

# **Pauvreté et choix méthodologiques : le cas de la Mauritanie**

par

**Jean-Pierre Lachaud, Professeur**  
*Directeur du Centre d'économie du développement*  
*Université Montesquieu-Bordeaux IV - France*

## **Résumé**

L'appréhension de la pauvreté en Mauritanie est considérablement influencée par les choix méthodologiques effectués. Alors que la fixation d'une ligne de pauvreté monétaire fondée sur l'équivalent international de 370 dollars génère un ratio de pauvreté des ménages de 51,4 pour-cent, l'approche du coût des besoins de base induit une incidence de la pauvreté nationale de seulement 41,5 pour-cent, et modifie sensiblement la configuration des profils de pauvreté. Par ailleurs, si l'introduction d'une échelle d'équivalence — fondée sur l'estimation d'une courbe d'Engel— inférieure à un, ne modifie que marginalement l'ampleur de cette dernière — en termes de ménages par rapport à l'approche du coût des besoins de base —, elle diminue relativement l'incidence et la profondeur de la pauvreté urbaine et, surtout, tend à modifier la relation entre la pauvreté et le genre. En outre, par rapport au seuil international de 370 dollars, l'approche des besoins de base suggère un recul sensiblement plus élevé de la pauvreté au cours de la période 1990-96 : -34,9 pour-cent — contre de -19,8 pour-cent —, résultat par ailleurs inférieur à celui qui prévaut lorsque la ligne d'extrême pauvreté est introduite — -40,4 pour-cent. Enfin, les objections formulées à l'encontre de l'approche de la pauvreté monétaire suggèrent une mesure du déficit de progrès social à l'aide d'indicateurs non monétaires. A cet égard, l'indicateur de pauvreté humaine du Programme des nations unies pour le développement montre, selon les régions et les wilayas, une proximité du taux de pauvreté monétaire et du degré général de pauvreté humaine, bien que ces deux grandeurs ne soient pas réellement comparables et que de nombreuses disparités demeurent. En fait, les deux indicateurs apparaissent complémentaires, et chacun a un rôle particulier en termes de politique économique. Par conséquent, la présente étude suggère l'opportunité d'une approche multidimensionnelle de la pauvreté pour ordonner les états sociaux en Mauritanie.

## **Abstract**

The measure of the poverty in Mauritania is considerably influenced by methodological choice. While a monetary poverty line of 370 dollars generates a ratio of poverty of households of 51,4 per cent, the cost of basis needs approach induces an impact of the national poverty of only 41,5 per cent, and modifies appreciably the configuration of poverty profiles. Furthermore, if the introduction of a scale of equivalence whose value is inferior to one, does not modify really the extent the poverty — in terms of households as compared to the approach of the cost of basis needs —, it decreases relatively the impact and the depth of the urban poverty and, especially, tends to modify the relationship between the poverty and the gender. In addition, relatively to the international threshold of 370 dollars, the basis needs approach suggests an appreciably highest decline of the poverty in the course of the period 1990 - 96 : -34,9 per cent — against -19,8 —, result inferior to that that prevails when the line of poverty extreme is introduced — -40,4 per cent. Finally, objections formulated against the monetary poverty approach suggest a measure of the deficit of the social progress with the help of non monetary indicators. In this context, the human poverty indicator of UNDP shows, according to regions and wilayas, a proximity of the monetary poverty rate and the general degree of human poverty, although these two magnitudes are not really comparable and that many disparities subsist. In fact, the two indicators appear complementary, and each has a particular role in terms of economic policy. Consequently, the present study suggests the opportunity of a multidimensional approach of the poverty to order social states in Mauritania.

## **Sommaire**

<b>1.</b>	<b>Introduction</b> .....	<b>1</b>
<b>2.</b>	<b>La pauvreté monétaire : une nouvelle approche</b> .....	<b>1</b>
1.	Les sources statistiques .....	2
2.	Bien-être, pauvreté et échelle d'équivalence .....	2
A.	Concepts et méthode .....	2
B.	Courbe d'Engel et échelle d'équivalence .....	3
3.	Pauvreté et coût des besoins de base .....	5
A.	Concepts et méthode .....	5
B.	Pauvreté alimentaire et non alimentaire .....	7
<b>3.</b>	<b>Choix méthodologiques et pauvreté monétaire</b> .....	<b>10</b>
1.	Impact de différents seuils de pauvreté .....	10
2.	Impact de l'échelle d'équivalence .....	12
3.	La dynamique de la pauvreté .....	15
<b>4.</b>	<b>Indicateurs non monétaires et pauvreté humaine</b> .....	<b>19</b>
1.	Bien-être et indicateurs non monétaires .....	19
2.	Indicateurs multiples et pauvreté humaine .....	19
<b>5.</b>	<b>Les dimensions de la pauvreté non monétaire</b> .....	<b>21</b>
1.	Concepts et méthode .....	21
2.	Pauvreté humaine et régions .....	22
3.	Pauvreté humaine et wilayas .....	23
<b>6.</b>	<b>Conclusion</b> .....	<b>25</b>
	<b>Références bibliographiques</b> .....	<b>26</b>
	<b>Annexes</b> .....	<b>29</b>

## 1. Introduction

Depuis les années 1980, les déséquilibres macroéconomiques et la quasi-absence de progrès social constituent une caractéristique commune à maints pays africains, confrontés à une profonde crise économique et sociale, sans précédent au cours de leur histoire. La Mauritanie n'échappe pas à ce contexte, malgré la mise en oeuvre dès le début des années 1980 de programmes de réformes structurelles, et l'adoption en 1994 d'une stratégie de lutte contre la pauvreté. Dans ce pays, influencé par un environnement interne peu favorable, les vicissitudes du contexte international et l'incertitude des politiques internes<sup>1</sup>, au milieu de la décennie 1990, de nombreux ménages ou individus sont dans l'incapacité d'obtenir ou de perpétuer un niveau de bien-être correspondant à un minimum acceptable par les normes de la société.

L'analyse de ce type d'ajustement social et la compréhension des mécanismes sous-jacents, essentielles pour affiner l'élaboration de politiques économiques et sociales adaptées, se révèlent difficiles compte tenu du caractère multidimensionnel du bien-être des individus ou des ménages, de l'insuffisance des outils analytiques disponibles et de la précarité des informations statistiques. Certes, l'approche en termes de pauvreté est en mesure de permettre une évaluation des certaines dimensions du déficit de progrès social, et de suggérer une spécification des domaines de ciblage des politiques<sup>2</sup>. Néanmoins, en Afrique, en général, et en Mauritanie, en particulier, parallèlement à la multiplication des enquêtes auprès des ménages, les discussions apparaissent davantage axées sur les résultats de ces investigations empiriques que sur les éléments méthodologiques dont dépend, en grande partie, la configuration de l'information générée. En particulier, les conséquences des choix méthodologiques quant aux approches en termes de pauvreté sont peu explorées<sup>3</sup>. Cette situation est quelque peu paradoxale dans la mesure où la fécondité des enquêtes sur le niveau de vie — notamment au niveau des politiques économiques — est largement tributaire des

fondements analytiques quant à l'appréhension de la pauvreté<sup>4</sup>.

Le présent papier s'inscrit dans cette perspective, et propose mettre en évidence quelques conséquences des choix méthodologiques inhérents à la mesure de la pauvreté de la population sédentaire en Mauritanie, au cours de la période 1990-96. Dans un premier temps, l'examen des aspects conceptuels et méthodologiques de la mesure de la pauvreté monétaire conduit à déterminer une nouvelle échelle d'équivalence et un nouveau seuil de pauvreté. Ces résultats induisent une analyse de l'impact de différentes échelles d'équivalence des ménages et de différents seuils de pauvreté, à la fois pour l'année 1990 et en ce qui concerne l'évolution de la pauvreté au cours de la période 1990-96. Par la suite, l'opportunité de développer des indicateurs non monétaires est explorée. Finalement, une approche de la pauvreté humaine est proposée et comparée à la pauvreté exprimée en termes monétaires.

## 2. La pauvreté monétaire : une nouvelle approche<sup>5</sup>

L'examen de la pauvreté implique, préalablement, une clarification de l'environnement conceptuel et analytique, les manques en termes de progrès social pouvant être appréhendés par rapport à la pauvreté monétaire ou à la pauvreté non monétaire — indicateurs sociaux<sup>6</sup>.

A priori, il est assez aisé d'appréhender la pauvreté. Dans une société donnée, la pauvreté suppose que des ménages ou des individus sont dans l'impossibilité d'acquiescer un niveau de vie correspondant à un minimum acceptable par les normes de la société. Dans cette optique, la pratique courante, fondée généralement sur l'utilisation d'enquêtes nationales auprès des ménages, implique une stratégie en trois phases. Tout d'abord, l'identification d'un indicateur monétaire simple de bien-être des ménages. Ensuite, l'évaluation d'une ligne de pauvreté, c'est-à-dire du coût estimé pour les ménages du niveau de vie nécessaire pour surmonter la pauvreté. Enfin, une mesure agrégée de la pauvreté pour résumer les informations inhérentes à l'indicateur de bien-être et au seuil de pauvreté<sup>7</sup>. En réalité, la délimitation de la pauvreté monétaire

---

<sup>1</sup> Le rapport sur le Développement humain durable — Dhd — 1996 développe les contraintes inhérentes à l'économie mauritanienne. Voir Pnud [1996b].

<sup>2</sup> Les approches en termes de vulnérabilité et d'exclusion constituent également des options analytiques à prendre en considération.

<sup>3</sup> Sur un plan général, des éléments d'analyse sont présentés sur cette question par Ravallion [1995].

---

<sup>4</sup> Le déficit en capital humain de l'Afrique explique, en grande partie, cette situation.

<sup>5</sup> Cette partie est partiellement empruntée à Lachaud [1997d].

<sup>6</sup> L'approche de la pauvreté non monétaire est présentée plus loin. Par ailleurs, l'analyse en termes de vulnérabilité ou d'exclusion sociale n'est pas abordée dans le présent papier.

<sup>7</sup> Cette question n'est pas développée dans la présente recherche.

soulève plusieurs difficultés<sup>8</sup>, partiellement résolues en Mauritanie.

## 1. Les sources statistiques

Les sources statistiques utilisées dans la présente étude se réfèrent à deux enquêtes nationales auprès des ménages, exécutées en Mauritanie par une unité de projet implantée à cet effet au sein de l'Office national de la statistique du ministère du plan<sup>9</sup>.

Premièrement, des enquêtes sur les conditions de vie des ménages sédentaires ont été effectuées en décembre 1987- janvier 1989 et octobre 1989- septembre 1990. Seule la dernière investigation statistique est prise en considération, pour laquelle trois types de questionnaires ont constitué le support de l'information collectée<sup>10</sup> : (i) un questionnaire auprès des ménages, portant sur un échantillon de près de 1600 ménages déterminés aléatoirement en milieu sédentaire — Nouakchott, autres villes de plus de 5 000 habitants, rural fleuve et rural autre —, fournit des informations détaillées sur les conditions de vie des ménages : revenus, dépenses, éducation, emploi et autres activités productives, santé, caractéristiques démographiques, habitat, etc. ; (ii) un questionnaire village collecte des données sur les infrastructures économiques et sociales, les activités et les événements liés au village visité ; (iii) un questionnaire fournit des informations sur les prix des produits alimentaires et non alimentaires dans chaque grappe d'enquête, ces informations permettant une comparaison des prix en milieu rural et urbain afin d'améliorer l'appréhension des niveaux de vie et une estimation de l'autoconsommation des ménages.

Deuxièmement, une enquête intégrale a été réalisée entre octobre 1995 et juillet 1996 à partir d'un échantillon de 3 540 ménages du milieu sédentaire, choisis aléatoirement — après tirage à deux degrés — et répartis selon les quatre strates précédentes. Les informations inhérentes à cette enquête proviennent uniquement du questionnaire relatif aux ménages, comportant des informations quasi-identiques à celui de 1990<sup>11</sup>. L'objectif de cette

enquête intégrale était de mesurer l'impact sur les conditions de vie des ménages de la politique d'ajustement structurel, de spécifier l'évolution de la pauvreté, de permettre l'identification des groupes vulnérables, d'actualiser les données socio-économiques de base sur les ménages et de produire des coefficients de pondération de l'indice de prix à la consommation<sup>12</sup>.

En fait, dans la mesure où l'enquête de 1995-96 ne fournit pas de données sur les prix des biens alimentaires et non alimentaires, la présente étude s'appuie principalement sur l'investigation de 1990 pour tester l'impact des choix méthodologiques.

## 2. Bien-être, pauvreté et échelle d'équivalence

### A. Concepts et méthode

La détermination d'un indicateur de bien-être est une première difficulté. En effet, ce dernier a fondamentalement un aspect multidimensionnel puisqu'il est fonction, non seulement de l'accès à des biens et services tangibles — privés ou publics —, mais également de l'accès à des droits politiques et sociaux — par exemple, la participation à la société. En fait, s'agissant de la pauvreté monétaire, la littérature courante indique qu'il existe des fondements théoriques suffisants pour considérer que les dépenses du ménage constituent une bonne approximation du bien-être. Ainsi, généralement, le concept de niveau de vie d'un individu est appréhendé par rapport à la consommation des biens privés — et éventuellement publics — offerts<sup>13</sup>. A cet égard, la consommation courante est la plupart du temps considérée comme l'indicateur de bien-être privilégié, le revenu étant seulement utilisé comme une approximation de la consommation. En fait, ces deux indicateurs sont les plus utilisés, bien que la consommation soit souvent préférée lorsque la

<sup>12</sup> Voir pour quelques aspects méthodologiques Ons [1997].

<sup>13</sup> Il est à souligner que le niveau de vie n'est pas le seul moyen d'appréhender le bien-être. On pourrait également considérer la « consommation potentielle » du ménage au lieu de la consommation courante. Mais, sans données sur la richesse, le revenu devrait être préféré en tant qu'approximation de la consommation lorsque l'épargne est positive. L'inverse est vrai si l'épargne est négative, puisque l'épargne passée influence la consommation potentielle à un instant du temps. Par conséquent, la consommation potentielle ne permet pas de considérer que le revenu est préférable à la consommation comme indicateur de bien-être.

<sup>8</sup> Voir Ravallion [1992] pour une présentation générale.

<sup>9</sup> Il s'agit d'enquêtes de type Lsms — Living standard measurement study. La base de sondage de ces deux investigations est le recensement de 1988.

<sup>10</sup> McKay, Houeibib [1992]. La plupart des bases de données de cette enquête ont été accessibles.

<sup>11</sup> Bien que la conception du questionnaire ait été quelque peu modifiée, les informations obtenues sont assez semblables. Toutefois, notons par exemple que, contrairement aux enquêtes de 1987-90, en 1996, les dépenses de logement sont appréhendées.

question de la variation intervient<sup>14</sup>. En outre, afin de tenir compte du moindre coût des enfants, relativement aux adultes, et des économies d'échelle dans le ménage<sup>15</sup>, la dépense totale par équivalent adulte est souvent prise en considération.

Dans le cas de la Mauritanie, la mesure du bien-être, inhérente aux investigations de l'Office national de la statistique, fait référence aux dépenses totales de consommation, ces dernières étant la somme de toutes les dépenses monétaires — alimentaires et non alimentaires — du ménage, de la consommation liée à la production du ménage, de la valeur imputée des services provenant du logement, des biens durables et des salaires en nature, et des transferts<sup>16</sup>. Par ailleurs, deux ajustements ont été réalisés. D'une part, les dépenses de consommation ont été évaluées sur une base per capita, c'est-à-dire en divisant la dépense totale du ménage par sa taille. De ce fait, la composition du ménage n'est pas prise en considération, ce qui peut altérer sensiblement la validité de la mesure du niveau de vie<sup>17</sup>. D'autre part, elles ont été déflatées par un indice du coût de la vie qui prend en compte la variabilité des prix selon les régions et dans le temps. Par exemple, la dernière enquête sur les conditions de vie des ménages s'est déroulée d'octobre 1995 à juillet 1996. De ce fait, le niveau de vie est exprimé par les dépenses réelles par tête aux prix de 1996<sup>18</sup>.

Dans la présente recherche, on se propose de déterminer une échelle d'équivalence des ménages afin de prendre en considération le moindre coût relatif des enfants et la présence éventuelle d'économies d'échelle. En effet, un seuil de pauvreté approprié pour un ménage n'est pas nécessairement adapté pour un autre ménage. D'une part, la consommation d'un enfant n'est pas identique à celle d'un adulte. D'autre part, des familles nombreuses peuvent bénéficier d'économies d'échelle, par exemple lorsqu'il y a des achats groupés ou lorsque

des infrastructures — cuisine — sont communes à plusieurs membres du ménage. En réalité, si la prise en compte d'une échelle d'équivalence apparaît nécessaire, il n'existe pas de consensus quant aux modalités de l'ajustement à opérer. En d'autres termes, la détermination d'un facteur d'échelle d'équivalence des ménages est laissée à l'appréciation des chercheurs en fonction des options analytiques disponibles<sup>19</sup>. Néanmoins, l'absence d'échelle d'équivalence apparaît non fondée et peut générer des résultats biaisés. D'un côté, ne pas tenir compte de la taille de la famille — facteur d'économie d'échelle = 0 —, conduit à admettre que, par exemple, le seuil de pauvreté est le même pour une personne seule et une famille de cinq personnes. De ce fait, le coût marginal de tous les membres additionnels au-delà du premier est nul, ce qui probablement induit une sous-estimation de l'étendue de la pauvreté des ménages élargis relativement aux ménages de dimension réduite. D'un autre côté, un ajustement total — facteur d'économie d'échelle = 1 —, suggère que le seuil de pauvreté d'une famille de cinq personnes doit être cinq fois plus élevé que celui d'un ménage d'une seule personne. Dans ce cas, il n'existe pas d'économie d'échelle — chaque membre additionnel du ménage coûte autant que le premier — et il en résulte une surestimation de l'étendue de la pauvreté des ménages nombreux relativement aux ménages de faible dimension. Aucune de ces positions extrêmes ne peut être défendue, et la recherche doit probablement s'efforcer de proposer un facteur d'ajustement compris entre ces deux extrémités<sup>20</sup>.

### B. Courbe d'Engel et échelle d'équivalence

Ainsi, dans la présente étude, il est suggéré que l'échelle d'équivalence puisse incorporer deux éléments. D'une part, l'existence de besoins différents entre les enfants et les adultes. D'autre part, un facteur d'économie d'échelle reflétant la non proportionnalité des coûts dans les ménages comportant un nombre élevé de personnes. Ainsi, formellement, l'échelle d'équivalence peut être exprimée par l'équation [1].

$$(A + \gamma_{0.4}E + \gamma_{5-14}E)^{\theta}, \leq 0 \gamma, \theta \leq 1 \quad [1]$$

Dans l'équation [1], A et E représentent, respectivement, le nombre d'adultes et le nombre d'enfants dans le ménage,  $\gamma_{0.4}$  et  $\gamma_{5-14}$  sont les coefficients d'équivalence entre les adultes et les

<sup>14</sup> La consommation varie moins que le revenu dans le temps. Par contre, la consommation peut être un médiocre indicateur de bien-être à long terme.

<sup>15</sup> C'est-à-dire de la non proportionnalité des coûts supportés par le ménage lorsque le nombre de personnes appartenant à ce dernier augmente.

<sup>16</sup> Appelés «soutien familial». Cette approche est observée dans les deux principales enquêtes auprès des ménages réalisées en 1987-89/1989-90 et 1995-96. Voir McKay, Houeibib [1992], Ons [1997]. Cette idée que la consommation est un indicateur de bien-être est sous-jacente au rapport sur la pauvreté de la Banque mondiale en 1990. Banque mondiale [1990].

<sup>17</sup> Voir par exemple Lachaud [1997c] pour une analyse des conséquences de cette approche dans le cas du Burkina Faso.

<sup>18</sup> Cependant, le déflateur *a priori* utilisé est relativement global, puisqu'un indice du coût de la vie de 80 aurait été attribué aux dépenses de l'ensemble du secteur rural. En réalité, les bases de données ne semblent pas justifier un tel écart de niveau de vie rural-urbain. Ce point sera ultérieurement abordé.

<sup>19</sup> Deaton [1997] ; Citro, Michael [1995].

<sup>20</sup> Citro, Michaël [1995] pour une brève revue de la littérature sur ce point.

enfants — respectivement, 0-4 ans et 5-14 ans —, et  $\theta$  indique le facteur d'économie d'échelle. Ainsi,  $(A + \gamma_{0-4}E + \gamma_{5-14}E)$  reflète la taille de la famille en équivalents adulte, alors que le coefficient  $\theta$  convertit ces équivalents adulte en termes d'utilisation effective des ressources de la famille.

Afin de vérifier cette argumentation, la présente recherche se propose d'estimer les paramètres de l'équation [1] à partir de l'approche d'Engel<sup>21</sup>. Selon cette dernière, le bien-être des familles varie directement avec la part des dépenses non alimentaires dans le budget total du ménage. Dans ce contexte, on peut utiliser le modèle suivant<sup>22</sup> :

$$\begin{aligned} w_i &= \alpha + \beta_1 \ln(x/n) + \beta_2(1-\theta)\ln(n) \\ &+ \sum \delta_j \eta_{ji} + \text{autres variables} \\ \text{avec } j &= 1, \dots, J \end{aligned} \quad [2]$$

Dans l'équation [2],  $w_i$  représente la part des dépenses alimentaires du ménage  $i$ ,  $x$  est la dépense totale du ménage,  $n$  exprime la taille du ménage et  $\eta_{ji}$  indique la proportion de personnes dans le ménage  $i$  appartenant à la catégorie  $J$ <sup>23</sup>. Dans ce cas, on montre que le paramètre d'échelle  $\theta$  est égal à  $(1-\beta_2/\beta_1)$ . Par ailleurs, il est possible d'estimer le coût relatif des enfants d'une catégorie  $J$ , comparativement aux adultes, en prenant un ménage de référence<sup>24</sup>.

Ainsi, dans la présente étude, l'équation [2] est estimée pour l'année 1990, en fonction des paramètres suivants. Premièrement, la variable dépendante est la part des dépenses alimentaires dans le budget du ménage. Deuxièmement, les variables indépendantes concernent les éléments suivants : (i) log de la valeur réelle de la consommation totale des ménages par tête<sup>25</sup> ; (ii) log de la taille du ménage ; (iii) proportion de personnes dans le ménage — respectivement, moins de 5 ans, 5 à 14 ans et 15 à 60 ans ; (iv) sexe du chef de ménage — base, femmes ;

(v) éducation du chef de ménage, respectivement, primaire, secondaire et supérieur — base, sans instruction ; (vi) statut matrimonial du chef de ménage — base, non marié.

Le tableau 1 affiche les résultats obtenus et appelle plusieurs commentaires<sup>26</sup>. Premièrement, on observe que les facteurs pris en compte dans le modèle n'expliquent que 16 pour cent environ de la variance de la variable dépendante. Néanmoins, les coefficients relatifs au niveau de vie et à la taille du ménage sont statistiquement significatifs, et conduisent à une estimation du paramètre d'échelle  $\theta$  de 0,55. Deuxièmement, par contre, les coefficients inhérents à la proportion des enfants dans le ménage ne sont pas significatifs. Par conséquent, l'estimation des paramètres  $\gamma_{0-4}$  et  $\gamma_{5-14}$ , indiquant l'équivalence entre les enfants et les adultes selon les âges spécifiés, s'avère impossible. De ce fait, dans le cas mauritanien en 1990, l'échelle d'équivalence exprimée par l'équation [1] se réduit à  $n$ <sup>27</sup>. Troisièmement, il importe de souligner que ce résultat a été obtenu au prix de quelques hypothèses fortes. Dans ce contexte, outre l'argument assez convaincant de Nicholson selon lequel la part des dépenses alimentaires est un indicateur imparfait du bien-être des ménages<sup>28</sup>, plusieurs difficultés peuvent être soulevées. D'une part, la véridicité de certaines hypothèses concernant la fonction de coût des consommateurs n'est pas démontrée, en particulier l'indépendance de l'élasticité-taille de l'utilité, l'indépendance des prix de la taille des ménages et l'absence de biens collectifs dans ces derniers. D'autre part, les inégalités au sein des familles fragilisent la portée des modèles de comportement des consommateurs. Dans ces conditions, il pourrait être opportun d'utiliser des indicateurs spécifiques de niveau de vie pour les différents sous-groupes qui composent les ménages<sup>29</sup>. Dans ces conditions, la présente recherche tentera d'appréhender le niveau de vie des ménages selon deux hypothèses inhérentes au coefficient d'économie

<sup>21</sup> Voir Deaton [1997] pour l'exposé de méthodes alternatives.

<sup>22</sup> Cette forme fonctionnelle est issue de la présentation de Deaton [1997], elle-même fondée sur la présentation de la forme fonctionnelle de la courbe d'Engel par Working en 1943. Lanjouw et Ravallion [1995] utilisent une forme fonctionnelle permettant d'obtenir directement le coefficient d'échelle  $\theta$ . Voir également Lachaud [1997c] pour une approche de ce type dans le cas du Burkina Faso.

<sup>23</sup> De ce fait, l'effet de la composition démographique du ménage  $\eta_{ji}$  est distingué de l'effet de la dimension du ménage  $n_i$ . En fait, dans la présente recherche, la composition du ménage est appréhendée par la proportion de personnes dans chaque catégorie  $j$ . Toutefois, les résultats fondés sur le nombre de personnes dans chaque catégorie  $j$  ne seront pas présentés.

<sup>24</sup> Voir par exemple Deaton [1997], pp.253-54.

<sup>25</sup> La consommation totale est déflatée par un indice de prix spatial et un indice de prix temporel. L'indice de prix spatial est issu de l'estimation des lignes de pauvreté régionales. Voir ci-après.

<sup>26</sup> Le test d'homogénéité  $\theta=1$  n'est pas significatif.

<sup>27</sup> On notera la proximité de ce résultat avec celui obtenu pour le Burkina Faso. Lachaud [1997c].

<sup>28</sup> Nicholson [1976]. L'argument est le suivant. Supposons qu'un enfant naisse dans un ménage sans enfant, et que ce dernier ait une compensation telle que son niveau de vie ne soit pas altéré. En fait, la consommation de l'enfant est surtout axée sur la nourriture, ce qui implique que la part des dépenses alimentaires est à présent plus importante. En principe, selon Engel, le niveau de vie du ménage devrait avoir baissé, ce qui nécessite une compensation additionnelle pour maintenir le niveau de vie du ménage en l'état. En d'autres termes, la compensation d'Engel est une surcompensation, et l'estimation du coût des enfants par cette méthode est trop élevée.

<sup>29</sup> Même si la part des dépenses alimentaires constitue un bon indicateur du niveau de bien-être moyen du ménage. Lanjouw, Ravallion [1995]

**Tableau 1 : Coefficients de régression de l'estimation par les moindres carrés de la courbe d'Engel des ménages au niveau national — Mauritanie 1990<sup>1</sup>**

Paramètre	Ensemble du pays		
	$\beta$	t <sup>2</sup>	sig
Variables indépendantes			
<b>Constante</b>	1,47097*	-22,158	0,000
<b>Log (dépense réelle par tête)<sup>3</sup></b>	-0,05915*	-10,843	0,000
<b>Log taille des ménages</b>	-0,02681*	-2,167	0,030
<b>Education du chef de ménage<sup>4</sup></b>			
Primaire	-0,08483*	-3,585	0,000
Secondaire	-0,13788*	-5,403	0,000
Supérieur	-0,09849**	-2,354	0,018
<b>Démographie<sup>5</sup></b>			
Enfants — <5 ans	-0,02361	-0,506	0,612
Enfants — 5-14 ans	-0,01837	-0,405	0,685
Adultes — 15-60 ans	-0,10016*	-2,650	0,008
<b>Statut matrimonial du chef de ménage</b>			
Marié	-0,00915	-0,540	0,589
<b>Sexe du chef de ménage</b>			
Homme	0,01557	0,957	0,338
R <sup>2</sup> ajusté			0,1585
F (sig F)			28,16950 (0,000)
N			1443

(1) La variable dépendante est la proportion des dépenses alimentaires dans la dépense totale des ménages — seuls les ménages ayant une dépense alimentaire positive ont été considérés ; (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur-type ; (3) Il s'agit du rapport de la dépense totale réelle — dépense totale nominale déflatée par l'indice des lignes de pauvreté régionales — sur la taille des ménages ; (4) Base = sans instruction ; (5) Les variables inhérentes à la démographie sont fondées sur la proportion de personnes dans chaque catégorie. Pour éviter les problèmes de singularité, les personnes de plus de 60 ans sont exclues. Note : \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données de l'enquête sur les conditions de vie des ménages 1990.

d'échelle. D'une part, en admettant l'absence d'économies d'échelle,  $\theta = 1$ . D'autre part, en suggérant qu'un coefficient  $\theta = 0,55$  obtenu avec la méthode d'Engel représente une hypothèse de travail acceptable. Il est à noter que l'existence d'économies d'échelle est probablement liée au moindre coût relatif des enfants, comparativement aux adultes. En d'autres termes, le coefficient  $\theta$  capte, en partie, l'effet de la structure par âge des ménages quant à l'utilisation des ressources.

### 3. Pauvreté et coût des besoins de base

#### A Concept et méthode

La fixation du seuil de pauvreté constitue également une tâche difficile. En effet, la ligne de pauvreté représente le coût monétaire nécessaire pour acquérir un niveau de vie au-delà duquel on considère que les individus ou les ménages ne sont pas pauvres. Cela permet ensuite d'effectuer des comparaisons de pauvreté, c'est-à-dire d'indiquer l'importance relative de la pauvreté pour les membres d'un groupe donné — régions ou secteurs d'un pays, même population à des dates différentes, etc. En fait, lorsqu'il s'agit d'effectuer des comparaisons de pauvreté visant à appuyer l'élaboration des politiques économiques, l'un des principes de base doit être la cohérence avec les objectifs inhérents à ces dernières. Ainsi, s'il s'agit de réduire la pauvreté en accroissant la consommation des besoins de base des individus, deux individus ou deux ménages — à une date donnée ou à des dates différentes — ayant les mêmes capacités de consommation doivent être traités

indifféremment. Cela implique que la ligne de pauvreté ait un pouvoir d'achat déterminé par rapport aux biens considérés.

Dans ce contexte, parmi les options proposées — et discutées —, dans les pays en développement l'approche de la pauvreté absolue est la plus utilisée, bien qu'elle suscite également beaucoup de controverses<sup>30</sup>. Une ligne de pauvreté absolue traduit

<sup>30</sup>L'approche de la pauvreté relative consiste à fixer une ligne de pauvreté qui équivaut à une proportion déterminée soit de la consommation ou du revenu moyen du groupe, soit de la distribution des ménages ordonnés selon l'indicateur de bien-être. Par exemple, on peut prendre comme ligne de pauvreté les deux tiers ou les 50 pour-cent de la moyenne de la consommation par tête. On peut également considérer que les pauvres constituent les 30 pour-cent du bas de la distribution de l'indicateur de niveau de vie. En fait, cette approche a suscité plusieurs critiques indiquant son caractère inadapté dans les pays en développement. D'une part, les comparaisons selon les pays suggèrent que les lignes de pauvreté en termes réels tendent à s'élever avec la croissance de la consommation, sauf dans les pays en développement où l'évolution est très faible. De ce fait, la notion de pauvreté absolue — où la ligne de pauvreté n'évolue pas avec le niveau de vie — semble plus appropriée dans les pays les moins avancés, tandis que la pauvreté relative apparaît plus adaptée dans les pays industrialisés. D'autre part, lorsque la ligne de pauvreté équivaut à une proportion fixe de la consommation moyenne, il s'ensuit une proportionnalité de la variation de la ligne de pauvreté avec le niveau de vie moyen. Par exemple, une élévation de 30 pour-cent de la consommation moyenne induit un rehaussement de 30 pour-cent de la ligne de pauvreté. Dans ces conditions, la mesure de la pauvreté dépend uniquement de la structure des inégalités relatives. Si toutes les consommations croissent au même taux, la pauvreté mesurée ne variera pas. De même, si l'inégalité est identique pour deux groupes, ces derniers auront la même pauvreté, même si le bien-être est meilleur dans l'un des groupes. Par ailleurs, l'approche en termes de pauvreté subjective n'est pas examinée. Dans ce cas, il s'agit de reconnaître que la ligne de

un seuil de bien-être déterminé en termes de l'indicateur du niveau de vie utilisé, et fixé dans le domaine de comparaison de la pauvreté. De ce fait, les comparaisons de pauvreté absolue classeront comme «pauvres» ou «non pauvres» deux individus ayant le même niveau de consommation réelle, quels que soient le lieu et le temps considérés. A cet égard, plusieurs méthodes peuvent être utilisées en fonction des objectifs recherchés, et surtout de la disponibilité des données.

En premier lieu, des approches pragmatiques sont parfois mises en oeuvre compte tenu de l'imperfection des informations, notamment celles relatives aux prix. Tout d'abord, la méthode de *l'énergie nutritive* consiste à fixer des besoins énergétiques en calories par individu, puis à trouver le niveau de la dépense ou du revenu auquel une personne du groupe est censée atteindre ces besoins. Ceci peut être déterminé graphiquement ou en estimant la relation entre les besoins énergétiques et les dépenses de consommation ou le revenu. En d'autres termes, la ligne de pauvreté est définie comme le niveau de la dépense totale — alimentaire et non alimentaire — pour laquelle une personne peut être considérée suffisamment nourrie dans la société prise en considération. L'intérêt de cette approche est qu'elle ne requiert aucune information sur les prix. Par ailleurs, elle inclut automatiquement la composante non alimentaire de la consommation, puisque la dépense totale pour laquelle les besoins nutritionnels d'une personne sont censés être satisfaits est spécifiée. En fait, cette méthode paraît adaptée uniquement lorsqu'il s'agit de fixer une seule ligne de pauvreté. En effet, elle tend à produire des comparaisons de pauvreté dans le temps ou dans l'espace incohérentes. Il en est ainsi parce que la relation entre les besoins énergétiques et la dépense de consommation varie selon les groupes en fonction de différences liées aux goûts, aux niveaux d'activité, aux prix relatifs, à la disponibilité de biens collectifs, etc. Ainsi, par exemple, la dépense réelle pour laquelle un résident urbain satisfait ses besoins nutritionnels tend à être plus élevée comparativement à un habitant des zones rurales, et ceci est vrai même si le coût des besoins de consommation de base n'est pas différent selon les milieux urbain et rural. De ce fait, en pratique, il arrive fréquemment que les lignes de pauvreté utilisées en tant que déflateurs ne corrigent pas correctement les écarts du coût de la vie

---

pauvreté relève d'un jugement subjectif de la part des individus sur ce qui constitue un niveau de vie minimum socialement acceptable dans une société donnée. Malgré l'intérêt d'une telle approche, cette dernière a été peu mise en oeuvre. Voir Ravallion [1992]. Les approches en termes de pauvreté qualitative ne sont pas considérées dans ce papier. Voir par exemple pour une analyse comparative Carvalho, White [1997].

auquel les pauvres doivent faire face, à cause par exemple des différences spatiales de prix. Ceci peut biaiser la structure et la mesure globale de la pauvreté<sup>31</sup>. La difficulté de fixer des besoins énergétiques en calories par individu n'a pas permis de mettre en oeuvre cette approche dans le cas mauritanien.

En deuxième lieu, l'approche la plus adaptée pour fixer la ligne de pauvreté dans les pays en développement semble être celle du *coût des besoins de base*<sup>32</sup>. Schématiquement, cette approche consiste à déterminer un panier de biens de consommation jugé suffisant pour satisfaire les besoins de consommation de base, et à estimer son coût pour chacun des sous-groupes que l'on veut comparer. En fait, la procédure d'estimation est réalisée en deux étapes. Tout d'abord, on identifie la composition d'un panier de biens alimentaires en fonction du modèle de consommation d'un groupe de référence approprié — supposé être typiquement pauvre —, par exemple les ménages les 15 pour cent les plus pauvres de la population nationale, ordonnés selon les dépenses nominales par tête. Le choix du groupe de référence est un jugement de valeur puisqu'il détermine les modalités de fourniture de l'énergie nutritionnelle alimentaire adéquate. A cet égard, les besoins nutritionnels constituent un encrage important pour déterminer les besoins alimentaires de base. Ainsi, une personne est pauvre si elle vit dans un ménage n'ayant pas la capacité d'acquiescer le coût d'un panier de biens alimentaires de référence, choisi pour fournir l'énergie nutritionnelle alimentaire adéquate en accord avec la diète de ceux qui sont supposés pauvres. En pratique, les besoins caloriques alimentaires sont estimés entre 2100 et 2400 calories par personne et par jour. De ce fait, les quantités de biens du panier de référence sont ajustées à la hausse ou à la baisse — tout en maintenant les mêmes quantités relatives — jusqu'à ce que le besoin calorique alimentaire soit atteint. Ayant sélectionné le panier de biens, on procède à une évaluation aux prix locaux de chaque région afin d'élaborer une ligne de

---

<sup>31</sup> Voir Bidani, Ravallion [1994] sur ce point. Une variante de cette méthode consiste à diviser le coût de la composante alimentaire de la ligne de pauvreté par la part de la consommation alimentaire dans la dépense totale de certains ménages censés être pauvres au sein d'un groupe donné — par exemple, les 20 pour-cent les plus pauvres. Mais, l'incertitude de cette approche provient du fait qu'il existe des différences quant à la consommation moyenne réelle selon les groupes ou dans le temps. En effet, les groupes ayant la moyenne la plus élevée — y compris les 20 pour-cent les plus pauvres — tendront à avoir une plus faible part quant à la consommation alimentaire, ce qui conduit à fixer une ligne de pauvreté plus élevée.

<sup>32</sup> Cette méthode est explicitée et illustrée, par exemple, par Bidani, Ravallion [1994].



pauvreté alimentaire par région<sup>33</sup>. Ensuite, il s'agit de déterminer la part des dépenses non alimentaires. Malheureusement, la procédure précédente ne peut être reproduite, à cause notamment de l'insuffisance des données en matière de prix non alimentaires. Dans ce contexte, une approche intéressante, bien que normative, consiste à définir un bien «non alimentaire de base» comme étant celui qu'une personne souhaite suffisamment pour renoncer au bien «alimentaire de base». Par conséquent, la composante non alimentaire de la ligne de pauvreté est estimée par la valeur escomptée de la dépense non alimentaire d'un ménage juste capable de satisfaire ses besoins alimentaires<sup>34</sup>. Ainsi, pour un groupe donné, la ligne de pauvreté globale est obtenue en ajustant à la hausse la ligne de pauvreté alimentaire d'un montant équivalent à la part estimée du budget non alimentaire en vigueur en ce qui concerne la ligne de pauvreté<sup>35</sup>.

S'agissant de la Mauritanie, les différentes études de l'Office national de la statistique ont adopté une approche en termes de pauvreté absolue. En effet, lors de la première enquête sur les conditions de vie des ménages en 1987-88, on a considéré que, faute de temps et d'informations, il était préférable d'utiliser les seuils généraux de pauvreté de la Banque mondiale, respectivement, 370 dollars et 275 dollars — en prix constants de 1985 — par tête et par an. Ces deux seuils sont censés représenter, respectivement, les «pauvres» et les «pauvres extrêmes»<sup>36</sup>. Par la suite, ces seuils ont été convertis en ouguiyas constants de 1988 au taux de change approximatif de 1 dollar = 75 ouguiyas, et en utilisant un taux d'inflation de 17,7 pour cent entre 1985 et 1988. De ce fait, en 1988, le seuil de pauvreté en Mauritanie a été estimé à 32 800 ouguiyas par tête et par an, alors que la ligne de pauvreté extrême s'élevait à 24 400 ouguiyas par tête et par an. Par ailleurs, afin de préserver les possibilités de comparaison, ces seuils de pauvreté ont été actualisés lors de l'enquête auprès des ménages de 1995-96 en considérant que l'inflation a augmenté de 64,2 pour cent entre 1988 et 1995. De ce fait, en

Mauritanie, en 1995-96, le seuil de pauvreté est estimé à 53 841 ouguiyas par tête et par an, tandis que la ligne de pauvreté extrême s'établit à 40 709 ouguiyas par tête et par an. En fait, dans la pratique, la pauvreté est surtout appréhendée par rapport au seuil de 370 dollars, la référence à l'extrême pauvreté étant beaucoup moins utilisée.

En vérité, a priori, il est difficile de dire si les lignes de pauvreté élaborées en Mauritanie conduisent à l'élaboration de profils de pauvreté cohérents. En effet, alors qu'un indice du coût de la vie régional a été utilisé lors des enquêtes de 1988-90 pour déflater les valeurs nominales de l'indicateur de bien-être, les données sur les prix n'ont pas été collectées au cours de l'investigation la plus récente — 1995-96. Selon les informations fournies par l'Office national de la statistique, les dépenses réelles ont été estimées sur la base de projections de l'ancien indice de coût de la vie régional. Dans ces conditions, le respect du principe de cohérence quant aux comparaisons de pauvreté demeure incertain, et il se peut, par exemple, que deux ménages ayant le même niveau de vie soient classés, respectivement, «pauvre» et «non pauvre» du fait de leur localisation spatiale différente. Par ailleurs, lors de la détermination de la ligne de pauvreté, le choix du panier de biens essentiels devrait s'efforcer de respecter les perceptions locales de ce qui constitue la pauvreté. Or, en Mauritanie, il est impossible d'affirmer si les lignes de pauvreté en vigueur correspondent à un quelconque coût des besoins de base, dans la mesure où elles n'ont pas été élaborées en fonction des modèles de consommation locaux et des besoins nutritionnels. La conversion au taux de change et non selon les parités de pouvoir d'achat accentue encore l'incertitude d'une telle approche. Ces observations, montrant l'énorme décalage entre les méthodologies précédemment exposées et l'approche adoptée en Mauritanie, justifient un effort particulier pour tenter de mieux spécifier la ligne de pauvreté.

#### B. *Pauvreté alimentaire et non alimentaire*

Ce contexte analytique explique la tentative de la présente recherche visant à mieux fonder le seuil de pauvreté en Mauritanie. A cet égard, l'appréhension de ce dernier pour l'année 1990 est réalisée en deux temps.

En premier lieu, il s'agit de déterminer une ligne de pauvreté alimentaire fondée sur le coût des besoins de base, conformément au principe précédemment exposé. Tout d'abord, un groupe de référence supposé être typiquement pauvre a été déterminé en ordonnant les dépenses totales nominales par tête et en choisissant le ménage

<sup>33</sup> On peut aussi évaluer les dépenses en termes réels à l'aide d'un indice du coût de la vie et construire une seule ligne de pauvreté.

<sup>34</sup> Cette approche est développée par Bidani, Ravallion [1994].

<sup>35</sup> Naturellement, il est souhaitable, quelle que soit l'approche considérée, de fixer au moins deux lignes de pauvreté, l'une relative à la l'extrême pauvreté — non-satisfaction des besoins nutritionnels —, l'autre prenant en compte les besoins alimentaires et non alimentaires. Par ailleurs, il est possible de combiner les concepts de pauvreté absolue et relative lors des comparaisons de pauvreté. Par exemple, pour chacune de deux dates données, on peut déterminer deux lignes de pauvreté, l'une fixe par rapport au niveau de vie pour les deux périodes, l'autre relative et reflétant l'évolution générale du niveau de vie.

<sup>36</sup> Mckay, Houeibib [1992].

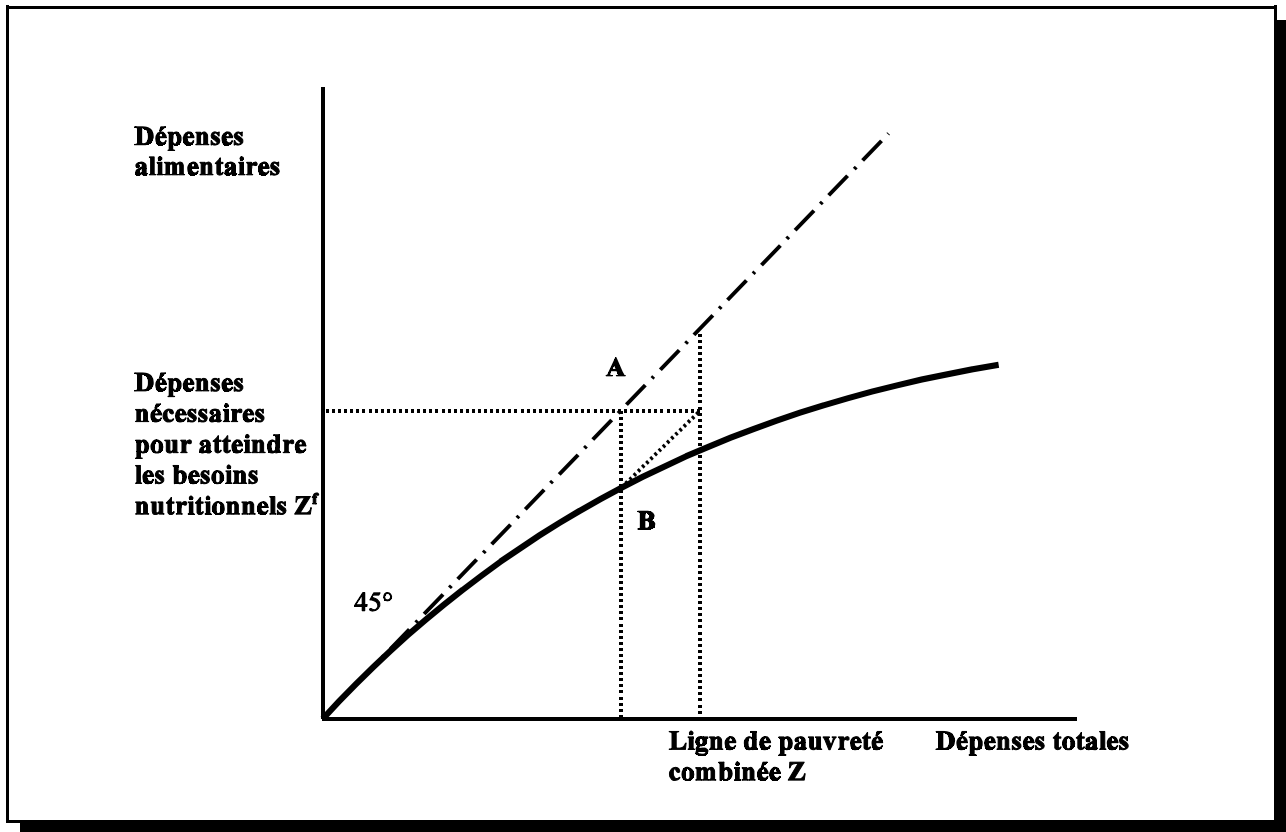


Figure 1 : Évaluation du coût des besoins de base non alimentaires

possédant les caractéristiques moyennes — taille, âge, statut matrimonial, éducation et nationalité du chef — des 15 pour cent les plus pauvres<sup>37</sup>. En outre, la structure de la consommation alimentaire de ce groupe de référence a été identifiée. Le tableau A1 en annexe affiche la structure et l'ampleur de la consommation des biens alimentaires par tête, ainsi que l'équivalent en calories<sup>38</sup>. Ensuite, les besoins nutritionnels ont constitué l'encrage quant à la détermination des besoins alimentaires de base. Ainsi, compte tenu de la structure par âge et par sexe de la population mauritanienne en 1990 et des recommandations internationales en la matière, l'énergie nutritionnelle alimentaire adéquate moyenne a été estimée à 2 120 calories par personne et par jour<sup>39</sup>. Le tableau A1 en annexe montre l'ajustement à la hausse ou à la baisse des quantités de biens du panier de référence — tout en maintenant les mêmes quantités relatives — jusqu'à ce que le besoin calorique alimentaire de 2 120 calories soit atteint. Enfin, à partir du panier de biens sélectionné, on procède à une évaluation aux prix locaux de chaque région afin d'élaborer une ligne de pauvreté

alimentaire par région<sup>40</sup>. Dans le cas présent, quatre lignes de pauvreté ont été déterminées : Nouakchott, autres villes, rural fleuve et rural autre — région de référence. De ce fait, une personne est pauvre si elle vit dans un ménage n'ayant pas la capacité d'acquérir le coût d'un panier de biens alimentaires de référence, choisi pour fournir l'énergie nutritionnelle alimentaire adéquate de 2 120 calories par jour. Selon cette approche, en 1990, les lignes nominales de pauvreté alimentaire sont de 23 979, 22 522, 25 043 et 25 164 ouguiyas par tête et par an, respectivement, dans le rural autre, le rural fleuve, les autres villes et Nouakchott.

En deuxième lieu, l'évaluation de la part des dépenses non alimentaires nécessite une méthode d'investigation différente, notamment à cause de l'insuffisance des données en matière de prix non alimentaires. A cet égard, une option possible — bien que normative — consiste à définir un bien «non alimentaire de base» comme étant celui que l'on souhaite suffisamment pour renoncer au bien «alimentaire de base»<sup>41</sup>. En d'autres termes, il s'agit de déterminer le niveau de la dépense non alimentaire

<sup>37</sup> Ménage mauritanien de cinq personnes composé du chef — 45 ans —, de l'épouse — 35 ans —, et de trois enfants de moins de 15 ans.

<sup>38</sup> L'équivalent en calories a été déterminé à partir de Fa0 [1995].

<sup>39</sup> Les besoins nutritionnels ont été déterminés à partir de Fa0 [1995], tableau annexe 2. Voir également Fa0 [1992].

<sup>40</sup> Le prix du mil est déterminé selon les données régionales, alors que pour les autres biens — sauf ceux de la région de référence —, un indice du coût régional de la vie a été utilisé. Voir McKay, Houeibib [1992].

<sup>41</sup> En outre, l'hétérogénéité des goûts et les erreurs de mesure peuvent amplifier la variation de la structure des dépenses pour tout niveau de consommation.

**Tableau 2 : Coefficients de régression des estimations par les moindres carrés des courbes d'Engel des ménages selon les régions — Mauritanie 1990<sup>1</sup>**

	Nouakchott		Autres villes		Rural fleuve		Autre rural	
	β	t <sup>2</sup>	β	t <sup>2</sup>	β	t <sup>2</sup>	β	t <sup>2</sup>
<b>Constante</b>	0,53291*	5,343	0,70606*	7,764	0,88393*	10,309	0,78919*	16,125
<b>Log (depense/coût besoins alimentaires)<sup>3</sup></b>	0,10260*	5,403	0,10539*	5,156	0,09119*	6,280	0,05427*	4,428
<b>[Log (depense/coût besoins alimentaires)]<sup>2</sup></b>	-0,02504*	-5,981	-0,04433*	-7,702	-0,02876*	-4,927	-0,02868*	-7,059
<b>Education chef de ménage<sup>4</sup></b>								
Primaire	-0,06171*	-1,982	-0,10302*	-2,303	-0,00013	-0,002	0,01369	0,130
Secondaire	-0,12207*	-3,650	-0,11685*	-2,433	-0,12685	-0,982	-0,05816	-0,639
Supérieur	-0,10541**	-1,900	-0,16264	-1,362	0,17617	1,112	-0,00639	-0,071
<b>Démographie<sup>5</sup></b>								
Enfants — <5 ans	0,13930	1,265	0,03358	0,284	-0,01116	-0,084	0,01732	0,241
Enfants — 5-14 ans	0,07511	0,696	0,05982	0,544	0,00806	0,075	0,10444	1,678
Adultes — 15-60 ans	0,04822	0,471	-0,10362	-1,065	-0,14084	-1,495	-0,04635	-0,795
<b>Statut matrimonial chef de ménage</b>								
Marié	0,01664	0,649	0,02549	0,600	-0,03492	-0,684	0,00248	0,076
<b>Sexe chef de ménage</b>								
Homme	-0,04392**	-1,814	0,02217	0,513	-0,01051	-0,213	0,01044	0,318
R <sup>2</sup> ajusté		0,1500		0,2556		0,1965		0,0816
F (sig F)		7,9539 (0,000)		10,4126 (0,000)		5,9160 (0,000)		6,3454 (0,000)
N		395		275		202		602

(1) La variable dépendante est la proportion des dépenses alimentaires dans la dépense totale des ménages ; (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur-type ; (3) Il s'agit du rapport de la dépense totale — alimentaire et non alimentaire — sur le coût du panier de biens des besoins nutritionnels de base ; (4) Base = sans instruction ; (5) Les variables inhérentes à la démographie sont fondées sur la proportion de personnes dans chaque catégorie. Pour éviter les problèmes de singularité, les personnes de plus de 60 ans sont exclues.

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

Source : A partir des bases de données de l'enquête sur les conditions de vie des ménages 1990.

impliquant une substitution en termes de biens de base inhérents à la ligne de pauvreté alimentaire. En vérité, une plage de niveaux de consommation correspond probablement à ce processus de substitution, les plus pauvres ayant également des dépenses non alimentaires, parfois relativement importantes. Par conséquent, il semble plus adéquat de déterminer la valeur escomptée des dépenses non alimentaires effectuées par un ménage juste en mesure de satisfaire ses besoins alimentaires<sup>42</sup>. En admettant que le bien non alimentaire soit un bien normal, cette valeur correspondra également à la dépense minimale de biens non alimentaires des ménages capables d'acquérir le panier alimentaire de base. La figure 1 illustre cette approche. Supposons que les dépenses alimentaires s'accroissent avec les dépenses totales de consommation des ménages, et que, conformément à la loi d'Engel, l'élasticité de la demande de biens alimentaires soit inférieure à l'unité. De plus, supposons l'existence d'un montant unique de dépenses nécessaire pour satisfaire les besoins nutritionnels — ligne de pauvreté alimentaire Z<sup>f</sup>. A cet égard, parmi les ménages capables d'atteindre leurs besoins nutritionnels, le plus faible niveau des dépenses non alimentaires — impliquant une substitution des biens alimentaires de base — est donné par le segment AB. Ce dernier représente le montant des dépenses non alimentaires de base, et la ligne de pauvreté totale — biens alimentaires et non alimentaires — est Z — soit, Z<sup>f</sup> + AB.

Dans ce contexte, l'estimation économétrique d'une relation entre la part des dépenses alimentaires dans la dépense totale et le log du ratio de la dépenses totale — alimentaires et non alimentaires — au coût des besoins de base, y compris la prise en compte d'autres variables appropriées, permet de déterminer AB. Ainsi, pour le ménage i situé dans la région j, il vient :

$$s_{ij} = \alpha_j + \beta_j \ln(y_{ij}/z_j^f) + \beta_j [\ln(y_{ij}/z_j^f)]^2 + \text{autres variables} \quad [3]$$

où s<sub>ij</sub> représente la part des dépenses alimentaires dans la dépense totale y<sub>ij</sub>, alors que z<sub>j</sub><sup>f</sup> est le coût des besoins alimentaires de base et que α et β sont des paramètres à estimer. La constante α<sub>j</sub> mesure la part des dépenses alimentaires moyennes des ménages justes en mesure d'obtenir les besoins de base nécessaires, c'est-à-dire lorsque y<sub>ij</sub> = z<sub>j</sub><sup>f</sup> — plus, éventuellement, des éléments inhérents aux autres variables. Par ailleurs, on montre que la ligne de pauvreté totale est obtenue en ajustant vers le haut la ligne de pauvreté alimentaire, l'accroissement proportionnel étant donné par la part estimée des dépenses non alimentaires correspondant au seuil de pauvreté alimentaire, soit<sup>43</sup> :

<sup>43</sup> Soit D<sup>f</sup> = dépenses alimentaires. Il vient D<sup>f</sup>/y<sub>ij</sub> = α<sub>j</sub> si y<sub>ij</sub> = z<sub>j</sub><sup>f</sup> — en l'absence d'autres variables. De ce fait, les dépenses alimentaires D<sup>f</sup> sont données par α<sub>j</sub>y<sub>ij</sub> = z<sub>j</sub><sup>f</sup> α<sub>j</sub>, et les dépenses non alimentaires par z<sub>j</sub><sup>f</sup> - z<sub>j</sub><sup>f</sup> α<sub>j</sub>. La ligne de pauvreté est z<sub>j</sub> = z<sub>j</sub><sup>f</sup> + (z<sub>j</sub><sup>f</sup> - z<sub>j</sub><sup>f</sup> α<sub>j</sub>) = z<sub>j</sub><sup>f</sup>(2 - α<sub>j</sub>). Dans ce contexte, à la suite de Ravallion et Bidani, on remarque que cette approche ne suppose pas que les non pauvres dépensent suffisamment pour acquérir le panier de biens adéquat en termes nutritionnel, ce qui supposerait une ligne

<sup>42</sup> Nous suivons l'approche de Ravallion, Bidani [1994].

$$z_j = z_j^f (2 - \lambda_j) \quad [4]$$

Dans l'équation [4],  $\lambda_j = \alpha_j + \eta_j \bar{E}_v + \epsilon_j \bar{A}_k + \gamma_j \bar{D} + \rho_j \bar{N}$ , où, pour les 15 pour-cent les plus pauvres : (i)  $\bar{E}_v$  = niveaux moyens d'éducation —  $v = 2$  à 4; (ii)  $\bar{A}_k$  = proportions moyennes des classes d'âge —  $k = 1$  à 3 ; (iii)  $\bar{D}$  = situation moyenne par rapport au mariage — 1 = marié ; (iv)  $\bar{N}$  = situation moyenne par rapport au sexe — 1 = homme.

Le tableau 2 présente, pour chaque région de la Mauritanie, les estimations des coefficients de régression des courbes d'Engel — relation [3]. Compte tenu de la relation [4], les lignes de pauvreté totale — alimentaire et non alimentaire — s'élèvent à 28 674, 27322, 32400 et 35791 ouguiyas par tête et par an, respectivement, dans le rural autre, le rural fleuve, les autres villes et Nouakchott<sup>44</sup>.

Par conséquent, la présente recherche considère que ces niveaux de dépenses des ménages par tête et par an sont susceptibles de représenter des seuils de pauvreté régionaux adéquats pour appréhender la pauvreté en Mauritanie en 1990. Ces seuils relatifs peuvent être interprétés comme des déflateurs permettant d'établir la comparabilité de bien-être des dépenses nominales selon les différentes régions.

### 3. Choix méthodologiques et pauvreté monétaire

Les éléments d'analyse précédents conduisent à examiner l'impact des choix méthodologiques quant à l'appréhension de la pauvreté.

#### 1. Impact de différents seuils de pauvreté

Le tableau 3 présente les profils de pauvreté en fonction de différents seuils de pauvreté, et appelle plusieurs commentaires.

En premier lieu, il apparaît que l'ampleur de la pauvreté en Mauritanie est moins élevée que ne le suggèrent les analyses habituelles. En effet, malgré la prise en considération de deux lignes de pauvreté — pauvreté et pauvreté extrême — issues des seuils internationaux précédemment indiqués, la référence implicite ou explicite est généralement effectuée par rapport au seuil le plus élevé — 370 dollars ou 35 621 ouguiyas en 1990<sup>45</sup>. Dans ces conditions, il en résulte

une incidence de la pauvreté de 51,4 pour-cent en termes de ménages en 1990. Or, la nouvelle approche de la pauvreté, déterminée par rapport au coût des besoins de base, montre qu'en Mauritanie 41,5 pour-cent seulement des ménages étaient pauvres en 1990. A cet égard, il est intéressant de remarquer que cette incidence de la pauvreté est très proche de celle qui est obtenue avec le seuil d'extrême pauvreté — 40,5 pour-cent<sup>46</sup>. De même, l'appréhension de la pauvreté en termes d'individus conduit à des observations d'ensemble comparables. Le seuil de pauvreté international de 370 dollars suggère qu'en 1990 55,4 pour-cent des individus étaient pauvres, alors que la nouvelle approche de la pauvreté conduit à une estimation de 44,3 pour-cent, ampleur très proche de ce qui prévalait avec le seuil de pauvreté extrême de 275 dollars — 43,8 pour-cent. Ajoutons que les autres mesures de la pauvreté — FGT avec  $\alpha > 0$  ; mesures de Clark et de Watts — présentées au tableau 3 et A2 en annexe affichent des résultats cohérents avec les précédentes observations. Ainsi, cette première observation met en évidence l'importance d'une réflexion conceptuelle préalable à la détermination du seuil de pauvreté, tant en ce qui concerne les comparaisons internationales qu'en termes de politiques économiques.

En deuxième lieu, l'impact de la nouvelle ligne de pauvreté apparaît davantage lors de l'examen du profil de pauvreté. Premièrement, le nouveau seuil de pauvreté suggère une plus grande incidence relative de la pauvreté rurale par rapport à la pauvreté urbaine. En effet, l'approche en termes des besoins de base affiche une incidence de la pauvreté de 60,6 et 17,5 pour-cent, respectivement, en milieux rural et urbain, soit un ratio de 3,5. Or, les deux seuils internationaux habituellement utilisés impliquent de ratio de 2,0 pour la pauvreté et de 2,5 pour la pauvreté extrême. Dans ces conditions, en termes d'incidence, la pauvreté rurale en Mauritanie contribuerait à plus de 80 pour-cent à la pauvreté nationale, contre seulement 70 à 75 pour-cent selon les approches usuelles. Par ailleurs, alors que la part des revenus moyens des pauvres ruraux en termes du seuil de pauvreté varie peu selon la ligne de pauvreté considérée, les autres mesures de la pauvreté accentuent aussi la précarité relative des zones rurales par rapport au milieu urbain. S'agissant des régions, la nouvelle ligne de pauvreté accroît, fort logiquement, l'ampleur relative de la pauvreté rurale. A cet égard, comme précédemment, bien que le ratio

de pauvreté plus élevée où  $z^f$  coupe le courbe de dépenses alimentaires sur la figure 1. Cette approche stipule seulement qu'une personne n'est plus pauvre si elle est en mesure d'acheter le panier de biens de base indiqué.

<sup>44</sup> Voir le tableau A1 en annexe pour les lignes de pauvreté alimentaires.

<sup>45</sup> Voir notamment Banque mondiale [1997].

<sup>46</sup> Ce résultat était attendu compte tenu de la proximité des seuils de pauvreté extrême et de la nouvelle pauvreté. En outre, on observe que le revenu moyen des pauvres en termes de la ligne de pauvreté varie selon cette dernière — respectivement, 46,7 et 45,1 pour-cent.

**Tableau 3 : Mesures de la pauvreté dans les ménages selon divers paramètres — facteur d'échelle = 1 — , mesures — FGT,  $\alpha = 0$  et  $\alpha = 1$  — et approches de la pauvreté — Mauritanie 1990<sup>1</sup>**

Ligne de pauvreté	Pauvreté - seuil international <sup>2</sup>				Ultra pauvreté - seuil international <sup>3</sup>				Pauvreté - coût des besoins de base <sup>4</sup>				N (ménages)
	Incidence ( $\alpha = 0$ )		Profondeur ( $\alpha = 1$ )		Incidence ( $\alpha = 0$ )		Profondeur ( $\alpha = 1$ )		Incidence ( $\alpha = 0$ )		Profondeur ( $\alpha = 1$ )		
	Valeur - P0	Contribution <sup>5</sup>	Valeur - P1	Contribution <sup>5</sup>	Valeur - P0	Contribution <sup>5</sup>	Valeur - P1	Contribution <sup>5</sup>	Valeur - P0	Contribution <sup>5</sup>	Valeur - P1	Contribution <sup>5</sup>	
<b>Sexe chef de ménage</b>													
Homme	51,6	70,3	28,1	70,2	41,1	71,0	21,6	70,0	42,1	70,9	22,9	70,2	1071
Femme	50,9	29,7	27,7	29,8	39,1	29,0	21,6	30,0	40,2	29,1	22,6	29,8	460
<b>Type de ménage</b>													
Monoparental	43,1	14,4	24,0	14,7	32,8	13,9	19,2	15,2	33,2	13,7	20,2	15,2	262
Nucléaire	52,9	50,1	27,8	48,5	41,5	49,8	21,0	47,3	42,1	49,4	22,2	47,4	745
Elargi	53,4	35,6	30,1	36,8	42,9	36,3	23,6	37,5	44,8	36,9	24,9	37,4	524
<b>Taille du ménage</b>													
Une personne	34,2	3,4	24,6	4,5	31,6	4,0	21,8	5,2	31,6	3,9	22,5	5,1	79
2-4 personnes	44,5	34,2	25,7	36,3	34,9	34,0	20,8	38,0	36,4	34,6	22,0	38,2	605
5-7 personnes	55,0	38,4	27,5	35,3	41,3	36,6	20,2	33,5	43,2	37,4	21,5	33,9	549
8-10 personnes	64,8	18,7	34,6	18,4	52,9	19,4	26,3	18,0	52,0	18,6	27,0	17,6	227
>10 personnes	59,2	5,3	32,5	5,4	52,1	6,0	24,7	5,3	49,3	5,5	25,6	5,2	71
<b>Statut du chef de ménage sur le marché du travail</b>													
Salarié protégé	24,6	6,6	9,8	4,8	16,6	5,6	6,2	4,0	14,2	4,7	6,0	3,7	211
Salarié non protégé	58,1	7,8	34,9	8,6	46,7	7,9	28,5	9,0	48,6	8,0	29,3	8,8	105
Indépendant non agricole	34,7	8,9	13,7	6,5	23,3	7,6	8,8	5,4	20,8	6,6	8,5	4,9	202
Indépendant agricole	66,7	29,2	39,3	31,7	56,2	31,3	31,3	32,6	60,3	32,7	34,3	33,9	345
Chômeur déclaré	55,0	7,0	26,5	6,2	41,0	6,6	18,4	5,6	41,0	6,4	19,0	5,5	100
Chômeur marginal	63,9	9,7	36,5	10,2	49,6	9,5	29,3	10,5	54,6	10,2	30,4	10,4	119
Inactif	54,1	30,9	30,6	32,1	43,4	31,5	24,2	32,9	44,3	31,3	25,5	32,8	449
<b>Région</b>													
Nouakchott	31,6	15,9	11,1	10,3	20,3	12,9	6,1	7,3	13,7	8,5	4,2	4,8	395
Autres villes	35,6	12,7	15,4	10,1	24,2	11,0	10,7	9,1	22,8	10,1	10,1	8,2	281
Rural fleuve	71,4	18,7	42,3	20,4	61,2	20,3	33,5	20,9	68,9	22,3	39,2	23,1	206
Rural autre	63,9	52,7	39,0	59,2	53,3	55,8	32,0	62,7	57,9	59,1	34,3	63,9	649
<b>Milieu</b>													
Urbain	33,3	28,6	12,9	20,4	21,9	23,9	8,0	16,4	17,5	18,6	6,7	12,9	676
Rural	65,7	71,4	39,8	79,6	55,2	76,1	32,3	83,6	60,6	81,4	35,5	87,1	855
Ensemble	51,4	100,0	27,9	100,0	40,5	100,0	21,6	100,0	41,5	100,0	22,8	100,0	1531
<b>Age<sup>6</sup></b>													
<15 ans	60,5	47,6	-	-	48,7	48,4	-	-	48,5	47,7	-	-	3648
15-24 ans	51,2	17,2	-	-	40,0	17,1	-	-	40,7	17,2	-	-	1566
25-34 ans	48,1	12,5	-	-	36,2	11,9	-	-	37,6	12,2	-	-	1207
35-44 ans	51,7	7,9	-	-	40,5	7,8	-	-	40,7	7,8	-	-	708
45-54 ans	53,9	6,3	-	-	40,5	6,0	-	-	41,2	6,1	-	-	546
55-64 ans	53,8	4,5	-	-	45,2	4,7	-	-	46,2	4,8	-	-	385
>64 ans	58,2	4,0	-	-	46,2	4,0	-	-	49,4	4,3	-	-	318
Ensemble	55,4	100,0	-	-	43,8	100,0	-	-	44,3	100,0	-	-	8378

(1) Toutes les mesures ont été multipliées par 100 ; (2) Indices de la classe Foster, Greer et Thorbecke. Ligne de pauvreté de 370 dollars — en prix constants de 1985 — par tête et par an, soit 32 800 ouguiyas en 1988 au taux de change approximatif de 1 dollar = 75 ouguiyas et en utilisant un taux d'inflation de 17,7 pour cent entre 1985 et 1988. En tenant compte d'un taux d'inflation de 8,6 pour cent entre 1988 et 1990, la ligne de pauvreté en 1990 est estimée à 35 621 ouguiyas. (3) Indices de la classe Foster, Greer et Thorbecke. Ligne de pauvreté de 275 dollars — en prix constants de 1985 — par tête et par an, soit 24 400 ouguiyas en 1988 au taux de change approximatif de 1 dollar = 75 ouguiyas et en utilisant un taux d'inflation de 17,7 pour cent entre 1985 et 1988. En tenant compte d'un taux d'inflation de 8,6 pour cent entre 1988 et 1990, la ligne de pauvreté en 1990 est estimée à 26 498 ouguiyas ; (4) Indices de la classe Foster, Greer et Thorbecke. Lignes de pauvreté calculées selon la méthode du coût des besoins de base : 28674, 27322, 32400 et 35791 par tête et par an, respectivement, dans le rural autre, le rural fleuve, les autres villes et Nouakchott ; (5) Contribution relative  $C_{ij}$  ; (6) Proportion d'individus.

Source : A partir des bases de données de l'enquête sur les conditions de vie des ménages 1990.

de pauvreté national soit quasi-identique pour l'extrême pauvreté et la nouvelle pauvreté, une redistribution spatiale de cette dernière est observée. L'élévation de la pauvreté est surtout sensible dans la région du fleuve — 68,9 pour-cent contre 61,2 pour-cent —, alors qu'une baisse substantielle prévaut à Nouakchott — 13,7 pour-cent contre 20,3 pour-cent. D'ailleurs, dans la région du fleuve, le ratio de la nouvelle pauvreté est presque aussi élevé que celui de

la pauvreté repérée avec le seuil de 370 dollars. En définitive, si la pauvreté en Mauritanie est moins élevée qu'on ne le pense habituellement, son incidence relative en milieu rural est probablement plus accentuée. De tels résultats présentent un réel intérêt en termes de politiques économiques, puisqu'ils conduisent à renforcer leur ciblage en direction du secteur rural — notamment la région du

fleuve —, et à accorder moins d'importance à la capitale.

Deuxièmement, le choix d'une ligne de pauvreté modifie également le profil de pauvreté en termes de groupes socio-économiques. Le tableau 3 montre que, comparativement à l'extrême pauvreté, le nouveau seuil de pauvreté accroît le ratio de pauvreté des ménages dont le chef est indépendant agricole — 56,2 à 60,3 pour-cent —, salarié non protégé — 46,7 à 48,6 pour-cent — et chômeur, notamment chômeur marginal — 49,6 à 54,6 pour-cent. Si, compte tenu des résultats précédents, l'accentuation de la précarité des indépendants agricoles est logique, on constate que le seuil de pauvreté en termes des besoins de base engendre également une redistribution de la pauvreté au sein même du milieu urbain. Globalement, le tableau 3 montre une aggravation de la pauvreté dans les ménages gérés par un travailleur non protégé, et un recul de cette dernière dans ceux dont le chef appartient au segment du salariat protégé. Ce résultat prévaut quelles que soient les mesures de la pauvreté.

Troisièmement, le seuil de pauvreté influence peu les autres décompositions de la pauvreté. Les ménages gérés par les femmes et ceux ayant une structure élargie demeurent les plus touchés par la pauvreté, quel que soit le choix effectué quant au niveau de vie acceptable par les normes de la société<sup>47</sup>. On note cependant que la proportion de pauvres croît avec l'âge des individus — notamment les plus de 45 ans — lorsque la nouvelle ligne de pauvreté est prise en compte. L'existence de ratios de pauvreté plus élevés en milieu rural et pour les inactifs explique cette situation.

## 2. Impact de l'échelle d'équivalence

Tester l'impact de la prise en compte d'une échelle d'équivalence quant à l'appréhension de la pauvreté implique préalablement plusieurs démarches analytiques. Tout d'abord, l'approche en termes des besoins de base appelle deux observations. D'une part, il est à rappeler qu'une échelle d'équivalence de 0,55 a été déterminée à l'aide d'une estimation de la courbe d'Engel<sup>48</sup>. Compte tenu de la valeur de cette échelle d'équivalence, les lignes de pauvreté alimentaire régionales ont été à nouveau évaluées. A cet égard, le tableau A1 en annexe montre que le

coefficient d'équivalence de  $e = 0,55$  a été appliqué aux dépenses alimentaires totales du ménage de référence — dépenses par tête multipliées par le nombre de personne<sup>49</sup>. D'autre part, les nouvelles lignes de pauvreté alimentaire régionales ont conduit à une nouvelle estimation de l'équation [3] — tableau A3<sup>50</sup> —, tandis que l'équation [4] permettait de calculer les seuils de pauvreté régionaux inhérents aux dépenses alimentaires et non alimentaires. Ces derniers constituent des déflateurs permettant la comparaison des niveaux de vie dans l'espace. Ensuite, la considération des lignes de pauvreté internationales a nécessité une hypothèse supplémentaire. En effet, il a été supposé que les seuils de pauvreté habituellement utilisés en Mauritanie — pauvreté et extrême pauvreté — avaient été déterminés pour le ménage moyen, c'est-à-dire un ménage comportant 5,3 personnes<sup>51</sup>.

Le tableau 4 présente les résultats obtenus et suggère plusieurs commentaires. Premièrement, comme précédemment, l'incidence de la nouvelle pauvreté est voisine de celle qui prévaut lorsque l'équivalent du seuil international de 275 dollars est pris en considération. Par ailleurs, l'échelle d'équivalence de 0,55 ne modifie que marginalement les mesures nationales de la pauvreté en Mauritanie. Ainsi, l'approche des besoins de base et la prise en compte du facteur d'échelle de 0,55 induisent une incidence de la pauvreté parmi les ménages de 40,4 pour-cent — contre 41,5 pour-cent précédemment —, tandis que le ratio d'extrême pauvreté est de 40,9 pour-cent — contre 40,5 précédemment. Il est à remarquer que l'inversion de l'ampleur de ces deux ratios<sup>52</sup> ne modifie par la profondeur de la pauvreté qui, quelles que soient les hypothèses méthodologiques adoptées, demeure plus élevée avec le nouveau seuil de pauvreté<sup>53</sup>. En outre, il apparaît que la prise en considération du facteur d'échelle,

<sup>47</sup> Toutefois, la statistique  $t = 0,6909$  signifie que l'écart de ratio de pauvreté n'est pas statistiquement significatif à 5 pour-cent. On rappelle que  $t = (H_F - H_M)/s$ , où  $s$  est l'écart type,  $H_F$  = ratio de pauvreté des ménages gérés par les femmes et  $H_M$  = ratio de pauvreté des ménages gérés par les hommes. On montre que  $s = \sqrt{[H \cdot (1-H) \cdot (1/n_F + 1/n_H)]}$ , si  $H$  = ratio de pauvreté de l'ensemble des ménages,  $n_F$  = nombre de ménages gérés par les femmes et  $n_M$  = nombre de ménages gérés par les hommes. Voir Kakwani [1990], Ravallion [1992].

<sup>48</sup> Voir tableau 1.

<sup>49</sup> Soient pour le ménage de référence :  $D_i$  = dépenses alimentaires par tête et  $t_i$  = taille du ménage. Le coût des besoins de base pour le ménage de référence  $C_i$  est :  $(D_i * t_i) / (t_i^{0,55})$ .

<sup>50</sup> Pour des raisons évidentes, les résultats du tableau A3 sont peu différents de ceux du tableau 2.

<sup>51</sup> Ainsi, le niveau de vie a été calculé selon l'expression [dépenses totales / (taille<sup>\*0,55</sup>)], tandis que la ligne de pauvreté extrême, par exemple, a été évaluée selon  $[(26\ 498 * 5,287) / (5,287^{0,55})]$ , si 26 498 = ligne de pauvreté extrême internationale et 5,287 = taille moyenne des ménages en Mauritanie en 1990.

<sup>52</sup> Le ratio d'extrême pauvreté est à présent moins élevé que celui de la nouvelle pauvreté.

<sup>53</sup> Ce qui a pour effet de diminuer la part des revenus moyens des pauvres en termes de la ligne de pauvreté.

**Tableau 4 : Mesures de la pauvreté dans les ménages selon divers paramètres — facteur d'échelle = 0,55 — , mesures — FGT,  $\alpha = 0$  et  $\alpha = 1$  — et approches de la pauvreté — Mauritanie 1990<sup>1</sup>**

Ligne de pauvreté	Pauvreté - seuil international <sup>2</sup>				Ultra pauvreté - seuil international <sup>3</sup>				Pauvreté - coût des besoins de base <sup>4</sup>				N (ménages)
	Incidence ( $\alpha = 0$ )		Profondeur ( $\alpha = 1$ )		Incidence ( $\alpha = 0$ )		Profondeur ( $\alpha = 1$ )		Incidence ( $\alpha = 0$ )		Profondeur ( $\alpha = 1$ )		
	Valeur - PO	Contribution <sup>5</sup>	Valeur - P1	Contribution <sup>5</sup>	Valeur - PO	Contribution <sup>5</sup>	Valeur - P1	Contribution <sup>5</sup>	Valeur - PO	Contribution <sup>5</sup>	Valeur - P1	Contribution <sup>5</sup>	
<b>Sexe chef de ménage</b>													
Homme	51,4	67,7	27,4	67,8	40,1	68,7	21,1	67,5	40,1	69,6	21,8	67,9	1071
Femme	57,2	32,3	30,3	32,2	42,6	31,3	23,6	32,5	40,9	30,4	24,0	32,1	460
<b>Type de ménage</b>													
Monoparental	54,6	17,6	29,0	17,5	39,7	16,6	22,9	17,9	38,5	16,3	23,2	17,7	262
Nucléaire	53,6	49,1	27,4	47,1	40,4	48,1	20,5	45,7	40,1	48,4	21,2	45,9	745
Elargi	51,7	33,3	29,3	35,4	42,2	35,3	23,2	36,4	41,6	35,3	24,0	36,4	524
<b>Taille du ménage</b>													
Une personne	54,4	5,3	33,9	6,2	41,8	5,3	29,2	6,9	40,5	5,2	29,5	6,8	79
2-4 personnes	52,4	39,0	30,2	42,1	42,1	40,7	24,4	44,1	41,5	40,6	25,0	44,0	605
5-7 personnes	53,9	36,4	26,2	33,3	39,9	35,0	19,1	31,4	40,3	35,8	19,9	31,8	549
8-10 personnes	55,5	15,5	28,2	14,8	41,4	15,0	20,9	14,2	41,4	15,2	21,4	14,1	227
>10 personnes	43,7	3,8	22,4	3,7	35,2	4,0	16,4	3,5	28,2	3,2	16,7	3,4	71
<b>Statut du chef de ménage sur le marché du travail</b>													
Salarié protégé	22,7	5,9	8,0	3,9	11,4	3,8	6,3	3,4	11,4	3,9	4,9	3,0	211
Salarié non protégé	63,8	8,2	35,9	8,7	49,5	8,3	28,8	9,0	45,7	7,8	28,9	8,8	105
Indépendant non agricole	36,6	9,1	13,7	6,4	22,9	7,3	8,5	5,1	18,8	6,1	7,9	4,6	202
Indépendant agricole	66,7	28,3	38,9	31,0	56,2	31,0	31,0	32,0	58,8	32,8	33,1	33,1	345
Chômeur déclaré	57,0	7,0	27,1	6,3	41,0	6,5	19,3	5,8	39,0	6,3	19,1	5,5	100
Chômeur marginal	66,4	9,7	37,5	10,3	54,6	10,4	29,3	10,4	55,5	10,7	30,4	10,5	119
Inactif	57,5	31,7	32,2	33,4	45,4	32,6	25,6	34,9	44,5	32,4	26,3	34,3	449
<b>Région</b>													
Nouakchott	33,7	16,4	10,9	9,9	19,2	12,1	5,8	6,9	12,2	7,8	3,8	4,4	395
Autres villes	37,7	13,0	15,0	9,7	22,1	9,9	9,9	8,3	19,6	8,9	9,1	7,5	281
Rural fleuve	70,2	17,8	43,0	20,5	62,6	20,6	34,7	21,4	68,0	22,7	39,6	23,6	206
Rural autre	66,1	52,8	40,0	59,9	55,3	57,3	32,7	63,5	57,8	60,7	34,2	64,5	649
<b>Milieu</b>													
Urbain	35,4	28,6	12,9	20,4	20,4	22,0	7,5	15,1	15,2	16,7	6,0	11,8	676
Rural	67,1	71,4	39,8	79,6	57,1	78,0	33,2	84,9	60,2	83,3	35,5	88,2	855
Ensemble	53,1	100,0	28,3	100,0	40,9	100,0	21,9	100,0	40,4	100,0	22,5	100,0	1531
<b>Age<sup>6</sup></b>													
<15 ans	56,1	46,7	-	-	43,0	47,0	-	-	41,6	46,3	-	-	3648
15-24 ans	47,2	16,8	-	-	35,2	16,5	-	-	34,4	16,4	-	-	1566
25-34 ans	46,9	12,9	-	-	33,7	12,2	-	-	34,5	12,7	-	-	1207
35-44 ans	50,6	8,1	-	-	37,9	8,1	-	-	36,7	7,9	-	-	708
45-54 ans	52,8	6,5	-	-	39,2	6,4	-	-	38,1	6,3	-	-	546
55-64 ans	54,5	4,8	-	-	43,6	5,0	-	-	45,2	5,3	-	-	385
>64 ans	60,6	4,4	-	-	49,4	4,7	-	-	50,6	4,9	-	-	318
Ensemble	52,5	100,0	-	-	39,8	100,0	-	-	39,1	100,0	-	-	8378

(1) Toutes les mesures ont été multipliées par 100 ; (2) Indices de la classe Foster, Greer et Thorbecke. Ligne de pauvreté de 370 dollars — en prix constants de 1985 — par an et par an, soit 32 800 ouguiyas en 1988 au taux de change approximatif de 1 dollar = 75 ouguiyas et en utilisant un taux d'inflation de 17,7 pour cent entre 1985 et 1988. En tenant compte d'un taux d'inflation de 8,6 pour cent entre 1988 et 1990, la ligne de pauvreté en 1990 est estimée à 35 621 ouguiyas. Par la suite, en tenant compte du facteur d'échelle de 0,55, la ligne d'ultra pauvreté est de 75362 ouguiyas par an et par équivalent adulte (3) Indices de la classe Foster, Greer et Thorbecke. Ligne de pauvreté de 275 dollars — en prix constants de 1985 — par tête et par an, soit 24 400 ouguiyas en 1988 au taux de change approximatif de 1 dollar = 75 ouguiyas et en utilisant un taux d'inflation de 17,7 pour cent entre 1985 et 1988. En tenant compte d'un taux d'inflation de 8,6 pour cent entre 1988 et 1990, la ligne de pauvreté en 1990 est estimée à 26 498 ouguiyas. Par la suite, en tenant compte du facteur d'échelle de 0,55, la ligne d'ultra pauvreté est de 56 061 ouguiyas par an et par équivalent adulte ; (4) Indices de la classe Foster, Greer et Thorbecke. Lignes de pauvreté calculées selon la méthode du coût des besoins de base : 58280, 54292, 64450 et 71042 par équivalent adulte et par an, respectivement, dans le rural autre, le rural fleuve, les autres villes et Nouakchott ; (5) Contribution relative  $C_{ij}$  ; (6) Proportion d'individus.

Source : A partir des bases de données de l'enquête sur les conditions de vie des ménages 1990.

d'une part, rehausse les mesures de la pauvreté liées au seuil international de 370 dollars et, d'autre part, réduit la pauvreté appréhendée par rapport aux individus. En effet, en présence d'économies d'échelle et selon l'approche en termes des besoins de base, 39,1 pour-cent des mauritaniens sont pauvres. Or, l'absence d'économies d'échelle dans les ménages suggère que 44,3 pour-cent des individus sont pauvres, ce rehaussement étant surtout attribuable aux

plus jeunes. La figure 2 met en évidence dans quelle mesure l'approche des besoins de base et l'introduction d'une échelle d'équivalence influencent les mesures de la pauvreté en Mauritanie.

Deuxièmement, la prise en compte du facteur d'échelle modifie quelque peu les profils de pauvreté. Tout d'abord, on constate une diminution relative de l'incidence et de la profondeur de la pauvreté urbaine, sauf en ce qui concerne l'équivalent de la ligne de

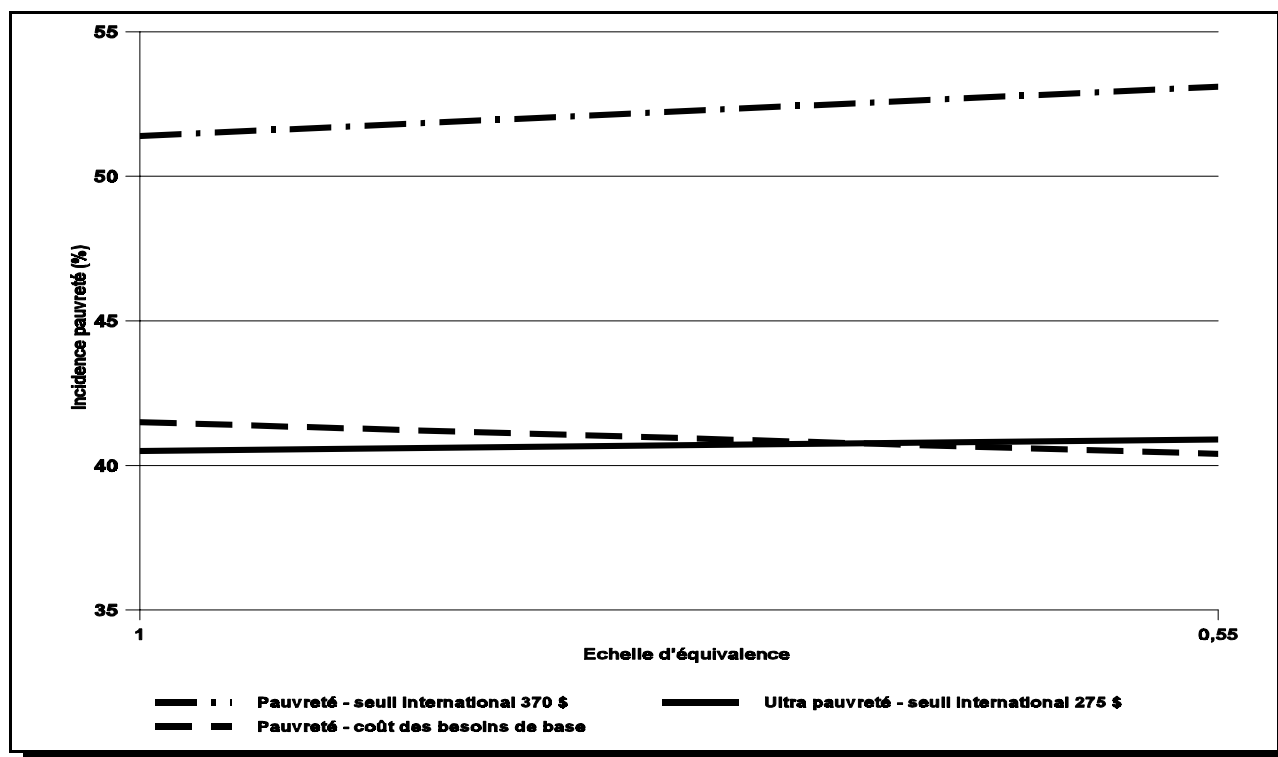


Figure 2 : Incidence de la pauvreté selon différents paramètres — Mauritanie 1990

pauvreté internationale de 370 dollars. A cet égard, les rapports des ratios de pauvreté rurale et urbaine sont de 4,0, 2,8 et 1,9, respectivement, pour les seuils inhérents à la nouvelle pauvreté, à 370 dollars et 275 dollars. Ainsi, on observe que l'approche officielle de la pauvreté en Mauritanie, fondée sur la ligne de 370 dollars, suggère que la pauvreté relative du monde rural — en termes d'incidence — est seulement deux fois plus élevée, comparativement aux zones urbaines, alors que l'approche des besoins de base — compte tenu des économies d'échelle — suggère une proportion de un à quatre<sup>54</sup>. De plus, le tableau 4 montre que les écarts de profondeur de la pauvreté selon le milieu sont encore plus importants. La nouvelle ligne de pauvreté et le facteur d'échelle indiquent que le déficit moyen de niveau de vie en termes de la ligne de pauvreté est près de six fois plus important en milieu rural qu'en milieu urbain, contre seulement un écart de un à trois avec le seuil international de 370 dollars. Dans ce contexte, il faut souligner que la variation relative de la pauvreté selon le milieu s'effectue au détriment du secteur rural. En effet, le facteur d'échelle génère presque exclusivement une réduction de la pauvreté urbaine. Dans les régions du fleuve et le rural autre, le ratio de la nouvelle pauvreté diminue de moins de un pour-cent, contre environ deux pour-cent à Nouakchott et les autres villes. Ces changements ont naturellement des répercussions au niveau des différents groupes

socio-économiques, l'ampleur de la pauvreté étant moindre pour les travailleurs non agricoles et relativement stable pour ceux qui ont une occupation dans l'agriculture.

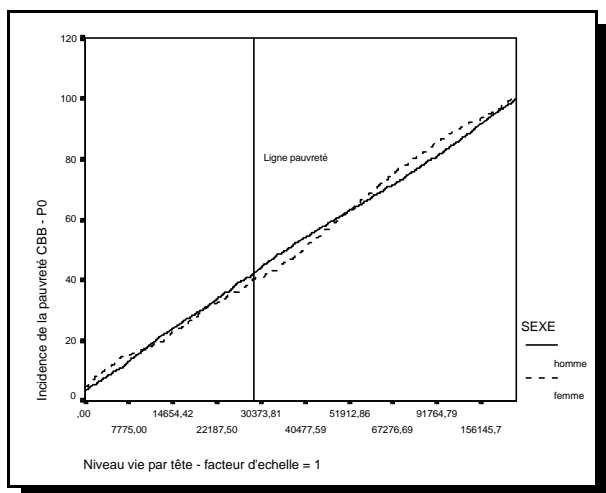
Troisièmement, la prise en considération du facteur d'échelle modifie sensiblement d'autres aspects des profils de pauvreté. A cet égard, le résultat le plus remarquable est l'inversion de l'ampleur de la pauvreté selon le sexe du chef de ménage, bien que les écarts ne soient pas statistiquement significatifs<sup>55</sup>. En effet, la comparaison des tableaux 3 et 4 montre à présent que les ménages gérés par une femme sont plus pauvres que ceux ayant un homme à leur tête. Ce résultat prévaut quels que soient les seuils de pauvreté considérés. Par exemple, en présence d'économies d'échelle, le taux de pauvreté des ménages gérés par les femmes est de 40,9 pour-cent et celui des groupes dirigés par un homme est de 40,1 pour-cent — tableau 4. Or, en présence d'un facteur d'échelle égal à 1, ces proportions sont, respectivement, de 40,2 et 42,1 pour-cent — tableau 3<sup>56</sup>. D'ailleurs, le tableau 4 suggère que l'impact du facteur d'échelle est surtout sensible dans les ménages monoparentaux, la plupart du temps gérés par une femme. Ainsi, l'approche des besoins de base montre que 33,2 pour-cent des

<sup>54</sup> Sans les économies d'échelle, la proportion est de un à 3,5.

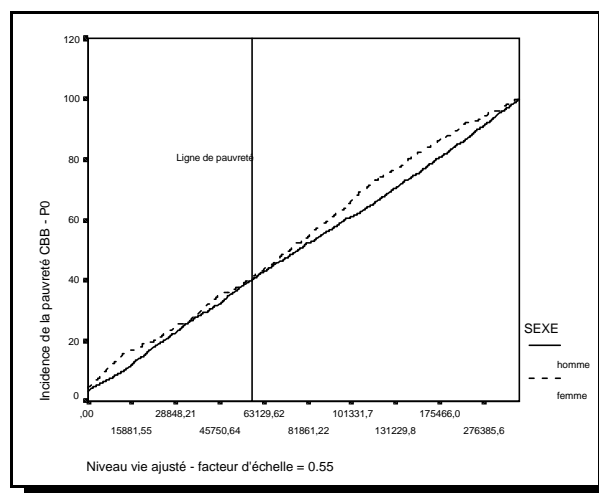
<sup>55</sup> Le  $t = 0,292$ . Avec  $\alpha=1$ ,  $t=1,1458$ .

<sup>56</sup> Un résultat analogue a été mis en évidence pour le Burkina Faso. Lachaud [1997c].





**Figure 3 :** Courbes d'incidence de la pauvreté en termes de besoins de base – facteur d'échelle = 1



**Figure 4 :** Courbes d'incidence de la pauvreté en termes de besoins de base – facteur d'échelle = 0,55

ménages sont pauvres lorsque le niveau de vie est évalué per capita, mais que cette proportion est rehaussée à 38,5 pour-cent si l'on tient compte d'un facteur d'échelle inférieur à 1.

Ce phénomène peut d'ailleurs être abordé d'une autre manière. L'introduction d'une échelle d'équivalence réduit la pauvreté dans les ménages ayant une taille élevée, et l'accroît dans ceux qui comportent peu de membres. Par exemple, dans les ménages ayant plus de dix personnes, l'incidence de la nouvelle pauvreté passe de 49,3 à 28,2 pour-cent avec l'introduction du facteur d'échelle de 0,55. Cette tendance prévaut quels que soient les seuils de pauvreté considérés. Les figures 3 et 4 affichent les courbes d'incidence de la nouvelle pauvreté en Mauritanie en 1990 selon la valeur du facteur d'échelle et le sexe du chef de ménage. Elles montrent nettement l'inversion des ratios de pauvreté selon le genre en fonction de la valeur de l'échelle d'équivalence.

Il est également important de remarquer que l'influence du facteur d'échelle est encore plus forte lorsque l'on prend en compte la profondeur de la pauvreté. En effet, le rapport des mesures P1 entre les femmes et les hommes est plus élevé que le rapport des mesures P0 correspondantes — quel que soit le seuil de pauvreté considéré. Ce fait suggère une plus grande précarité en termes de revenu de certains ménages gérés par les femmes, notamment en milieu urbain, phénomène mis en évidence dans d'autres pays d'Afrique au cours des années récentes<sup>57</sup>. Par conséquent, la présente étude suggère beaucoup de prudence quant à la relation entre le genre et la pauvreté. Non seulement cette relation diffère selon le milieu, mais également elle dépend des choix méthodologiques effectués. Rappelons que selon

l'approche habituelle de la pauvreté en Mauritanie — seuil international de 370 dollars et niveau de vie per capita —, les rapports des mesures P0 et P1 entre les femmes et les hommes sont de 0,99 — tableau 3 —, tandis que la nouvelle approche de la pauvreté incorporant une échelle d'équivalence de 0,55 exhibe un rapport de 1,02 pour P0 et de 1,10 pour P1. Bien que ces écarts apparaissent relativement faibles, ils inversent l'importance relative de la pauvreté selon le genre et sont susceptibles d'influencer certaines options de politique économique. Les figures 3 et 4, affichant les courbes d'incidence de la nouvelle pauvreté, illustrent les commentaires précédents.

### 3. La dynamique de la pauvreté

L'appréhension de la dynamique de la pauvreté est également influencée par les choix méthodologiques. A cet égard, le tableau 5 présente les comparaisons de pauvreté entre 1990 et 1996 selon différents seuils de pauvreté et modes d'évaluation du bien-être des ménages. Les lignes de pauvreté de 1990 ont été calculées aux prix de 1996 en considérant un taux d'inflation de 40,9 pour-cent au cours de la période 1990-96<sup>58</sup>. Par ailleurs, la structure des dépenses des ménages a été harmonisée entre 1990 et 1996, l'enquête de 1996 ayant pris en compte les dépenses inhérentes à la construction. Bien que la taille des échantillons des deux enquêtes soit différente — tableau 5 —, une comparaison des niveaux de pauvreté entre 1990 et 1996 est possible.

Dans ce contexte, la prise en considération d'une ligne de pauvreté fondée sur le coût des besoins de base altère quelque peu la perception habituelle de

<sup>57</sup> Lachaud [1997a], [1997e].

<sup>58</sup> En fait, il s'agit de l'évolution des prix à la consommation de Nouakchott. Les notes du tableau 5 apportent d'autres précisions méthodologiques.

**Tableau 5 : Comparaisons de l'incidence de la pauvreté dans les ménages entre 1990 et 1996 selon divers paramètres — facteur d'échelle = 1 ; 0,55 — et approches de la pauvreté — Mauritanie<sup>1</sup>**

Ligne de pauvreté	Pauvreté - seuil international <sup>2</sup>		$\Delta(1996/90)$	Ultra pauvreté - seuil international <sup>3</sup>		$\Delta(1996/90)$	Pauvreté - coût des besoins de base <sup>4</sup> - dépenses réelles 1996 base 1990 <sup>7</sup>		$\Delta(1996/90)$	N (ménages)	
	Incidence ( $\alpha = 0$ )			Incidence ( $\alpha = 0$ )			Incidence ( $\alpha = 0$ )			1990	19-96 <sup>8</sup>
	1990	1996		1990	1996		1990	1996			
<b>Facteur d'échelle = 1</b>											
<b>Sexe chef de ménage</b>											
Homme	51,6	43,1	-16,5	41,1	28,2	-31,4	42,1	29,3	-30,4	1071	2558
Femme	50,9	35,5	-30,3	39,1	19,9	-49,1	40,2	20,0	-50,2	460	853
<b>Statut du chef de ménage sur le marché du travail</b>											
Salarié protégé	24,6	19,7	-19,9	16,6	8,2	-50,6	14,2	7,8	-45,1	211	241
Salarié non protégé	58,1	26,1	-55,1	46,7	17,0	-63,0	48,6	17,1	-64,8	105	362
Indépendant non agricole <sup>5</sup>	34,7	34,3	-1,2	23,3	20,9	-10,3	20,8	19,5	-6,3	202	445
Indépendant agricole <sup>6</sup>	66,7	58,6	-12,1	56,2	41,1	-26,9	60,3	44,7	-25,9	345	955
Chômeur déclaré	55,0	22,8	-58,5	41,0	12,2	-70,2	41,0	10,5	-74,4	100	153
Chômeur marginal	63,9	-	-	49,6	-	-	54,6	-	-	119	-
Inactif	54,1	41,1	-24,0	43,4	24,4	-43,8	44,3	24,9	-43,8	449	1255
<b>Région</b>											
Nouakchott	31,6	14,6	-53,8	20,3	5,5	-72,9	13,7	2,4	-82,5	395	959
Autres villes	35,6	28,0	-21,3	24,2	15,7	-35,1	22,8	12,4	-45,6	281	546
Rural fleuve	71,4	47,9	-32,9	61,2	27,7	-54,7	68,9	31,6	-54,1	206	528
Rural autre	63,9	63,3	-0,9	53,3	44,0	-17,4	57,9	48,1	-16,9	649	1378
<b>Milieu</b>											
Urbain	33,3	19,5	-41,4	21,9	9,2	-58,0	17,5	6,0	-65,7	676	1907
Rural	65,7	58,3	-11,3	55,2	39,5	-28,4	60,6	43,6	-28,1	855	1504
Ensemble	51,4	41,2	-19,8	43,8	26,1	-40,4	41,5	27,0	-34,9	1531	3411
<b>Facteur d'échelle = 0,55</b>											
<b>Sexe chef de ménage</b>											
Homme	51,4	41,2	-19,8	40,1	26,2	-34,7	40,1	26,3	-34,4	1071	2558
Femme	57,2	41,3	-27,8	42,6	23,9	-43,9	40,9	22,6	-44,7	460	853
<b>Statut du chef de ménage sur le marché du travail</b>											
Salarié protégé	22,7	9,8	-56,8	11,4	4,8	-57,9	11,4	3,9	-65,8	211	241
Salarié non protégé	63,8	28,7	-55,0	49,5	14,6	-70,5	45,7	15,2	-66,7	105	362
Indépendant non agricole <sup>5</sup>	36,6	32,7	-10,7	22,9	19,7	-14,0	18,8	19,1	+1,6	202	445
Indépendant agricole <sup>6</sup>	66,7	57,4	-13,9	56,2	36,7	-34,7	58,8	37,9	-35,5	345	955
Chômeur déclaré	57,0	20,2	-64,6	41,0	9,1	-77,8	39,0	5,3	-86,4	100	153
Chômeur marginal	66,4	-	-	54,6	-	-	55,5	-	-	119	-
Inactif	57,5	44,2	-23,1	45,4	28,5	-37,2	44,5	27,6	-38,0	449	1255
<b>Région</b>											
Nouakchott	33,7	11,6	-65,6	19,2	3,7	-80,7	12,2	1,2	-90,0	395	959
Autres villes	37,7	27,3	-27,6	22,1	14,8	-33,0	19,6	10,1	-48,5	281	546
Rural fleuve	70,2	49,0	-30,2	62,6	28,4	-54,6	68,0	32,2	-52,6	206	528
Rural autre	66,1	64,4	-2,6	55,3	44,1	-20,3	57,8	45,6	-21,1	649	1378
<b>Milieu</b>											
Urbain	35,4	17,3	-51,1	20,4	7,7	-62,3	15,2	4,4	-71,1	676	1907
Rural	67,1	60,2	-10,3	57,1	39,8	-30,3	60,2	41,9	-30,4	855	1504
Ensemble	53,1	41,2	-22,4	40,9	25,6	-37,4	40,4	25,4	-37,1	1531	3411

(1) Toutes les mesures ont été multipliées par 100 ; (2) Ligne de pauvreté de 370 dollars — en prix constants de 1985 — par an et par an, soit 32 800 ouguiyas en 1988 au taux de change approximatif de 1 dollar = 75 ouguiyas et en utilisant un taux d'inflation de 17,7 pour cent entre 1985 et 1988. En tenant compte d'un taux d'inflation de 8,6 pour cent entre 1988 et 1990, la ligne de pauvreté en 1990 est estimée à 35 621 ouguiyas. En tenant d'un taux d'inflation de 40,9 pour cent entre 1990 et 1995-96, le seuil de pauvreté international en 1996 est estimé à 53 841 ouguiyas. Par la suite, en tenant compte du facteur d'échelle de 0,55, la ligne d'ultra pauvreté est de 75362 ouguiyas par an et par équivalent adulte. (3) Ligne de pauvreté de 275 dollars — en prix constants de 1985 — par tête et par an, soit 24 400 ouguiyas en 1988 au taux de change approximatif de 1 dollar = 75 ouguiyas et en utilisant un taux d'inflation de 17,7 pour cent entre 1985 et 1988. En tenant compte d'un taux d'inflation de 8,6 pour cent entre 1988 et 1990, la ligne de pauvreté en 1990 est estimée à 26 498 ouguiyas. En tenant d'un taux d'inflation de 40,9 pour cent entre 1990 et 1995-96, le seuil d'ultra pauvreté international en 1996 est estimé à 40 709 ouguiyas. Par la suite, en tenant compte du facteur d'échelle de 0,55, la ligne d'ultra pauvreté est de 56 061 ouguiyas par an et par équivalent adulte ; (4) Ligne de pauvreté calculée selon la méthode du coût des besoins de base et ajustée par le taux d'inflation de 40,9 pour cent entre 1990 et 1995-96 : 40 402, 38 498, 45 651 et 50 430 ouguiyas par équivalent adulte et par an, respectivement, dans le rural autre, le rural fleuve, les autres villes et Nouakchott. Par la suite, en tenant compte du facteur d'échelle de 0,55 et d'un taux d'inflation de 40,9 pour cent entre 1990 et 1995-96, la ligne de pauvreté selon les besoins de base est de 82116 ouguiyas par an et par équivalent adulte dans le "rural autre". Les dépenses réelles sont ajustées selon le déflateur des lignes de pauvreté de 1990 ; (5) Rural et urbain ; (6) Y compris éleveurs et autres actifs ; (7) La prise en compte des dépenses réelles de 1996 base 1996 n'entraîne pas de différence majeure ; (8) Pondération normalisée.

Source : A partir des bases de données des enquêtes sur les conditions de vie des ménages 1990 et 1996.

l'évolution de la pauvreté. En effet, en référence à l'équivalent du seuil international de 370 dollars,

l'incidence de la pauvreté aurait diminué de 19,8 pour-cent entre 1990 et 1996 en Mauritanie. En fait,

l'approche des besoins de base suggère un recul sensiblement plus élevé de la pauvreté au cours de la même période : -34,9 pour-cent, résultat sensiblement inférieur à celui qui prévaut lorsque la ligne d'extrême pauvreté est introduite — -40,4 pour-cent. A priori, de tels écarts sont susceptibles de relativiser l'incidence réelle en termes de réduction de la pauvreté des meilleures performances de l'économie mauritanienne, même si les tendances observées sont cohérentes avec l'évolution récente du contexte macroéconomique. En effet, entre 1990 et 1996, la forte croissance économique — 4,8 pour cent par an — aurait été à l'origine d'une progression annuelle du niveau de vie par habitant de 1,9 pour-cent<sup>59</sup>. En fait, le différentiel d'évolution de la pauvreté qui a été constaté apparaît logique. Une étude récente montre qu'en 1995-96, en ce qui concerne l'ensemble du pays, l'ampleur absolue des élasticités de la pauvreté par rapport à la dépense par tête s'accroît pour des mesures de la pauvreté qui sont sensibles aux transferts de revenu parmi les plus pauvres<sup>60</sup> — ou lorsque l'on considère la ligne d'extrême pauvreté. Or, la ligne de nouvelle pauvreté est beaucoup plus basse que celle correspondant au seuil international de 370 dollars. Néanmoins, comparativement à l'évolution de l'extrême pauvreté, un écart de près de 6 points subsiste, alors que les deux seuils sont, en moyenne, tout à fait comparables. Il est également important de remarquer que l'étude à laquelle il est fait allusion estime, en combinant les élasticités de la pauvreté et les données sur les comptes nationaux, qu'entre 1990 et 1995-96, les indices P0 de pauvreté et d'extrême pauvreté auraient été réduits, respectivement, de 7,4 et de 8,8 pour-cent par an. Or, la comparaison des enquêtes de 1990 et 1996 montre que la baisse de l'incidence de la pauvreté est évaluée annuellement à -8,2, -9,8 et 4,3 pour-cent, respectivement, selon les approches du coût des besoins de base, de l'équivalent international de 275 dollars et de la référence au seuil de 370 dollars. Dans ces conditions, les résultats des deux options analytiques — méthode des élasticités et comparaison de deux enquêtes — semblent plus cohérents pour les approches liées à un seuil de pauvreté fixé assez bas, notamment celui qui émane du coût des besoins de base. Ainsi, il apparaît que le jugement que l'on peut porter quant à la réduction de la pauvreté varie sensiblement selon le niveau auquel le seuil de cette dernière est fixé.

La prise en compte de l'échelle d'équivalence accentue encore cette incertitude. En effet, entre 1990

et 1996, la pauvreté aurait diminué à présent de 37,1, 37,4 et 22,4 pour-cent selon les approches du coût des besoins de base, de l'équivalent international de 275 dollars et de la référence au seuil de 370 dollars. En d'autres termes, ce résultat rehausse la réduction de la pauvreté entre 1990 et 1996 pour la nouvelle ligne de pauvreté et le seuil international de 370 dollars, et l'abaisse pour le seuil d'extrême pauvreté. Les figures 5 et 6, affichant les courbes d'incidence de la pauvreté pour 1990 et 1996 en fonction des divers paramètres, illustrent les commentaires précédents.

Par ailleurs, la décomposition des mesures de la pauvreté suggère d'autres commentaires. Tout d'abord, différentes lignes de pauvreté et modes d'évaluation du bien-être impliquent une évolution différenciée de la pauvreté rurale et urbaine. Par exemple, la référence au seuil de 370 dollars par tête montre que le taux de réduction de la pauvreté urbaine entre 1990 et 1996 aurait été près de quatre fois plus important que celui de la pauvreté rurale — -41,4 et -11,3 pour-cent, respectivement. Or, l'approche des besoins de base indique que la pauvreté urbaine aurait diminué seulement deux fois plus que la pauvreté rurale — -65,7 et -28,1 pour-cent, respectivement —, résultat assez proche de ce qui prévaut quant à l'extrême pauvreté. Il est à remarquer que, malgré ces écarts d'évolution, les résultats obtenus sont cohérents, la réduction de la pauvreté urbaine étant plus importante que celle inhérente au milieu rural, quelle que soit la ligne de pauvreté prise en compte. De plus, il a été par ailleurs montré que les élasticités de la pauvreté par rapport à la dépense par tête sont plus élevées en milieu urbain que dans les zones rurales<sup>61</sup>.

Ensuite, les écarts sont encore plus accentués avec l'introduction du facteur d'échelle ou lorsque l'on opère une désagrégation selon les régions. Ainsi, la prise en considération du seuil international de 370 dollars et du niveau de vie par tête implique une quasi-stabilisation de la pauvreté dans le «rural autre» entre 1990 et 1996, alors que selon l'approche du coût des besoins de base cette dernière aurait diminué de 16,9 pour-cent au cours de la même période. De la même manière, la nouvelle ligne de pauvreté accentue la baisse de la pauvreté urbaine, comparativement à la pauvreté extrême, alors que l'ampleur de la réduction de la pauvreté en milieu rural est comparable. L'examen de l'évolution de la pauvreté selon les

<sup>59</sup> Lachaud [1997d].

<sup>60</sup> C'est-à-dire lorsque le coefficient d'aversion pour la pauvreté augmente — si l'on prend en compte les mesures FGT. Lachaud [1997d].

<sup>61</sup> Lachaud [1997d]. Toutefois, les résultats de l'approche en termes d'élasticités ne sont pas vérifiés lorsque la méthode de comparaison des enquêtes est utilisée.

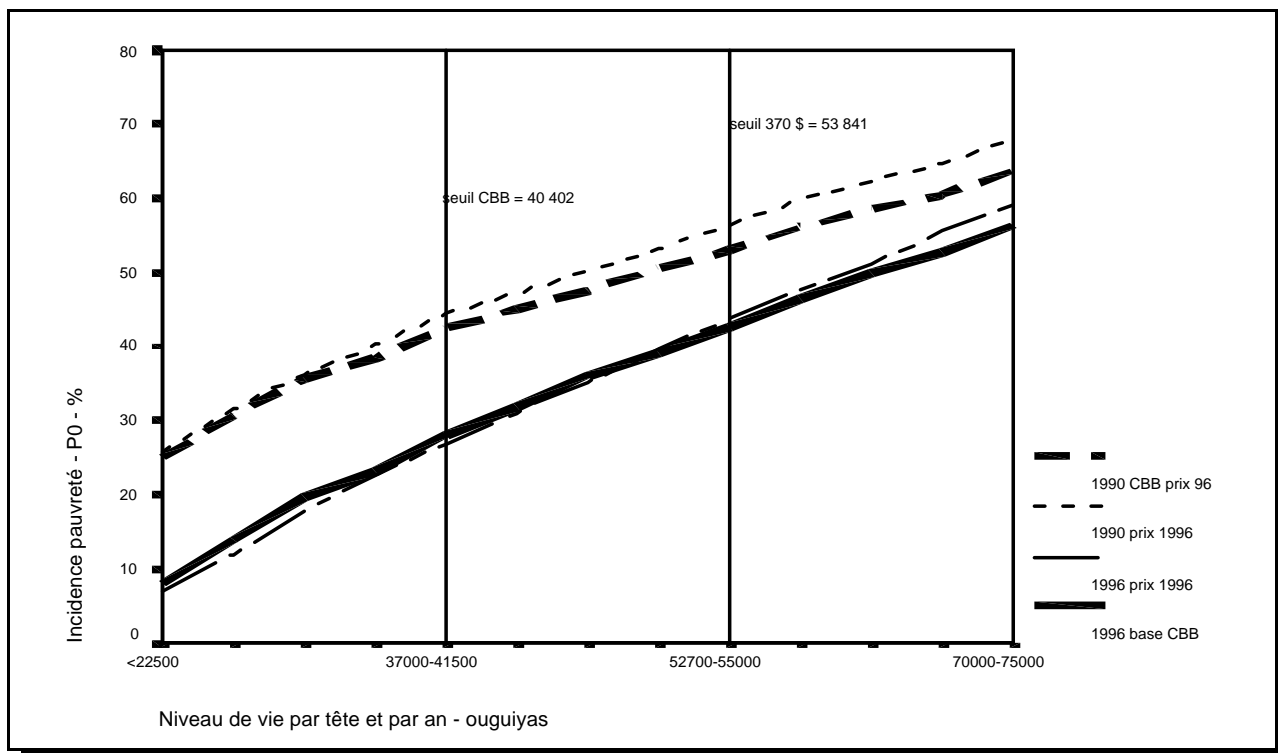


Figure 5 : Courbes d'incidence de la pauvreté selon l'approche du niveau de vie par tête : coût des besoins de base et seuil de 370 dollars – Mauritanie 1990 et 1996

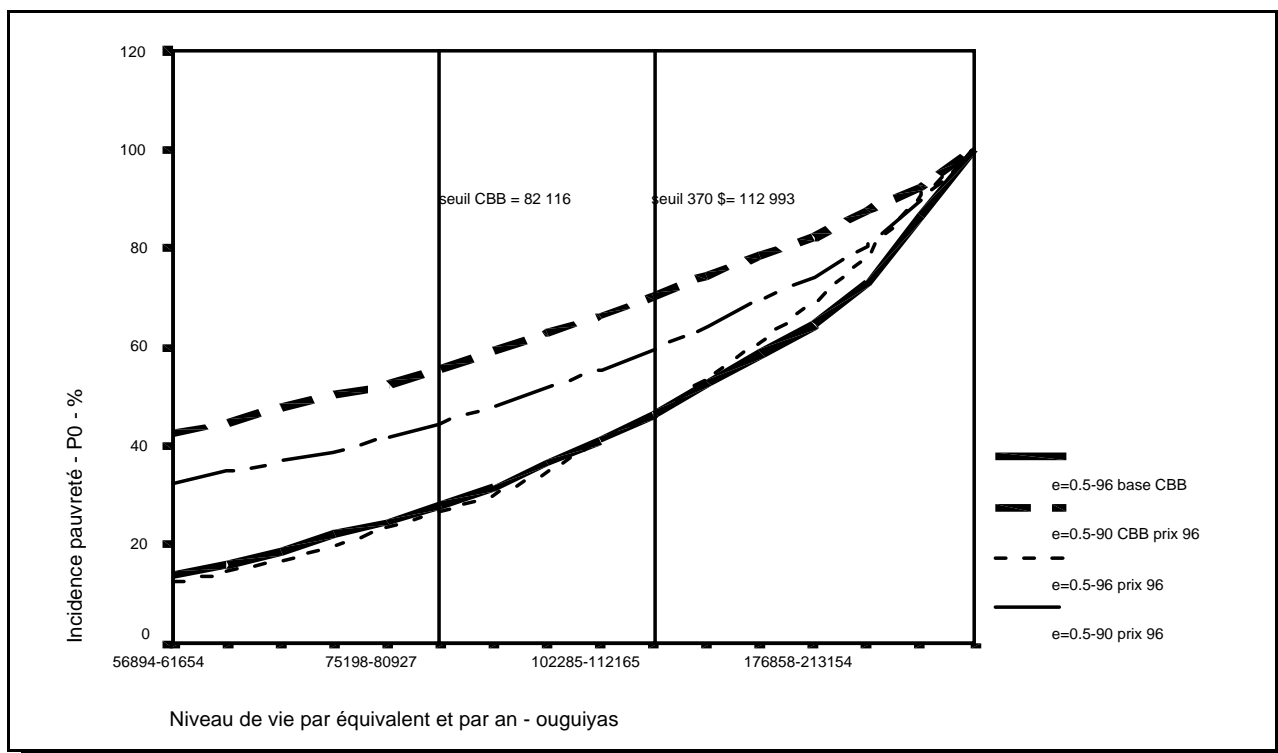


Figure 6 : Courbes d'incidence de la pauvreté avec facteur d'échelle de 0,55 : coût des besoins de base et seuil de 370 dollars – Mauritanie 1990 et 1996

groupes socio-économiques s'inscrit dans le cadre des tendances précédemment notées.

Enfin, l'appréhension de l'évolution de la pauvreté selon le genre dépend également de la ligne de pauvreté et du facteur d'équivalence. Au cours de la période 1990-96, la diminution de la pauvreté des

ménages gérés par une femme est de 30,3 pour-cent si la référence est l'équivalent de 370 dollars, mais de 50 pour-cent environ lorsque les autres approches de la pauvreté sont considérées. En outre, dans le premier cas, la réduction de la pauvreté des ménages ayant à la tête une femme a été deux fois plus rapide

que celle des ménages gérés par un homme. Or, dans le second cas, la proportion est d'environ 1,6. Par ailleurs, la prise en compte de l'échelle d'équivalence de 0,55 réduit considérablement non seulement la baisse de la pauvreté des ménages gérés par une femme — -44,7 pour-cent contre -50,2 pour-cent selon la méthode des besoins de base —, mais également le différentiel d'évolution selon le genre. En d'autres termes, l'écart de réduction de la pauvreté selon le sexe du chef de ménage diminue substantiellement. Cette évolution est fort logique puisque l'échelle d'équivalence rehausse le niveau de vie des ménages gérés par les hommes, ces derniers comportant un nombre plus important de membres.

#### 4. *Indicateurs non monétaires et pauvreté humaine*<sup>62</sup>

Les critiques formulées à l'encontre de l'approche de la pauvreté monétaire ont conduit à proposer une appréhension des manques en termes de progrès social à l'aide d'indicateurs non monétaires.

##### 1. **Bien-être et indicateurs non monétaires**

L'une des critiques importantes formulées à l'encontre des mesures de la pauvreté précédemment exposées est fondée sur l'idée que ces dernières sont essentiellement des indicateurs «monétaires» du niveau de vie. De ce fait, les mesures de la pauvreté sous-tendent une conception trop étroite du bien-être, et il serait préférable d'utiliser des indicateurs «non monétaires», en particulier des indicateurs sociaux tels que l'espérance de vie, la mortalité infantile et l'analphabétisme. Cette observation, implicite dans la stratégie des besoins essentiels, est largement développée dans les différents rapports du Programme des Nations unies pour le développement<sup>63</sup>. L'idée de base est que le processus de développement doit, en priorité, contribuer à rehausser les différentes dimensions de l'existence humaine, et, par conséquent, mettre l'accent sur le développement humain. Ce dernier signifie «l'élargissement des possibilités de choix tout autant que l'amélioration du bien-être matériel»<sup>64</sup>. De ce fait, la pauvreté implique «la négation des opportunités et des perspectives fondamentales sur lesquelles reposent tout développement humain, telles que la chance de vie longue, saine, constructive, et de jouir d'un niveau de vie décent, ainsi que la liberté, la dignité, le respect de

soi-même et d'autrui»<sup>65</sup>. Par ailleurs, l'appréhension de la pauvreté en termes de développement humain s'inscrit dans une analyse en termes de capacités, dans la mesure où elle représente non seulement un état de privation, mais également un manque d'opportunités réelles qui limitent les possibilités de vie décente. Dans ces conditions, la pauvreté est censée représenter une absence de certaines capacités fonctionnelles élémentaires, matérielles — alimentation, etc. — et non matérielles — participation, association, etc. Dans une certaine mesure, cette approche réconcilie les pauvretés absolue et relative, puisque les capacités sont absolues, mais les biens nécessaires sont relatifs.

Dans ce contexte, il importe d'examiner si, en pratique, les mesures de la pauvreté monétaire doivent être abandonnées en faveur d'indicateurs non monétaires<sup>66</sup>. Il faut reconnaître que la consommation et le revenu peuvent être mesurés de différentes façons, et qu'au cours des dernières années des progrès ont été réalisés pour obtenir des estimations plus exhaustives<sup>67</sup>. En fait, si en théorie on peut concevoir un concept monétaire de dépense ou de revenu très large, permettant de fournir une valeur monétaire exacte de quasiment tout concept de bien-être<sup>68</sup> — y compris les approches fondées sur l'utilité et les capacités —, dans la pratique, il faut reconnaître que, malgré les recherches récentes, les meilleurs indicateurs «monétaires» ou «non monétaires» sont insuffisants<sup>69</sup>. Dans ces conditions, il semble que la prise en compte d'indicateurs non monétaires puisse contribuer à identifier des aspects du bien-être omis par les mesures classiques du niveau de vie<sup>70</sup>.

##### 2. **Indicateurs multiples et pauvreté humaine**

Dans cette optique, il semble que la crédibilité d'une analyse des états sociaux nécessite

<sup>65</sup> Pnud [1997], p.16.

<sup>66</sup> Sur ce point, voir par exemple Ravallion [1995].

<sup>67</sup> Par exemple, en incluant dans les indicateurs de bien-être des valeurs imputées pour le logement ou les biens durables.

<sup>68</sup> Un tel concept devrait prendre en compte la valeur — à des prix appropriés — de tous les biens et services consommés, et être normalisé en fonction de différences du coût de la vie et de différences liées à la structure des besoins du ménage - pour des raisons démographiques, par exemple.

<sup>69</sup> Ravallion [1995].

<sup>70</sup> Un exemple permet de fixer les idées. Les données d'enquêtes auprès des ménages ne permettent pas, en général, d'appréhender les inégalités au sein du ménage, puisque la consommation est enregistrée au niveau de ce dernier. De ce fait, malgré l'apport des modèles théoriques quant au fonctionnement des ménages, le modèle de décision unitaire prédomine. Par conséquent, la prise en considération de données supplémentaires — par exemple le statut nutritionnel des enfants, l'accès à l'éducation ou à la santé, etc. — s'avère indispensable.

<sup>62</sup> Ces développements s'appuient sur Lachaud [1997d].

<sup>63</sup> Pnud [1997]. Cette idée est également développée par Sen [1987].

<sup>64</sup> Pnud [1997], p.16.

une approche multidimensionnelle à l'aide d'un ensemble d'indicateurs. En particulier, il pourrait être opportun d'axer l'analyse autour de quatre séries d'indicateurs, chacun ayant un rôle bien défini<sup>71</sup> :

(i) une mesure de la pauvreté monétaire, fondée sur les dépenses réelles par tête et couvrant tous les biens et services commercialisés ou provenant de sources hors marché ;

(ii) des indicateurs d'accès à des biens non marchands pour lesquels des prix significatifs ne peuvent être attribués, tels que l'éducation ou la santé;

(iii) des indicateurs de disparités selon le genre ou la nutrition des enfants, et des indicateurs de distribution au sein des ménages ;

(iv) des indicateurs relatifs à des caractéristiques personnelles agissant en tant que contraintes pour surmonter la pauvreté, par exemple le handicap physique. La présente étude s'inscrit dans cette perspective.

Néanmoins, une difficulté subsiste : comment ordonner les états sociaux en présence d'indicateurs multiples ? L'agrégation est une possibilité s'il existe une base solide justifiant les relations entre les divers indicateurs<sup>72</sup>. Précisément, le caractère multidimensionnel de la mesure du bien-être n'implique pas nécessairement l'addition des composantes, d'autant qu'une perte d'informations peut en résulter. Pour la politique économique, il peut être plus important de savoir qu'un groupe socio-économique X a des revenus élevés, mais a un faible accès à la santé ou à l'éducation, alors que l'inverse prévaut pour le groupe Y.

Dans ce contexte, une approche intéressante a été récemment proposée par le Programme des nations unies pour le développement, afin de permettre l'appréhension de la pauvreté humaine. Dans la mesure où cet indicateur est utilisé dans la présente recherche, quelques observations permettront de fixer les idées<sup>73</sup>. Tout en reconnaissant que la pauvreté humaine recouvre des aspects difficiles à mesurer — notamment l'accès à certains droits politiques et sociaux — et qu'elle dépend du contexte — la nature de la pauvreté diffère quelque peu selon les pays en développement ou industrialisés —, l'indicateur composite de la pauvreté humaine — IPH — se propose de prendre en compte les déficits dans trois domaines jugés essentiels.

Premièrement, les déficits en termes de longévité sont représentés par le pourcentage d'individus risquant de mourir avant l'âge de 40 ans.

Deuxièmement, les manques dans le domaine de l'instruction sont mesurés par le pourcentage d'adultes analphabètes.

Troisièmement, les déficits en termes de conditions de vie sont identifiés à l'aide d'un sous indicateur composite, lui-même constitué de trois variables : le pourcentage d'individus privés d'accès à l'eau potable, le pourcentage de personnes privées d'accès aux services de santé et celui des enfants de moins de 5 ans souffrant de malnutrition. Il est à remarquer que cette dernière composante évite de recourir au critère du revenu compte tenu des difficultés inhérentes aux comparaisons internationales en la matière et de la plus grande disponibilité d'indicateurs non monétaires.

Par ailleurs, afin d'ordonner les états sociaux, le Programme des nations unies pour le développement a choisi d'agrèger les différents indicateurs. A cet égard, l'un des problèmes importants à résoudre est celui de la substituabilité des composantes. A cette fin, un élément de pondération  $\alpha$  a été introduit pour effectuer la moyenne des indicateurs précédemment notés. Lorsque  $\alpha = 1$ , la substituabilité des sous indicateurs est infinie, et l'agrégat est obtenu en faisant la moyenne arithmétique des trois éléments. Inversement, lorsque  $\alpha = \infty$ , la substituabilité des sous indicateurs est nulle, ce qui implique que dans le cas de trois composantes ayant une valeur respective de 40, 25 et 50 pour-cent, l'étendue globale de la pauvreté est simplement de 50 pour-cent. Afin d'éviter ces deux extrêmes et aussi de donner davantage de poids aux domaines pour lesquels le dénuement est le plus important, on a retenu la valeur de  $\alpha = 3$ <sup>74</sup>. D'une certaine manière, l'IPH accorde autant d'importance à la profondeur — par exemple, 20 pour-cent d'une population touchés par des manques dans les trois domaines à la fois — qu'à l'étendue — 60 pour-cent concernés chacun par un seul type de déficit<sup>75</sup>.

<sup>71</sup> Ravallion [1995].

<sup>72</sup> Une approche intéressante est proposée par Chakravarty, Mukherjee, Ranade [1997].

<sup>73</sup> Voir l'annexe technique 1 de Pnud [1997].

<sup>74</sup> On démontre que l'élasticité de substitution entre deux indicateurs élémentaires quelconques  $P_{(\omega)}$  est constante et égale à  $1/(\alpha-1)$ . De ce fait, l'élasticité est égale à  $1/2$ . Cette valeur de  $\alpha$  est également adoptée pour assurer la cohérence avec l'indicateur sexospécifique de développement humain — ISDH.

<sup>75</sup> La formule de l'IPH est alors :  $[(P_1^\alpha + P_2^\alpha + P_3^\alpha)/3]^{1/\alpha} = [(P_1^3 + P_2^3 + P_3^3)/3]^{1/3}$ .

## 5. Les dimensions de la pauvreté non monétaire<sup>76</sup>

L'analyse conceptuelle précédente avait souligné que la crédibilité d'une analyse des états sociaux nécessitait une approche multidimensionnelle. La présente section s'inscrit dans cette perspective<sup>77</sup>.

### 1. Concepts et méthode

Au lieu de recourir à un critère monétaire — par exemple, la dépense des ménages — pour ordonner les états sociaux, on peut utiliser des d'indicateurs partiels multiples visant à appréhender les différentes dimensions de l'existence humaine. Dans cette optique, l'une des approches possibles consiste à proposer une analyse en termes de manques d'opportunités qui va au-delà d'un simple état de privation. Telle est la démarche récente du Programme des nations unies pour le développement, à l'aide d'une évaluation de l'indicateur de pauvreté humaine IPH. A cet égard, comme cela a été précédemment indiqué, ce dernier prend en compte les déficits en termes de longévité, d'instruction et de conditions de vie — eau potable, accès aux services de santé et malnutrition des enfants.

En réalité, l'intérêt d'une telle démarche ne doit pas seulement être appréhendé par rapport à un objectif global de mesure des manques en termes de développement humain, surtout utile pour la politique internationale. Mais, dans une perspective de meilleure connaissance des fondements des politiques nationales visant la promotion du développement humain, la mesure non monétaire de la pauvreté — tout comme l'évaluation de la pauvreté monétaire —, implique la disponibilité d'informations suffisamment désagrégées. Ainsi, même si les contraintes liées au choix des indicateurs partiels, à la qualité des données et à l'arbitraire des procédures d'agrégation demeurent, il semble que, pour la Mauritanie, un effort d'évaluation de l'indicateur de la pauvreté humaine aux niveaux des régions et des wilayas se révèle opportun.

Dans cette perspective, il importe d'indiquer les fondements d'une telle orientation méthodologique. Tout d'abord, examinons la première composante de l'IPH, la probabilité de décès avant l'âge de 40 ans. Dans la mesure où l'Office national de la statistique ne permet le calcul de cet indicateur qu'au niveau global et par sexe, il a été décidé de le prédire selon les régions et les wilayas en

estimant la relation qui prévaut entre la probabilité de décès avant l'âge de 40 ans et le produit intérieur brut par habitant en parité de pouvoir d'achat pour 77 pays en développement en 1994. La sensibilité ainsi obtenue en termes de probabilité de décès avant 40 ans par rapport à une variation du PIB en coupe transversale au niveau international, a permis, par la suite, compte tenu du différentiel de dépenses par tête selon les régions et les wilayas, d'estimer les déviations de longévité par rapport à la moyenne pour ces dernières<sup>78</sup>. Naturellement, bien que cette approche semble produire des résultats acceptables, il aurait été préférable de disposer des valeurs effectives de la probabilité de décès avant 40 ans.

Ensuite, la deuxième composante, le taux d'analphabétisme des adultes — 15 ans et plus —, selon les régions et les wilayas, a été directement calculé à partir des bases de données de l'enquête sur le niveau de vie de 1995-96. L'analphabétisme est défini comme l'impossibilité de lire et d'écrire une phrase simple<sup>79</sup>.

Enfin, la troisième composante de l'IPH a été élaborée comme suit. Premièrement, le pourcentage d'individus privés de l'accès aux services de santé, selon les régions et les wilayas, est issu des statistiques fournies par les Directions régionales de l'action sanitaire et sociale<sup>80</sup>. Il s'agit du taux de couverture sanitaire, quasi-identique au taux d'accessibilité géographique. Ces taux sont calculés en fonction de la population vivant dans un rayon de cinq kilomètres à partir du centre de santé. Deuxièmement, le pourcentage d'individus privés d'accès à l'eau potable, selon les régions et les wilayas, a été déterminé à partir des bases de données de l'enquête auprès des ménages de 1995, réalisée conjointement par l'Unicef et la Direction des ressources humaines du Ministère du plan. Dans ce contexte, il est à remarquer que l'approvisionnement des ménages en eau potable se réfère aux modalités d'accès suivantes : branchement, borne-fontaine, sondage, puits cimenté avec margelle et achat. En fait, il n'est pas certain que tous ces moyens d'approvisionnement permettent d'obtenir de l'eau potable. Troisièmement, les bases de données de l'enquête précédente ont également permis d'obtenir

<sup>78</sup> La qualité de l'estimation est suffisante —  $R^2$  ajusté = 0,771 —, et l'élasticité est de -0,638.

<sup>79</sup> En fait, les données de l'enquête intégrale sur ce point sont incertaines. Un tiers des cas relatifs aux individus de 15 ans et plus ne sont pas renseignés, tandis que, parfois, les informations sont portées soit au niveau de la lecture, soit au niveau de l'écriture. Dans la présente étude, on a considéré qu'une information sur l'une des modalités précédentes était suffisante.

<sup>80</sup> Ministère de la santé et des affaires sociales [1996]. Ces taux sont fournis par wilaya. L'agrégation par région — sauf pour Nouakchott — a été réalisée comme pour la probabilité de décès avant l'âge de 40 ans.

<sup>76</sup> Ces développements sont issus de Lachaud [1997d].

<sup>77</sup> Voir Lachaud [1997d] pour une analyse de la relation entre la pauvreté monétaire et l'accès aux besoins essentiels.

des informations sur la situation nutritionnelle des enfants, par rapport aux tableaux de croissance du National center for health statistics<sup>81</sup>. L'indicateur est la malnutrition protéino-énergétique qui indique un état pathologique résultant de la carence relative ou absolue d'une des plus essentielles substances nutritives et/ou calories. Les formes les plus extrêmes de malnutrition protéino-énergétique se caractérisent par une atrophie musculaire sévère résultant d'une perte de poids et/ou un retard dans la croissance où la croissance linéaire — taille — n'est pas atteinte. Le seuil considéré correspond à 80 pour-cent de la médiane de référence ou à moins de deux écarts types.

## 2. Pauvreté humaine et régions

Compte tenu des hypothèses précédentes, le tableau 6 affiche les valeurs de l'IPH pour l'ensemble de la Mauritanie et selon les zones urbaines et rurales. A cet égard, plusieurs commentaires peuvent être formulés. Tout d'abord, on observe que pour 1995-96, l'IPH est de 46,0 pour-cent. Il représente l'intensité de pauvreté générale correspondant à un taux de pauvreté de 46,0 pour-cent dans chacune des dimensions considérées. En d'autres termes, il représente la moyenne de rang  $\alpha = 3$  des trois dimensions représentées par la probabilité de décès avant 40 ans, le taux d'analphabétisme des adultes et les conditions de vie. On remarquera que le taux calculé pour 1995-96 est légèrement inférieur à celui qui a été avancé par le Programme des nations unies pour le développement dans son rapport international de 1997 pour la période de 1990-96<sup>82</sup>. Ce faible écart est dû à des variations mineures, d'une part, positives en termes de probabilité de décès et d'analphabétisme, et, d'autre part, négatives concernant les conditions de vie. En fait, ce différentiel peut aussi être attribué à l'incertitude des informations statistiques.

Quoiqu'il en soit, un tel taux de pauvreté humaine, traduisant de graves pénuries en termes de capacité de choix, relègue la Mauritanie dans le groupe des pays les moins performants en termes de développement humain — 65<sup>ème</sup> rang sur 78 pays en développement. Sans aucun doute, une probabilité de décès avant l'âge de 40 ans de 0,305 pour-cent, un taux d'analphabétisme de 60,5 pour-cent, un taux de privation d'accès à la santé et à l'eau potable, respectivement, de 39,0 et 36,0 pour-cent, et un taux d'insuffisance pondérale des enfants de moins de 5 ans de 28,2 pour-cent, traduisent une très forte précarité de l'existence humaine.

En réalité, les déficits de la Mauritanie en termes de développement humain ne sont pas plus

faibles que ceux qui prévalent dans les autres pays de la région. Le tableau 6 montre même que l'écart avec des pays ayant un produit national brut par tête supérieur de près de 50 pour-cent — Côte d'Ivoire, par exemple — est faible.

Ensuite, on observe une forte inégalité dans l'espace, l'indicateur de pauvreté humaine étant plus élevé en milieu rural que dans les agglomérations. Alors que les déficits à Nouakchott en termes de développement humain sont seulement de 31,3 pour-cent, dans la région du fleuve ils sont deux fois plus élevés — 63,0 pour-cent. Les villes de l'intérieur occupent, en moyenne, une position proche de la moyenne nationale — 40,6 pour-cent —, tandis que dans les autres zones rurales, l'IPH équivaut à 53,0 pour-cent. Par ailleurs, dans certaines zones, le tableau 7 montre également le très faible niveau d'indicateurs partiels spécifiques. Par exemple, dans la région du fleuve, le taux d'analphabétisme est de 86,7 pour-cent, alors que dans d'autres régions rurales plus de 80 pour-cent des individus n'ont pas accès à l'eau potable.

Enfin, on observe une proximité du taux de pauvreté monétaire et du degré général de pauvreté humaine, bien que ces deux grandeurs ne soient réellement comparables. Cela signifie, qu'au niveau global, les aspects monétaires de la pauvreté ont la capacité d'exprimer, en termes quantitatifs, les déficits en ce qui concerne le développement humain. En fait, les deux indicateurs apparaissent complémentaires, et chacun a un rôle particulier en termes de politique économique. Néanmoins, la prise en considération des régions met en évidence des écarts substantiels entre la pauvreté monétaire et la pauvreté humaine. Le tableau 6 et la figure 7 expriment assez nettement ce phénomène. Les écarts sont surtout importants entre Nouakchott et les zones rurales hors du fleuve. Ainsi, dans le premier cas, alors que l'incidence de la pauvreté monétaire est de 20,6 pour-cent, l'IPH équivaut à 31,3 pour-cent. Inversement, dans le second cas, l'incidence de la pauvreté monétaire est de 71,7 pour-cent, mais les déficits de développement humain ne s'élèvent qu'à 53,0 pour-cent. En définitive, bien que les tendances générales en termes de pauvreté monétaire et non monétaire soient cohérentes — par exemple, la pauvreté monétaire et la pauvreté non monétaire sont les plus élevées en milieu rural, comparativement aux zones urbaines —, l'analyse désagrégée met en évidence des disparités qui apparaissent spécifiques à chaque région.

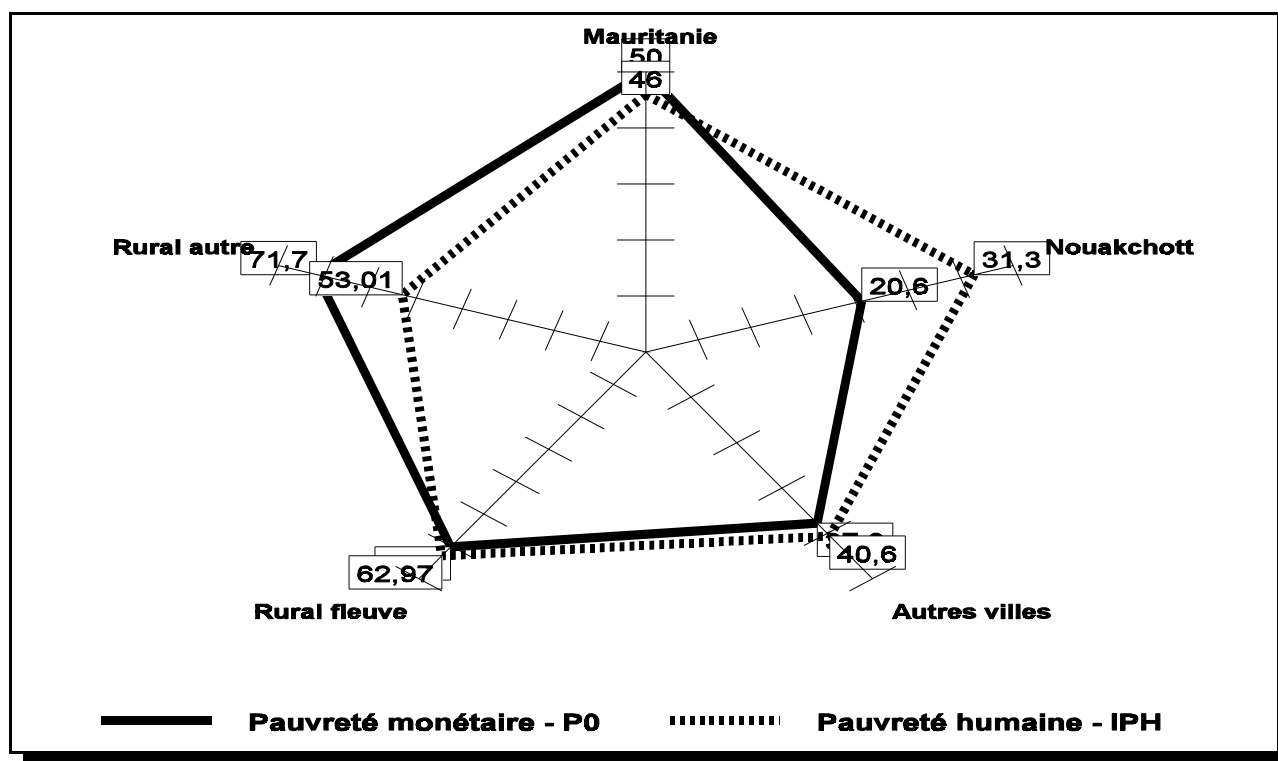
<sup>81</sup> Nations unies [1993].

<sup>82</sup> Pnud [1997].



**Tableau 6 : Pauvreté humaine et monétaire selon les régions — Mauritanie 1995-96**

Paramètre	Pauvreté non monétaire — $\alpha = 3$					Pauvreté monétaire <sup>3</sup>			
	Probabilité de décès < 40 ans — 1996	Taux d'analphabétisme — 15 ans — 1996	Individus privés d'accès eau potable — %, 1995	Individus privés d'accès services de santé — %, 1995	Taux d'insuffisance pondérale < 5 ans — 1995	Indicateur de pauvreté humaine <sup>1</sup>	Dépenses par tête — moyenne annuelle, milliers UM	Incidence de la pauvreté — P0, % individus	Ecart (IPH-P0) — %
Nouakchott	20,8	42,6	0,6	30,0	23,3	31,4	131,8	20,6	+52,4
Autres villes	25,8	53,9	32,0	32,5	25,9	40,6	109,1	37,8	+7,4
Rural fleuve	35,4	86,7	34,3	45,9	32,5	63,0	65,5	60,2	+4,7
Rural autre	37,1	62,1	81,4	48,2	32,0	53,0	58,1	71,7	-26,1
Ensemble	30,5	60,7	36,0	39,0	28,2	46,0	88,1	50,0	-8,0
Cote d'Ivoire <sup>2</sup>	23,1	60,6	25,0	70,0	24,0	46,3	-	-	-
Sénégal <sup>2</sup>	23,5	67,9	48,0	10,0	20,0	48,7	-	-	-
Mali <sup>2</sup>	28,4	70,7	55,0	60,0	31,0	54,7	-	-	-
Burkina Faso <sup>2</sup>	36,1	81,3	22,0	10,0	30,0	58,3	-	-	-
Niger <sup>2</sup>	43,2	86,9	46,0	68,0	36,0	66,0	-	-	-



**Figure 7 : Pauvreté non monétaire et pauvreté monétaire selon les régions — Mauritanie 1995-96**

(1) L'IPH global n'est pas égal à la moyenne des IPH partiels ; (2) 1990-96 ; (3) Seuil international de 370dollars, facteur d'échelle =1.  
Sources : A partir des bases de données de l'enquête intégrale 1995-96 et de l'enquête UNICEF-DRH 1995 — pondération normalisée ; Ministère de la santé et des affaires sociales (1995) ; PNUD [1997] ; estimation.

### 3. Pauvreté humaine et wilayas

L'analyse précédente incite à spécifier davantage la pauvreté humaine, et sa relation avec la pauvreté monétaire. Le tableau 7 affiche les valeurs de l'IPH et du ratio de pauvreté selon les wilayas. Il est à remarquer qu'une telle approche comporte une limite liée à la taille de l'échantillon. En effet,

certaines wilayas — Inchiri, Tagant et Tiris Zemmour — comportent un trop faible nombre de ménages, ce qui affecte la robustesse des résultats obtenus<sup>83</sup>. Cependant, le tableau 7 conduit à deux enseignements. En premier lieu, trois groupes de

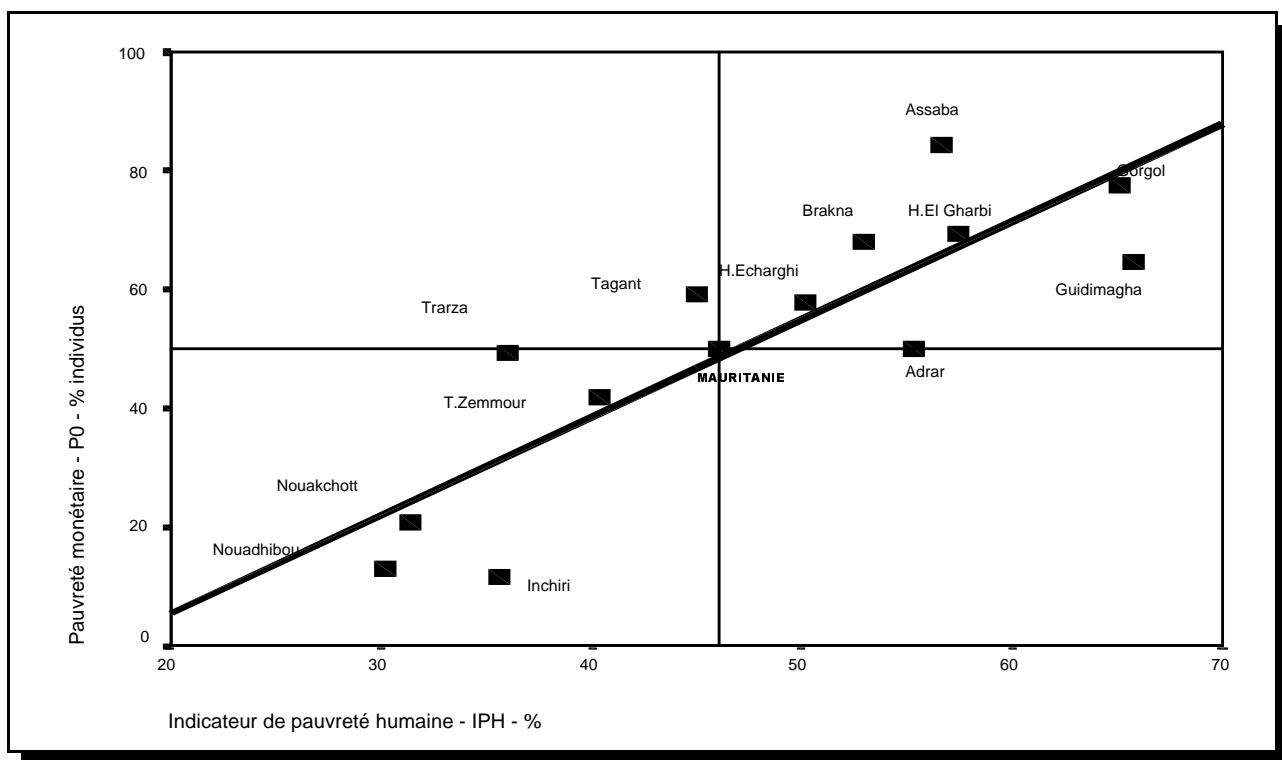
<sup>83</sup> Ces dernières sont indiquées par un (\*) dans le tableau.

wilayas apparaissent. Le premier groupe, ayant le plus fort taux de pauvreté humaine — environ 65 pour-cent

**Tableau 7 : Pauvreté humaine et monétaire selon les wilayas — Mauritanie 1995-96**

Paramètre	Pauvreté non monétaire — $\alpha = 3$					Pauvreté monétaire <sup>3</sup>			
	Probabilité de décès < 40 ans — 1996	Taux d'analphabétisme — 15 ans — 1996	Individus privés d'accès eau potable — %, 1995	Individus privés d'accès services de santé — %, 1995	Taux d'insuffisance pondérale < 5 ans - 1995	Indicateur de pauvreté humaine <sup>2</sup>	Dépenses par tête — moyenne annuelle, milliers UM	Incidence de la pauvreté — P0, % individus	Ecart (IPH-P0) — %
Hodh Echarghi	33,7	53,3	74,9	57,0	40,3	50,2	73,6	57,8	-13,2
Hodh El Gharbi	38,1	64,2	85,2	65,0	38,0	57,4	53,7	69,5	-17,4
Assaba	39,8	72,0	74,5	40,0	29,1	56,7	45,9	84,3	-32,7
Gorgol	38,6	89,2	54,0	30,0	32,9	65,1	51,3	77,4	-15,9
Brakna	37,3	71,8	20,2	35,0	28,2	52,9	57,2	67,9	-22,1
Trarza	33,0	46,7	7,1	22,0	14,0	36,1	76,7	49,3	-26,8
Adrar	30,5	74,1	48,3	43,0	34,0	55,3	87,9	50,0	+10,6
D.Nouadhibou	17,3	40,6	18,7	35,0	12,7	30,2	147,8	12,9	+134,1
Tagant <sup>1</sup>	35,5	47,3	89,2	40,0	20,3	45,1*	65,4	59,1*	-23,7
Guidimagha	34,5	88,0	60,6	35,0	55,9	65,7	69,9	64,6	+1,7
Tiris Zemmour <sup>1</sup>	30,5	54,5	,0	38,0	17,3	40,3*	88,3	41,8*	-3,6
Inchiri <sup>1</sup>	22,9	47,1	14,3	35,0	30,0	35,6*	26,2	11,6*	+206,9
Nouakchott	21,2	42,6	,6	30,0	23,3	31,4	131,8	20,6	+54,4
Ensemble	30,5	60,7	36,0	39,0	28,2	46,0	88,1	50,0	-8,0

(1) Pour les wilayas du Tagant, de Tiris Zemmour et de l'Inchiri, le calcul de l'IPH - tout comme celui de P0 - est incertain compte tenu du faible



**Figure 8 : Pauvreté humaine — IPH — et pauvreté monétaire — P0 — selon les wilayas — Mauritanie 1995-96**

nombre de ménages, 64, 54 et 9, respectivement. Elles sont notées avec un (\*) ; (2) L'IPH global n'est pas égal à la moyenne des IPH partiels ; (3) Seuil international de 370 dollars et facteur d'échelle =1.

Sources : A partir des bases de données de l'enquête intégrale 1995-96 et de l'enquête UNICEF-DRH 1995 — pondération normalisée ; Ministère de la santé et des affaires sociales (1995) ; estimation.

— englobe les wilayas de Gorgol et Guidimagha. Ces deux wilayas se caractérisent par le très fort taux d'analphabétisme — près de 90 pour-cent. Le

deuxième groupe rassemble les wilayas de Hodh Echarghi, Hodh ElGharbi, Assaba, Brakna, Tagant et Adrar, ces dernières ayant une valeur de l'IPH comprise entre 45 et 57 pour-cent environ. Ce groupe

de wilayas semble le plus affecté par l'analphabétisme et le manque d'eau potable. Dans le troisième groupe, on trouve les wilayas ayant un assez faible degré de pauvreté humaine — entre 30 et 40 pour-cent — Trarza, Nouadhibou, Tiris Zemmour, Inchiri et Nouakchott.

En deuxième lieu, s'il existe une assez bonne corrélation entre l'intensité de la pauvreté humaine et le taux de pauvreté monétaire selon les wilayas, de nombreuses disparités apparaissent. En effet, on peut observer que, d'une manière générale, les wilayas les plus pauvres monétairement sont aussi les plus exposées en termes de déficit de développement humain. Ainsi, les wilayas de Gorgol et Guidimagha ont un ratio de pauvreté compris entre 65 et 75 pour-cent environ. Mais, parmi le premier groupe précédemment identifié, seul le Gorgol appartient à la catégorie de wilayas ayant l'un des plus hauts taux de pauvreté monétaire de Mauritanie. Cela implique des chevauchements entre les dimensions du bien-être — matériel et non matériel — sauf pour les wilayas du troisième groupe.

La figure 8 exprime assez nettement cette situation. Alors que la relation entre la pauvreté monétaire — ordonnée — et la pauvreté non monétaire — abscisse — exhibe un bon degré de liaison — matérialisé par la droite ascendante<sup>84</sup> —, on observe que cinq wilayas seulement réussissent mieux en termes de revenu qu'en termes de développement humain. Il s'agit de Nouakchott, Nouadhibou, Inchiri, Adrar et Guidimagha. Par contre, pour toutes les autres wilayas, l'inverse prévaut, le différentiel entre l'IPH et le ratio de pauvreté étant compris, la plupart du temps, entre -15 et -25 pour-cent — tableau 8, dernière colonne.

En définitive, sous les réserves précédemment indiquées — en particulier, hypothèses de travail, comparabilité des indicateurs —, la présente étude montre, pour la Mauritanie, l'opportunité d'une approche multidimensionnelle pour ordonner les états sociaux.

Dans ce contexte, à l'aide d'une analyse factorielle, on peut tenter d'identifier des dimensions de la pauvreté susceptibles de simplifier l'explication du phénomène. Pour chaque wilaya, les variables prises en compte sont les indicateurs partiels non monétaires — probabilité de décès avant l'âge de 40 ans, taux d'analphabétisme des adultes, non accès à l'eau potable, non accès aux services de santé et insuffisance pondérale des moins de 5 ans — et la pauvreté monétaire — affichés au tableau 7. L'examen de la matrice de corrélation inhérente à ces variables montre que les corrélations entre ces dernières sont élevées — notamment entre la pauvreté

monétaire, d'une part, et l'analphabétisme et la probabilité de décès avant 40 ans, d'autre part —, ce qui suggère la présence de facteurs communs permettant de spécifier la pauvreté<sup>85</sup>. La procédure d'extraction des facteurs en composantes principales suggère la prise en compte de deux facteurs, contribuant à 81 pour-cent de la variance expliquée. A cet égard, la matrice factorielle montre que la pauvreté, la probabilité de décès et l'accès à l'eau ont des coefficients de corrélation supérieurs à 0,8 avec le premier facteur. D'une manière générale, pour la plupart des variables — sauf la nutrition — la proportion de variance expliquée par les facteurs communs est élevée — 80 à 90 pour-cent. En fait, la rotation matricielle — tableau A5 en annexes — et sa représentation graphique — figure A1 en annexes — suggèrent que la pauvreté, l'analphabétisme et la probabilité de décès avant 40 ans sont très corrélées avec le premier facteur, alors que l'accès à l'eau potable et la proximité des centres de santé sont fortement corrélés avec le deuxième facteur. Dans conditions, la pauvreté en Mauritanie pourrait être représentée par deux dimensions. D'une part, l'accès à des biens et services privés et publics — pauvreté monétaire et accès à certains biens collectifs, notamment l'éducation et la santé, — et, d'autre part, l'accès à des infrastructures stratégiques — eau potable, centres de santé.

## 6. Conclusion

L'appréhension de la pauvreté en Mauritanie est considérablement influencée par les choix méthodologiques effectués. Telle est la principale conclusion qui émane de la présente recherche. Premièrement, l'analyse montre que la fixation d'une ligne de pauvreté monétaire fondée sur l'équivalent international de 370 dollars ne correspond au coût des besoins de base inhérent aux modèles de consommation locaux et aux besoins nutritionnels. En effet, la spécification d'une ligne de pauvreté déterminée à partir des besoins de base — alimentaires et non alimentaire — génère un ratio de pauvreté national beaucoup plus faible et proche de ce qui est appelé l'extrême pauvreté — 41,5 pour-cent des ménages au lieu de 51,4 pour-cent. Par ailleurs, cette nouvelle approche de la pauvreté modifie sensiblement la configuration des profils de pauvreté — accentuation de l'incidence relative de la pauvreté rurale, comparativement à la pauvreté urbaine,

<sup>85</sup> Le test de Barlett est égal à 56,28 au seuil de signification de 0,000. De ce fait, il est improbable que tous les termes de la diagonale de matrice de corrélation soient égaux à un, et que tous les autres termes soient nuls.

<sup>84</sup> Le coefficient  $R^2$  est égal à 0,73.

rehaussement de la précarité relative des indépendants agricoles.

Deuxièmement, malgré certaines réserves, l'analyse, fondée sur l'estimation d'une courbe d'Engel, suggère qu'un facteur d'échelle de 0,55, prenant en compte les économies d'échelle dans les ménages, semble être une hypothèse plausible dans le cas mauritanien. De ce fait, l'introduction d'une échelle d'équivalence inférieure à un a d'importantes conséquences quant à la mesure de la pauvreté, bien qu'elle ne modifie que marginalement l'ampleur de cette dernière, en termes de ménages au niveau national, par rapport à l'approche du coût des besoins de base. Ainsi, le facteur d'échelle de 0,55 rehausse les mesures de la pauvreté liées au seuil international de 370 dollars, réduit la pauvreté appréhendée par rapport aux individus, diminue relativement l'incidence et la profondeur de la pauvreté urbaine et, surtout, tend à modifier la relation entre la pauvreté et le genre. A cet égard, il importe de souligner que l'impact du facteur d'échelle inférieur à un tend à être plus élevé lorsque la profondeur de la pauvreté est prise en considération.

Troisièmement, la ligne de pauvreté fondée sur le coût des besoins de base altère quelque peu la perception habituelle de l'évolution de la pauvreté — bien que la tendance générale soit cohérente avec le contexte macroéconomique récent et l'estimation des élasticités de pauvreté. Par rapport au seuil international de 370 dollars, l'approche des besoins de base suggère un recul sensiblement plus élevé de la pauvreté au cours de la période 1990-96 : -34,9 pour-cent — contre de -19,8 pour-cent — résultat par ailleurs inférieur à celui qui prévaut lorsque la ligne d'extrême pauvreté est introduite — -40,4 pour-cent. En outre, la prise en compte du facteur d'échelle de 0,55 accentue encore cette incertitude, notamment selon les régions et le genre.

Quatrièmement, les objections formulées à l'encontre de l'approche de la pauvreté monétaire ont conduit à proposer une appréhension des manques en termes de progrès social à l'aide d'indicateurs non monétaires, notamment l'indicateur de pauvreté humaine du Programme des Nations unies pour le développement. A cet égard, l'analyse selon les régions et les wilayas montre une proximité du taux de pauvreté monétaire et du degré général de pauvreté humaine, bien que ces deux grandeurs ne soient pas réellement comparables et que de nombreuses disparités demeurent. Cela signifie que les aspects monétaires de la pauvreté ont la capacité d'exprimer, en termes quantitatifs, les déficits en ce qui concerne le développement humain. En fait, les deux indicateurs apparaissent complémentaires, et chacun a un rôle particulier en termes de politique économique. Par conséquent, la présente étude suggère l'opportunité d'une approche

multidimensionnelle de la pauvreté pour ordonner les états sociaux en Mauritanie.

### Références bibliographiques

Banque mondiale 1990. *Rapport sur le développement dans le monde. La Pauvreté*, Washington, Banque mondiale.

Banque mondiale 1995. *Rapport sur le développement dans le monde 1995. Le monde du travail dans une économie sans frontières*, Washington, Banque mondiale.

Banque mondiale 1997. *World development indicators 1997*, Washington, Banque mondiale.

Bidani, B., Ravallion, M. 1994. "How robust is a poverty profile?", *The world bank economic review*, vol.8, n°1.

Bruno, M., Ravallion, M., Squire, L. 1995. *Equity and growth in developing countries: old and new perspectives on the policy issues*, Washington, Banque mondiale.

Carvahlo, S., White, H. 1997. *Combining the quantitative and qualitative approaches to poverty measurement and analysis. The practice and the potential*, Washington, technical paper n°366, Banque mondiale.

Charckravarty, S.R., Mukherjee, D., Ranade, R.R. 1997. *On the family of subgroups and factor decomposable measures of multidimensional poverty*, Bordeaux, Séminaire de l'URA, Université Montesquieu - Bordeaux IV.

Citro, C.F., Michael, R.T. 1995. *Measuring poverty: a new approach*, Washington, National academic press

Clark, S.R., Hemming, R., Ulph, D. 1981. "On indices for poverty measurement", *Economic Journal*.

Deaton, A. 1997. *The analysis of household surveys*, Baltimore, The Johns Hopkins university press,

Foster, J.E., Greer, J., Thorbecke, E. 1984. "A class of decomposable poverty measure", *Econometrica*, n°52.

Fao 1992. *Les besoins énergétiques de l'homme. Manuel à l'usage des planificateurs et des nutritionnistes*, Paris, Economica.

Fao 1995. *Gestion des programmes d'alimentation des collectivités*, Rome, Etudes Fao alimentation et nutrition 23, Fao.

Grootaert, C., Kanbur, R. 1995. "The lucky few amidst economic decline: distributional change in Côte d'Ivoire as seen through panel data sets, 1985-88", *Journal of development studies*, vol.31, n°4.

- Haddad, L., Kanbur, R. 1990. *Are better-off households more or less unequal*, Washington, working paper WPS 373, Banque mondiale.
- Hyde, K.A.L. 1993. "Sub-Saharan Africa", dans l'ouvrage publié sous la direction de Hill, A., King, E.M.: *Women's education in developing countries*, London, The Johns Hopkins University Press.
- Institut national de la statistique 1996. *Profil de pauvreté en Côte d'Ivoire, 1993 et 1995*, Abidjan, document de travail, Institut national de la statistique.
- Kakwani, N., Subbarao, K. 1992. "Rural poverty and its alleviation in India: a discussion", *Economic and political weekly*, mars.
- Kakwani, N. 1990. Testing for significance of poverty differences. With application to Côte d'Ivoire, Washington, LSMS, working papers n°62, Banque mondiale.
- . 1993. "Poverty and economic growth with application to Côte d'Ivoire", *Review of income and wealth*, série 39, n°2, juin.
- Kanbur, R. 1985. *Poverty: measurement, alleviation and the impact of macroeconomics adjustment*, Essex, discussion paper n°125, England, University of Essex.
- . 1990. *La pauvreté et les dimensions sociales de l'ajustement structurel en Côte-d'Ivoire*, Washington, document de travail n°2, analyse socio-économique, Banque mondiale.
- Lachaud, J.-P. 1994. *Pauvreté et marché du travail urbain en Afrique subsaharienne : analyse comparative*, Genève, Institut international d'études sociales.
- . 1995. "Marché du travail et exclusion sociale dans les capitales d'Afrique francophone : quelques éléments d'analyse", *Revue Tiers-Monde*, t.XXXVI, n°142, avril-juin.
- . 1997a. *Pauvreté, vulnérabilité et marché du travail au Burkina Faso*, Bordeaux, série de recherche n°2, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- . 1997b. *Croissance économique, pauvreté, et inégalité des revenus en Afrique subsaharienne*, Bordeaux, document de travail n°11, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- . 1997c. *Pauvreté, dimension des ménages et genre au Burkina Faso*, Bordeaux, document de travail n°17, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- . 1997d. *La pauvreté en Mauritanie*, Nouakchott, Programme des nations unies pour le développement.
- . 1997e. *Les femmes et le marché du travail en Afrique subsaharienne*, Paris, l'Harmattan, Etudes africaines.
- Lanjouw, P., Ravallion, M. 1995. Poverty and household size, *The economic journal*, 105, novembre.
- Lanjouw, J.O., Lanjouw, P. 1996. *Poverty comparisons with non-compatible data: theory and illustration*, Washington, policy research working paper, Banque mondiale.
- Ministère de la santé et des affaires sociales 1996. *Annuaire des statistiques sanitaires, année 1995*, Nouakchott, Mauritanie.
- Mkay, A., Houeibib, C.A.O 1992. *Profil de pauvreté en Mauritanie I*, Nouakchott, Ministère du plan, février.
- Moser, C.O.N. 1996. *Confronting crisis. A comparative study of household responses to poverty and vulnerability in four poor urban communities*, Washington, ESD, n°8.
- Nations unies 1993. *Evaluation de l'état nutritionnel des jeunes enfants par voie d'enquêtes auprès des ménages*, New York, DP/UN/INT-89X06/8F, Nations unies.
- Nicholson, J.L. 1976. "Appraisal of different methods of estimating equivalence scales and their result", *Review of Income and Wealth*, n°22.
- Oms 1997. *La troisième évaluation de la mise en oeuvre de la stratégie santé pour tous d'ici l'an 2000*, Nouakchott, avril, Mauritanie.
- Ons 1997. *Profil de pauvreté en Mauritanie 1996*, Nouakchott, volume I, Ministère du plan, mai.
- Pnud 1995a. *Rapport mondial sur le développement humain 1995*, Paris, Economica.
- . 1995b. *From equity to poverty. An empowering and enabling strategy*, New York.
- . 1995c. *Poverty eradication: a policy framework for country strategies*, New York.
- . 1996a. *Rapport mondial sur le développement humain 1996*, Paris, Economica.
- . 1996b. *Rapport sur le développement humain durable 1996. Mauritanie*, Nouakchott, Pnud.
- . 1997. *Rapport mondial sur le développement humain 1997*, Paris, Economica.
- Ravallion, M., Datt, G. 1991. *Growth and redistribution components of changes in poverty measures. A decomposition with applications to Brazil and India in the 1990s*, Washington, LSMS, working papers n°83, Banque mondiale.

Ravallion, M. 1992. *Poverty comparisons. A guide to concepts and methods*, Washington, LSMS, working papers n°88, Banque mondiale.

—. 1995. *Issues in measuring and modeling poverty*, Washington, policy research working paper, Banque mondiale.

République islamique de Mauritanie 1994. *Stratégie de lutte contre la pauvreté en Mauritanie : éléments pour un plan d'action*, Nouakchott.

—. *Document cadre de politique économique 1996-98*, Nouakchott.

Rodgers, G., Gore, Ch., Figueiredo, J.B. 1995. *Social exclusion: rhetoric, reality, responses*, Genève, Institut international d'études sociales, Programme des nations unies pour le développement.

Sen, A. 1976. "Poverty: an ordinal approach to measurement", *Econometrica*, vol. 44, n°2.

—. 1987. *The standard of living*. Amsterdam, North-Holland.

Székely, M. 1995. "Poverty in Mexico during adjustment", *Review of income and wealth*, série 41, n°3, septembre.

Watts, H.W. 1968. "An economic definition of poverty", dans l'ouvrage publié sous la direction de Moynihan, D.P., *On understanding poverty*, New York, Basic books.

Woolley, R.R., Marshall, J. 1994. "Measuring inequality within the household", *Review of income and wealth*, série 40, n°4, décembre.

## Annexes

Tableau A1 : Estimation des lignes de pauvreté régionales en termes de biens alimentaires — Mauritanie 1990

Paramètre	$X^R$ (g/jour/ tête) <sup>1</sup>	k (cal/ 100g) <sup>2</sup>	$k^R = k \cdot X^R$ (calories/ jour)	$X' = X^R \cdot \sum k'$ $\sum k^R = X^R$ (g/jour)	$k' = X' \cdot k$ (calories/ jour)	Prix/g = $P^R$ (Autre rural) <sup>4</sup>	Coût/an/tête $C^i = 365 \cdot P^i \cdot X^i$ (Autre rural) <sup>4</sup> (j = R)	Coût/an/tête $C^i = 365 \cdot P^i \cdot X^i$ (Rural fleuve) <sup>4</sup> (j = 3; #R)	Coût/an/tête $C^i = 365 \cdot P^i \cdot X^i$ (Autres villes) <sup>4</sup> (j = 2; #R)	Coût/an/tête $C^i = 365 \cdot P^i \cdot X^i$ (Nouak- chott) <sup>4</sup> (j = 1; #R)
Mil	114,3	341	389,8	284,0	968,4	0,0376	3 905	3 143	4 392	3 994
Sucre	109,7	400	438,8	272,6	1 090,4	0,0781	7 771	7 500	7 992	8 193
Thé	9,5	25	2,4	23,7	5,9	0,5998	5 189	5 007	5 336	5 470
Sel	10,7	35	3,7	26,6	9,3	0,2000	1 935	1 874	1 997	2 047
Viande (boeuf)	16,1	115	18,5	40,0	46,0	0,3547	5 179	4 998	5 326	5 460
Total - e = 1	-	-	853,2	-	2120	-	23 979	22 522	25 043	25 164
k' (besoins nutritionnels)	-	-	2120 <sup>3</sup>	-	-	-	-	-	-	-
Total - e = 0,55 <sup>5</sup>	-	-	-	-	-	-	49 749	46 726	51 956	52 207

(1) Le ménage de référence est localisé dans la région "autre rural" et englobe deux adultes et trois enfants de moins de 15 ans. Voir le texte pour la détermination de ce ménage de référence ; (2) FAO [1995] ; (3) Voir le texte pour la détermination de ce niveau de référence ; (4) Le prix du mil est déterminé selon les données régionales, alors que pour les autres biens — sauf ceux de la région de référence —, un indice du coût régional de la vie a été utilisé. Voir McKay, Houeibib [1992] ; (5) Le facteur d'économie d'échelle 0,55 est estimé à partir de la courbe d'Engel. Il est appliqué aux dépenses totales alimentaires du ménage de référence — dépenses par tête multipliées par le nombre de personnes dans le ménage de référence.

Source : A partir des bases de données de l'enquête sur les conditions de vie des ménages 1990.

**Tableau A2 : Mesures de la pauvreté dans les ménages selon divers paramètres — facteur d'échelle = 1 —, mesures — FGT,  $\alpha > 1$ , Watts et Clark — et approches de la pauvreté — Mauritanie 1990<sup>1</sup>**

Ligne de pauvreté	Pauvreté - seuil international <sup>2</sup>					Ultra pauvreté - seuil international <sup>3</sup>					Pauvreté - coût des besoins de base <sup>4</sup>					N
	Intensité ( $\alpha = 2$ )		Mesures de Clark et col. (C <sub>B</sub> ) <sup>6</sup>		Mesure de Watts W <sup>7</sup>	Intensité ( $\alpha = 2$ )		Mesures de Clark et col. (C <sub>B</sub> ) <sup>6</sup>		Mesure de Watts W <sup>7</sup>	Intensité ( $\alpha = 2$ )		Mesures de Clark et col. (C <sub>B</sub> ) <sup>6</sup>		Mesure de Watts W <sup>7</sup>	
	Valeur	Con-tribution <sup>5</sup>	C <sub>B</sub> = 0,25	C <sub>B</sub> = 0,50		Valeur	Con-tribution <sup>5</sup>	C <sub>B</sub> = 0,25	C <sub>B</sub> = 0,50		Valeur	Con-tribution <sup>5</sup>	C <sub>B</sub> = 0,25	C <sub>B</sub> = 0,50		
	- P2					- P2					- P2					
<b>Sexe chef de ménage</b>																
Homme	19,5	69,6	3,2	9,8	46,6	15,0	68,9	2,6	7,6	33,8	16,1	69,2	2,7	8,1	36,9	1071
Femme	19,8	30,4	3,4	9,9	45,0	15,8	31,1	2,8	7,9	33,1	16,7	30,8	2,9	8,3	35,6	460
<b>Type de ménage</b>																
Monoparental	17,8	15,6	3,4	9,0	31,8	14,6	16,5	2,9	7,4	22,7	15,4	16,2	3,0	7,8	24,9	262
Nucléaire	19,0	47,3	3,2	9,6	46,5	14,5	46,2	2,5	7,4	33,4	15,5	46,4	2,6	7,8	36,3	745
Elargi	21,3	37,2	3,4	10,5	52,7	16,6	37,3	2,8	8,3	39,3	17,9	37,4	2,9	8,8	42,6	524
<b>Taille du ménage</b>																
Une personne	20,9	5,5	4,4	10,4	26,1	18,9	6,4	4,1	9,5	20,2	19,5	6,2	4,2	9,7	22,1	79
2-4 personnes	19,1	38,6	3,3	9,4	42,7	15,7	40,7	2,8	7,7	32,3	16,7	40,5	2,9	8,2	35,2	605
5-7 personnes	18,1	33,1	2,9	9,3	46,3	13,2	31,2	2,2	6,8	32,5	14,3	31,6	2,4	7,3	35,6	549
8-10 personnes	23,3	17,7	3,7	11,7	59,1	17,3	16,9	2,9	8,9	42,5	18,4	16,8	3,0	9,3	45,2	227
>10 personnes	21,9	5,2	3,5	11,1	55,0	16,1	4,9	2,8	8,4	39,5	17,1	4,9	2,9	8,8	42,5	71
<b>Statut du chef de ménage sur le marché du travail</b>																
Salarié protégé	5,7	4,0	1,0	3,2	13,7	3,7	3,4	0,7	2,1	8,1	3,6	3,1	0,7	2,0	7,9	211
Salarié non protégé	26,0	9,1	4,0	12,7	70,4	21,3	9,6	3,6	10,4	55,8	22,4	9,4	3,7	10,8	58,6	105
Indépendant non agricole	7,8	5,2	1,3	4,4	20,1	4,9	4,3	0,9	2,9	12,3	4,8	3,9	0,9	2,8	11,9	202
Indépendant agricole	28,3	32,6	4,7	13,9	69,8	22,4	33,1	3,8	11,2	52,7	24,5	34,0	4,1	12,2	59,2	345
Chômeur déclaré	16,9	5,6	2,9	8,9	39,3	12,2	5,2	2,1	6,3	25,5	12,7	5,1	2,2	6,6	27,1	100
Chômeur marginal	26,4	10,5	4,2	12,8	66,1	21,01	10,7	3,4	10,3	50,2	22,2	10,6	3,6	10,8	53,8	119
Inactif	22,0	33,0	3,8	11,0	45,4	17,5	33,7	3,2	8,8	32,6	18,8	33,8	3,3	9,3	35,9	449
<b>Région</b>																
Nouakchott	5,5	7,3	0,9	3,3	17,1	2,9	5,0	5,1	1,8	9,6	2,0	3,2	0,4	1,3	6,8	395
Autres villes	9,7	9,1	1,8	5,3	23,7	6,9	8,3	1,3	3,8	15,8	6,5	7,4	1,3	3,6	14,8	281
Rural fleuve	30,2	20,8	4,6	14,7	83,7	23,7	20,9	3,7	11,6	64,3	27,7	22,9	4,3	13,6	76,4	206
Rural autre	29,1	62,8	4,9	14,2	61,6	23,7	65,9	4,2	11,7	46,2	25,5	66,4	4,5	12,6	51,3	649
<b>Milieu</b>																
Urbain	7,2	16,3	1,3	4,1	19,8	4,6	13,2	0,9	2,6	12,1	3,9	10,6	0,7	2,2	10,4	676
Rural	29,3	83,7	4,9	14,3	66,9	23,7	86,8	4,1	11,7	50,5	26,0	89,4	4,4	12,8	57,3	855
Ensemble	19,6	100,0	3,3	9,8	46,1	15,2	100,0	2,7	7,7	33,6	16,3	100,0	2,8	8,1	36,5	1531



(1) Toutes les mesures ont été multipliées par 100 ; (2) Indices de la classe Foster, Greer et Thorbecke. Ligne de pauvreté de 370 dollars — en prix constants de 1985 — par tête et par an, soit 32 800 ouguiyas en 1988 au taux de change approximatif de 1 dollar = 75 ouguiyas et en utilisant un taux d'inflation de 17,7 pour cent entre 1985 et 1988. En tenant compte d'un taux d'inflation de 8,6 pour cent entre 1988 et 1990, la ligne de pauvreté en 1990 est estimée à 35 621 ouguiyas. (3) Indices de la classe Foster, Greer et Thorbecke. Ligne de pauvreté de 275 dollars — en prix constants de 1985 — par tête et par an, soit 24 400 ouguiyas en 1988 au taux de change approximatif de 1 dollar = 75 ouguiyas et en utilisant un taux d'inflation de 17,7 pour cent entre 1985 et 1988. En tenant compte d'un taux d'inflation de 8,6 pour cent entre 1988 et 1990, la ligne de pauvreté en 1990 est estimée à 26 498 ouguiyas ; (4) Indices de la classe Foster, Greer et Thorbecke. Lignes de pauvreté calculées selon la méthode du coût des besoins de base : 28674, 27322, 32400 et 35791 par tête et par an, respectivement, dans le rural autre, le rural fleuve, les autres villes et Nouakchott ; (5) Contribution relative  $C_{ij}$  ; (6) Les mesures de la pauvreté de Clark et col. ont la forme générale :  $C_B = 1/b \int^z [1 - (x/z)^b] f(x) dx$  ; (7) La mesure de la pauvreté de Watts a la forme générale :  $W = \int^z (\log z - \log x) f(x) dx$ .

Source : A partir des bases de données de l'enquête sur les conditions de vie des ménages 1990.

**Tableau A3 : Coefficients de régression des estimations par les moindres carrés des courbes d'Engel des ménages selon les régions ; coût des besoins de base avec  $e = 0,55$  — Mauritanie 1990<sup>1</sup>**

	Nouakchott		Autres villes		Rural fleuve		Autre rural	
	$\beta$	$t^2$	$\beta$	$t^2$	$\beta$	$t^2$	$\beta$	$t^2$
<b>Constante</b>	0,59445*	6,050	0,75397*	8,412	0,93516*	10,980	0,81352*	16,504
<b>Log (depense/coût besoins alimentaires)<sup>3</sup></b>	0,06605*	4,542	0,04068*	2,545	0,04920*	4,009	0,01240	1,376
<b>[Log (depense/coût besoins alimentaires)]<sup>2</sup></b>	-0,02504*	-5,981	-0,04433*	-7,702	-0,02876*	-4,927	-0,02868*	-7,059
<b>Education chef de ménage<sup>4</sup></b>								
Primaire	-0,06171*	-1,982	-0,10302*	-2,303	-0,00013	-0,002	0,01369	0,130
Secondaire	-0,12207*	-3,650	-0,11685*	-2,433	-0,12685	-0,982	-0,05816	-0,639
Supérieur	-0,10541**	-1,900	-0,16264	-1,362	0,17617	1,112	-0,00639	-0,071
<b>Démographie<sup>5</sup></b>								
Enfants — <5 ans	0,13930	1,265	0,03358	0,284	-0,01116	-0,084	0,01732	0,241
Enfants — 5-14 ans	0,07511	0,696	0,05982	0,544	0,00806	0,075	0,10444	1,678
Adultes — 15-60 ans	0,04822	0,471	-0,10362	-1,065	-0,14084	-1,495	-0,04635	-0,795
<b>Statut matrimonial chef de ménage</b>								
Marié	0,01664	0,649	0,02549	0,600	-0,03492	-0,684	0,00248	0,076
<b>Sexe chef de ménage</b>								
Homme	-0,04392**	-1,814	0,02217	0,513	-0,01051	-0,213	0,01044	0,318
<b>R<sup>2</sup> ajusté</b>		0,1500		0,2556		0,1965		0,0816
<b>F (sig F)</b>		7,9539 (0,000)		10,4126 (0,000)		5,9160 (0,000)		6,3454 (0,000)
<b>N</b>		395		275		202		602

(1) La variable dépendante est la proportion des dépenses alimentaires dans la dépense totale des ménages ; (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur-type ; (3) Il s'agit du rapport de la dépense totale — alimentaire et non alimentaire — sur le coût du panier de biens des besoins nutritionnels de base ; (4) Base = sans instruction ; (5) Les variables inhérentes à la démographie sont fondées sur la proportion de personnes dans chaque catégorie. Pour éviter les problèmes de singularité, les personnes de plus de 60 ans sont exclues.

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

Source : A partir des bases de données de l'enquête sur les conditions de vie des ménages 1990.

**Tableau A4 : Comparaisons de la profondeur de la pauvreté dans les ménages entre 1990 et 1996 selon divers paramètres — facteur d'échelle = 1 ; 0,55 — et approches de la pauvreté — Mauritanie<sup>1</sup>**

Ligne de pauvreté	Pauvreté - seuil international <sup>2</sup>			Ultra pauvreté - seuil international <sup>3</sup>			Pauvreté - coût des besoins de base <sup>4</sup> - dépenses réelles 1996 base 1990 <sup>7</sup>			N (ménages)	
	Profondeur ( $\alpha = 1$ )		$\Delta(1996/90)$	Profondeur ( $\alpha = 1$ )		$\Delta(1996/90)$	Profondeur ( $\alpha = 1$ )		$\Delta(1996/90)$	19-90	19-96 <sup>8</sup>
	1990	1996		1990	1996		1990	1996			
<b>Facteur d'échelle = 1</b>											
<b>Sexe chef de ménage</b>											
Homme	27,4	15,7	-42,7	21,1	9,2	-56,4	21,8	10,0	-54,1	1071	2558
Femme	30,3	11,4	-62,4	23,6	6,1	-74,2	24,0	6,4	-73,3	460	853
<b>Statut du chef de ménage sur le marché du travail</b>											
Salarié protégé	8,0	4,4	-45,0	6,3	1,6	-74,6	4,9	1,4	-71,4	211	241
Salarié non protégé	35,9	9,7	-73,0	28,8	5,5	-80,9	28,9	5,7	-80,3	105	362
Indépendant non agricole <sup>5</sup>	13,7	12,3	-10,2	8,5	7,5	-11,8	7,9	7,7	-2,5	202	445
Indépendant agricole <sup>6</sup>	38,9	22,9	-41,1	31,0	14,1	-54,5	33,1	15,7	-52,6	345	955
Chômeur déclaré	27,1	6,5	-76,0	19,3	2,9	-85,0	19,1	2,1	-89,0	100	153
Chômeur marginal	37,5	-	-	29,3	-	-	30,4	-	-	119	-
Inactif	32,2	13,4	-58,4	25,6	7,3	-71,5	26,3	7,8	-70,3	449	1255
<b>Région</b>											
Nouakchott	10,9	3,2	-70,6	5,8	1,1	-81,0	3,8	0,4	-89,5	395	959
Autres villes	15,0	8,6	-42,7	9,9	4,4	-55,6	9,1	3,1	-65,9	281	546
Rural fleuve	43,0	16,1	-62,6	34,7	9,0	-74,1	39,6	10,6	-73,2	206	528
Rural autre	40,0	24,3	-39,3	32,7	14,9	-54,4	34,2	16,9	-50,6	649	1378
<b>Milieu</b>											
Urbain	12,9	5,2	59,7	7,5	2,3	-69,3	6,0	1,4	-76,7	676	1907
Rural	39,8	22,0	-44,7	33,2	13,2	-60,2	35,5	15,1	-57,5	855	1504
Ensemble	28,3	14,6	-48,4	21,9	8,4	-61,6	22,5	9,1	-59,6	1531	3411
<b>Facteur d'échelle = 0,55</b>											
<b>Sexe chef de ménage</b>											
Homme	27,4	14,1	-48,5	21,1	7,9	-62,6	21,8	8,3	-61,9	1071	2558
Femme	30,3	13,7	-54,8	23,6	7,9	-66,5	24,0	7,9	-67,1	460	853
<b>Statut du chef de ménage sur le marché du travail</b>											

Salarié protégé	8,0	2,5	-68,8	6,3	1,0	-84,1	4,9	1,0	-79,6	211	241
Salarié non protégé	35,9	8,9	-75,2	28,8	5,2	-81,9	28,9	5,1	-82,4	105	362
Indépendant non agricole <sup>5</sup>	13,7	12,0	-12,4	8,5	7,2	-15,3	7,9	7,2	-8,9	202	445
Indépendant agricole <sup>6</sup>	38,9	20,3	-47,8	31,0	11,7	-62,3	33,1	12,5	-62,2	345	955
Chômeur déclaré	27,1	4,9	-81,9	19,3	2,0	-89,6	19,1	1,3	-93,2	100	153
Chômeur marginal	37,5	-	-	29,3	-	-	30,4	-	-	119	-
Inactif	32,2	14,8	-54,0	25,6	8,1	-68,4	26,3	8,4	-68,1	449	1255
<b>Région</b>											
Nouakchott	10,9	2,3	-78,9	5,8	0,7	-87,9	3,8	0,2	-94,7	395	959
Autres villes	15,0	8,1	-46,0	9,9	3,8	-61,6	9,1	2,6	-71,4	281	546
Rural fleuve	43,0	15,5	-64,0	34,7	8,3	-76,1	39,6	9,8	-75,3	206	528
Rural autre	40,0	24,0	-40,0	32,7	14,4	-56,0	34,2	15,4	-55,0	649	1378
<b>Milieu</b>											
Urbain	12,9	4,4	-65,9	7,5	1,8	-76,0	6,0	1,1	-81,7	676	1907
Rural	39,8	21,6	-45,5	33,2	12,7	-61,7	35,5	13,9	-60,8	855	1504
Ensemble	28,3	14,0	-50,5	21,9	7,9	-63,9	22,5	8,2	-63,6	1531	3411

(1) Toutes les mesures ont été multipliées par 100 ; (2) Ligne de pauvreté de 370 dollars — en prix constants de 1985 — par an et par an, soit 32 800 ouguiyas en 1988 au taux de change approximatif de 1 dollar = 75 ouguiyas et en utilisant un taux d'inflation de 17,7 pour cent entre 1985 et 1988. En tenant compte d'un taux d'inflation de 8,6 pour cent entre 1988 et 1990, la ligne de pauvreté en 1990 est estimée à 35 621 ouguiyas. En tenant d'un taux d'inflation de 40,9 pour cent entre 1990 et 1995-96, le seuil de pauvreté international en 1996 est estimé à 53 841 ouguiyas. Par la suite, en tenant compte du facteur d'échelle de 0,55, la ligne d'ultra pauvreté est de 75362 ouguiyas par an et par équivalent adulte. (3) Ligne de pauvreté de 275 dollars — en prix constants de 1985 — par tête et par an, soit 24 400 ouguiyas en 1988 au taux de change approximatif de 1 dollar = 75 ouguiyas et en utilisant un taux d'inflation de 17,7 pour ce nt entre 1985 et 1988. En tenant compte d'un taux d'inflation de 8,6 pour cent entre 1988 et 1990, la ligne de pauvreté en 1990 est estimée à 26 498 ouguiyas. En tenant d'un taux d'inflation de 40,9 pour cent entre 1990 et 1995-96, le seuil d'ultra pauvreté international en 1996 est estimé à 40 709 ouguiyas. Par la suite, en tenant compte du facteur d'échelle de 0,55, la ligne d'ultra pauvreté est de 56 061 ouguiyas par an et par équivalent adulte ; (4) Ligne de pauvreté calculée selon la méthode du coût des besoins de base et ajustée par le taux d'inflation de 40,9 pour cent entre 1990 et 1995-96 : 40 402, 38 498, 45 651 et 50 430 ouguiyas par équivalent adulte et par an, respectivement, dans le rural autre, le rural fleuve, les autres villes et Nouakchott. Par la suite, en tenant compte du facteur d'échelle de 0,55 et d'un taux d'inflation de 40,9 pour cent entre 1990 et 1995-96, la ligne de pauvreté selon les besoins de base est de 82116 ouguiyas par an et par équivalent adulte dans le "rural autre". Les dépenses réelles sont ajustées selon le déflateur des lignes de pauvreté de 1990 ; (5) Rural et urbain ; (6) Y compris éleveurs et autres actifs; (7) La prise en compte des dépenses réelles de 1996 base 1996 n'entraîne pas de différence majeure ; (8) Pondération normalisée.

Source : A partir des bases de données des enquêtes sur les conditions de vie des ménages 1990 et 1996.

**Tableau A5 : Analyse factorielle de la pauvreté : matrice factorielle transformée — Mauritanie 1996**

Facteur Variable	Facteur 1	Facteur 2
Incidence pauvreté monétaire	0,92479	0,21276
Analphabétisme	0,90554	0,05177
Probabilité décès < 40 ans	0,87281	0,27058
Insuffisance pondérale < 5 ans	0,54694	0,50448
Accès aux centres de santé	-0,00955	0,95845
Accès à l'eau potable	0,47711	0,77468

Source : tableau 7.

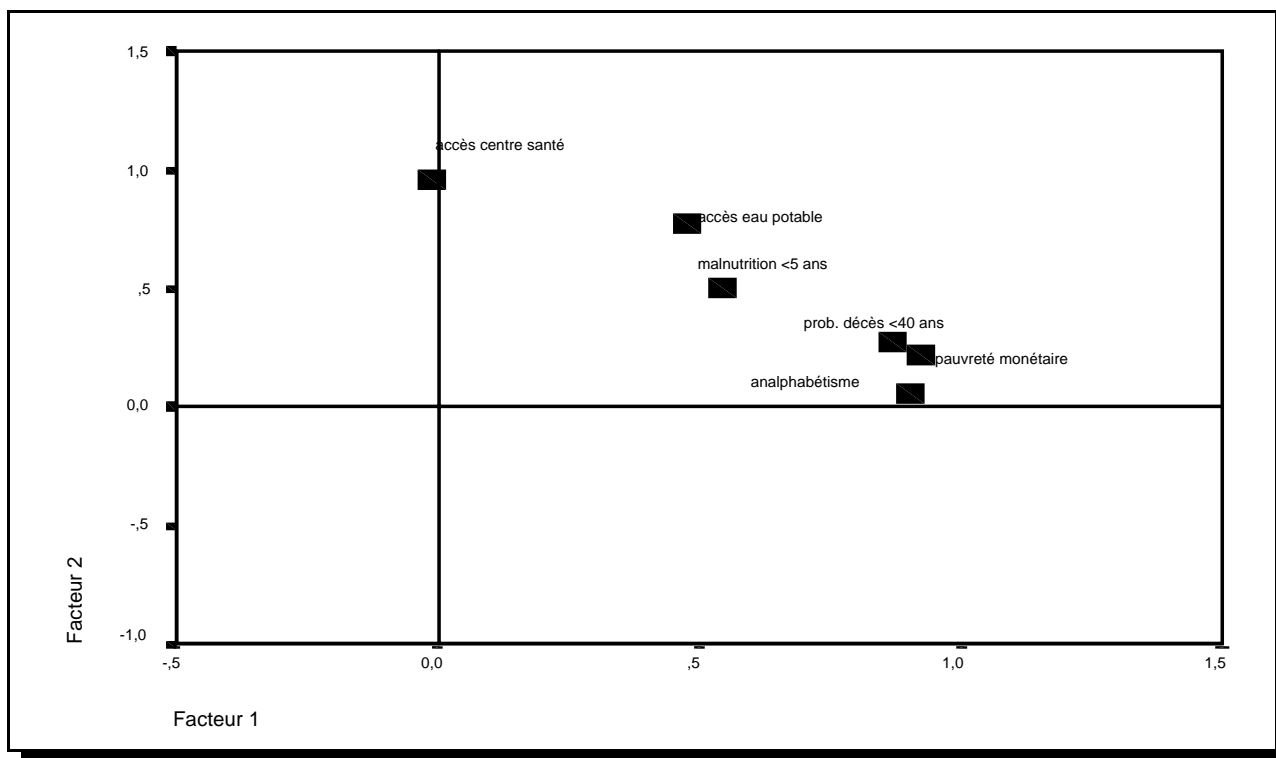


Figure A1 : Représentation graphique de la matrice factorielle transformée – Mauritanie 1996