous estimées si on ne prend pas en compte de cette catégorie de ménages.

3.2. Comparaison avec la Comptabilité Nationale

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

Il est dorénavant admis qu'il n'existe qu'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. A la suite des travaux de Ravallion (2001), Deaton (2004) montre que, sur 277 enquêtes réparties sur l'ensemble des continents, la consommation par tête tirée des enquêtes est sous-estimée par rapport aux comptes nationaux, le ratio entre les deux

²⁵ Sachant que le salaire moyen non africain dans le secteur privé était de l'ordre de 2.600 euros en 1996 (Cogneau et Mesplé-Somps, 2002). Toutefois, les salaires dans le secteur public expatrié sont bien supérieurs à ce salaire moyen privé (plutôt de l'ordre de 6.000 euros) et on peut supposer également que les conjoints ont aussi un revenu.

²⁶ Il s'agit des ménages dont le revenu déclaré au fisc est positif ou nul et dont la personne de référence n'est ni étudiante ni militaire du contingent (source INSEE).

²⁷ Soit 30.000 FF de revenu et 15.000 FF de consommation par mois et par ménage.

sources de données étant en moyenne égal à 86 % (avec un écart type de 31 %), et égal à 78 % (écart type 10 %) pour les pays de l'OCDE pourtant réputés pour disposer de meilleures sources statistiques que les autres pays.

Il existe de nombreuses raisons méthodologiques et conceptuelles pour que les agrégats calculés à partir de ces deux sources ne soient pas égaux. Les notions de consommation finale *versus* de dépenses effectives, de dépenses *versus* d'investissement pour les logements et les dépenses afférentes diffèrent entre les deux sources. Dans beaucoup de pays en développement, mais pas seulement dans ces pays, la consommation agrégée de la Comptabilité Nationale est uniquement 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 effectives 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 problèmes pour apprécier l'ampleur des revenus illégaux, informels, ou encore de subsistance sont bien connus des comptables nationaux.

Les deux sources de données ne sont pas non plus concordantes par rapport à la « population » prise en compte : la consommation de la Comptabilité Nationale incorpore les dépenses de ménages « non ordinaires » et d'institutions sans but lucratif (foyers de travailleurs, internats, population carcérale, groupes religieux etc.), alors que les enquêtes ne considèrent que les achats et l'autoconsommation de ménages « ordinaires ». Enfin, les déflateurs de prix ne sont pas nécessairement les mêmes entre les deux sources et les années peuvent différer.

Étant donné les différences de méthodes et de couverture, il est clair qu'il n'y a pas a priori de raison pour que les deux sources d'informations conduisent à une évaluation similaire des niveaux de consommation et/ou de revenus des ménages. Il n'est pas surprenant que ce ne soit pas le cas. Par contre, ce qui est préoccupant est l'ampleur de l'écart constaté entre les deux sources et le fait que cet écart se creuse dans le temps, que ce soit dans des pays riches (les États-Unis ou l'Angleterre) ou dans des pays en développement. Deaton (2004) montre qu'entre 1990 et 2000 et sur un échantillon de pays non membres de l'OCDE, le taux de croissance de la consommation des enquêtes est, en moyenne, deux fois inférieur à celui des comptes nationaux.

La comparaison qui suit n'est pas une tentative pour savoir quelle source d'information donne la mesure la plus correcte des niveaux de vie moyens des populations, mais plutôt un exercice dont le but est de déterminer dans quelle mesure les deux sources s'accordent et quelle proportion des agrégats macro-économiques est reflétée dans les enquêtes.

3.2.1. Comparaison sur le niveau et la structure de la consommation

De multiples problèmes ont été rencontrés pour mettre en adéquation les deux types d'information, notamment aux niveaux de l'agrégation des dépenses de consommation des ménages et de l'harmonisation des nomenclatures de branches et de produits pour se rapprocher de la nomenclature des branches de consommation des Tableaux des Entrées-Sorties (TES). Les regroupements à partir des branches de la Comptabilité nationale sont nécessairement imparfaits. En effet, alors qu'il est aisé d'attribuer l'agrégat de la branche « Industrie textile et confection » à des dépenses familiales d'habillement, il est moins évident de savoir s'il faut faire correspondre la totalité de l'agrégat de la branche « industrie du papier et de l'édition » à des dépenses de loisir ou à dépenses éducatives. Le problème se pose également pour les biens durables et les autres biens qui regroupent des biens très divers produits par des branches industrielles variées (industries mécaniques et métalliques pour les véhicules et les montres, par exemple, qui sont des biens durables, mais aussi « industries diverses et du cuir »). Dans certains cas donc, le choix d'appariement est partiellement arbitraire, ce qui peut poser des problèmes de cohérences entre les deux sources d'informations.

Les dépenses agrégées ont été classiquement réparties dans les postes budgétaires suivants : alimentation, habillement, logement (comprenant l'imputation de loyers fictifs pour les propriétaires), équipement et entretien, loisirs, biens durables, transport, soins et services domestiques, éducation et santé, et enfin autres biens.

Même réévaluées²⁸, les données de l'enquête malgache sous-évaluent fortement la consommation des ménages par rapport aux agrégats nationaux (cf. Tableau 24 en annexe C). 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, ce qui tient sans doute au fait que ces postes regroupent des biens très divers qui n'ont pas été correctement affectés aux « bonnes » branches industrielles malgré l'attention portée à cette étape du travail.

En ce qui concerne la Côte d'Ivoire (Tableau 25, en annexe C), les résultats sont plus satisfaisants et 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 %, Deaton, 2004) : la comparaison avec la Comptabilité Nationale met en évidence une sous-évaluation de seulement 8 % du niveau de consommation par tête par l'enquête. Cela peut provenir du fait que celle-ci ne capte pas la consommation des ménages étrangers (Européens et Libanais). En effet, le rajout de cette population (sous les mêmes hypothèses que précédemment) permet de réduire de moitié l'écart entre les données de la Comptabilité Nationale et celles de l'enquête. Les postes les plus sous-évalués sont ceux des biens durables, de l'équipement et entretien, et des autres dépenses.

3.2.2. Comparaison sur les niveaux et la structure des revenus

Pour Madagascar, les années des deux sources d'information n'étant pas les mêmes, les données sur les revenus en valeur 1995 correspondent à un taux de croissance du PIB de 111,4 % en valeur entre 1993 et 1995. Pour la Côte d'Ivoire, l'information provenant de l'Institut National de Statistique est celle de l'année 1998 ; aucune correction n'a été nécessaire.

De nombreuses incohérences ressortent de cette comparaison. D'une part, la Valeur Ajoutée produite par les activités des ménages (activités agricoles et unités de productions individuelles non agricoles) de la Comptabilité Nationale est très largement sous-évaluée dans le cas malgache, à la fois en ce qui concerne les niveaux de production mais également les niveaux de consommations intermédiaires (cf. Tableau 26, en Annexe C). Le revenu des ménages ayant des activités non salariales est 4 fois plus important dans l'enquête que dans les comptes nationaux. Inversement, les salaires sont inférieurs de moitié, comme les autres postes restants. Ces différences entre les parts des salaires et des Excédents Bruts d'Exploitation (EBE) 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 Disponible Brut entre les comptes nationaux et l'enquête.

En Côte d'Ivoire, malgré le peu d'informations reconstituables²⁹ (cf. Tableau 27, en annexe C), on constate également une sous-estimation de l'enquête par rapport à la Comptabilité Nationale mais de seulement 16,8 %. Si on rajoute fictivement les revenus de la population européenne et libanaise de Côte d'Ivoire, l'écart est réduit de 5,3 points de pourcentage.

Cet exercice comparatif mène à des résultats médiocres dans le cas de Madagascar, pouvant faire suspecter, une nouvelle fois, une sous-évaluation des relevés de revenu (amis aussi de consommation) de l'enquête auprès des ménages. Dans le cas ivoirien, les deux sources de données sont assez cohérentes. Les données d'enquête ont alors pu servir à la constitution du compte des ménages de la Comptabilité Nationale. La Balance des paiements est une autre source de données donnant des informations sur certaines sources de revenu.

²⁸ A Madagascar, une très forte inflation a été enregistrée entre 1993 et 1995, l'indice des prix passant de 100 en janvier 1993 à 207 en 1995. En volume, la consommation a augmenté de 2,12 %. La consommation nationale a globalement augmenté en valeur de 112,0 %. L'enquête de 1993 a donc été corrigée de cette évolution.

²⁹ Certaines informations sont absentes des enquêtes comme les impôts payés.

3.3. Comparaison avec la Balance des paiements

La Balance des paiements permet d'enregistrer toutes les opérations entre les ménages résidents et le reste du monde. Elle recense les revenus générés à l'étranger et dépensés dans le pays ainsi que les transferts de revenus générés dans le pays mais utilisés à l'étranger. En principe, ces informations sont comptabilisées dans le compte de ménages de la Comptabilité Nationale et les enquêtes ménages. Cependant, il est difficile de faire le lien entre ces informations et celles contenues dans les enquêtes ménages puisque ces dernières ne fournissent pas d'informations sur l'origine ou la destination des transferts opérés.

Par ailleurs, l'examen de la cohérence des différents soldes de la Balance des paiements permet d'estimer les fuites de capitaux occultes généralement définies comme étant l'accumulation d'actifs étrangers non répertoriés. Il existe de nombreuses manières de les estimer, qui peuvent donner des résultats fort différents³⁰. Étant donnés les atouts et limites de chacune d'elle et la disponibilité des données, nous avons choisi d'appliquer une variante de celle développée par Eggerstedt, Brideau Hall *et al.* (1995). Les fuites de capitaux sont définies comme le résidu de quatre composantes de la Balance des paiements (les flux de la dette étrangère, les investissements directs étrangers, les variations des réserves de changes et le solde de la balance courante) auquel sont ajoutés les intérêts perçus sur les stocks de capitaux accumulés du fait des fuites de capitaux des années antérieures³¹.

Alors qu'à Madagascar, il semblerait qu'à partir de 1993, on assiste à un afflux de capitaux étrangers dans le pays dans un contexte d'instabilité politique et de libéralisation économique, en Côte d'Ivoire la tendance est plutôt à une fuite des revenus vers l'étranger. Il semble que ces flux de revenus occultes représentent environ 1.5 % des revenus disponibles bruts des ménages en Côte d'Ivoire contre entre 3 ou 4 % des revenus bruts des ménages malgaches. Il est difficile de savoir dans quelle proportion cet argent a permis de financer la consommation des ménages ou bien des opérations d'investissement. Par contre, en Côte d'Ivoire, on peut présager qu'une partie de ces revenus générés dans le pays mais illégalement placés à l'étranger soient le fait de ménages résidents dans le pays, une autre partie étant le fait d'entreprises formelles.

Tableau 14 : Estimation des fuites des capitaux (a)

	Madagascar	Côte d'Ivoire
En % du revenu disponible brut		
Comptes nationaux (b)	- 4.1	1.5
Enquêtes (c)	- 3.4	1.7
En % du PIB (d)	-1.7	1.0

(a) Définition cf. Annexe D.

(b) 1995 à Madagascar et 1998 en Côte d'Ivoire.

(c) EPM93 à Madagascar et ENV98 en Côte d'Ivoire.

(d) 1993 à Madagascar et 1998 en Côte d'Ivoire

3.4. Comment concilier ces différentes sources de données ?

En Côte d'Ivoire, dans la mesure où les écarts entre les comptes nationaux et les données d'enquêtes sont très faibles quelle que soit la source de revenu, il ne nous paraît pas intéressant de calibrer les données d'enquêtes avec les comptes nationaux. Par contre, on peut simuler l'ajout des revenus estimés à travers les fuites de capitaux dans la distribution des revenus : on suppose pour cela que seulement 80 % de ces placements proviennent de ménages appartenant au dernier décile et on alloue ces revenus aux ménages du dernier décile qui déclarent recevoir des dividendes. Cette simulation a très peu d'incidence sur les inégalités (cf. Tableau 15).

³⁰ Les différentes méthodes sont exposées en annexe D ainsi que leurs applications aux données ivoiriennes et malgaches de 1986 à 1999.

³¹ Pour le calcul des intérêts des placements étrangers, on a supposé 1/3 des placements en France et 2/3 en Suisse.

Tableau 15 : Redressement des données d'enquête par comparaison avec sources externes (Comptes Nationaux et Balances des Paiements)

Côte d'Ivoire		Ajout de 80% des revenus placés illégalement à l'étranger	
	Sans redressement		
Revenu moyen par tête	380 713 [359 231 – 402 195]	384 795 [363 530 – 407 072]	
Indice de Gini (%)	52.2 [50.3 – 55.6]	52.67 [50.74 - 54.78]	
Madagascar		Ajout de 90% des revenus prélevés par les entrepreneurs des quasi-sociétés de la CN	
	Sans redressement	Aux entrepreneurs « formels »	Aux entrepreneurs « formels » et aux ménages déclarant recevoir des dividendes
Revenu moyen par tête	358 569 [346 977 – 370 162]	628 261 [371 171 – 885 350]	643 329 [603 360 – 683 298]
Indice de Gini (%)	40.9 [39.8 – 42.3]	66.2 [53.2 – 77.5]	64.0 [62.7 – 65.5]
Madagascar		Ajout de 40% des revenus prélevés par les entrepreneurs des quasi-sociétés de la CN	
	Sans redressement	Aux entrepreneurs « formels »	Aux entrepreneurs « formels » et aux ménages déclarant recevoir des dividendes
Revenu moyen par tête	358 569 [346 977 – 370 162]	478 432 [363 421 – 593 443]	485 129 [464 076 - 506 182]
Indice de Gini (%)	40.9 [39.8 – 42.3]	55.7 [47.1 – 65.8]	53.3 [52.1 – 54.9]

(a) Intervalle de confiance calculé par bootstrap
Source : nos propres calculs.

Dans le cas malgache, nous choisissons de ne pas tenir compte des entrées de capitaux considérant qu'il s'agit d'opérations d'investissement. Par contre, même si les revenus prélevés par les entrepreneurs formels sont certainement surestimés dans les comptes nationaux, il est nécessaire de réévaluer ceux de l'enquête. Pour ce faire, il s'agit tout d'abord d'identifier ces entrepreneurs formels dans l'enquête, ce qui s'avère difficile. En effet, dans la section emploi du questionnaire, la modalité « entrepreneur de société et quasi-société » n'existe pas. 22 individus se déclarent « employeur » et, parmi eux, 14 possèdent une entreprise ayant une « carte d'identité statistique ». A défaut d'informations plus précises permettant de vérifier si ces entreprises sont des sociétés ou quasi-sociétés, ces individus sont assimilés aux entrepreneurs formels dont 10 se situent dans les deux derniers déciles de consommation. Par ailleurs, dans une section intitulée « transferts de revenus et revenus divers », les ménages sont interrogés sur le fait qu'ils reçoivent ou non des revenus sous forme de « dividendes et autres revenus d'affaires ». Cela concerne 4 % des ménages enquêtés répartis pour 50 % dans les trois déciles les plus riches.

Quatre simulations sont proposées. Les deux premières permettent d'égaliser les revenus transférés des entreprises formelles de l'enquête avec ceux des comptes nationaux : 90 % des revenus recensés dans les comptes nationaux sont alors alloués soit exclusivement aux entrepreneurs « formels », soit à ces derniers ainsi qu'aux ménages recevant des dividendes. Les deux autres simulations allouent seulement 40 % des revenus des comptes nationaux, selon les mêmes modalités que dans les deux précédentes. Cette ré-estimation a été faite équi-proportionnellement aux revenus reçus sous forme de revenus d'activités non salariales non agricoles et de revenus de dividendes.

Dans le cas où l'ensemble des revenus des comptes nationaux sont réinjectés dans l'enquête, le niveau moyen par tête du revenu augmente d'environ 50 %, alors que les inégalités augmentent de plus de 23 points. Dans le cas où seulement 40 % de ces revenus sont réalloués, les inégalités augmentent de plus de 12 points. Le fait d'injecter une partie de ces revenus sous forme de transferts de dividendes vers un plus large échantillon de ménages que les seuls entrepreneurs « formels » réduit de 2 points de coefficient de Gini et augmente les niveaux moyens de revenu.

CONCLUSION

Finalement que retenir de cet examen des différentes sources de biais possibles et des différentes tentatives de redressement des données d'enquête ?

Dans les deux cas étudiés, même si effectivement il existe des effets de mémoire, de saisonnalité des consommations et des revenus, et se pose la question du mode d'annualisation des agrégats de niveau de vie, l'ensemble de ces phénomènes ont une incidence assez faibles sur l'appréciation des niveaux de vie et leur distribution. Par contre, les erreurs de saisie, le calcul d'un loyer fictif pour les ménages propriétaires du logement qu'ils occupent, et les écarts de prix régionaux ont un impact important. Les deux derniers éléments accroissent les niveaux de vie moyens et réduisent les inégalités, de manière significative. Les erreurs de mesure et /ou de saisie et leurs corrections biaisent fortement l'appréciation des niveaux de vie et des inégalités, en particulier sur les revenus. Ce dernier constat renforce le choix de mesurer les niveaux de vie par les niveaux de consommation plutôt que par les revenus. Cependant, on ne peut se contenter d'une approche, même jugée meilleure, par la consommation dans la mesure où les inégalités mesurées dans beaucoup de pays (Amérique latine et pays occidentaux) sont issues de données sur les revenus; ensuite, parce qu'une réflexion sur l'origine des inégalités nécessite une analyse de la formation des revenus.

Globalement, on constate que le haut de la distribution échappe aux enquêtes, pour les raisons déjà annoncées, à savoir des problèmes de plans de sondage, de sous-déclarations, et de la non prise en compte délibérée des revenus formels distribués à la population d'origine non africaine. Cela est notamment mis en évidence par l'absence des personnes ayant des revenus d'origine non salariale relativement élevés. Székely et Hilgert (1999) notent le même phénomène sur un échantillon de pays d'Amérique Latine. En Côte d'Ivoire, les revenus maxima correspondent au salaire formel moyen d'un non africain, tandis qu'à Madagascar ils sont au niveau du salaire annuel moyen d'un cadre supérieur malgache travaillant dans une entreprise industrielle formelle.

Notre travail a dès lors consisté à proposer différents scénarios de redressement des données, à la fois pour rendre plus cohérentes entre elles les déclarations de revenus et de dépenses, et pour se rapprocher des agrégats provenant d'autres sources de données nationales. Cependant, il existe des problèmes de qualité globale des données tant dans les enquêtes auprès des ménages que dans la Comptabilité Nationale, ce qui rend la comparaison entre les deux difficile et l'utilisation d'une des deux sources d'information pour redresser l'autre un peu illusoire.

Il est clair qu'il y a des problèmes de cohérence interne entre les déclarations de revenu, d'épargne et de consommation qui, s'ils sont aisément repérables, ne sont pas faciles à corriger. La méthode la plus performante, nous semble-t-il, actuellement applicable et mise en œuvre dans ce travail, à savoir la méthode de remplacement des observations aberrantes par imputation multiple ne corrige pas suffisamment certains biais de déclaration liés au niveau de vie. Par ailleurs, certains biais n'ont pu être appréciés ni redressés, tels que ceux afférant à l'absence dans les enquêtes des personnes sans logement fixe.

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

Quelle est l'incidence de ces différents redressements sur les inégalités des deux pays ? Dans chacun des pays, les inégalités seraient bien plus élevées. À Madagascar, la méthode de redressement des revenus par imputations multiples entraîne un accroissement du coefficient de Gini de 2 points (43 contre 41)³², 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

³² Le redressement à partir des montants déclarés d'épargne à la même incidence.

les revenus de 52 à 56 voire à 62 selon les scénarios envisagés. Enfin, dans le cas où on porte plus de crédit aux données malgaches de Comptabilité Nationale qu'à l'enquête auprès des ménages, et, du fait de l'origine des écarts constatés entre les deux sources de données, l'incidence sur les inégalités peut être très forte, jusqu'à 23 points de pourcentages de Gini. Ces différentes corrections amènent alors les niveaux d'inégalité des deux pays vers des niveaux proches de ceux des pays les plus inégalitaires tels que le Brésil.

Au regard des simulations effectuées, notamment le rajout des populations d'origine non africaines, les contributions des salaires privés formels devraient être plus importantes dans les deux pays, tant du fait de leur part plus forte dans le revenu total que de leurs répartitions plus inégalitaires que celle qui est décrite dans les enquêtes. De même, la contribution des revenus agricoles risque d'être amenée à baisser du fait de la sous estimation des revenus de patrimoine, sous-estimation possiblement plus importante à Madagascar qu'en Côte d'Ivoire. Il reste à comprendre pourquoi les revenus agricoles seraient moins inégalement répartis à Madagascar qu'en Côte d'Ivoire.

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 cette interrogation demanderait un travail d'envergure auquel les statisticiens et les utilisateurs de ces bases de données devraient s'atteler. Ce diagnostic pourrait, dans le même temps, permettre l'élaboration d'une grille d'évaluation de la qualité des données disponibles sur la distribution des niveaux de vie.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Adams R. H. (2002), « Precautionary Saving from Different Sources of Income; Evidence from Rural Pakistan », World Bank Policy Research Working Paper n°2761, January.
- Alderman H. (1996), « Saving and economic shocks in rural Pakistan », *Journal of Development Economics*, vol. n°51, pp 343-365.
- Allison (1999), « Multiple Imputation for Missing Data: A Cautionary Tale ». Mimeo University of Pennsylvania, 14p.
- 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.
- Attanasio O.P., Browning M. (1995), « Consumption Over the Life Cycle and Over the Business Cycle », *The American Economic Review*, vol.85, n°5, pp 1118-1137.
- Bhalla S.S. (1979), « Measurement Errors and The permanent Income Hypothesis: Evidence from Rural India », *The American Economic Review*, vol. 69, Issue 3, June, pp 295-307.
- Bhalla S.S. (1980), « The Measurement of Permanent Income and Its Application to Savings Behavior », *The Journal of Political Economy*, vol. 88, Issue 4, August, pp 722-744.
- Bocquier P. (2004), « World Urbanization Prospects: an alternative to the UN model of projection compatible with urban transition theory », Document de travail DIAL N° DT/2004/08, Octobre.
- Bourguignon, F. (2002), « The growth elasticity of poverty reduction : explaining heterogeneity across countries and time periods ». Working paper DELTA(2002-03).
- Carroll C.D., Summers L.H., (1991), « Consumption growth parallels income growth: some new evidence », in B.D. Bernheim, J.B. Shoven (Ed.), *National saving and economic performance*, NBER Project report.
- Census Bureau (2003), « 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 A., Schluter C. (2002), « Welfare measurement and measurement error », *Review of Economic Studies*, n°69, pp357-378.
- Cling, J.-P., De Vreyer P., Razafindrakoto M., Roubaud F. et al. (2004), « La croissance ne suffit pas pour réduire la pauvreté ». *Revue française d'économie*, vol. XVIII, n°3, janvier, pp. 137-188.
- Cogneau D., Mesplé-Somps S. (2002), « L'économie ivoirienne, la fin du mirage ? », Document de Travail DIAL, DT 2002/18, Paris.
- Deaton A. (1997), *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*, chapter 6, *Saving and consumption smoothing*, Johns Hopkins University Press, World Bank, August, 480p.
- Deaton A., Paxson C.H. (1997), « The Effects of Economic and Population Growth on National Saving and Inequality », *Demography*, vol.34, n°1, February, pp97-114.

- Deaton A. (2001), « Counting the World's Poor: Problems and Possible Solutions », *World Bank Research Observer*, Fall 2001, v. 16, iss. 2, pp. 125-147
- Deaton A (2004), « Measuring Poverty in a Growing World (or Measuring Growth in a Poor World) », NBER Working Paper n°9822, February.
- Deininger K., Squire L. (1996), « A New Data Set Measuring Income Inequality », *The World Bank Economic Review*, vol.10,n°3, pp565-591.
- Dooley M. P. (1988), « Capital Flight: A response to differences in financial risks », *International Monetary Fund Staff Papers* 35: 422-436.
- Eggerstedt, H., Brideau Hall R., et al. (1995), « Measuring Capital Flight, a Case Study of Mexico », *World Development*, **23**(2): 221-232
- Friedman M. (1957), *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press.
- Ghez G.R., Becker G.S. (1975), « The Allocation of Time and Goods Over the Life Cycle », *National Bureau of Economic Research*, University of Chicago.
- 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.
- Heckmann J. (1979), « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, vol.47, n°1, pp 153-161.
- Heckman J., Ichimura H., Todd P.E. (1997), « Matching As An Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme », *Review of Economic Studies* 64, 605-654.
- INSTAT (1997), Recensement général de la population et de l'habitat, 1993, vol. 2 Tome 1 Etat de la population; vol.2 Tome 7, Ménages et habitat; vol.2 Tome 2, Education, *Institut National de la Statistique Malgache*, Janvier.
- 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.
- Lerman R. I., Lerman D. L. (1989), « Income Sources and Income Inequality: Measurements from Three U.S. Income Surveys », *Journal of Economic and Social Measurement*, 15, pp. 167-179.
- 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.
- MADIO (1996), Le secteur industriel formel à Madagascar ; caractéristiques, performances, perspectives, Recensement industriel exercice 1994, premiers résultats, *Projet MADIO*, Madagascar, janvier, 64p.
- Masson A. (1988), « Permanent Income, Age and the Distribution of Wealth », *Annales d'Economie et de Statistique*, n°9, janvier-mars, pp228-256.
- Mistiaen J.A., Ravallion M. (2003), « Survey Compliance and the Distribution of Income », World Bank, Working Paper n°2956, January.

- Paternostro S., Razafindravonona J., Stifel D. (2001), « Changes in Poverty in Madagascar: 1993-1999 », Africa Region Working Paper Series n°19, July.
- 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)
- Sastre M., Trannoy A. (2002), « Shapley inequality decomposition by factor components some methodological issues » in Moyes, Seidl, Shorrocks (eds) « Inequality: theory, measurement and applications », *Journal of Economics (Zeitschrift für nationalökonomie)*, Supplement n°9, 51-89.
- Sérurier M. (1998), « Une discipline spécifique: la mesure en macro-économie. », *Statéco* n°90-91, août-décembre, pp. 19-30.
- Shorrocks A. (1999), « Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework based on the Shapley Value », University of Essex and Institute for Fiscal Studies, mimeo.
- Székely M., M.Hilgert (1999), « What's Behind The Inequality We Measure : An Investigation Using Latin American Data », Inter-American Development Bank Research Working Paper n° 409, December.
- Székely M., Lustig N., Cumpa M., Mejia J-A. (2000), « Do we know how much poverty there is? » Inter-American Development Bank Research Working Paper no. 437, December, 40 p.
- Touré L. (2001), « Rapport d'analyse du Recensement Général de la Population-1998, thème 11 : caractéristiques des ménages et conditions de vie des populations », Institut National Statistique, République de Côte d'Ivoire mai 2001, 134 p.
- Visaria P. (2000), « Poverty in India during 1994-98: alternative estimates, Institute for Economic Growth », New Delhi, processed, June 9.
- WIID (2000), « World Income Inequality Database », UNU/WIDER-UNDP », version 1.0, 12 septembre 2000, téléchargeable sur www.wider.unu.edu/wiid/wiid.htm.

ANNEXES

ANNEXE A : Structure de consommation et de revenus par quartiles, déciles et centiles et décomposition des inégalités

Tableau 16 : Coefficients budgétaires par quartiles, déciles et centiles extrêmes de consommation par tête - Madagascar

	total	q1	q2	q3	q4	d1	d2	d3	d8	d9	d10	c98	c99	c100
Alimentation	61	72	71	69	52	70	73	73	63	63	46	49	51	27
dont autoconsommation (%)	40,4	58	55	45	29	55	58	56	40	38	21	23	15	18
Habillement	5	7	6	6	5	7	6	7	6	5	5	5	4	4
Logement	10	10	8	8	11	12	9	8	9	10	11	12	10	12
dont loyers (y c loyers fictifs) (%)	50	72	64	57	43	76	71	67	56	50	38	38	38	21
Soins et services domestiques	1	0,3	0,4	1	1	0	0,3	0,3	1	1	2	2	2	2
Équipement entretien	4	3	4	4	4	3	4	3	4	4	4	4	3	3
Transport	3	1	1	1	4	0	1	1	2	2	6	4	4	11
Loisir	1	0	1	1	2	0	0	0	1	1	2	2	3	3
Éducation Santé	4	3	3	4	5	3	3	3	5	5	5	4	3	3
Biens durables	6	1	2	2	10	0	1	1	4	5	14	10	8	30
Autres biens	5	3	4	5	6	4	3	3	5	5	7	7	12	5
dont cérémonies (%)	57	55	62	57	55	59	51	70	47	57	57	72	87	87
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Source : nos propres calculs

Tableau 17 : Coefficients budgétaires par quartiles, déciles et centiles extrêmes de consommation par tête – Côte d’Ivoire

	total	q1	q2	q3	q4	d1	d2	d3	d8	d9	d10	c98	c99	c100
Alimentation	55	57	56	55	55	59	56	57	54	54	57	63	55	51
dont autoconsommation (%)	23	45	33	24	11	50	44	38	18	13	10	0	1	4
Habillement	7	8	8	7	6	9	9	8	7	6	5	5	6	5
Logement														8
dont loyers (y c loyers fictifs) (%)	14	18	16	14	11	17	17	17	13	13	10	10	9	50
Équipement Entretien	62	69	65	59	58	70	70	65	57	57	60	63	68	
Transport	3	3	3	3	3	3	3	3	3	4	3	3	3	4
Loisir	7	4	5	7	9	3	4	4	8	9	9	6	9	8
Santé	1	1	1	1	2	1	1	1	1	2	1	1	1	3
Éducation	6	5	6	6	6	5	5	5	6	7	5	6	5	5
Biens durables	3	4	4	4	3	3	4	3	5	3	2	2	3	2
Autres biens	2	1	1	2	3	0	1	1	1	1	4	1	5	8
Total	2	1	1	2	3	1	1	1	2	2	3	2	3	6
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Source : nos propres calculs

Tableau 18 : Structure des revenus par tête (a) agrégés, par quartiles, déciles et centiles extrêmes (en %)- Madagascar

	du	intra	intra		intra		intra		Intra	d1	d2	d3	d8	d9	d10	d10/d1	c98	c99	c100	10 plus riches	
	total	cat.	q1	cat.	q2	cat.	q3	cat.	q4	cat.											
Salaires	22		17		20		20		25		17	19	17	24	25	25	13	29	17	25	38
salaires formels	15	68	6	36	10	50	13	63	21	81	4	7	8	17	20	20	41	24	16	22	33
dont salaires publics	7	45	2	30	4	40	5	38	10	50	1	2	3	8	11	10	79	12	6	9	8
salaires informels	5	21	6	33	5	27	6	29	3	14	6	6	4	5	4	3	5	2	1	3	0
salaire agricole	3	11	5	31	5	24	4	8	6	6	2	3	3	2	1	3	2	1	0	0	0
Revenus d'activité	66		71		70		70		61		69	70	71	66	64	60	8	49	66	59	23
Agricoles	59	88	62	88	64	91	63	90	53	86	59	61	65	60	55	50	8	41	56	52	16
Non agricoles	8	12	9	12	6	9	7	10	8	14	10	8	5	6	9	9	8	9	10	7	7
Patrimoine	5		9		5		5		5		8	5	5	5	5	5	5	4	5	6	20
Dividendes	1	21	0	5	1	16	1	24	1	26	0,5	0,5	0,6	1	2	1	24	2	2	1	2
revenus de la propri. (b)	4	79	9	95	4	84	4	76	4	74	7	4	4	4	3	4	89	2	3	5	17
Retraites Assurances	0		0,0		0,1		0,1		0,1		0,0	0,1	0,1	0,0	0,0	0,1	20	0,0	0,1	0,1	0,8
Transferts	3		3		2		2		3		2	4	3	2	3	4	14	6	3	4	9
transferts publics	1.1	39	0.6	24	0.7	30	0.7	56	1.4	39	0.6	0.2	1.3	1.3	1.1	1.4	21	2.1	0.5	1.3	9
dont aides scolaires	0.1		0.0		0,1		0,1		0,2		0,0	0,0	0,0	0,1	0,2	0,2	80	0,1	0,0	0,1	0,0
transferts privés	2	61	3	76	2	70	1	44	2	61	2	4	2	1	2	3	12	3	3	3	0
Autres revenus	4		3		3		3		5		3	2	4	3	3	7	23	12	10	6	10
TOTAL	100		100		100		100		100		100	100	100	100	100	100	10	100	100	100	100

(a) EPM93 exprimée en prix régionaux de 1993, en millions de Fmg

(b) Y compris loyers fictifs des logements occupés par les propriétaires.

Source : nos propres calculs

Tableau 19 : Structure des revenus par tête (a) agrégés, par quartiles, déciles et centiles extrêmes (en %) - Côte d'Ivoire

REVENUS	du total	intra cat.	q1	intra cat.	q2	intra cat.	q3	intra cat.	q4	intra cat.	d1	d2	d3	d8	d9	d10	d10/d1	c98	c99	c100	10 plus riches
Salaires	28		17		27		29		29		16	19	20	34	27	28	57	13	33	33	47
Salaires publics	8	29	2	11	7	27	10	32	8	30	0	3	2	13	11	7	42	2	8	5	0
Salaires privés	20	71	15	89	20	73	20	68	20	70	16	16	18	21	16	22	44	11	25	28	47
Revenus d'activité	60		64		58		57		61		64	63	62	53	62	62	31	69	59	60	43
Agricoles	25	42	41	64	33	57	30	53	19	31	40	41	39	24	25	16	13	10	8	4	4
Non agricoles	35	58	23	36	25	43	27	47	42	69	25	22	23	29	37	47	60	56	51	57	39
Patrimoine (b) (c)	6		10		8		6		5		11	12	11	6	5	4	12	13	3	3	6
Retraites Assurances	2		1		1		1		2		1	1	1	2	2	2	56	3	2	2	1
Transferts	4		6		5		4		3		7	5	5	3	4	2	9	1	1	1	2
transferts publics	1	22	1.1	17	1.0	17	1.0	25	0.7	24	1,3	1,1	0,9	1,0	0,8	0,5	8	0,3	0,6	0,3	0,1
dont aides scolaires	0.5		1.1		0.7		0.5		0.4		1,3	1,0	0,8	0,5	0,4	0,3	7	0,0	0,3	0,3	0,1
transferts privés	3	78	5	83	4	83	3	75	2	76	7	5	5	2	3	2	8	1	1	1	2
Autres revenus	1		1		1		2		1		1	1	1	2	1	1	33	2	2	1	1
Total	100		100		100		100		100		100	100	100	100	100	100	35	100	100	100	100

(a) ENV98 exprimée en prix régionaux de 1998

(b) Exclusivement revenus de la propriété

(c) Y compris loyers fictifs des logements occupés par les propriétaires.

Source : nos propres calculs.

ANNEXE B : Comparaisons avec les recensements de population

Tableau 20 : Comparaison avec le Recensement - Taux urbanisation

Madagascar	EPM93 (%)	RGP93 (%)	Côte d'Ivoire	ENV98	RGP98
Antananarivo	39,5	30,1	Urbain	45	42
Fianarantsoa	12,8	16,6	Abidjan	21	19
Toamasina	11,4	21,8	Autres villes	24	24
Mahajanga	12,6	20,8	Rural	55	58
Toliara	12,9	22,5			
Antsiranana	10,6	18,3			
TOTAL	18,4	22,9			

Source : nos propres calculs

Tableau 21 : Comparaison avec le Recensement - Structure par niveau éducatif – Madagascar

	Sans éducation		Niveau primaire		Niveau secondaire		Niveau supérieur	
	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93
Antananarivo	34,9	13,2	45,9	57,8	16,8	25,7	2,3	3,3
Fianarantsoa	51,9	38,4	39,4	47,1	8,3	13,9	0,4	0,6
Toamasina	49,3	31,2	41,2	52	9,0	16	0,5	0,8
Mahajanga	52,1	43,6	35,6	40,6	11,5	15,1	0,8	0,7
Toliara	69,9	66,2	21,9	22,3	7,7	11	0,3	0,6
Antsiranana	44,3	32,2	42,4	49,3	12,9	17,6	0,4	0,7
TOTAL	48,2	33,7	39,0	47	11,7	17,8	1,0	1,5
URBAIN	27,7	17,7	39,7	39,8	28,2	37,6	4,3	4,8
RURAL	52,9	38,8	38,9	49,3	7,94	11,5	0,3	0,4

Source : nos propres calculs

Tableau 22 : Comparaison avec le Recensement – Nationalité et ethnies- Côte d'Ivoire

Ivoiriens	Total	Akan	Krou	Mandé			Naturalisés	Non précisé
				Nord	Mandé Sud	Voltaïque		
RGP98	74	31	9	12	7	13	0,6	0,2
ENV98	83	31	15	18	9	9	0,3	0
Non ivoiriens	Total Africains	Non Africains	Non Europe	Autres pays		Non déclarés		
RGP98	26	25	0,2	0,1	0,1	0,4		
ENV98	17	17	0	0	0	0		

Source : nos propres calculs

Tableau 23 : Comparaison avec le Recensement – Type de logement – Côte d'Ivoire

	Villa et maison simple		Villa moderne		Logement en bande		Appart.		Concession		Case tradition.		Baraque	
	RGP98	ENV98	RGP98	ENV98	RGP98	ENV98	RGP98	ENV98	RGP98	ENV98	RGP98	ENV98	RGP98	ENV98
		98	98	98	98	98	98	98	98	98	98	98	98	98
Urbain	33	12,5	6,2	6,3	22,5	24,5	4,6	6,3	27,5	50,6	4,4	2,1	6,3	4
Abidjan	20,9	3,6	4,7	3,3	23,2	30,2	8	8,9	35,4	49,1	0,8	0,7	9,7	7,6
Autres villes	43,8	20,2	7,5	9	21,9	19,6	0,7	4,0	20,4	52	7,6	3,3	3,3	0,9
Rural	44	29,6	2,3	5,8	4,3	10,2	0,1	2,4	13,4	21	34,4	34,7	1,5	2,1
National	38,9	21,7	4,1	6	12,7	16,8	1,9	4,2	19,9	34,6	20,5	19,7	3,7	3

Source : nos propres calculs

ANNEXE C : Comparaison des revenus des enquêtes avec les Comptes Nationaux

Tableau 24 : Comparaison des niveaux de consommation EPM93 avec les données de Comptabilité Nationale – Madagascar

Postes	CN95		EPM93 en prix 93		EPM93 en valeur 1995	
	(a)	Coefficients budgétaires	(a)	(a)	Coefficients budgétaires	EPM93 en valeur 95 en % de CN95
<i>Alimentation</i>	6.311.405	51,1	1.960.876	4.174.860	60.6 40,4% (c)	66.1
Habillement	1.114.052	9,0	176.745	376.304	5.5	33.8
Logement (b)	624.607	5,1	190.386	405.346	6.6 50,5% (d)	64.9
Equipement et entretien	1.251.483	10,1	119.398	254.208	3.7	20.3
<i>Loisir</i>	914.071	7,4	42.623	90.748...	1.3	9.9
Biens durables	311.594	2,5	200.326	426.509...	6.2	136.9
Transport	445.647	3,6	90.705	193.117	2.8	43.3
Soins et services domestiques	820.421	6,6	29.633	63.092	0.9	7.7
Autres biens	164.682	1,3	163.082	347.215	5.0	210.8
Education santé	389.698	3,2	134.266	285.864	4.2 57% (e)	73.4
TOTAL	12.347.660	100	3.233.493	5.806.571	100	53,5%

(a) en millions de Fmg ; (b) non compris les loyers fictifs ; (c) dont autoconsommation ; (d) y c loyers fictifs, dont loyers ; (e) dont cérémonies

Source : nos propres calculs

Tableau 25 : Comparaison des niveaux de consommation ENV98 Comptabilité Nationale– Côte d'Ivoire

Postes	CN98		ENV 98		ENV98 en % de CN97
	consommation par tête (milliers FCFA)	Coefficients budgétaires	consommation par tête (milliers FCFA)	Coefficients budgétaires	
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	1088,7
Transport	28	9	20	7	72,9
Loisir	7	2	4	1	53,2
Education	1	0	10	3	1289,8
Biens durables	22	7	4	2	20,9
Autres biens	21	7	5	2	25,4
Total	323	100	297	100	92%
Niveau de consommation (en millions F CFA courants)	4.637.616		4.305.210		92,8%

Source : nos propres calculs

Tableau 26 : Comparaison sur les revenus avec la Comptabilité Nationale- Comptes des ménages- Madagascar

En millions de Fmg courants	CN95 en valeur 95	EPM93 en valeur 93	EPM93 en valeur 95	EPM93 en valeur 95 (en % de CN95)
Compte de Production				
Ressources				
Production	766.427	3.659.864	7.738.482	1.009,7
Emplois				
Consommations intermédiaires	43.643	1.985.184	4.197.510	9.617,8
Valeur Ajoutée Brute	722.784	1.674.679	3.540.972	489,9
Compte d'exploitation				
Valeur Ajoutée Brute (RESSOURCE)	722.784	1.674.679	3.540.972	489,9
Emplois				
Rémunération des salariés	22.913	116.520	246.371	1.075,2
Salaires et traitements bruts	20.096			
Cotisations sociales à la charge des employeurs	2.817			
Impôts sur la production et les import	1.140	26.914	56.907	4.991,8
EBE (a)	698.731	1.268.679	2.682.517	383,9
Compte d'affectation des revenus primaires (millions Fmg courants)				
Ressources				
EBE	698.731	1.268.679	2.682.517	383,9
Rémunération des salariés	3.923.898	901.856	1.906.900	48,6
Salaires et traitements bruts	3.773.670	901.856	1.906.900	50,5
Charges sociales à la charge des employeurs	150.228			
Revenus de la propriété	7.434.413	379.943	803.358	10,8
Revenus distribué des sociétés	7.319.272	340.235	719.398	9,8
Revenus de la propriété attribués aux assurés	8.228			
Loyers	106.913	39.708	83.960	78,5
Revenu Primaire Disponible (EMPLOIS)	12.057.042	2.813.044	5.947.952	49,3
Compte de distribution secondaire du revenu				
Ressources				
Revenu Primaire Disponible	12.057.042	2.813.044	5.947.952	49,3
Prestations sociales autres que les transferts courants en nature	128.400			
Autres transferts courants	577.504	189.441	400.557	69,4
Emplois				
Impôts courants sur le revenu, le patrimoine	59.854	70	147	0,2
Cotisations et prestations sociales	161.233	38.447	81.293	50,4
Autres transferts courants	232.558	68.116	144.026	61,9
Revenu disponible brut	12.309.301	2.895.862	6.123.063	49,7

(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. Cependant, 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.

Source : nos propres calculs

Tableau 27 : Comparaison sur les revenus avec la Comptabilité Nationale- Comptes des ménages- Côte d'Ivoire

REVENUS	CN98 (a)	ENV 98 (a)	ENV98 en % de CN97
Ressources			
EBE	239	203	85,2
EBE agricole		85	
EBE non agricole		118	
Salaires	115	90	78,7
Salaires publics		27	
Salaires privés		63	
Revenu de patrimoine	12	19	
Intérêts et dividendes	1		
Autres revenus de la propriété	11	19	
Indemnités d'assurance dommage (b)	2	5	
Prestations sociales	7	3	
Transferts privés internationaux	11		
Autres transferts courants divers		10	
Autres revenus		4	
Total	386	321	83,2
Emplois			
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	
Revenu disponible brut	350	316	90,3

(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

Source : nos propres calculs

ANNEXE D : Examen des fuites de capitaux

Les fuites de capitaux sont généralement définies comme étant l'accumulation d'actifs étrangers non répertoriés. Il existe de nombreuses manières de les estimer qui peuvent donner des résultats fort différents. La difficulté est de choisir la méthode la plus appropriée en fonction de la qualité des données disponibles et de ce qu'on veut précisément mesurer.

1. Mesures directes (*Hot Money Method*)

Les fuites des capitaux sont essentiellement une réponse des investisseurs privés aux aléas macroéconomiques du pays ; elles constituent alors les mouvements de capitaux étrangers de court terme répertoriés dans la Balance des paiements, mais pas évidemment pas les mouvements qui ne sont pas déclarés. Ce type de fuite de capitaux peut aussi bien se matérialiser par l'achat d'obligations étrangères de long terme assez liquides (du fait de l'existence de marchés secondaires) qui, elles, sont plutôt répertoriés comme des investissements de long terme. Afin de capturer les capitaux non déclarés, il est usuel d'ajouter la ligne « erreurs et omissions » de la Balance des paiements ; malheureusement, elle comporte de vraies erreurs de mesure telles que des importations non déclarées ou des enregistrements retardés sans lien avec la fuite des capitaux mais qui peuvent avoir une forte influence sur le signe ou l'ampleur des fuites de capitaux (Eggerstedt *et al.*, 1993).

2. Mesures indirectes ou approches par le résidu

A la méthode directe sont généralement préférées des méthodes indirectes qui consistent à « définir » les fuites de capitaux comme le résidu de quatre composantes de la balance des paiements : les flux de la dette étrangère, les investissements directs étrangers, les variations des réserves de changes et le solde de la balance courante. Les flux de la dette étrangère et les investissements directs étrangers financent normalement le solde de la balance courante ainsi que les réserves de changes :

$$KF = \text{DEBTFLOW} + \text{DFI} - \text{CAD} - \text{RESERVES} \quad (1)$$

KF :	fuites des capitaux
DEBTFLOW :	flux nets de dette étrangère
DFI :	investissements directs étrangers nets
CAD :	déficit de la balance courante
RESERVES :	variations des réserves de changes officielles (Or inclus)

Dans le cas où le solde est positif, on en déduit des placements de fonds à l'étranger effectués par des agents nationaux. Plusieurs modifications sont proposées en fonction du choix des sources de données (notamment sur la dette étrangère), de la définition des acteurs susceptibles d'effectuer ces transferts de fonds et enfin du caractère plus ou moins « normal » de ces transferts.

2.1. L'approche de la Banque mondiale

L'approche de la Banque mondiale proposée dans le Rapport sur le développement dans le monde de 1985 consiste à remplacer les flux de dettes extérieures recensés par la Balance des paiements par la différence entre les stocks annuels de dette répertoriés dans les World Debt Tables, suspectant que les flux sont sous-estimés dans la Balance des paiements. Cependant, comme le montrent Eggerstedt, Brideau Hall et al.(1995) ce choix pose de sérieux problèmes notamment dans le cas où les pays ont bénéficié de restructurations de dette, comme c'est le cas pour les pays africains étudiés ici, ce qui nous amène à rejeter cette méthode. En effet, ces restructurations affectent les stocks de dette mais pas les flux annuels de dette.

2.2. Les approches du « Morgan Guaranty Trust » et de Cline

Comme la Banque mondiale, elles mesurent les flux de dettes extérieures par les différences de stocks annuels. Cependant le « Morgan Guaranty Trust » considère que les fuites de capitaux sont des détentions de capitaux étrangers d'opérateurs autres que les autorités monétaires nationales, les

banques commerciales ou les autres institutions bancaires. Il soustrait donc les variations de détentions d'actifs étrangers par les banques nationales (source IFS). L'approche de Cline tente de distinguer les fuites illégales de capitaux des fuites « normales » et retire de la balance courante les transactions liées aux voyages ainsi que les revenus nets d'investissements étrangers. Dans le cas qui nous intéresse, à savoir estimer les revenus de nationaux détenus sous formes d'avoir étrangers, cela ne nous semble pas pertinent de retirer ces flux nets de devises.

2.3. L'approche de Dooley

Dooley (1988) tente aussi de tenir compte des actifs étrangers détenus par les nationaux qui génèrent des revenus non répertoriés par les autorités nationales. Pour ce faire, il additionne les sorties de capitaux identifiés par la Balance des paiements sur lesquels il effectue trois ajustements : i/ ajout de la ligne « erreurs et omissions » ; ii/ ajout de l'écart entre la mesure du flux de dettes extérieurs comme la différence de stocks annuels (méthode Banque mondiale) et les flux répertoriés par la Balance des paiements, cet écart étant considéré comme l'acquisition d'actifs étrangers par le secteur privé; iii/ soustraction des revenus d'investissements étrangers (hors IDE), une fois ces derniers re-estimés par reconstitution du stock de capital étranger détenus par les nationaux comme les revenus d'investissement déclarés divisés par le taux d'intérêt sur les marchés internationaux (la différence annuelle entre deux stocks constituant les flux de capitaux).

2.4. La méthode de Eggerstedt, Brideau Hall et Van Wijnbergen

Leur point de départ est le calcul du résidu standard (équation n°1), mais ils effectuent trois modifications. La première consiste à retirer du résidu les détentions d'actifs étrangers par les entreprises publiques nationales. La seconde tient compte des écarts entre les flux d'importations et d'exportations déclarés par le pays et ceux de ses pays partenaires³³. Cependant, ces « fausses » déclarations peuvent avoir d'autres finalités que la fuite de capitaux : sous déclarations d'importations afin d'éviter des droits de douanes ; à l'inverse, surestimations d'exportations afin de bénéficier de subventions à l'exportation ou de crédits à taux préférentiels. Enfin, le troisième ajout consiste à tenir compte des intérêts perçus sur les stocks de capitaux accumulés du fait des fuites de capitaux des années antérieures. Il s'agit alors de faire des hypothèses sur les lieux des placements et leurs rendements³⁴. Cette dernière méthode nous semble assez convaincante. Cependant, à défaut de pouvoir disposer de données sur les actifs possédés par les entreprises publiques, nous n'effectuons pas cette première correction et nous ne traitons pas non plus de données commerciales.

³³ Une surestimation des importations et une sous estimation des exportations signifieraient une fuite de capitaux.

³⁴ Dans le cas du Mexique, Eggerstedt, Brideau Hall et al.(1995) déduisent du stock de capitaux placés à l'étranger (qu'ils calculent sur la base de la formule du résidu et des deux amendements précédents proposés) les intérêts effectivement recensés dans la balance courante et appliquent à ce stock un rendement moyen constitué pour deux tiers du taux de rémunération des dépôts aux Etats-Unis et pour un tiers du taux Libor à trois mois (hypothèse qu'un tiers des capitaux est placé dans des places offshore). Ici, on a supposé 1/3 des placements en France et 2/3 en Suisse pour la Côte d'Ivoire et pour Madagascar (ligne 2 du tableau ci-dessous).

Tableau 28 : Estimation fuites des capitaux (en % du PIB)

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Côte d'Ivoire														
Residual (flux dette BoF)	-1,2	-1,0	-1,3	-1,5	2,9	-3,8	-2,8	2,3	4,4	-1,3	2,7	2,1	1,0	2,4
Residual (flux dette BoF) + int. plac. étrang.	-1,3	-1,1	-1,4	-1,6	3,1	-4,1	-3,0	2,4	4,5	-1,4	2,7	2,2	1,0	2,4
World Bank Residual	17,4	29,8	-21,0	-8,4	1,9	5,2	-5,7	-1,6	-54,6	23,0	24,9	-63,7	13,7	-3,2
World Bank Residual + PNG	16,6	8,8	-1,0	-6,9	2,6	5,6	-5,5	-1,6	-54,7	23,4	18,2	-61,8	11,9	-3,2
Morgan	17,4	29,5	-20,7	-8,3	1,5	5,4	-6,0	-1,3	-55,0	21,4	25,6	-63,6	13,4	-3,6
Cline	17,3	29,5	-20,8	-8,9	1,2	5,2	-6,4	-1,8	-55,8	21,1	25,2	-64,1	13,1	-3,7
Dooley	10,7	27,4	-20,1	-7,7	1,8	3,6	-8,3	-9,2	-44,4	21,4	26,8	-63,8	13,3	-3,1
Hot Money 1	0,6	-0,1	0,4	0,3	0,9	-0,5	-0,3	-0,1	0,1	-0,4	0,2	0,4	-0,2	0,2
Hot Money 2	0,5	-0,4	0,3	0,3	1,7	-0,8	0,2	0,1	0,7	1,7	2,6	2,6	1,3	2,3
Hot Money 3	0,5	-0,4	0,4	0,3	1,7	-0,8	0,2	0,1	1,0	1,6	2,5	2,7	1,5	2,5
Madagascar														
Residual (flux dette BoF)	0,0	0,5	-1,4	2,7	-1,1	0,5	1,6	-1,7	-3,7	-3,8	-12,3	-4,8	-2,8	-5,1
Residual (flux dette BoF) + int. plac. étrang.	0,2	0,8	-1,0	3,1	-0,6	0,9	1,8	-1,5	-3,6	-3,7	-12,4	-4,8	-2,7	-5,1
World Bank Residual	8,3	11,5	10,9	-34,8	4,8	13,6	-0,9	-13,5	1,4	1,0	-9,5	-29,0	13,5	-1,9
World Bank Residual + PNG	8,3	11,5	10,9	-34,8	4,8	13,6	-0,9	-13,5	1,4	1,0	-9,5	-29,0	13,5	-1,9
Morgan	8,2	11,3	10,7	-35,5	4,3	13,5	-1,1	-14,2	0,4	0,4	-8,6	-29,4	13,8	-1,9
Cline	8,0	11,0	9,9	-36,6	3,0	12,5	-2,4	-10,9	4,1	3,9	-6,0	-28,5	13,8	-3,1
Dooley	9,3	10,3	14,6	-35,9	0,9	18,7	-5,4	-12,5	6,2	1,7	2,4	-15,5	-0,8	1,2
Hot Money 1	-0,1	0,4	-2,2	1,8	0,3	0,1	1,7	-0,1	-2,0	-2,9	-1,5	-0,7	0,7	-0,9
Hot Money 2	-0,1	0,4	-2,2	1,8	0,3	0,1	1,7	-0,1	-2,1	-3,0	-7,8	-0,7	0,7	-0,9
Hot Money 3	-0,1	0,4	-2,2	1,8	0,3	0,1	1,7	-0,1	-2,1	-3,0	-7,8	-0,7	0,7	-0,9