

# Les différences spatiales de pauvreté en Mauritanie : un test de dominance

par

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

## **Résumé**

Un test de dominance stochastique permet d'appréhender les différences spatiales de pauvreté en Mauritanie, à partir de deux enquêtes nationales auprès des ménages, réalisées en 1990 et 1995-96. Les résultats montrent une relative robustesse quant au classement des états sociaux en termes de pauvreté de trois groupes principaux. Par ordre décroissant de pauvreté, ces derniers sont : (i) le secteur rural du Fleuve et du Sud & Sud-Est ; (ii) les zones urbaines du Fleuve et du Sud & Sud-Est, ainsi que le milieu rural du Centre-Nord ; (iii) Nouakchott et les villes du Centre-Nord. Cette conclusion a été obtenue par rapport à une ligne de pauvreté de 40 402 ouguiyas par tête et par an — déterminée par l'approche du coût des besoins de base —, et est indépendante de la prise en compte d'un facteur d'échelle des ménages différent de l'unité. Par ailleurs, la régression de la pauvreté rurale et urbaine en Mauritanie entre 1990 et 1996 montre que, pour des mesures additives, elle est plus forte en termes relatifs dans le secteur urbain, comparativement au secteur rural, alors que l'inverse prévaut en termes absolus. En outre, la structure régionale de la pauvreté est uniquement altérée en milieu rural, la région du Fleuve s'étant appauvrie, relativement aux autres zones rurales. Par contre, l'importance relative de la pauvreté dans les villes secondaires est toujours la plus élevée par rapport à Nouakchott. De tels résultats tendraient à démontrer l'absence d'antagonisme entre les politiques d'ajustement et la réduction de la pauvreté et, en même temps, l'opportunité de focaliser les actions en direction du milieu rural afin de combattre le plus efficacement cette dernière.

## **Abstract**

Based on two national household surveys, carried out in 1990 and 1995-96, a test of stochastic dominance allows to apprehend spacial poverty differences in Mauritania. The results show a relative robustness as for the classification of the social states in terms of poverty of three principal groups. By order descending of poverty, the latter are: (i) the rural sector of the River and the South & South-East; (ii) urban zones of the River and the South & South-East, as well as the rural Center-North; (iii) Nouakchott and cities of Center-North. This conclusion was obtained with a poverty ligne of 40 402 ouguiyas per capita and per annum — determined by the approach of the cost of the basic needs —, and is independent of the taking into account of a scale factor of the households different from the unit. In addition, the regression of rural and urban poverty in Mauritania between 1990 and 1996 shows that, for additive measurements, it is stronger in relative terms in the urban sector, compared to the rural sector, whereas the reverse prevails in absolute terms. Moreover, the regional structure of poverty is only changed in rural sector, the area of the River being impoverished, relative at the other rural zones. On the other hand, the relative importance of poverty in the secondary cities is always highest compared to Nouakchott. Such results would tend to show the absence of antagonism between the policies of adjustment and the reduction of poverty and, at the same time, the advisability of focusing the actions in direction of the rural sector in order to fight the latter most effectively.

## Sommaire

<b>1.</b>	<b>Introduction</b> .....	1
<b>2.</b>	<b>Concepts, méthode et sources statistiques</b> .....	1
	1. <i>Pauvreté et dominance stochastique</i> .....	2
	2. <i>Les sources statistiques</i> .....	8
<b>3.</b>	<b>Pauvreté spatiale et dominance</b> .....	9
	1. <i>Indicateurs de pauvreté, régions et milieu</i> .....	2
	2. <i>Pauvreté, régions, milieu et dominance</i> .....	8
<b>4.</b>	<b>Dynamique spatiale de la pauvreté et dominance</b> .....	24
	1. <i>Dynamique de la pauvreté rurale et dominance</i> .....	
	2. <i>Dynamique de la pauvreté urbaine et dominance</i> .....	
<b>5.</b>	<b>Conclusion</b> .....	36
	<b>Références bibliographiques</b> .....	37
	<b>Annexes</b> .....	40

## 1. Introduction

Dans les pays en développement, la réduction de la pauvreté est une préoccupation majeure des responsables de la politique économique. A cet égard, la mise en oeuvre de politiques visant à combattre la pauvreté implique des choix entre des états sociaux liés au bien-être des individus et des ménages et, par conséquent, la possibilité d'opérer un classement entre ces derniers. Dans ce contexte, l'analyse de la pauvreté — l'une des méthodes de comparaison des caractéristiques des distributions de revenu — exige, d'une part, l'identification des pauvres parmi la population totale et, d'autre part, la construction d'un indice de pauvreté<sup>1</sup>.

En réalité, malgré les progrès réalisés au cours des dernières décennies quant aux modes d'appréhension de ces deux dimensions méthodologiques, la distinction analytique entre les questions d'identification<sup>2</sup> — la détermination d'une ligne de pauvreté — et d'agrégation<sup>3</sup> — la dérivation d'un indice de pauvreté — demeure encore nettement affirmée. Or, comme le soulignent Foster et Shorrocks, le fait de considérer séparément la génération d'indices de pauvreté — et la question implicite de l'ordre des distributions en termes de pauvreté — et l'élaboration des seuils de pauvreté peut se heurter à des difficultés pratiques, notamment lorsque l'on souhaite préciser quelle est, parmi deux distributions, celle qui exhibe le plus de pauvreté<sup>4</sup>. En effet, du point de vue des comparaisons de pauvreté, l'ambiguïté réside dans la possibilité de classements contradictoires des états sociaux pour différentes lignes de pauvreté. Toutefois,

cette difficulté peut être surmontée si les comparaisons de pauvreté sont fondées sur une variété de lignes de pauvreté. Ainsi, il sera possible de conclure qu'une distribution englobe, sans ambiguïté, moins de pauvres qu'une autre, si le classement obtenu pour une ligne de pauvreté n'est pas inversé en prenant en compte tout autre seuil admissible. Dans le cas contraire, les comparaisons de pauvreté demeurent ambiguës.

Par conséquent, malgré les efforts pouvant être réalisés quant à l'élaboration des lignes de pauvreté, il demeure utile de préciser les circonstances sous lesquelles deux distributions de revenus peuvent être ordonnées avec certitude en termes de pauvreté, de bien-être et d'inégalité<sup>5</sup>, et de spécifier la relation qui prévaut entre les classements inhérents à plusieurs indices de pauvreté. En d'autres termes, la robustesse des comparaisons de pauvreté — tout comme d'inégalité et de bien-être — exige des jugements fondés sur des classements exempts d'ambiguïté pour des classes générales d'indices et une plage de variation des seuils de pauvreté. La dominance stochastique, pour différents ordres, permet d'inférer, pour une large classe d'indices, si la pauvreté, le bien-être et l'inégalité sont plus ou moins élevés dans une distribution que dans une autre.

La présente étude s'inscrit dans ce contexte. En s'appuyant sur les informations de deux enquêtes nationales auprès des ménages, réalisées en 1990 et 1995-96 en Mauritanie, elle propose un test de dominance stochastique permettant d'appréhender la pauvreté spatiale relative qui prévaut dans ce pays. La deuxième section explicite les aspects conceptuels et méthodologiques, et précise les sources statistiques utilisées. La troisième section spécifie, le classement des distributions de revenus en termes de pauvreté selon les régions et le milieu. La dernière section examine la dynamique de la pauvreté en termes de dominance stochastique.

## 2. Concepts, méthode et sources statistiques

### 1. Pauvreté et dominance stochastique

En appliquant les concepts des fonctions d'utilité mesurable au problème des choix parmi des distributions de probabilité de revenus, Quirk et Saposnik ont contribué à spécifier la théorie de la dominance stochastique<sup>6</sup>. A cet égard, deux caractéristiques des distributions de probabilité de revenus ont été mises en évidence. Premièrement,

---

<sup>1</sup> Sen [1976].

<sup>2</sup> Il semble que la littérature des années 1970 et 1980 ait accordé moins d'intérêt à la question de la détermination de la ligne de pauvreté qu'à la dérivation d'indices de pauvreté. De même, sur un plan pratique, alors que des progrès ont été réalisés quant à la mesure du bien-être monétaire des ménages — notamment en Afrique —, maintes investigations statistiques ont souvent «importé» leur ligne de pauvreté, une approche engendrant parfois des conséquences inattendues. Voir Lachaud [1999] chapitre 4. Cependant, la question de l'identification de la pauvreté — en particulier la détermination de la ligne de pauvreté — semble susciter à nouveau un regain d'intérêt. Voir par exemple Ravallion [1992], [1998] ; Bidani, Ravallion [1994].

<sup>3</sup> Le travail pionnier de Sen [1976], indiquant les propriétés désirables que devraient avoir les indices de pauvreté — axiomes de monotonie et de transfert — et prenant en compte l'équité, a été le point de départ de l'élaboration de nombreux indices de pauvreté. A cet égard, on opère souvent la distinction entre les indices additifs — Watts [1968], Clark, Hemming, Ulph [1981], Chakravarty [1983], Foster, Greer, Thorbecke [1984], Charckravarty, Mukherjee, Ranade [1997] — et les indices linéaires qui peuvent être exprimés comme des surfaces pondérées au-dessous de l'écart cumulé de pauvreté — cumulative poverty gap — par exemple, Sen [1976], Shorrocks [1995], Chakravarty [1997]. Voir la présentation générale de Zheng [1997].

<sup>4</sup> Foster, Shorrocks [1988a], [1988b].

<sup>5</sup> Naturellement, cette question en soulève une autre, tout aussi importante : la relation entre les classements de pauvreté et les classements de bien-être ou de distribution de revenus.

<sup>6</sup> Quirk et Saposnik [1962].

l'ordre d'admissibilité<sup>7</sup>. Soient  $\Delta$  un ensemble de distributions de probabilité de revenus, et  $Eu(g)$  l'utilité escomptée associée à un élément — distribution de probabilité —  $g \in \Delta$ . Un ordre partiel faible  $\mathbf{P}$  est défini sur  $\Delta$  comme suit : (i) pour tout  $g', g'' \in \Delta$ ,  $g' \mathbf{P} g''$  — c'est-à-dire  $g''$  est dominé par  $g'$  — si, et seulement si,  $Eu(g') \geq Eu(g'')$  pour toute fonction d'utilité  $u$  monotone<sup>8</sup> ; (ii) pour tout  $g'' \in \Delta$ , s'il existe un  $g' \in \Delta$  et que  $g' \mathbf{P} g''$  prévaut mais pas  $g'' \mathbf{P} g'$ , alors  $g''$  est dit *inadmissible*. De ce fait, une distribution de probabilité est dite *admissible* si, et seulement si, elle n'est pas inadmissible. Deuxièmement, l'ordre de dominance stochastique. Considérons à nouveau  $\Delta$ , l'ensemble de distributions de probabilité de revenus. Un ordre partiel faible  $\mathbf{D}$  est défini sur  $\Delta$  comme suit : (i) pour tout  $g', g'' \in \Delta$ ,  $g' \mathbf{D} g''$  — c'est-à-dire  $g''$  est dominé par  $g'$  — si, et seulement si, les fonctions de distribution cumulées correspondantes,  $G'$  et  $G''$ , satisfont  $G'(y) \leq G''(y)$  pour tout revenu  $y$  ; (ii) pour tout  $g', g'' \in \Delta$ ,  $g' \mathbf{O}_a g''$  — c'est-à-dire  $g''$  n'est pas comparable avec  $g'$  — si, et seulement si, ni  $g' \mathbf{D} g''$  ni  $g'' \mathbf{D} g'$  ne prévalent. Ainsi, pour tout  $g'' \in \Delta$ , s'il existe un  $g' \in \Delta$  tel que  $g' \mathbf{D} g''$  prévaut mais pas  $g'' \mathbf{D} g'$ , alors  $g''$  est dit *stochastiquement dominé* par  $g'$ <sup>9</sup>.

En fait, il est à présent habituel de caractériser la dominance stochastique en relation avec l'inégalité et la pauvreté comme suit<sup>10</sup>. Considérons deux distributions de revenus  $x$ ,  $F_A$  et  $F_B$ , et spécifions  $D^1_A(x) = F_A(x)$  et  $D^s_A = \int_0^x D^{(s-1)}_A(y) dy$  pour tout entier  $s \geq 2$  —  $D^s_B(x)$  peut être exprimé de manière analogue. La distribution  $A$  est dite dominée stochastiquement par la distribution  $B$  à l'ordre  $s$  si  $D^s_B(x) \leq D^s_A(x)$  pour tout  $x \in \mathbb{R}$ <sup>11</sup>. A cet égard, en admettant une ligne de pauvreté  $z > 0$ , la distribution de revenus  $B$  domine stochastiquement la distribution  $A$  à l'ordre  $s$  jusqu'au seuil  $z$  si  $D^s_B(x) \leq D^s_A(x)$  pour tout  $x \leq z$ . Dans la pratique, on considère fréquemment  $s=1,2$ . Dans ces conditions, la *dominance stochastique de premier ordre* de  $A$  par  $B$  jusqu'à la ligne de pauvreté  $z$  implique  $F_B(x) \leq F_A(x)$  pour tout  $x \leq z$ . Cela signifie que la pauvreté est plus élevée en  $A$  qu'en  $B$  pour toute ligne de pauvreté n'excédant pas  $z$ , qu'il s'agisse du ratio de pauvreté ou de toute autre mesure de cette

dernière. Le test de dominance de premier ordre implique donc un classement *partiel* non ambiguë des deux distributions non seulement pour le ratio de pauvreté — la proportion de pauvres —, mais aussi pour d'autres classes d'indices de pauvreté. Le graphe des «courbes d'incidence de pauvreté» permet de vérifier la dominance de premier ordre<sup>12</sup>. Toutefois, lorsque les résultats de la dominance de premier ordre ne sont pas décisifs, un test d'ordre supérieur doit être effectué. Ainsi, la *dominance stochastique de deuxième ordre* de  $A$  par  $B$  jusqu'au seuil de pauvreté  $z$  nécessite  $D^2_B(x) \leq D^2_A(x)$ , soit :  $\int_0^x (x-y) dF_B(y) \leq \int_0^x (x-y) dF_A(y)$ <sup>13</sup>. Les «courbes de déficit de pauvreté» permettent d'appréhender la dominance de deuxième ordre, c'est-à-dire que, pour des lignes de pauvreté inférieures ou égales à  $z$ , l'écart moyen de pauvreté en  $B$  est inférieur à celui de  $A$ <sup>14</sup>.

Cette analyse suggère plusieurs remarques additionnelles. Tout d'abord, il peut être utile de déterminer une ligne commune de pauvreté  $z_s$  — ou point de censure — jusqu'à laquelle  $B$  domine stochastiquement  $A$  à l'ordre  $s$ . Dans ce cas, tous les indices de pauvreté d'une classe donnée indiqueront, sans ambiguïté, que la pauvreté est plus importante en  $A$  qu'en  $B$  si, et seulement si, le seuil de pauvreté  $z$  n'est pas plus élevé que  $z_s$ . Ensuite, les comparaisons de pauvreté exigent parfois d'examiner l'importance relative de la pauvreté inhérente à diverses distributions de revenus en présence de seuils de pauvreté différents. Enfin, il existe une relation étroite entre le classement de la pauvreté fondée sur les indices FGT<sup>15</sup> et celui du bien-être caractérisé par des fonctions d'utilité<sup>16</sup>.

Il semble cependant, comme le soulignait Shorrocks, que l'approche de la dominance en termes de quantiles constitue un trait important de l'analyse de l'inégalité et de la pauvreté<sup>17</sup>. S'agissant de l'inégalité et du bien-être, Shorrocks avait déjà montré, dans un article de 1983, qu'un classement non ambigu de toute fonction de bien-être social soumise à certaines

<sup>12</sup> Ravallion [1992].

<sup>13</sup> En outre, pour un individu ayant un revenu  $y$ , l'écart de pauvreté  $g(z,y) = \max(z-y, 0) = z-y^*$ , où  $y^*$  est le revenu censuré.

<sup>14</sup> Ceci est équivalent à la dominance de la courbe de Lorenz généralisée. La courbe généralisée de Lorenz est la courbe de Lorenz multipliée par le revenu moyen de la distribution. Voir Shorrocks [1983]. Atkinson [1987] parle de dominance de deuxième ordre «restreinte», dans la mesure où l'on doit préciser la plage de variation de la ligne  $z$ . De même, les «courbes de sévérité de pauvreté» permettent de vérifier  $D^3_B(x) \leq D^3_A(x)$ . Ravallion [1992].

<sup>15</sup> Foster, Greer, Thorbecke [1984].

<sup>16</sup> Additivement séparables par rapport aux revenus individuels — Shorrocks [1988a] — ou non — [1988b].

<sup>17</sup> Shorrocks [1995].

<sup>7</sup> La notation est celle de Quirk et Saposnik [1962].

<sup>8</sup> Une fonction d'utilité  $u$  est monotone si, et seulement si, pour tous niveaux de revenu  $y', y''$ ,  $u(y') > u(y'') \Leftrightarrow y' > y''$ . De même, pour tout  $g', g'' \in \Delta$ ,  $g' \mathbf{O}_p g''$  — c'est-à-dire  $g''$  n'est pas comparable avec  $g'$  — si, et seulement si, ni  $g' \mathbf{P} g''$  ni  $g'' \mathbf{P} g'$  ne sont valables.

<sup>9</sup> De ce fait, une distribution de probabilité est dite stochastiquement non dominée si, et seulement si, elle n'est pas stochastiquement dominée.

<sup>10</sup> L'exposé suit la notation de Davidson, Duclos [1998].

<sup>11</sup> La dominance stricte impliquerait l'inégalité stricte.

restrictions est possible si, et seulement si, les courbes de Lorenz généralisées ne se coupent pas<sup>18</sup>. En ce qui concerne la pauvreté, le test de dominance de premier ordre en termes de quantiles renvoie, par exemple, à la comparaison des courbes d'incidence de pauvreté, notamment lorsque prévaut une ligne commune de pauvreté<sup>19</sup>. Supposons deux distributions de revenus A et B, et une ligne de pauvreté  $z$  inconnue, mais non supérieure à  $z_{\max}$ . Admettons également une mesure de la pauvreté non déterminée, bien qu'admettant certaines propriétés, en particulier l'additivité. Dans ce cas, la configuration des courbes d'incidence de pauvreté — distribution cumulée — permet d'ordonner la pauvreté comme suit. Si la courbe de distribution cumulée de A est toujours plus élevée que celle de B jusqu'à  $z_{\max}$ , il est possible d'affirmer que la pauvreté est plus élevée en A qu'en B quelle que soit la ligne de pauvreté — inférieur ou égale à  $z_{\max}$  — et la mesure de cette dernière —, en particulier les indices de la classe FGT. Par contre, si les courbes se coupent avant  $z_{\max}$ , le classement est ambigu<sup>20</sup>. Par conséquent, une approche de la dominance de deuxième ordre en termes de quantiles peut être plus attrayante pour l'appréhension de la pauvreté.

En effet, le test de dominance de deuxième ordre implique la prise en compte d'indices «d'écarts de pauvreté généralisés» — susceptibles, d'une part, de représenter plusieurs dimensions importantes de la pauvreté en respectant les principaux axiomes énoncés par Sen et, d'autre part, de spécifier des comparaisons non ambiguës de pauvreté. A cet égard, l'approche de Jenkins et Lambert<sup>21</sup>, à l'aide des «Three 'I' Poverty»<sup>22</sup> — TIP — présente un réel intérêt pour l'étude de la

pauvreté, et fonde les investigations empiriques du présent papier. Examinons les éléments essentiels de cette nouvelle approche.

En premier lieu, les courbes TIP permettent de résumer les trois dimensions de la pauvreté — incidence, intensité et inégalité — à l'aide d'un graphique, affichant sur l'axe des ordonnées la somme cumulée des écarts de pauvreté *par tête* — normalisés ou non — et, sur l'axe des abscisses, la proportion cumulée des individus ou ménages. Ainsi, soit  $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)$  une distribution des dépenses — ou des revenus — parmi  $n$  personnes ou ménages, pour lesquels les premières ont été rangées par ordre croissant :  $0 \leq x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$ . Soit  $\Gamma_{xi}$ , le vecteur des écarts de pauvreté  $z$  normalisés associé aux dépenses  $x$ <sup>23</sup> :

$$\Gamma_{xi} = \max [(z - x_i)/z, 0] \quad [1]$$

On montre que la plupart des indices de pauvreté peuvent être définis comme des fonctions du vecteur  $\Gamma_x$ , une courbe TIP étant définie par exemple par  $TIP(\Gamma, p)$ , où  $p$  représente la proportion cumulée de la population<sup>24</sup>. Compte tenu de ses propriétés, une courbe  $TIP(\Gamma, p)$  est une fonction croissante concave de  $p$ , la pente inhérente à un percentile donné indiquant l'écart de pauvreté pour ce percentile. La courbe est horizontale lorsque les  $p$  correspondent à des dépenses supérieures ou égales à la ligne de pauvreté  $z$ . La figure 1 présente les courbes TIP pour les milieux rural et urbain de Mauritanie en 1995-96, et permet d'illustrer les trois dimensions de la pauvreté<sup>25</sup>. Considérons le cas du secteur rural. La dimension incidence de la pauvreté est mesurée par la distance horizontale OC ou AB, tandis que l'aspect intensité est appréhendé par la distance verticale liée à l'intersection  $p=1$ , égale à BC ou OA. Cette distance verticale représente l'écart de pauvreté agrégé moyen pour l'ensemble des ménages ruraux, alors que l'écart de pauvreté des pauvres est indiqué par la pente du rayon vecteur de l'origine (0,0) à  $[B, TIP(\Gamma, C)]$  — OB<sup>26</sup>. Quant à la dimension inégalité, elle est résumée par le degré de concavité de la portion non horizontale

<sup>18</sup> Les deux restrictions imposées aux fonctions de bien-être social sont la préférence pour l'équité — concavité — et la non-décroissance par rapport aux revenus. La condition de classement s'applique généralement si l'une des distributions a à la fois une moyenne supérieure et une courbe de Lorenz plus haute — sauf si la moyenne supérieure peut contrebalancer la partie la plus basse de la courbe de Lorenz. Voir Shorrocks [1983].

<sup>19</sup> Différentes lignes de pauvreté peuvent être prises en compte. Atkinson [1987].

<sup>20</sup> Par exemple, si les courbes se coupent au-delà de  $z^* < z_{\max}$  — la courbe de distribution de B devient plus élevée que celle de A — la pauvreté est plus élevée en A si sa courbe de déficit de pauvreté — aire située au-dessous de la courbe d'incidence — est au-dessus de celle de B jusqu'en  $z_{\max}$ . Ceci est vrai pour des indices de la classe FGT, sauf pour le ratio de pauvreté.

<sup>21</sup> Jenkins, Lambert [1998a], [1998b].

<sup>22</sup> Les trois 'I' sont issus de : Incidence, Intensité et Inégalité. La TIP est aussi appelée la courbe de Lorenz inverse généralisée. Shorrocks [1995] parle de «poverty gap profiles», tandis que Davidson et Duclos [1998] évoquent une «cumulative poverty gap». Dans le présent papier, on parlera à présent de «courbes TIP», ce qui peut signifier en français les courbes de Trois 'I' de la Pauvreté.

<sup>23</sup> On suppose que les revenus ou dépenses sont ajustés dans l'espace, le temps et selon la structure des ménages. La normalisation n'est pas obligatoire.

<sup>24</sup> Voir ci-après.

<sup>25</sup> Les aspects méthodologiques de la pauvreté en Mauritanie — notamment la détermination du seuil de pauvreté — seront précisés ultérieurement.

<sup>26</sup> Cette pente est égale au rapport entre la profondeur de la pauvreté — P1 — et l'incidence — P0.

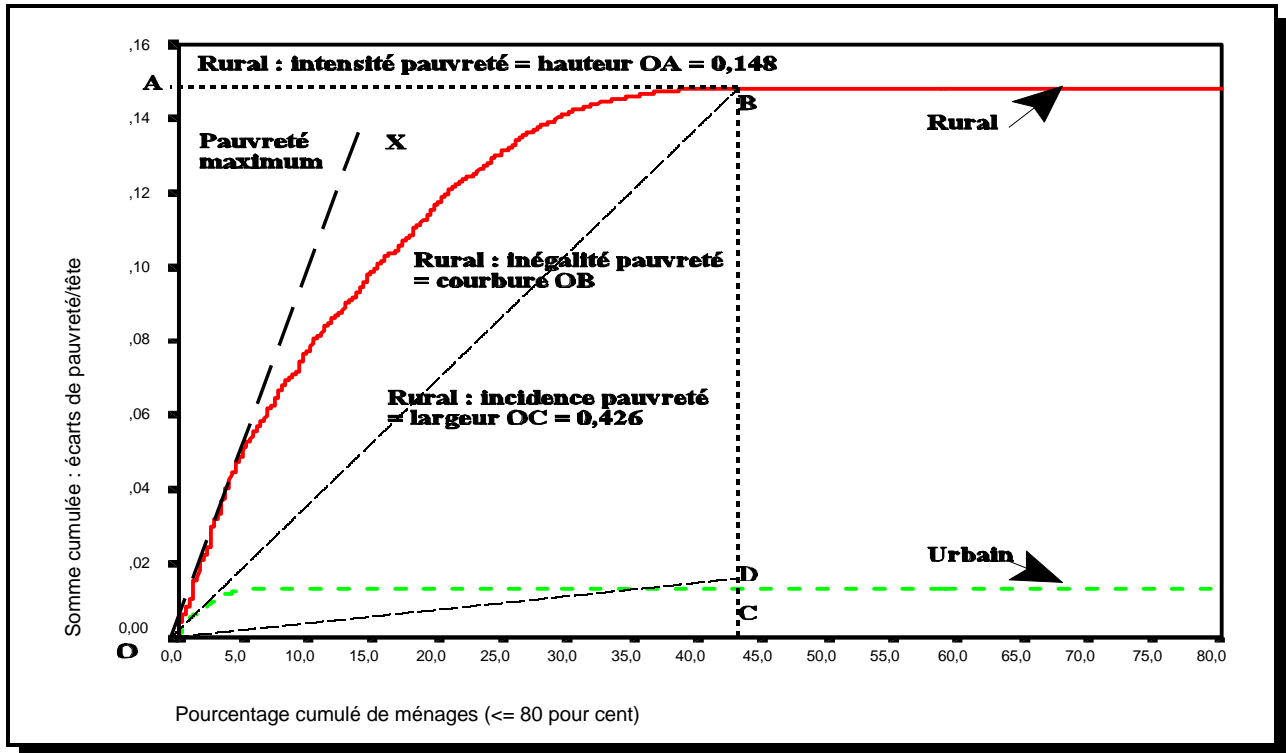


Figure 1 : Courbes TIP - élasticité-taille = 1 — selon le milieu — Mauritanie 1995-96

de la courbe TIP<sup>27</sup>. Ainsi, la figure 1 montre un écart substantiel de pauvreté entre les secteurs rural et urbain de Mauritanie. Alors que l'incidence de la pauvreté parmi les ménages n'est de que 5 pour cent environ en milieu urbain, elle est proche de 45 pour cent dans les zones rurales. De même, l'écart de pauvreté moyen est de 14,8 et 0,01 pour cent de la ligne de pauvreté, respectivement, en milieux rural et urbain. En outre, le différentiel d'écart de pauvreté des pauvres est substantiel, la pente de OB étant très largement supérieure à celle de OD — 0,35 et 0,23 respectivement.

En deuxième lieu, cette représentation graphique permet une analyse de la dominance de la pauvreté<sup>28</sup>. A cet égard, Jenkins et Lambert identifient préalablement une classe d'indices d'«écarts de

pauvreté généralisés» — GPG — qui, compte tenu d'une ligne de pauvreté  $z$ , sont définis pour une distribution de revenus  $x \in \mathbb{R}^n$  comme des fonctions, croissantes convexes<sup>29</sup> et invariables multiplicativement<sup>30</sup> du vecteur  $\Gamma_{x_i} \in \mathbb{D}^n$  — indices  $Q(x|z)$  normalisés — ou du vecteur  $g_{x_i} \in \mathbb{D}^n$  — indices  $P(x|z)$  non normalisés<sup>31</sup> —, et respectant les axiomes habituels — focalisation, monotonie, symétrie, transfert<sup>32</sup>. La classe des indices  $P$  englobe, en tant que sous-ensemble, la classe des indices de pauvreté possédant les propriétés d'additivité, notamment les FGT. Par ailleurs, bien que  $Q \subseteq P$ , le fait de considérer

<sup>27</sup> S'il y avait égalité parmi les pauvres — égalité des écarts de pauvreté —, la section non horizontale serait une droite ayant une pente égale à  $z$  moins le revenu moyen des pauvres. On peut également définir une ligne de pauvreté maximale — chaque personne a un revenu nul et l'écart de pauvreté est  $z$ , ou  $z/z=1$ . Dans ce cas, la courbe TIP est une droite issue de l'origine avec une pente  $z$ , avec l'intersection  $z$  à  $p=1$  — ou  $1$  à  $p=1$ . Il est à remarquer qu'il existe une correspondance entre les courbes TIP et les courbes de Lorenz généralisées. Ainsi, une courbe TIP indique, pour chaque  $p$ , la distance verticale entre deux courbes de Lorenz généralisées : l'une pour la distribution de revenu censurée et l'autre pour la distribution correspondant à la pauvreté maximum — un rayon issu de l'origine avec une pente  $z$ .

<sup>28</sup> Tout comme la courbe de Lorenz généralisée — Shorrocks [1983] — et la courbe de déficit de pauvreté — Atkinson [1987].

<sup>29</sup> La convexité de Schur des indices signifie qu'étant donnés  $g_{x_i} \in \mathbb{D}^n$  et une distribution  $y$  telle que  $g_{y_i} = \Pi g_{x_i}$ ,  $P(x|z) \geq P(y|z)$  ou  $Q(x|z) \geq Q(y|z)$  —  $\Pi$  étant une matrice. Le raisonnement avec  $\Gamma_{x_i} \in \mathbb{D}^n$  est le même. Cette condition assure que la pauvreté diminue lorsque les écarts de pauvreté sont «aplanis».

<sup>30</sup> L'invariabilité multiplicative signifie que les indices appréhendent la pauvreté en termes per capita, de telle manière que les comparaisons entre population ayant des tailles différentes soient significatives.

<sup>31</sup> Dans ce cas,  $\Gamma_{x_i} = g_{x_i}/z$ . En prenant les indices non normalisés,  $\mathbb{D}^n = [g \in \mathbb{R}^n ; g_1 \geq g_2 \geq \dots \geq g_n]$ .

<sup>32</sup> L'axiome de focalisation indique que l'indice est indépendant du revenu des non pauvres. La monotonie requiert que, toutes choses égales par ailleurs, l'indice enregistre un accroissement de la pauvreté lorsque l'on augmente un ou plusieurs revenus des pauvres. La symétrie permet à tous les revenus d'être réordonnés dans affecter la valeur de la pauvreté. L'axiome de transfert assure qu'un transfert de revenu d'une personne en dessous de la ligne de pauvreté vers quiconque plus riche doit induire une augmentation de la pauvreté. Voir Sen [1976], Foster, Shorrocks [1991] pour ces axiomes.

des indices normalisés n'entraîne qu'une perte mineure d'information. De plus, seuls les indices de Sen, Kakwani et Clark n'appartiennent pas à  $P$  ou  $Q$ . Par la suite, les deux auteurs appréhendent la dominance à l'aide des courbes TIP selon que prévaut une ou plusieurs lignes de pauvreté.

Considérons le cas d'une ligne de pauvreté commune. Si une courbe TIP est située totalement au-dessus d'une autre courbe TIP, une situation de dominance TIP prévaut. Ainsi,  $\Gamma_y$  TIP domine  $\Gamma_x$  TIP si  $TIP(\Gamma_y, p) \geq TIP(\Gamma_x, p)$  pour tous les  $p \in [0, 1]$ . Par conséquent, étant donné deux distributions des dépenses ou des revenus  $y$  et  $x$ , et une ligne commune de pauvreté  $z$ , la dominance de  $\Gamma_y$  TIP sur  $\Gamma_x$  TIP est une condition nécessaire et suffisante pour s'assurer que  $Q(x|z') \leq Q(y|z')$  pour toutes les lignes de pauvreté  $z' \leq z$  et pour toutes les mesures  $Q \in Q$ . En d'autres termes, la dominance des courbes TIP en termes d'écart de pauvreté normalisés est équivalent à un classement de la pauvreté sans ambiguïté pour tous les indices appartenant à  $Q$ , et pour toutes les lignes de pauvreté équivalent au plus à  $z$ . Un résultat analogue prévaut pour tous les indices de la classe  $P$ .

Ce résultat de portée générale appelle plusieurs observations additionnelles. Premièrement, bien que le ratio de pauvreté et l'écart moyen de pauvreté des pauvres n'appartiennent pas à  $P$  ou  $Q$ , la configuration des courbes TIP permet d'appréhender l'ordre de la pauvreté inhérent à ces indices. Deuxièmement, la dominance en termes de courbes TIP généralise plusieurs résultats antérieurement avancés et assure la connexion avec l'approche en termes de courbe de Lorenz généralisée<sup>33</sup>. Troisièmement, lorsque les courbes se coupent, il est encore possible d'ordonner la pauvreté pour une sous-classe d'indices *normalisés*. En effet, Jenkins et Lambert montrent que, si les courbes TIP normalisées se coupent une fois, et si l'indice FGT(2) est plus élevé pour la courbe dominante initiale, la pauvreté est plus forte pour cette dernière pour une sous-classe de  $P$  ou de  $Q$  pour lesquels l'aversion pour l'inégalité du revenu parmi les plus pauvres est suffisamment large<sup>34</sup>. Plus précisément, si deux courbes  $TIP_A$  et  $TIP_B$  ne se coupent qu'une fois, si  $TIP_A$  domine initialement  $TIP_B$  et si les deux ont une

valeur terminale identique —  $FGT_A = FGT_B$  —, alors la comparaison en termes de FGT(2) seulement est nécessaire pour déterminer que  $P_A \geq P_B$  selon les indices d'une classe  $\omega$  — comprenant les  $FGT(\alpha)$  sauf ceux avec  $\alpha \leq 2$ , et les indices de Watts, Clark et Johnson<sup>35</sup>. Lorsque ces deux courbes ne se terminent pas à la même valeur, ce qui caractérise un conflit entre l'intensité — critère de l'écart moyen normalisé — et l'inégalité — une aversion à la Rawls pour la pauvreté selon laquelle seuls les écarts les plus importants comptent —, une comparaison des FGT(2) indique si un ordre à la Rawls peut être obtenu pour toutes les mesures d'une sous-classe  $\omega^*$  — les  $FGT(\alpha)$  avec  $\alpha > 2$  mais pas les autres indices précédemment indiqués.

Certains résultats précédents peuvent être étendus lorsque prévalent plusieurs lignes de pauvreté. A cet égard, Jenkins et Lambert énoncent le théorème suivant<sup>36</sup>. Étant donné deux distributions de revenus  $x$  et  $y$ , et deux lignes de pauvreté  $z_x$  et  $z_y$ , une dominance de la courbe TIP de la distribution des écarts de pauvreté normalisés  $\Gamma_y$  sur son homologue  $\Gamma_x$  est une condition nécessaire et suffisante pour assurer que  $Q(x|k.z_x) \leq Q(y|k.z_y)$  pour tout  $k \in [0, 1]$ , et pour toutes les mesures  $Q \in Q$ . Remarquons que, malgré l'opportunité de plusieurs lignes de pauvreté lors des comparaisons dans l'espace et dans le temps — ou lorsque l'on fait référence à des seuils de pauvreté relatifs —, il se peut que les différents seuils utilisés reflètent correctement les écarts de coût de la vie entre les milieux, secteurs ou dates. Dans ce cas, la procédure adéquate — mise en oeuvre dans la présente étude — consiste à normaliser les différentes distributions de revenus et à appliquer une ligne de pauvreté commune. Néanmoins, les Jenkins et Lambert sont conduits à formuler deux observations. Premièrement, il est souvent indispensable de prendre en compte deux lignes de pauvreté, et, dans ce contexte, la dominance en termes de courbes TIP se révèle plus appropriée que l'approche habituelle suggérant l'utilisation d'une plage de lignes de pauvreté communes<sup>37</sup>. Deuxièmement, lorsque l'on observe une dominance assez forte d'une courbe  $g_y$  TIP sur  $g_x$  TIP, non seulement la pauvreté est plus élevée en  $y$  qu'en  $x$  selon les indices de la classe  $P$ , mais il est possible de rehausser les revenus de  $y$  — ou de réduire la ligne de pauvreté de  $y$  — tout en préservant le

<sup>33</sup> Il y a dominance de la courbe de Lorenz généralisée de  $x$  sur  $y$  si, et seulement si, pour toutes les lignes communes de pauvreté  $z$ ,  $g_y$  TIP domine  $g_x$  TIP. En outre, cette situation prévaut lorsque les revenus sont censurés au-delà de  $z^*$  si, et seulement, si  $g_y$  TIP domine  $g_x$  TIP pour toutes les lignes communes de pauvreté  $z \leq z^*$ . De plus, Foster et Shorrocks [1988a] et [1998b] avaient montré le lien entre la dominance de la courbe de Lorenz généralisée et l'ordre de la pauvreté pour une sous-classe de  $FGT(\alpha)$ ,  $\alpha \geq 2$ . Voir également Atkinson avec la courbe de déficit de pauvreté se référant à des indices décomposables, une sous-classe de  $P$ .

<sup>34</sup> Jenkins, Lambert [1998b].

<sup>35</sup> Johnson [1988].

<sup>36</sup> Jenkins, Lambert [1998a].

<sup>37</sup> Foster et Shorrocks [1988b] établissent la relation entre un classement du bien-être censuré par une limite supérieure de la ligne de pauvreté, et un ordre de la pauvreté — pour des  $P(\alpha)$  où  $\alpha = 1, 2, 3$  — relatif à une plage de variation des seuils de pauvreté. Jenkins et Lambert montrent que, même si les lignes de pauvreté appartiennent à cette plage de variation, le test de dominance peut être violé.

classement de la pauvreté. L'idée est que, lorsque deux courbes TIP ne se coupent pas, il est possible d'abaisser celle qui est la plus haute,  $TIP(\Gamma_y, p)$ , tout en maintenant la non intersection et en assurant que  $Q(x|z) \leq Q(y|z)$ . Cette éventualité dépend des positions des courbes, et le test met en oeuvre — indépendamment du nombre de seuils de pauvreté — des contraintes additionnelles suggérant le maintien de la non intersection. Lorsque le ratio de pauvreté est plus élevé en  $y$  qu'en  $x$ , il s'agit de trouver une ligne de pauvreté  $z_1 < z$  pour laquelle la proportion de pauvres est la même en  $y$  et en  $x$ . Par contre, un second test s'applique indépendamment de la configuration des ratios de pauvreté, et consiste à trouver une ligne de pauvreté  $z_2 < z$  pour laquelle la hauteur de la nouvelle courbe TIP pour  $y$  à  $p=1$  correspond à celle de  $x$ <sup>38</sup>.

## 2. Les sources statistiques

Les sources statistiques utilisées dans la présente étude se réfèrent principalement 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>39</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>40</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 5000 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>41</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>42</sup>.

Bien que les différences spatiales de pauvreté soient appréhendées à l'aide des informations inhérentes à l'enquête de 1995-96, l'investigation sur les conditions de vie des ménages de 1990 est prise en compte à deux niveaux. D'une part, 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 la détermination du seuil de pauvreté. D'autre part, l'analyse de la dominance en relation avec la dynamique de la pauvreté s'appuie sur ces deux sources statistiques.

## 3. Pauvreté spatiale et dominance

Préalablement à l'analyse de la pauvreté en termes de dominance stochastique, il importe de présenter quelques indicateurs de mesure de la pauvreté selon les régions et le milieu, ainsi que les tests statistiques afférents.

### 1. Indicateurs de pauvreté, régions et milieu

La présentation des indicateurs de pauvreté spatiale appelle deux observations méthodologiques préliminaires.

En premier lieu, la ligne de pauvreté utilisée dans la présente étude est celle qui a été estimée lors d'une recherche antérieure sur la Mauritanie, utilisant

<sup>38</sup> En fait, la première condition est plus aisée à réaliser, car elle peut être directement obtenue des données.

<sup>39</sup> Il s'agit d'enquêtes de type Lsms. La base de sondage de ces deux investigations est le recensement de 1988.

<sup>40</sup> McKay, Houeibib [1992]. La plupart des bases de données de cette enquête ont été accessibles.

<sup>41</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.

<sup>42</sup> Voir pour quelques aspects méthodologiques Ons [1997].



les mêmes bases de données<sup>43</sup>. En effet, alors que les seuils de pauvreté absolue déterminés dans ce pays s'appuyaient sur un équivalent international, sans qu'il puisse être affirmé qu'ils conduisaient à des profils de pauvreté cohérents<sup>44</sup>, l'estimation d'une nouvelle ligne de pauvreté par la méthode du coût des besoins de base mettait en évidence une certaine fécondité analytique<sup>45</sup>. A cet égard, l'appréhension de cette dernière pour l'année 1990 a été réalisée en deux temps. Premièrement, une ligne de pauvreté alimentaire fondée sur le coût des besoins de base a été déterminée en prenant en compte un groupe de référence supposé être typiquement pauvre, pour lequel les besoins nutritionnels ont constitué l'ancrage quant à la détermination des besoins alimentaires de base<sup>46</sup>, et en procédant, à partir du panier de biens sélectionnés, à une évaluation aux prix locaux de chaque région, afin d'élaborer une ligne de pauvreté alimentaire par région. A cet égard, 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'acquiescer le coût d'un panier de biens alimentaires de référence, choisi pour fournir l'énergie nutritionnelle alimentaire adéquate de 2 120 calories par jour. Deuxièmement, l'évaluation de la part des dépenses non alimentaires a nécessité 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 — a consisté à déterminer

économétriquement un niveau de la dépense non alimentaire impliquant une substitution en termes de biens de base inhérents à la ligne de pauvreté alimentaire. De ce fait, 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». Par ailleurs, 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>47</sup>, ce qui génère des seuils de pauvreté pour 1995-96 de 40 402, 38 498, 45 651 et 50 430 ouguiyas par tête et par an, respectivement, dans le rural autre, le rural fleuve, les autres villes et Nouakchott. Ces seuils relatifs peuvent être interprétés comme des déflateurs permettant d'établir la comparabilité de bien-être des dépenses nominales *par tête* selon les différentes régions<sup>48</sup>. La normalisation des dépenses par rapport au «rural autre» conduit à utiliser une ligne commune de pauvreté de 40 402 ouguiyas. 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 et 1995-96. Toutefois, comme cela sera ultérieurement précisé, la comparaison des dépenses entre les deux dates a nécessité quelques ajustements.

En deuxième lieu, la présentation des indicateurs de pauvreté des ménages — tableau 1 — est accompagnée de l'erreur type asymptotique<sup>49</sup>. De ce fait, la statistique *t* — rapport entre une mesure de la pauvreté et l'erreur type — suit une distribution asymptotique normale avec une moyenne nulle et une variance unitaire, et peut être utilisée pour constituer une distribution d'intervalle de confiance pour les mesures de la pauvreté. Plus grande est la valeur du *t*, plus grande est la précision avec laquelle une mesure de la pauvreté peut être estimée pour un échantillon donné<sup>50</sup>. En outre, le tableau A en annexe indique la statistique  $\eta$  testant l'hypothèse nulle que les différences de pauvreté de deux échantillons inhérents

<sup>43</sup> Lachaud [1999], chapitre 4.

<sup>44</sup> En effet, lors de la première enquête sur les conditions de vie des ménages en 1987-88, 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, ont été utilisés. Ces deux seuils sont censés représenter, respectivement, les «pauvres» et les «pauvres extrêmes». 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 avait augmenté de 64,2 pour cent entre 1988 et 1995. Ainsi, 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.

<sup>45</sup> On montre notamment que le profil de pauvreté est sensiblement altéré. Lachaud [1999].

<sup>46</sup> L'énergie nutritionnelle alimentaire adéquate moyenne est estimée à 2 120 calories par personne et par jour.

<sup>47</sup> En fait, il s'agit de l'évolution des prix à la consommation de Nouakchott, la capitale.

<sup>48</sup> La prise en compte du facteur d'équivalence de 0,55, déterminé pour 1990, génère des résultats relativement comparables.

<sup>49</sup> Le mode de calcul est explicité à la note (2) du tableau 1. Voir sur ce point Kakwani [1990].

<sup>50</sup> Un  $t > 1,96$  (2,57) signifie que l'hypothèse nulle — la mesure de la pauvreté est nulle — doit être rejetée à 5 pour cent (1 pour cent). Cette approche est valable pour les grands échantillons, généralement supérieurs à 30.

aux régions et milieux selon les indices FGT( $\alpha \leq 2$ ) sont statistiquement non significatives<sup>51</sup>.

---

<sup>51</sup> Cette statistique suit également une distribution asymptotique normale avec une moyenne nulle et une variance unitaire.

**Tableau 1 : Indicateurs de pauvreté des ménages — élasticité-taille = 1 — selon les régions et le milieu — Mauritanie 1995-96**

Paramètre	Région & milieu											Total
	Nouakchott	Nouakchott non précaire <sup>3</sup>	Nouakchott précaire <sup>3</sup>	Urbain Centre-Nord	Urbain Sud-Sud-Est	Urbain Fleuve	Rural Centre-Nord <sup>4</sup>	Rural Sud-Sud-Est <sup>5</sup>	Rural Fleuve <sup>6</sup>	Total urbain	Total rural	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<b>Niveau de vie</b>												
Dépense moyenne <sup>1</sup>	164,4	171,0	136,9	162,4	76,5	100,1	61,7	55,1	54,8	149,3	55,7	97,0
Seuil de pauvreté <sup>1</sup>	40,4	40,4	40,4	40,4	40,4	40,4	40,4	40,4	40,4	40,4	40,4	40,4
(% dépense moyenne)	24,6	23,6	29,5	24,9	52,8	40,3	65,5	73,3	73,7	27,1	72,5	41,6
<b>Indices de pauvreté</b>												
Ratio de pauvreté H=[FGT(0)]	0,0234	0,0157	0,0558	0,0203	0,1889	0,2378	0,3123	0,4932	0,3992	0,0595	0,4261	0,2644
(Erreur type) <sup>2</sup>	(0,0049)	(0,0045)	(0,0169)	(0,0088)	(0,0319)	(0,0359)	(0,0319)	(0,0184)	(0,0159)	(0,0061)	(0,0113)	(0,0076)
Ecart pauvreté normalisé/pauvre <sup>7</sup>	0,1612	0,1751	0,1448	0,1272	0,2217	0,2905	0,2499	0,3490	0,3619	0,2268	0,3470	0,3351
(Ecart type)	(0,1682)	(0,1509)	(0,1973)	(0,1289)	(0,1632)	(0,1862)	(0,1775)	(0,2089)	(0,2250)	(0,1773)	(0,2160)	(0,2154)
FGT(1)	0,0038	0,0027	0,0081	0,0026	0,0419	0,0691	0,0780	0,1721	0,1445	0,0135	0,1479	0,0886
(Erreur type) <sup>2</sup>	(0,0011)	(0,0010)	(0,0040)	(0,0015)	(0,0090)	(0,0128)	(0,0104)	(0,0084)	(0,0073)	(0,0018)	(0,0051)	(0,0032)
FGT(2)	0,0012	0,0008	0,0030	0,0006	0,0141	0,0280	0,0291	0,0815	0,0724	0,0049	0,0712	0,0419
(Erreur type) <sup>2</sup>	(0,0006)	(0,0004)	(0,0026)	(0,0004)	(0,0039)	(0,0065)	(0,0059)	(0,0054)	(0,0047)	(0,0008)	(0,0032)	(0,0019)
FGT(3)	0,0006	0,0003	0,0018	0,0002	0,0056	0,0132	0,0141	0,0454	0,0421	0,0022	0,0403	0,0235
(Erreur type) <sup>2</sup>	(0,0005)	(0,0002)	(0,0021)	(0,0001)	(0,0019)	(0,0038)	(0,0040)	(0,0038)	(0,0034)	(0,0005)	(0,0023)	(0,0013)
Watts	0,0048	0,0033	0,0112	0,0029	0,0519	0,0907	0,1020	0,2453	0,2111	0,0172	0,2123	0,1263
(Erreur type) <sup>2</sup>	(0,0017)	(0,0013)	(0,0070)	(0,0018)	(0,0119)	(0,0181)	(0,0159)	(0,0139)	(0,0121)	(0,0025)	(0,0084)	(0,0051)
Clark (0,25)	0,0045	0,0031	0,0101	0,0028	0,0490	0,0843	0,0947	0,2222	0,1899	0,0161	0,1919	0,1144
(Erreur type) <sup>2</sup>	(0,0059)	(0,0056)	(0,0201)	(0,0093)	(0,0494)	(0,0664)	(0,0575)	(0,0460)	(0,0375)	(0,0090)	(0,0267)	(0,0155)
Clark (0,50)	0,0042	0,0030	0,0093	0,0027	0,0464	0,0786	0,0884	0,2028	0,1722	0,0151	0,1748	0,1044
(Erreur type) <sup>2</sup>	(0,0040)	(0,0038)	(0,0132)	(0,0064)	(0,0331)	(0,0438)	(0,0380)	(0,0295)	(0,0240)	(0,0060)	(0,0172)	(0,0100)
Ménages (N pondéré)	959	774	185	254	151	141	211	742	954	1504	1907	3411

(1) Milliers d'ouguiyas. Les lignes de pauvreté par région pour 1996 sont issues de celles de 1990 — calculées par la méthode du coût des besoins de base : 28674, 27322, 32400 et 35791 ouguiyas par tête et par an, respectivement, dans le «Rural autre», le «Rural fleuve», les «Autres villes» et «Nouakchott» — et ajustées par le taux d'inflation de 40,9 pour cent entre 1990 et 1996 : 40 402, 38 498, 45 651 et 50 430 ouguiyas par tête et par an, respectivement, dans le «Rural autre», le «Rural fleuve», les «Autres villes» et «Nouakchott». Les dépenses réelles des ménages selon les zones rurale et urbaine ont été calculées en appliquant les coefficients régionaux suivants : (i) 100 = pays ; (ii) Nouakchott = 1.0003 ; (iii) autres villes = 1.0054 ; (iv) fleuve = 1.0396 ; (v) autre rural = 1.0741. Par ailleurs, les dépenses réelles ont été déflatées par les seuils de pauvreté, la base étant la région «Rural autre» — Lachaud [1999] ;

(2) Selon Kakwani [1990], l'erreur type asymptotique des indices de pauvreté est calculée comme suit :

(i) Ratio de pauvreté H :  $\sigma_H = \sqrt{H(1-H)/n}$  avec  $H=q/n$  ;

(ii) FGT( $\alpha \geq 1$ ) :  $\sigma_{FGT} = \sqrt{P_{2a} - P_a^2} / n$  avec  $P_a = 1/n \sum_{i=1}^q [(z - x_i) / z]^a$  ;

(iii) Indice de Watts :  $S_W = \sqrt{[1/n \sum_{i=1}^q (\log z - \log x_i)^2 - W^2] / n}$  avec  $W = 1/n \sum_{i=1}^q (\log z - \log x_i)$  ;

(iv) Indices de Clark :  $S_{Cb} = \sqrt{[1/b^2 n \sum_{i=1}^q [1 - (x_i/z)^b]^2 - C_b^2] / n}$  avec  $C_b = 1/n \left\{ 1/b^2 \sum_{i=1}^q [1 - (x_i/z)^b] \right\}$  ;

(3) La précarité est repérée selon le type d'habitat : (i) non précaire : maison en pierres, ciment, appartement, chambre et studio ; (ii) précaire : tente, case, baraque, maison en banco ; (4) Le Centre-Nord comprend les wilayas suivantes : Tiris-Zemmour, Adrar, Inchiri et Tagant ; (5) Le Sud & Sud-Est comprend les wilayas de Hodh Echarghi, Hod El Gharbi et Assaba ; (6) Le «Rural autre» comprend les wilayas de Trarza, Brakna, Gorgol et Guidimagna ; (7) Le nombre de cas pondérés pour les pauvres équivaut à 628. Par ailleurs, on rappelle que l'écart de pauvreté moyen des pauvres est égal à FGT(1)/FGT(0), tandis que l'écart moyen de pauvreté normalisé *per capita* est égal à FGT(1).

Source : A partir des bases de données de l'enquête intégrale 1995-96 — pondération normalisée.

Les informations issues des tableaux 1 et A en annexe suggèrent, *a priori*, d'importantes différences spatiales de pauvreté en Mauritanie en 1995-96<sup>52</sup>.

Premièrement, comme le montrait la figure 1, le tableau 1 (colonnes 10 et 11) met en évidence une différence sensible de pauvreté entre les milieux rural et urbain. Respectivement, pour ces derniers, l'incidence de la pauvreté parmi les ménages est de 42,6 et 5,9 pour cent, tandis l'écart moyen de pauvreté par personne pauvre est de 34,7 et 22,7 pour cent de la

ligne de pauvreté. Notons également que la dépense réelle par tête du secteur rural équivaut environ au tiers de celle que prévaut dans les villes. Tous les indices de pauvreté sont largement statistiquement significatifs et la statistique  $\eta$  inhérente aux FGT( $\alpha=0,1,2$ ) — comprise entre 20,1 et 28,6, tableau A en annexe — indique que l'hypothèse nulle d'absence d'écart régional de pauvreté ne peut être retenue. Toutefois deux éléments sont à souligner. Tout d'abord, la valeur des t est beaucoup plus élevée dans les zones rurales — 2,1 à 37,7 — que dans le secteur urbain — 1,8 à 9,8 —, ce qui signifie que la précision de la mesure dans les premières est meilleure que pour le second. Ensuite, l'ampleur du t est la plus élevée pour le ratio de

<sup>52</sup> Certains de ces résultats apparaissent dans Lachaud [1999], chapitre 7, bien que les profils de pauvreté impliquent les lignes fondées sur l'équivalent international.

pauvreté, quel que soit le milieu, et la précision des mesures est une fonction décroissante du coefficient d'aversion pour la pauvreté des indices  $FGT(\alpha=1,2,3)^{53}$ . Ajoutons que les mesures de Clark apparaissent les moins précises. On pourrait penser que ce résultat handicape l'analyse de la pauvreté mettant fortement l'accent sur l'équité, puisque le ratio de pauvreté ne tient pas compte des transferts de revenus parmi les plus pauvres. En fait, il n'en est rien étant donné l'ampleur des  $t$  pour les mesures  $FGT(\alpha=1,2,3)$ , surtout dans le secteur rural — pour les  $FGT(\alpha=1,2,3)$ , le  $t$  varie de 29,0 à 17,5.

Deuxièmement, le tableau 1 suggère aussi, *a priori*, une hétérogénéité de la pauvreté au sein des milieux urbain et rural. Sans aucun doute, les villes les plus défavorisées en termes de pauvreté sont celles des régions du Sud & Sud-Est et du Fleuve<sup>54</sup> — colonnes 1, 4, 5 et 6. Pour ces dernières, tous les  $t$ , sauf ceux de Clark, sont significatifs et la proportion de ménages pauvres est comprise entre 18,9 et 23,8 pour cent. Or, qu'il s'agisse de Nouakchott ou des centres urbains du Centre-Nord, le ratio de pauvreté est de l'ordre de 2 pour cent seulement, et beaucoup d'indicateurs sensibles à la distribution des revenus — sauf les  $FGT(1)$ ,  $FGT(2)$  et Watts pour Nouakchott — ne sont pas significatifs. D'ailleurs, l'écart des dépenses par tête entre ces deux ensembles urbains est remarquable — en moyenne, le niveau de vie des villes du Sud & Sud-Est et du Fleuve est deux fois plus faible qu'ailleurs —, tandis que la statistique  $\eta$  relative aux  $FGT(\alpha=0,1,2)$  confirme le rejet de l'hypothèse nulle entre ces deux ensembles, mais pas au sein de ces derniers. Il est à remarquer que la position relativement favorable des villes du Centre-Nord en termes de pauvreté s'explique par la présence de Nouadhibou, l'un des centres économiques les plus importants du pays. Notons également que la distinction entre les quartiers à habitat précaire et non précaire de la capitale fait apparaître un écart substantiel de pauvreté — colonnes 2 et 3. S'agissant du milieu rural, les indicateurs du tableau 1, colonnes 7, 8 et 9 — quasiment tous significatifs à 5 pour cent<sup>55</sup> —, suggèrent une ampleur de la pauvreté parmi les ménages, d'une part, sensiblement plus élevée qu'en milieu urbain et, d'autre part, qui décroît lorsque l'on passe successivement de la région du Sud & Sud-Est à celle du Fleuve, puis à celle du Centre-Nord. Les ratios de pauvreté pour ces trois régions sont, respectivement, de 49,3, 39,9 et 31,2 pour cent. D'ailleurs, les

dépenses par tête sont sensiblement plus élevées en milieu rural Centre-Nord que pour les deux autres régions. En outre, la statistique  $\eta$  relative aux  $FGT(\alpha=0,1)$  confirme le rejet de l'hypothèse nulle entre ces trois ensembles ruraux pris deux à deux.

Cette configuration générale de la pauvreté spatiale s'explique aisément dans la mesure où elle est le reflet d'un différentiel de potentialités économiques et d'infrastructures sociales et, par conséquent, de vulnérabilité, tant entre régions qu'au sein de ces dernières. Les régions du Sud & Sud-Est et du Centre, abritant la plus grande partie de la population nomade du pays, demeurent enclavées et vulnérables. Même si les activités agro-sylvo-pastorales y sont plus importantes qu'au Nord, la sécheresse exacerbe l'exode rural et la dégradation du milieu. Beaucoup d'agriculteurs travaillent sur des terres enclavées, tandis que maints individus exercent des activités de survie le long de la «route de l'espoir». En fait, il existe des inégalités de niveau de vie au sein de cette région — la pauvreté des cultivateurs, soumis aux aléas saisonniers et climatiques, contrastant quelque peu avec la situation plus favorable des éleveurs —, qui ne semblent pas remettre en cause la relative cohésion sociale. Les régions du Fleuve, composées de groupes sociaux plus variés, se caractérisent par la prédominance de l'agriculture, souvent associée à l'élevage et à d'autres activités<sup>56</sup>. La sédentarisation y est plus ancienne et les infrastructures sociales sont plus développées. Les agriculteurs qui pratiquent la culture irriguée et qui ont accès à des terres fertiles et à certains inputs, ont en général le niveau de vie le moins bas du milieu rural. Par contre, dans cette même région, ceux dont l'activité principale est la culture irriguée mais qui n'ont pas accès à des moyens de production suffisants, ou ceux qui, dans les autres régions — Centre et Est —, pratiquent l'élevage et les cultures sous pluie, ont un niveau de vie très faible. S'agissant des régions du Nord, elles sont très affectées par la sécheresse, la dégradation de l'environnement et la crise des systèmes de production traditionnels — essentiellement centrés sur l'élevage et le maraîchage. Bien que la population peu nombreuse réduise l'étendue de la pauvreté, ces régions disposent d'un faible potentiel économique et d'infrastructures sociales réduites. Enfin, les zones périphériques des agglomérations urbaines abritent surtout les populations déplacées à cause de la sécheresse et des transformations sociales. Ces migrants, souvent installés temporairement et socialement peu intégrés, sont exposés à de nombreux aléas : prédominance des activités informelles de survie, chômage, manque d'infrastructures sociales, faible accès à la santé et à

<sup>53</sup> Un résultat déjà mis en évidence par Kakwani [1990] pour la Côte d'Ivoire.

<sup>54</sup> La région du fleuve sera désignée par «Fleuve».

<sup>55</sup> Bien que la précision soit beaucoup plus élevée pour les régions du Sud & Sud-Est et du Fleuve que pour le Centre-Nord.

<sup>56</sup> Par exemple, la collecte et la vente de bois.

l'eau, etc. Les quartiers à habitations précaires où l'incidence, la profondeur et la gravité de la pauvreté et de l'extrême pauvreté sont importantes abritent la majorité de ces populations.

En réalité, il n'est pas certain que les indicateurs affichés au tableau 1 soient susceptibles de rendre compte totalement de la configuration de la pauvreté relative, tant au sein des milieux urbain et rural, qu'entre ces deux ensembles. Par exemple, alors que l'incidence de la pauvreté est plus grande dans les agglomérations du Centre-Nord qu'à Nouakchott non précaire — bien que la statistique  $\eta$  ne soit pas significative —, les indicateurs sensibles à la distribution des revenus sont assez comparables. De même, dans le milieu rural, alors que l'incidence de la pauvreté est plus élevée dans la région du Sud & Sud-Est que dans celle du Fleuve, l'écart de pauvreté parmi les pauvres dans cette dernière y est plus élevé que pour la première, et la statistique  $\eta$  relative au  $FGT(\alpha=2)$  des deux régions montre que l'hypothèse nulle ne peut être rejetée — ce qui signifie que l'écart de pauvreté rural en termes d'inégalité Sud & Sud-Est-Fleuve n'est pas statistiquement significatif. Une observation similaire prévaut lorsque l'on compare le milieu urbain Fleuve ou Sud & Sud-Est et les zones rurales du Centre-Nord.

## 2. Pauvreté, régions, milieu et dominance

La présente étude propose une approche de la pauvreté en termes de dominance stochastique de premier et deuxième ordre.

Premièrement, la figure 2 et le tableau 2 affichant, respectivement, les courbes d'incidence et les ratios de pauvreté selon les régions et le milieu, permettent la mise en oeuvre du test de dominance de premier ordre. Dans le secteur rural, le clivage s'opère entre le Centre-Nord, d'une part, et le Sud & Sud-Est et Fleuve, d'autre part. En effet, la figure 2 montre que, non seulement la courbe de distribution de la première région est toujours située *au-dessous* de celles des deux autres zones, mais également qu'il n'y a *pas d'intersection* lorsque la ligne de pauvreté est inférieure ou égale à 40 402 ouguiyas par tête et par an — ni au-delà d'ailleurs. Cette information peut également être observée à partir du tableau 2. En d'autres termes, si l'on considère que le seuil de pauvreté admissible est inférieur ou égal à 40 402 ouguiyas, la pauvreté est moins élevée dans le rural Centre-Nord que dans les régions du Sud & Sud-Est et Fleuve. Cette observation vaut pour le ratio de pauvreté, mais également pour les mesures additives, en particulier les  $FGT(\alpha=1,2)$ . Le tableau 1 indique d'ailleurs que, pour le Centre-Nord, ces derniers, ainsi

que d'autres mesures de la pauvreté, sont les plus faibles des zones rurales. En outre, la statistique  $\eta$  relative aux  $FGT(\alpha \leq 2)$  enseigne que l'écart de pauvreté rural entre le Sud & Sud-Est et le Fleuve, d'une part, et le Centre-Nord, d'autre part, est significatif. Par contre, la situation des deux autres régions est plus aléatoire puisque les courbes de distribution se coupent entre 15 000 et 20 000 ouguiyas. A cet égard, le tableau 2 montre l'inversion des ratios de pauvreté entre les régions du Sud & Sud-Est et Fleuve pour le seuil de 15 000 ouguiyas — bien que ce dernier soit très bas. De même, le tableau B en annexe affiche une inversion des écarts de pauvreté par personne au niveau de la ligne de 15 000 ouguiyas. Enfin, rappelons que, pour le rural Sud & Sud-Est et Fleuve, la statistique  $\eta$  relative au  $FGT(\alpha=2)$  montre que l'hypothèse nulle ne peut être rejetée — mais le différentiel de pauvreté est significatif pour les  $FGT(\alpha=0,1)$  —, et que l'écart de pauvreté par personne pauvre est plus élevé dans la seconde, alors que l'incidence de la pauvreté y est plus faible de 10 points de pourcentage, comparativement à la première. Dans ces conditions, le test de dominance de premier ordre inhérent à ces deux régions se révèle non concluant.

En milieu urbain, le test de dominance de premier ordre fait également apparaître une relative cohérence quant au classement de la pauvreté. En fait, la figure 2 permet de délimiter deux sous-ensembles. Le premier, constitué de Nouakchott précaire, Nouakchott non précaire et des villes du Centre-Nord — avec la prééminence de Nouadhibou —, exhibe une faible incidence de la pauvreté — entre 1,6 et 5,6 pour cent — et suggère, *a priori*, l'absence d'ambiguïté quant à l'ordre de la pauvreté. On observe qu'elle est la plus élevée dans les zones d'habitat précaire de Nouakchott et la plus faible dans les quartiers lotis de cette capitale. C'est d'ailleurs uniquement pour ces deux ensembles urbains et pour le  $FGT(0)$  que la statistique  $\eta$  est significative à 5 pour cent. Il est également intéressant de constater que le ratio de pauvreté augmente assez rapidement avec le seuil de pauvreté pour Nouakchott précaire, mais que l'écart de pauvreté moyen parmi les pauvres est le plus élevé pour Nouakchott non précaire. Le deuxième sous-ensemble est constitué par les villes du Fleuve et du Sud & Sud-Est, exhibant une pauvreté beaucoup plus élevée que dans les précédentes. Le ratio de pauvreté est supérieur de 5 points de pourcentage dans les villes du Fleuve, comparativement à celles du Sud & Sud-Est — 23,8 contre 18,9 pour cent —, et la statistique  $\eta$  croît avec le degré d'aversion pour la pauvreté — bien qu'elle ne soit significative qu'à 10 pour cent pour le  $FGT(2)$ . En fait, la figure 2 et le tableau 2 montrent

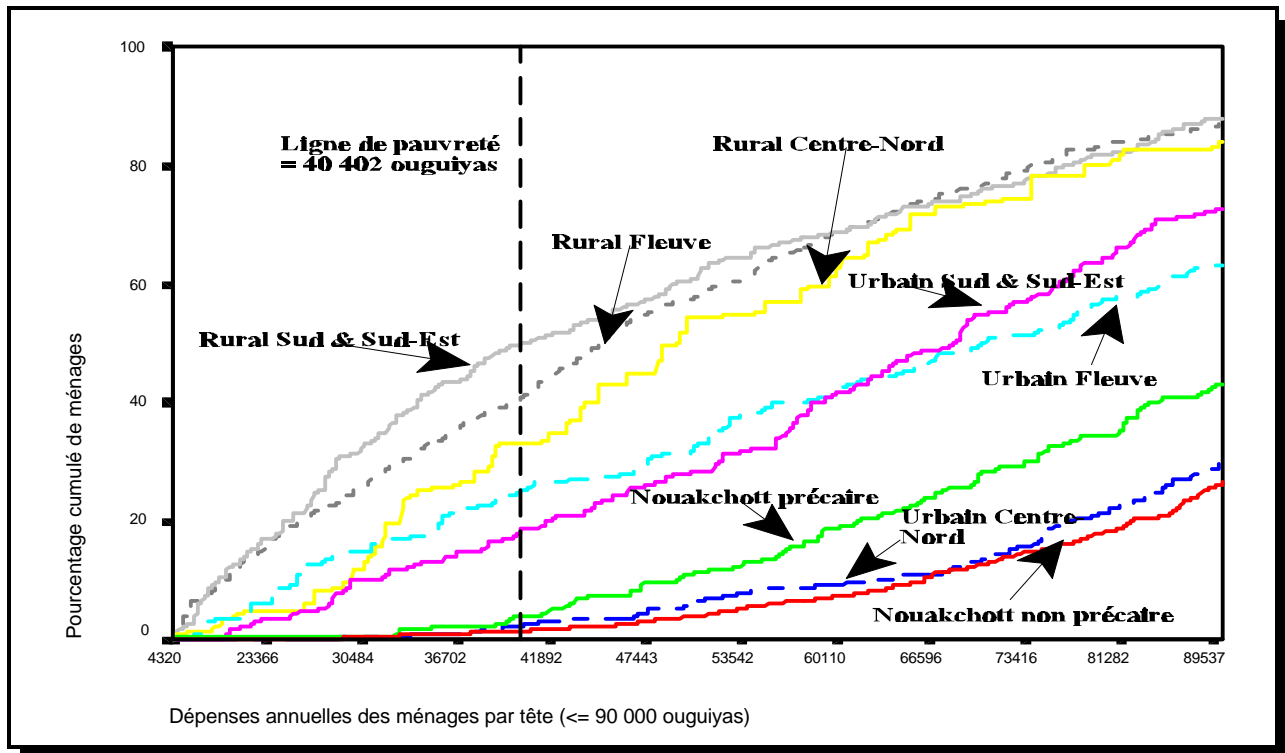


Figure 2 : Courbes d'incidence de pauvreté — élasticité-taille = 1 — selon les régions et le milieu — Mauritanie 1995-96

que les courbes de distribution inhérentes à ces deux zones ne

Tableau 2 : Ratios de pauvreté des ménages — élasticité-taille = 1 — selon les régions et le milieu pour différentes lignes de pauvreté — Mauritanie 1995-96

Région	Région & milieu										Total	
	Nouakchott	Nouakchott non précaire <sup>2</sup>	Nouakchott précaire <sup>2</sup>	Urbain Centre-Nord	Urbain Sud-Sud-Est	Urbain Fleuve	Rural Centre-Nord <sup>3</sup>	Rural Sud-Sud-Est <sup>4</sup>	Rural Fleuve <sup>5</sup>	Total urbain		Total rural
<b>Lignes de pauvreté<sup>1</sup></b>												
15 000	0,0006 (0,0008)	0,0000 (0,0000)	0,0032 (0,0042)	0,0000 (0,0000)	0,0009 (0,0024)	0,0083 (0,0076)	0,0128 (0,0077)	0,0604 (0,0087)	0,0629 (0,0079)	0,0013 (0,0009)	0,0564 (0,0053)	0,0321 (0,0030)
20 000	0,0006 (0,0008)	0,0000 (0,0000)	0,0032 (0,0042)	0,0000 (0,0000)	0,0146 (0,0098)	0,0297 (0,0143)	0,0356 (0,0128)	0,1258 (0,0122)	0,1074 (0,0100)	0,0046 (0,0017)	0,1066 (0,0071)	0,0616 (0,0041)
25 000	0,0020 (0,0014)	0,0017 (0,0015)	0,0032 (0,0042)	0,0000 (0,0000)	0,0296 (0,0138)	0,0743 (0,0221)	0,0546 (0,0156)	0,1956 (0,0146)	0,1837 (0,0125)	0,0112 (0,0027)	0,1740 (0,0087)	0,1022 (0,0052)
30 000	0,0040 (0,0020)	0,0035 (0,0021)	0,0063 (0,0058)	0,0058 (0,0048)	0,0876 (0,0229)	0,1288 (0,0282)	0,0537 (0,0202)	0,3076 (0,0169)	0,2394 (0,0138)	0,0243 (0,0040)	0,2500 (0,0099)	0,1504 (0,0061)
35 000	0,0113 (0,0034)	0,0075 (0,0031)	0,0271 (0,0119)	0,0069 (0,0052)	0,1169 (0,0261)	0,1718 (0,0318)	0,2408 (0,0294)	0,4203 (0,0181)	0,3208 (0,0151)	0,0361 (0,0048)	0,3506 (0,0119)	0,2119 (0,0070)
40 000	0,0213 (0,0047)	0,0147 (0,0043)	0,0490 (0,0159)	0,0203 (0,0088)	0,1801 (0,0313)	0,2355 (0,0357)	0,3123 (0,0319)	0,4916 (0,0184)	0,3903 (0,0158)	0,0571 (0,0060)	0,4211 (0,0113)	0,2605 (0,0075)
<b>40 402</b>	<b>0,0234 (0,0049)</b>	<b>0,0157 (0,0045)</b>	<b>0,0558 (0,0169)</b>	<b>0,0203 (0,0088)</b>	<b>0,1889 (0,0319)</b>	<b>0,2378 (0,0359)</b>	<b>0,3123 (0,0319)</b>	<b>0,4932 (0,0184)</b>	<b>0,3992 (0,0159)</b>	<b>0,0595 (0,0061)</b>	<b>0,4261 (0,0113)</b>	<b>0,2644 (0,0076)</b>
45 000	0,0351 (0,0059)	0,0223 (0,0053)	0,0888 (0,0209)	0,0323 (0,0111)	0,2397 (0,0347)	0,2631 (0,0371)	0,4028 (0,0338)	0,5427 (0,0183)	0,4928 (0,0162)	0,0765 (0,0069)	0,5023 (0,0114)	0,3144 (0,0079)
50 000	0,0521 (0,0072)	0,0352 (0,0066)	0,1229 (0,0241)	0,0514 (0,0139)	0,2961 (0,0372)	0,3200 (0,0393)	0,4929 (0,0344)	0,6139 (0,0179)	0,5694 (0,0160)	0,1015 (0,0078)	0,5782 (0,0113)	0,3679 (0,0083)
55 000	0,0752 (0,0085)	0,0563 (0,0083)	0,1540 (0,0265)	0,0853 (0,0175)	0,3377 (0,0385)	0,3840 (0,0410)	0,5437 (0,0343)	0,6611 (0,0174)	0,6296 (0,0156)	0,1320 (0,0087)	0,6323 (0,0110)	0,4117 (0,0084)
60 000	0,1016 (0,0098)	0,0775 (0,0096)	0,2023 (0,0295)	0,0920 (0,0181)	0,4260 (0,0402)	0,4238 (0,0413)	0,5972 (0,0338)	0,6857 (0,0170)	0,6825 (0,0151)	0,1626 (0,0095)	0,6743 (0,0107)	0,4486 (0,0085)
65 000	0,1243 (0,0107)	0,0970 (0,0106)	0,2386 (0,0313)	0,1129 (0,0199)	0,5016 (0,0407)	0,4720 (0,0420)	0,6942 (0,0317)	0,7304 (0,0163)	0,7310 (0,0144)	0,1926 (0,0102)	0,7267 (0,0102)	0,4911 (0,0086)
Ménages (N pondéré)	959	774	185	254	151	141	211	742	954	1504	1907	3411

(1) Ouguiyas. L'erreur type asymptotique est entre parenthèses - voir la note (2) du tableau 1. Les lignes de pauvreté par région pour 1996 sont issues de celles de 1990 — calculées par la méthode du coût des besoins de base : 28674, 27322, 32400 et 35791 ouguiyas par tête et par an, respectivement, dans le «Rural autre», le «Rural fleuve», les «Autres villes» et «Nouakchott» — et ajustées par le taux d'inflation de 40,9 pour cent entre 1990 et 1996 : 40 402, 38 498, 45 651 et 50 430 ouguiyas par tête et par an, respectivement, dans le «Rural autre», le «Rural fleuve», les «Autres villes» et «Nouakchott». Les dépenses réelles des ménages selon les zones rurale et urbaine ont été calculées en appliquant les coefficients régionaux suivants : (i) 100 = pays ; (ii) Nouakchott = 1.0003 ; (iii) autres villes = 1.0054 ; (iv) fleuve = 1.0396 ; (v) autre rural = 1.0741. Par ailleurs, les dépenses réelles ont été déflatées par les seuils de pauvreté, la base étant la région rural autre — Lachaud [1999] ; (2) La précarité est repérée selon le type d'habitat : (i) non précaire : maison en pierres, ciment, appartement, chambre et studio ; (ii) précaire : tente, case, baraque, maison en banco ; (3) Le Centre-Nord comprend les wilayas suivantes : Tiris-Zemmour, Adrar, Inchiri et Tagant ; (4) Le Sud & Sud-Est comprend les wilayas de Hodh Echarghi, Hod ElGharbi et Assaba ; (5) Le «Rural fleuve» comprend les wilayas de Trarza, Brakna, Gorgol et Guidimagha

Source : A partir des bases de données de l'enquête intégrale 1995-96 — pondération normalisée.

se coupent que pour un niveau de dépenses annuelles par tête de 60000 ouguiyas environ, largement supérieur au seuil de pauvreté admissible. Par conséquent, pour des seuils inférieurs ou égaux à 40 402 ouguiyas par tête et par an, le test de dominance de premier ordre apparaît concluant.

En réalité, une incertitude quant au classement de la pauvreté s'observe entre les milieux. A cet égard, la figure 2 montre que la courbe de distribution cumulée de la zone urbaine du Fleuve domine celle du rural Centre-Nord jusqu'à environ 30 000 ouguiyas, puis coupe une fois cette dernière — information également affichée au tableau 2. Dans ce cas également, le test de dominance de premier ordre n'est pas concluant. En outre, si les mesures de pauvreté sont toutes favorables à la zone urbaine du Fleuve — le ratio de pauvreté, par exemple, y est inférieur de plus de 8 points de pourcentages par rapport au rural Centre-Nord —, cette dernière exhibe un écart moyen de pauvreté par personne pauvre plus élevé. Toutefois, on notera que la statistique  $\eta$  n'est pas significative entre ces deux zones, ce qui implique logiquement une absence de différentiel de pauvreté.

Deuxièmement, la mise en oeuvre du test de dominance de deuxième ordre à l'aide des courbes TIP appelle deux commentaires — figure 3. Tout d'abord, il confirme l'importance du différentiel de pauvreté entre, d'une part, les zones rurales du Fleuve et du Sud & Sud-Est et, d'autre part, le milieu urbain, notamment lorsque l'on prend en compte Nouakchott et des villes du Centre-Nord. Toutes les courbes TIP des deux zones rurales dominent celles du milieu urbain — surtout pour Nouakchott et les agglomérations du Centre-Nord —, ce qui est une condition nécessaire et suffisante pour affirmer que la pauvreté du rural Fleuve et du Sud & Sud-Est est plus élevée que dans n'importe quel centre urbain pour toutes les mesures de pauvreté normalisés appartenant à Q, et pour toutes les lignes de pauvreté inférieures ou égales à 40 402 ouguiyas par tête et par an. Les indications affichées au tableau 1 peuvent être prises en compte. Ajoutons qu'en ce qui concerne les villes de Nouakchott et du Centre-Nord, caractérisées par la très faible ampleur des taux de pauvreté et la cohérence des résultats du test de premier ordre, la courbe TIP de Nouakchott précaire domine celles de Nouakchott non précaire et des zones urbaines du Centre-Nord, ces deux dernières étant quasiment confondues. De ce fait,

comme le suggérait la figure 2, la pauvreté dans les quartiers de Nouakchott précaire est plus élevée que dans les deux autres zones pour tous les indices de pauvreté normalisés appartenant à Q, et pour toutes les lignes de pauvreté inférieures ou égales à 40 402 ouguiyas par tête et par an.

Ensuite, le test de dominance de deuxième ordre permet de lever quelques incertitudes liées au test de premier ordre précédemment réalisé. Premièrement, la figure 3 montre que la courbe TIP du milieu urbain Fleuve domine celle des villes du Sud & Sud-Est — alors que les courbes d'incidence de ces deux ensembles se coupaient *après* la ligne de pauvreté sur la figure 2. Dans ces conditions, il est possible d'affirmer, comme le suggérait le tableau 1, une plus grande ampleur de la pauvreté urbaine de la région du Fleuve, comparativement à celle des villes du Sud & Sud-Est pour tous les indices de pauvreté normalisés appartenant à Q, et pour toutes les lignes de pauvreté inférieures ou égales à 40 402 ouguiyas par tête et par an — bien que la statistique  $\eta$  ne soit significative que pour le pour le FGT(2) à 10 pour cent — tableau A. Deuxièmement, la comparaison de l'urbain Fleuve et du rural Centre-Nord — non concluante lors du test de dominance de premier ordre — indique que la courbe TIP du premier domine d'abord celle du second, puis la coupe, le FGT(1) statistiquement significatif étant défavorable à ce dernier — 0,078 et 0,069, respectivement, pour le rural Centre-Nord et l'urbain Fleuve. Toutefois, selon les résultats de Jenkins et Lambert, le FGT(2) n'étant pas plus élevé pour la distribution initialement dominante, l'ampleur de la pauvreté du rural Centre-Nord excède celle de l'urbain Fleuve pour tous les indices de pauvreté normalisés appartenant à Q, et pour toutes les lignes de pauvreté inférieures ou égales à 40 402 ouguiyas par tête et par an, comme le suggère les résultats du tableau 1<sup>57</sup>. On notera toutefois que la statistique  $\eta$  n'est pas significative, et que l'écart moyen de dépenses des pauvres est supérieur dans le cas des zones urbaines du Fleuve<sup>58</sup>. Un commentaire analogue peut être effectué

<sup>57</sup> Le tableau B en annexe montre, cependant, que le FGT(1, 30 000) est légèrement supérieur pour l'urbain Fleuve, comparativement au rural Centre-Nord.

<sup>58</sup> Toutefois, comme le soulignait Sen [1976], ce ratio d'écart de dépenses est complètement insensible au nombre de pauvres.

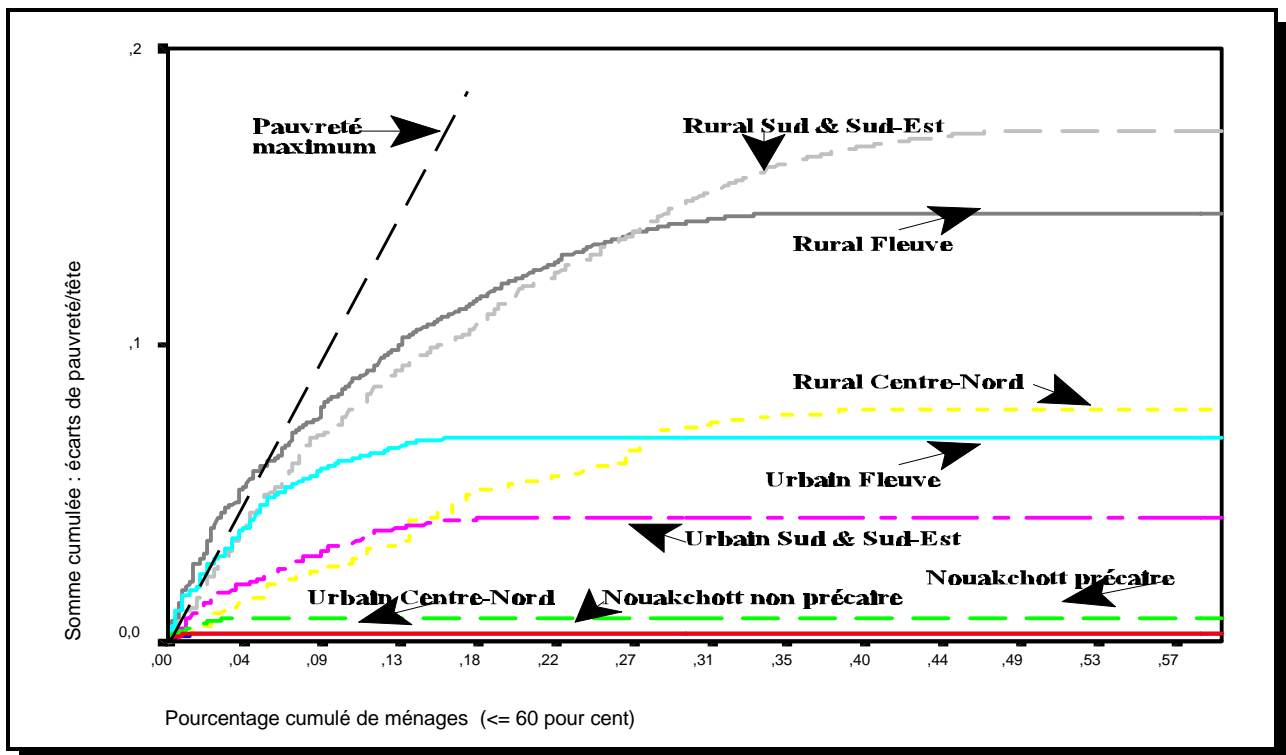


Figure 3 : Courbes TIP — élasticité-taille = 1 — selon les régions et le milieu — Mauritanie 1995-96

en ce qui concerne la comparaison du rural Centre-Nord et de l'urbain Sud & Sud-Est, la courbe TIP de cette dernière domine légèrement, dans un premier temps, celle de la seconde. Troisièmement, la figure 3 montre également que les courbes TIP des zones rurales du Fleuve et du Sud & Sud-Est se coupent une fois, la première dominant d'abord la seconde. Néanmoins, comme précédemment, le FGT(2) de la courbe initialement dominante — rural Fleuve — est inférieur à celui de la courbe initialement dominée — rural Sud & Sud-Est. De ce fait, il est impossible d'affirmer que la pauvreté est moins élevée dans cette dernière pour toutes les lignes de pauvreté inférieures ou égales à 40 402 ouguiyas par tête et par an, comparativement à la première. A cet égard, on rappelle que les FGT( $\alpha \leq 3$ ), ainsi que les mesures de Clark et de Watts sont toutes favorables à la région du Fleuve. En outre, le tableau B met bien en évidence l'infériorité des FGT(1) inhérents au rural fleuve, par rapport au rural Sud & Sud-Est, pour toutes les lignes de pauvreté inférieures à 40 402 ouguiyas.

Dans ce contexte, on peut spécifier les conditions de robustesse de dominance de deuxième ordre, c'est-à-dire la modification potentielle des lignes relatives de pauvreté, tout en maintenant la non intersection des courbes TIP. Le test appliqué est le suivant : le ratio de pauvreté étant le plus faible pour la zone de Nouakchott non précaire que partout ailleurs, il s'agit de trouver une ligne de pauvreté  $z_1 \leq 40\,402$  pour laquelle la proportion de pauvres est la même à Nouakchott non précaire que dans toutes les autres régions ou milieux. Le tableau 4 affiche les résultats

obtenus, et appelle quelques commentaires. Tout d'abord, on observe que la courbe TIP de l'ensemble du secteur rural domine encore celle de Nouakchott non précaire lorsque la ligne de pauvreté est divisée par 3,78 — ou que les dépenses réelles du milieu rural sont multipliées par le même coefficient. Ensuite, comme cela a été précédemment démontré, les différences de pauvreté en Mauritanie sont réellement importantes entre le milieu urbain rassemblant la capitale et les villes du Centre-Nord, d'une part, et les zones rurales. Dans ce cas, la pauvreté des premières est inférieure ou égale à celle des secondes lorsque le seuil de pauvreté est divisé par un facteur de l'ordre de 4 à 5 — 3,67, 4,58 et 5,08, respectivement, en ce qui concerne les zones rurales du Fleuve, du Sud & Sud-Est et du Centre-Nord. Enfin, lorsque les dépenses réelles des villes du Fleuve et du Sud & Sud-Est sont divisées par environ deux, la courbe TIP de Nouakchott non précaire est au plus égale à celle des deux premières agglomérations.

Ainsi, en Mauritanie, le test de dominance, par rapport à une ligne de pauvreté de 40 402 ouguiyas par tête et par an déterminée par l'approche du coût des besoins de base, semble mettre en évidence une certaine robustesse quant aux différences spatiales de pauvreté. Alors que la pauvreté est, en moyenne, plus élevée en milieu rural que dans les zones urbaines — quels que soient les sous-groupes sectoriels considérés —, l'analyse de dominance de deuxième ordre suggère une relative robustesse quant à l'homogénéité des faibles niveaux de vie selon trois groupes principaux. Ces derniers sont, par ordre



décroissant de pauvreté, les suivants : (i) le secteur rural du Fleuve et du Sud & Sud-Est ; (ii) les zones urbaines du Fleuve et du Sud & Sud-Est, ainsi que le milieu rural du Centre-Nord ; (iii) Nouakchott et les villes du Centre-Nord. On notera que la prise en compte d'un facteur d'échelle des ménages de 0,55, déterminé à l'aide d'une estimation de la courbe d'Engel, n'a quasiment aucune influence

**Tableau 4 : Conditions de robustesse de la pauvreté spatiale relative — e = 1 — par rapport à Nouakchott non précaire — Mauritanie 1995-96**

Paramètre	Région & milieu	Condition : $FGT_y(0) = FGT_x(0)$	
Région & milieu		Ligne de pauvreté $= Z_{0i}^{-1}$	Facteur multiplicatif $= \alpha_i^2$
Nouakchott	0	36 980	1,09
Nouakchott non précaire	1	40 402	1,00
Nouakchott précaire	2	32 525	1,24
Urbain Centre-Nord	3	38 120	1,16
Urbain Sud & Sud-Est	4	21 065	1,92
Urbain Fleuve	5	17 220	2,35
Rural Centre-Nord	6	7 983	5,06
Rural Sud & Sud-Est	7	8 827	4,58
Rural Fleuve	8	11 002	3,67
Total urbain	9	27 267	1,48
Total rural	10	10 693	3,78

(1)  $Z_{0i}$  est déterminé directement à partir des données. L'interpolation linéaire est effectuée lorsque le taux de pauvreté d'une région ou d'un milieu donné ne correspond pas exactement au taux de pauvreté de la zone de base — Nouakchott non précaire ; (2)  $\lambda_{0i} = Z_{0i} / Z_{01}$  ou  $Z_{0i} = 40 402$  ouguiyas.

Source : A partir des bases de données de l'enquête intégrale 1995-96 — pondération normalisée.

quant aux différences spatiales de pauvreté en Mauritanie<sup>59</sup>. Les configurations des courbes d'incidence et TIP sont comparables à celles présentées aux figures 2 et 3.

#### 4. Dynamique spatiale de la pauvreté et dominance

L'analyse de la dominance permet également d'appréhender la dynamique spatiale de la pauvreté en Mauritanie. Examinons successivement les milieux rural et urbain.

##### 1. Dynamique de la pauvreté rurale et dominance

L'analyse de la dynamique de la pauvreté en Mauritanie appelle quelques remarques préliminaires. Premièrement, l'appréhension de l'évolution de la pauvreté est réalisée au cours de la période 1990-96, à l'aide des informations issues des deux enquêtes auprès des ménages précédemment présentées. Bien que la taille des deux échantillons soit sensiblement différente

— tableau 5 —, une comparaison des niveaux de pauvreté entre 1990 et 1996 est possible. Toutefois, deux aspects méthodologiques doivent être notés. D'une part, la structure des dépenses des ménages a été harmonisée entre 1990 et 1996, l'enquête de 1996 ayant pris en compte les dépenses de logement. De ce fait, on observe un très léger écart entre les indices de pauvreté de 1996 présentés, respectivement, aux tableaux 1 et 5. D'autre part, la désagrégation spatiale selon les régions et le milieu, utilisée jusqu'à présent, s'étant avérée difficile à partir des données de 1990 — pour diverses raisons, notamment la taille de l'échantillon —, la comparaison est effectuée en prenant en compte des zones agrégées. Ainsi, le secteur rural est scindé entre le «Rural Fleuve» et le «Rural autre», tandis que pour les agglomérations, la distinction est opérée entre la capitale, «Nouakchott», et les «Autres villes». Deuxièmement, les seuils de pauvreté utilisés sont ceux qui ont été précédemment spécifiés. Celui de 1990 a été déterminé par la méthode du coût des besoins de base — 26 674 ouguiyas dans le Rural autre, les dépenses réelles de 1990 étant ajustées selon le déflateur des lignes de pauvreté de 1990 —, tandis que la ligne de pauvreté de 1996 a été obtenue en ajustant celle de 1990 avec le taux d'inflation de 40,9 pour cent entre 1990 et 1996.

Le tableau 5 montre que, a priori, la pauvreté en Mauritanie a sensiblement diminué entre 1990 et 1996, puisque, pour l'ensemble du pays, tous les indices  $FGT(\alpha=0,1,2)$  ont une valeur beaucoup plus

<sup>59</sup> Ce résultat avait déjà mis en évidence dans Lachaud [1998]. Il en est ainsi parce que la dimension des ménages varie peu selon la localisation spatiale. Alors qu'elle de 5,28 en 1996 pour l'ensemble du territoire, elle est de 5,31 et 5,23, respectivement, en milieux rural et urbain.

faible en 1996 qu'en 1990. Par exemple, le ratio de pauvreté est passé de 41,5 pour cent en 1990 à 27,0 pour cent en 1996, soit une réduction annuelle moyenne de 8,2 pour cent<sup>60</sup>. Ce différentiel d'évolution de la pauvreté — croissant avec le coefficient d'aversion pour la pauvreté —, par ailleurs mis en évidence, comme le montre la figure A en annexe<sup>61</sup>, apparaît logique. En effet, entre 1990 et 1996, la forte croissance économique — 4,8 pour cent

---

<sup>60</sup> Ou une baisse de 34,9 pour cent.

<sup>61</sup> Lachaud [1999], chapitre 4. Toutefois, l'étude montre que l'évolution nationale de la pauvreté en Mauritanie dépend du seuil de pauvreté adopté. Par exemple, en prenant en considération le seuil équivalent à 370 dollars — comme cela est couramment fait dans ce pays —, la réduction de la pauvreté entre 1990 et 1996 ne serait que de 19,8 pour cent.

**Tableau 5 : Indicateurs de pauvreté — e = 1 — selon les régions et le milieu et statistique testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté selon les groupes considérés — Mauritanie 1990-96**

Paramètres	1990 <sup>1</sup>				1996 <sup>2</sup>				4		
	FGT(0) (erreur type) <sup>3</sup>	FGT(1) (erreur type) <sup>3</sup>	FGT(2) (erreur type) <sup>3</sup>	N	FGT(1) (erreur type) <sup>3</sup>	FGT(1) (erreur type) <sup>3</sup>	FGT(2) (erreur type) <sup>3</sup>	N	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)
<b>Urbain</b>											
Nouakchott	0,1367 (0,0173)	0,0423 (0,0069)	0,0204 (0,0045)	395	0,0240 (0,0049)	0,0039 (0,0011)	0,0012 (0,0006)	959	6,37*	5,50*	4,23*
Autres villes	0,2278 (0,0250)	0,1012 (0,0140)	0,0654 (0,0120)	281	0,1239 (0,0141)	0,0309 (0,0044)	0,0115 (0,0021)	546	3,62*	4,79*	4,42*
Ensemble urbain	0,1746 (0,0146)	0,0668 (0,0072)	0,0391 (0,0057)	676	0,0602 (0,0061)	0,0137 (0,0018)	0,0050 (0,0008)	1907	7,23*	7,15*	5,92*
<sup>4</sup> urbain	-3,00*	-3,37*	-3,51*	-	-6,69*	-5,95*	-4,72*	-	-	-	-
<b>Rural</b>											
Rural Fleuve	0,6893 (0,0322)	0,3915 (0,0245)	0,2771 (0,0223)	206	0,3163 (0,0202)	0,1058 (0,0086)	0,0504 (0,0053)	528	9,81*	11,00*	9,89*
Autre rural	0,5794 (0,0194)	0,3433 (0,0135)	0,2548 (0,0131)	649	0,4815 (0,0135)	0,1689 (0,0063)	0,0828 (0,0042)	1378	4,14*	11,71*	12,50*
Ensemble rural	0,6058 (0,0167)	0,3550 (0,0125)	0,2602 (0,0113)	855	0,4357 (0,0114)	0,1514 (0,0052)	0,0738 (0,0034)	1504	8,45*	15,04*	15,80*
<sup>4</sup> rural	2,92*	1,72	0,86	-	-6,80*	-5,92*	-4,79*	-	-	-	-
<sup>4</sup> urbain-rural	-19,44*	-18,98*	-17,47*	-	-29,04*	-25,02*	-19,30*	-	-	-	-
Ensemble	0,4154 (0,0126)	0,2277 (0,0085)	0,1626 (0,0074)	1531	0,2701 (0,0076)	0,0907 (0,0032)	0,0434 (0,0020)	3411	9,87*	15,08*	15,55*

(1) Ligne de pauvreté de 26 674 ouguiyas dans le «Rural autre», les dépenses réelles de 1990 étant ajustées selon le déflateur des lignes de pauvreté de 1990 — voir les notes du tableau 1 ; (2) Ligne de pauvreté de 40 402 ouguiyas dans le «Rural autre» obtenue en ajustant la ligne de 1990 avec le taux d'inflation de 40,9 pour cent entre 1990 et 1996 — voir les notes du tableau 1. Par ailleurs, les dépenses de logement sont exclues en 1996 afin d'assurer la comparaison des dépenses entre les deux périodes. Les dépenses réelles de 1996 sont ajustées selon le déflateur des lignes de pauvreté de 1990 ; (3) Voir la note (2) du tableau 1 ; (4) Une étoile (\*) signifie que les écarts de pauvreté sont significatifs à 5 pour cent. Les valeurs de  $\eta$  pour les échantillons  $n_1$  et  $n_2$  et les mesures  $P^*_1$  et  $P^*_2$  de la pauvreté sont calculées selon :

$$\eta = (P^*_1 - P^*_2) / SE(P^*_1 - P^*_2), \text{ où l'erreur type de } (P^*_1 - P^*_2) \text{ } SE(P^*_1 - P^*_2) = \sqrt{(s^2_1 / n_1 + (s^2_2 / n_2))} . \text{ On note que } \sigma_i = se_i * \sqrt{n_i}, \text{ où } se_i = \text{erreur type de l'échantillon } n_i.$$

Source : A partir des bases de données de l'enquête intégrale 1995-96 — pondération normalisée.

**Tableau 6 : Robustesse de la pauvreté spatiale relative — e = 1 — intertemporelle — Mauritanie 1990-96**

Paramètres	Condition : $FGT(0)_{1996} = FGT(0)_{1990}$		
	FGT(0) <sub>1990</sub> (%)	Variation de la ligne de pauvreté 1996 (%) $= \frac{Z_{1996}}{Z_{1990}} - 1$	Variation du déflateur intertemporel $= DP_{1996} = DPT_{1996} - 0,409^2$
<b>Urbain</b>			
Nouakchott 1996/90	13,7	60,7	85,6
Autres villes 1996/90	22,8	30,6	43,1
Ensemble urbain 1996/90	17,5	44,4	62,6
<b>Rural</b>			
Rural Fleuve 1996/90	68,9	59,6	84,0
Autre rural 1996/90	57,9	19,1	26,9
Ensemble rural 1996/90	60,6	36,8	51,9
<b>Ensemble</b>	41,5	65,7	60,8

(1) Par rapport à la ligne de pauvreté de 1996 = 40 402 ouguiyas ; (2)  $\Delta DT$  = variation du déflateur intertemporel 1996/90 au-delà de la variation des prix de 40,9 pour cent au cours de cette période. Par exemple, pour Nouakchott, l'analyse montre qu'il était nécessaire d'avoir une ligne de pauvreté de 64 947 ouguiyas en 1996 (au lieu de 40 402 ouguiyas) pour obtenir la même incidence de la pauvreté FGT(0) qu'en 1990 (13,7 pour cent), soit une variation de 60,7 pour cent. Or, en 1990, la ligne de pauvreté équivaut à 28 674 ouguiyas, soit une variation de 126,5 pour cent (1-64 947/28 674). De ce fait,  $\Delta DP = \Delta DPT - 40,9 = 85,6$  pour cent.

Source : A partir des bases de données de l'enquête intégrale 1995-96 — pondération normalisée.

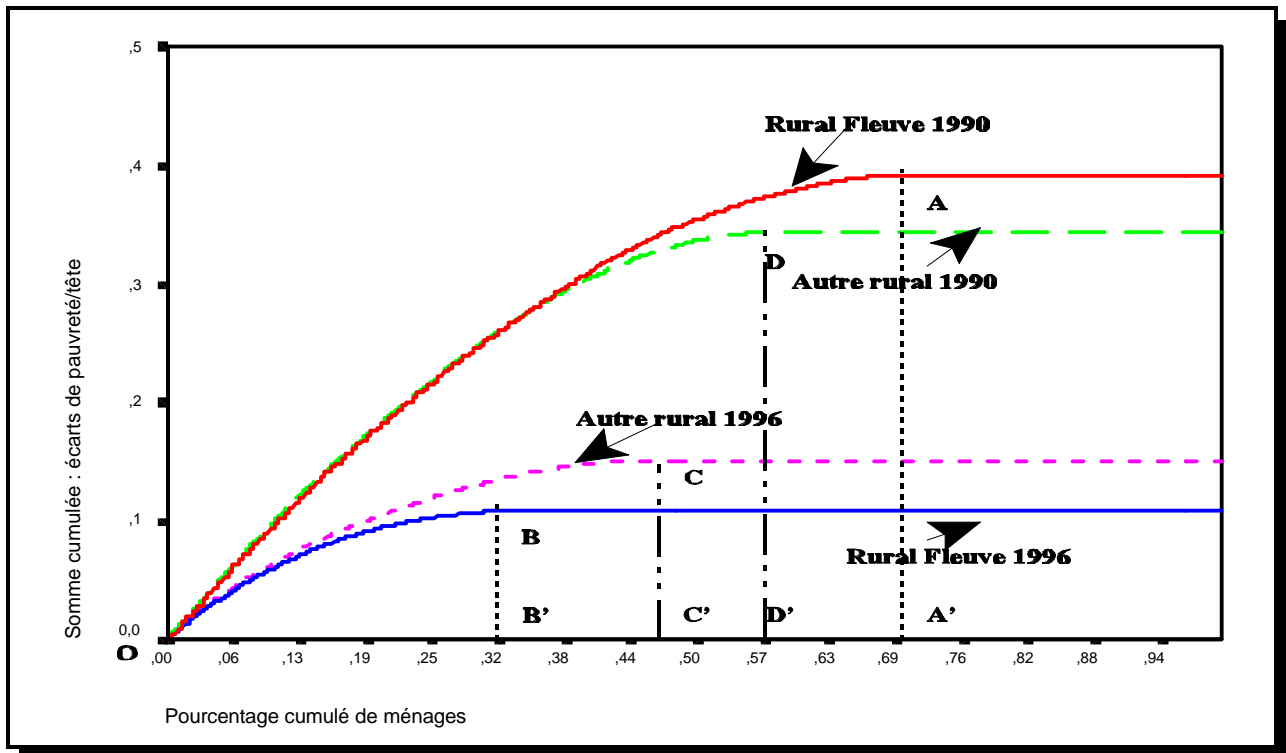


Figure 4 : Courbes TIP — élasticité-taille = 1 — selon les régions rurales — Mauritanie 1990-96

par an — aurait été à l'origine d'une progression annuelle du niveau de vie par habitant de 1,9 pour cent<sup>62</sup>. De plus, une étude récente a montré, en combinant les élasticités de la pauvreté et les données sur les comptes nationaux, qu'entre 1990 et 1995-96 l'indice P0 de pauvreté aurait été réduit de 7,4 pour cent par an<sup>63</sup>. Dans ces conditions, les résultats des deux options analytiques — méthode des élasticités et comparaison de deux enquêtes — semblent cohérents. Ajoutons que la statistique  $\eta$  présentée au tableau 5 confirme le différentiel significatif de pauvreté nationale entre les deux dates.

S'agissant du secteur rural, plusieurs observations peuvent être avancées. Premièrement, le tableau 5 montre — outre un différentiel rural-urbain important, tant en 1990 qu'en 1996 — une réduction statistiquement significative de la pauvreté rurale en Mauritanie entre 1990 et 1996, quel que soit l'indice pris en compte. Pour l'ensemble du secteur rural, elle est de -28,1, -57,3 et -71,6 pour cent, respectivement, pour les FGT( $\alpha=0,1,2$ ), ce qui implique une réduction de la pauvreté croissante avec le coefficient d'aversion pour la pauvreté  $\alpha$ . Toutefois, la réduction de la pauvreté n'a pas été homogène selon les régions rurales. En effet, alors que le déclin de la pauvreté est d'autant plus fort que les mesures prennent en considération la situation des plus pauvres, la tendance

à la baisse est beaucoup plus nette dans la région du Fleuve que dans les autres zones rurales. Dans la première, le déclin des FGT( $\alpha=0,1,2$ ) est, respectivement, de -54,1, -73,0 et -81,8 pour cent, contre -16,9, -50,8 et -67,5 pour cent<sup>64</sup>. Toutes les statistiques  $\eta$  confirment non seulement la réduction significative des écarts de pauvreté, quelle que soit la région prise en compte, mais également les changements quant à la structure spatiale de la pauvreté. Alors qu'en 1990 la pauvreté du Rural Fleuve était supérieure à celle des autres zones rurales — bien que seule la statistique  $\eta$  du FGT( $\alpha=0$ ) soit significative —, l'inverse prévaut en 1996, les écarts entre régions étant à présent statistiquement significatifs.

Deuxièmement, le test de dominance de deuxième ordre, présenté à la figure 4, confirme et spécifie les résultats précédemment avancés. D'une part, la comparaison des courbes TIP des régions deux à deux met en évidence la dynamique régionale de la pauvreté rurale en Mauritanie. Tout d'abord, les écarts entre 1990 et 1996 quant à la longueur par rapport à  $h$  et à la hauteur des courbes TIP inhérents à une région, visualisent l'évolution des dimensions incidence et profondeur de la pauvreté. Par exemple, s'agissant de la région du Fleuve,  $OB' < OA'$  signifie que le ratio de pauvreté de 1996 est inférieur à celui de 1990. De même, au cours de cette période, la réduction de

<sup>62</sup> Lachaud [1998b].

<sup>63</sup> Lachaud [1997b]. Mais, l'étude montre que la cohérence est plus forte pour les approches liées à un seuil de pauvreté fixé assez bas.

<sup>64</sup> Pour la région du Fleuve, le taux annuel de réduction des FGT( $\alpha=0,1,2$ ) est, respectivement, de 14,4, 23,0 et 28,9 pour cent, contre 3,5, 13,4 et 20,1 pour cent pour les autres régions.

FGT( $\alpha=1$ ) apparaît avec  $BB' < AA'$ . Cependant, le fait que l'on ait  $C'D' < A'B'$  montre bien que la baisse de l'incidence de la pauvreté a été plus forte pour le Rural Fleuve que pour le Rural autre, tout comme l'existence d'un écart positif  $[(AA' - BB') - (DD' - CC')]$  implique une réduction plus intense de la profondeur de la pauvreté pour la première zone, comparativement à la seconde. Ensuite, alors qu'en 1996 les écarts de pauvreté par personne pauvre des deux régions sont relativement comparables — les pentes OB et OC étant assez proches —, en 1990 ces ratios étaient les plus hauts pour le Rural autre. D'autre part, la position des courbes TIP met clairement en évidence la dominance des distributions relatives. En effet, la figure 4 montre non seulement que les  $TIP_{1990}$  dominent les  $TIP_{1996}$ , mais également une inversion des positions relatives des TIP inhérentes aux régions lorsque l'on passe de 1990 à 1996. Rappelons que les différentes lignes de pauvreté utilisées — 26 674 et 40 402 ouguiyas, respectivement, en 1990 et 1996 — sont supposées refléter les différences de coût de la vie entre les deux dates, ce qui équivaut à normaliser les distributions de revenu et à appliquer une seule ligne de pauvreté. Ainsi :

$$\begin{aligned} &TIP(\Gamma_{1990, \text{Rural Fleuve}} | p) \\ &> TIP(\Gamma_{1990, \text{Rural autre}} | p) \\ &> TIP(\Gamma_{1996, \text{Rural autre}} | p) \\ &> TIP(\Gamma_{1996, \text{Rural Fleuve}} | p) \end{aligned} \quad [2]$$

pour tous les  $p \in [0, 1]$ . Par conséquent, étant donné les distributions des dépenses  $\Gamma_{1990, \text{Rural Fleuve}}$ ,  $\Gamma_{1990, \text{Rural autre}}$ ,  $\Gamma_{1996, \text{Rural Fleuve}}$  et  $\Gamma_{1996, \text{Rural autre}}$ , et une ligne commune de pauvreté en termes réels  $z=40\,402$  ouguiyas par tête et par an, la dominance précédemment indiquée est une condition nécessaire et suffisante pour s'assurer que :

$$\begin{aligned} &Q(\Gamma_{1996, \text{Fleuve}} | z') \\ &< Q(\Gamma_{1996, \text{autre rural}} | z') \\ &< Q(\Gamma_{1990, \text{autre rural}} | z') \\ &< Q(\Gamma_{1990, \text{Fleuve}} | z') < \end{aligned} \quad [3]$$

pour toutes les lignes de pauvreté  $z' \leq 40\,402$  et pour toutes les mesures  $Q \subseteq Q$ . En d'autres termes, la dominance des courbes TIP rurales en termes d'écarts de pauvreté normalisés est équivalente à un classement de la pauvreté sans ambiguïté pour tous les indices appartenant à  $Q$ , et pour toutes les lignes de pauvreté équivalent au plus à 40 402 ouguiyas par tête et par an. Ainsi, si la pauvreté rurale a diminué en Mauritanie entre 1990 et 1996<sup>65</sup>, sa structure régionale a changé. Contrairement à ce qui prévalait en 1990, la pauvreté

des zones rurales du Fleuve est à présent moins élevée, comparativement aux autres régions rurales.

Troisièmement, le tableau 6 donne une idée de la robustesse des conclusions quant à la dynamique spatiale de la pauvreté entre 1990 et 1996. Il indique l'ampleur de la variation de la ligne de pauvreté en 1996 afin d'obtenir la même incidence qu'en 1990. En général, la variation selon les régions est comprise entre 19,1 et 59,6 pour cent, soit une évolution du déflateur intertemporel allant 26,9 et 84,0 pour cent. Par exemple, dans le Rural Fleuve, le tableau 6 montre qu'il serait nécessaire d'avoir une ligne de pauvreté de 64 482 ouguiyas en 1996 — au lieu de 40 402 ouguiyas — pour obtenir la même incidence de la pauvreté FGT(0) qu'en 1990 — 69,8 pour cent —, soit une variation de 59,6 pour cent. Or, en 1990, la ligne de pauvreté équivaut à 28674 ouguiyas, soit une variation de 124,9 pour cent —  $1-64\,482/28\,674$ . De ce fait,  $\Delta DP = \Delta DPT - 40,9 = 84,0$  pour cent. En d'autres termes, si, pour assurer la comparaison des dépenses réelles entre 1990 et 1996, on prenait en compte un déflateur des prix excédant de 84 points de pourcentage celui qui a été en fait utilisé, l'incidence de la pauvreté du Rural Fleuve en 1996 serait au plus égale à celle qui prévalait dans la même région en 1990. Dans le Rural autre, un résultat analogue serait obtenu avec une variation du déflateur de 26,9 points de pourcentage. En moyenne, pour le secteur rural, la dynamique de la pauvreté précédemment décrite n'est pas altérée lorsque le déflateur est augmenté de 51,9 points de pourcentage ou que la ligne de pauvreté en 1996 est accrue de 36,8 pour cent.

## 2. Dynamique de la pauvreté urbaine et dominance

L'examen de la dynamique de la pauvreté urbaine appelle plusieurs commentaires. En premier lieu, le tableau 5 suggère, quelle que soit la mesure prise en considération, une réduction statistiquement significative de la pauvreté urbaine en Mauritanie entre 1990 et 1996, cette baisse étant croissante avec le coefficient d'aversion pour la pauvreté  $\alpha$  et plus forte que pour le secteur rural. En effet, pour l'ensemble du milieu urbain, elle est de -65,5, -79,5 et -87,2 pour cent, respectivement, pour les FGT( $\alpha=0,1,2$ ). En réalité, comme pour le milieu rural, la réduction de la pauvreté urbaine est hétérogène selon les villes. Ainsi, la réduction des mesures de la pauvreté en pourcentage est environ deux fois plus élevée dans la capitale que dans les autres centres urbains<sup>66</sup>. Toutes les statistiques

<sup>65</sup> Un résultat qui n'est cependant pas confirmé par l'approche des élasticités. Lachaud [1997b].

<sup>66</sup> Pour la capitale, le taux annuel de réduction des FGT( $\alpha=0,1,2$ ) est, respectivement, de 29,4, 37,9 et 43,3 pour cent, contre 11,5, 21,1 et 29,4 pour cent pour les autres villes.

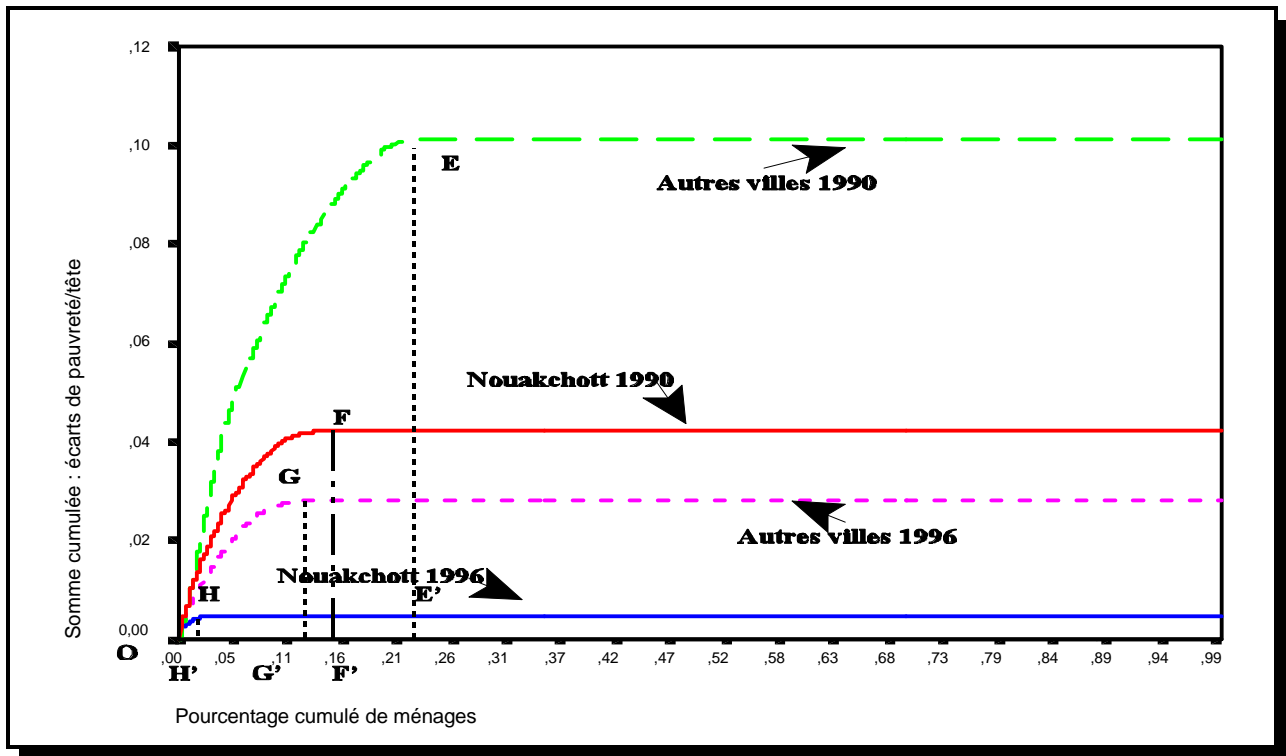


Figure 5 : Courbes TIP — élasticité-taille = 1 — selon le milieu urbain — Mauritanie 1990-96

$\eta$  confirment la réduction significative des écarts de pauvreté, quelle que soit les agglomérations considérées, ainsi que la stabilité de la structure spatiale de la pauvreté — en 1990 et 1996, la pauvreté des villes secondaires demeure plus élevée que celle de Nouakchott.

En deuxième lieu, le test de dominance de deuxième ordre à l'aide des courbes TIP — figure 5 — suggère d'autres éléments d'analyse et renforce les résultats du tableau 5. Tout d'abord, la configuration des courbes TIP met en évidence la dynamique urbaine de la pauvreté en Mauritanie. Les écarts entre 1990 et 1996 quant à la longueur par rapport à  $h$  et à la hauteur des courbes TIP inhérents à une zone urbaine, spécifient l'évolution des dimensions incidence et profondeur de la pauvreté. Sans aucun doute, le fait que l'on ait  $OE' > OG'$  et  $OF' > OH'$  implique une réduction de l'incidence de la pauvreté, bien que, contrairement au secteur rural, la zone où les mesures de la pauvreté ont été les plus réduites *en pourcentage* — Nouakchott — n'exhibe pas les plus fortes réductions en *valeur absolue*. Par exemple, on a  $E'G' < F'H'$ . Il en est de même pour la profondeur de la pauvreté lorsque l'on compare les variations en pourcentage et les écarts ( $EE' - GG'$ ) et ( $FF' - HH'$ ). Ensuite, on notera que les écarts de pauvreté par personne pauvre des deux centres urbains ont été sensiblement réduits, comme l'indique la comparaison des pentes  $OE$  et  $OG$ , d'une part, et  $OF$  et  $OH$ , d'autre part. Enfin, la position de courbes TIP montre que l'on a la relation suivante :

$$\begin{aligned} & \text{TIP}(\Gamma_{1990, \text{Autres villes}}, p) \\ & > \text{TIP}(\Gamma_{1990, \text{Nouakchott}}, p) \\ & > \text{TIP}(\Gamma_{1996, \text{Autres villes}}, p) \\ & > \text{TIP}(\Gamma_{1996, \text{Nouakchott}}, p) \end{aligned} \quad [4]$$

pour tous les  $p \in [0, 1]$ . Par conséquent, étant donné les distributions des dépenses  $\Gamma_{1990, \text{Nouakchott}}$ ,  $\Gamma_{1990, \text{Autres villes}}$ ,  $\Gamma_{1996, \text{Nouakchott}}$  et  $\Gamma_{1996, \text{Autres villes}}$ , et une ligne commune de pauvreté en termes réels  $z = 40\,402$  ouguiyas par tête et par an, la dominance précédemment indiquée est une condition nécessaire et suffisante pour s'assurer que :

$$\begin{aligned} & Q(\Gamma_{1996, \text{Nouakchott}} | z') \\ & < Q(\Gamma_{1996, \text{Autres villes}} | z') \\ & < Q(\Gamma_{1990, \text{Nouakchott}} | z') \\ & < Q(\Gamma_{1990, \text{Autres villes}} | z') \end{aligned} \quad [5]$$

pour toutes les lignes de pauvreté  $z' \leq 40\,402$  et pour toutes les mesures  $Q \subseteq Q$ . En d'autres termes, la dominance des courbes TIP urbaines en termes d'écarts de pauvreté normalisés est équivalente à un classement de la pauvreté sans ambiguïté pour tous les indices appartenant à  $Q$ , et pour toutes les lignes de pauvreté équivalent au plus à  $40\,402$  ouguiyas par tête et par an. Par conséquent, la pauvreté urbaine a non seulement diminué en Mauritanie entre 1990 et 1996<sup>67</sup>,

<sup>67</sup> Un résultat qui est confirmé par l'approche des élasticités. Lachaud [1997b].

mais sa structure selon les grands types d'agglomération est demeurée stable.

En troisième lieu, la robustesse des conclusions quant à la dynamique spatiale de la pauvreté urbaine entre 1990 et 1996 est relativement comparable à celle constatée pour le secteur rural. Par exemple, pour Nouakchott, la prise en compte d'un déflateur des prix excédant de 85,6 points de pourcentage celui qui a été effectivement utilisé pour assurer la comparaison des dépenses réelles entre 1990 et 1996, engendrerait une incidence de la pauvreté pour ce centre urbain en 1996 au plus égale à celle qui prévalait dans la même ville en 1990. Pour les autres agglomérations, une variation du déflateur de 43,1 points de pourcentage produirait un résultat analogue. En moyenne, la dynamique de la pauvreté urbaine précédemment spécifiée n'est pas altérée lorsque le déflateur est augmenté de 62,6 points de pourcentage, soit une variation de la ligne de pauvreté de 44,4 pour cent.

Ainsi, la configuration des courbes TIP assure que la pauvreté rurale et urbaine a été réduite entre 1990 et 1996. Par ailleurs, entre ces deux dates, les mesures FGT( $\alpha=0,1,2$ ) ont davantage diminué en termes relatifs dans le secteur urbain, comparativement au secteur rural, alors que l'inverse prévaut en termes absolus. De plus, la structure régionale de la pauvreté rurale est altérée — la région du Fleuve devenant relativement pauvre —, alors que l'ampleur relative de la pauvreté est toujours la plus faible à Nouakchott, par rapport aux villes secondaires<sup>68</sup>.

## 5. Conclusion

Le test de dominance stochastique, relatif aux différences spatiales de pauvreté en Mauritanie, met en évidence plusieurs résultats essentiels.

Premièrement, alors que la pauvreté est, en moyenne, plus élevée en milieu rural que dans les zones urbaines, l'analyse de dominance de deuxième ordre suggère une relative robustesse quant à l'homogénéité des faibles niveaux de vie selon trois groupes principaux que l'on peut classer, par ordre décroissant de pauvreté, comme suit : (i) le secteur rural du Fleuve et du Sud & Sud-Est ; (ii) les zones urbaines du Fleuve et du Sud & Sud-Est, ainsi que le milieu rural du Centre-Nord ; (iii) Nouakchott et les villes du Centre-Nord. Ce résultat a été obtenu par rapport à une ligne de pauvreté de 40 402 ouguiyas par tête et par an déterminée par l'approche du coût des besoins de base,

et est indépendant de la prise en compte d'un facteur d'échelle des ménages différent de l'unité.

Deuxièmement, en Mauritanie, l'ampleur de la pauvreté rurale et urbaine a régressé entre 1990 et 1996, résultat, d'une part, logique compte tenu de la progression du niveau de vie au cours de la première moitié des années 1990 et, d'autre part, cohérent avec l'approche des élasticités. Cependant, entre ces deux dates, les mesures additives de la pauvreté ont davantage diminué en termes relatifs dans le secteur urbain, comparativement au secteur rural, alors que l'inverse prévaut en termes absolus. En outre, la structure régionale de la pauvreté est uniquement altérée en milieu rural. En effet, la région du Fleuve s'est appauvrie, comparativement aux autres zones rurales, alors que l'importance relative de la pauvreté dans les villes secondaires est toujours la plus élevée par rapport à Nouakchott, la capitale.

Troisièmement, la robustesse de ces résultats tendrait à démontrer l'absence d'antagonisme entre les politiques d'ajustement et la réduction de la pauvreté et, en même temps, l'opportunité de focaliser les actions en direction du milieu rural afin de combattre le plus efficacement cette dernière.

## Références bibliographiques

- Atkinson, A.B. 1987. «On the measurement of poverty», *Econometrica*, Vol. 55, n°4.
- Banque mondiale 1990. *Rapport sur le développement dans le monde. La pauvreté*, Washington, Banque mondiale.
- . 1993. *Poverty reduction handbook*, Washington, Banque mondiale.
- . 1998. *World development indicators 1998*, Washington, Banque mondiale.
- Badani, B, Ravallion, M. 1994. «How robust is a poverty profile?», *The world bank economic review*, vol.8, n°1.
- Chakravarty, S.R.1983. «A new index of poverty», *Mathematical social sciences*, n°6.
- Chakravarty, S.R.1997. «On Shorrocks' reinvestigation of the Sen poverty index», *Econometrica*, n°65.
- 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.

<sup>68</sup> Naturellement, le graphe des courbes TIP pour chaque année montrera, dans chaque cas, la dominance des TIP rurales sur les TIP urbaines.

- Clark, S.R., Hemming, R., Ulph, D. 1981. «On indices for poverty measurement», *Economic journal*, n°57.
- Coulombe, H., McKay, A. 1996. «Modeling determinants of poverty in Mauritania», *World development*, vol. 34, n°6.
- Davidson, R, Duclos, J.-Y. 1998. *Statistical inference for stochastic dominance and for the measurement of poverty and inequality*, Laval, Department of economics-CREFA, Canada.
- 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.
- Foster, J.E., Shorrocks, A.F. 1988a. «Poverty orderings», *Econometrica*, n°56, n°1.
- Foster, J.E., Shorrocks, A.F. 1988b. «Poverty orderings and welfare dominance», *Social choice and welfare*, n°5.
- Foster, J.E., Shorrocks, A.F. 1991. «Subgroup consistent poverty indices», *Econometrica*, vol. 59, n°3.
- Jenkins, S.P., Lambert, P.J. 1997. «Three 'T's of poverty curves with an analysis of UK poverty trends», *Oxford economic papers*, vol.49.
- Jenkins, S.P., Lambert, P.J. 1998a. «Three 'T's of poverty curves and poverty dominance: TIPs for poverty analysis», *Research on Economic Inequality*, vol.8.
- Jenkins, S.P., Lambert, P.J. 1998b. «Ranking poverty gap distributions: further TIPs for poverty analysis», *Research on economic inequality*, vol.8.
- Johnson, D.T. 1988. «The measurement of poverty in Australia: 1981-82 and 1985-86», *Australian economic review*, 3rd quarter.
- Kakawani, N. 1990. *Testing for significance of poverty differences, with application to Côte d'Ivoire*, Washington, LSMS, working papers n 62, Banque mondiale.
- Lachaud, J.-P. 1994. *Pauvreté et marché du travail urbain en Afrique subsaharienne : analyse comparative*, Genève, Institut international d'études sociales.
- . 1995a. «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. *Les femmes et le marché du travail en Afrique subsaharienne*, Paris, l'Harmattan, Etudes africaines.
- . 1998a. *Pauvreté et choix méthodologiques*, Bordeaux, document de travail n°22, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- . 1999. *Pauvreté, ménages et genre en Afrique subsaharienne. Nouvelles dimensions analytiques*, Bordeaux, série de recherche n°3, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- McKay, A., Houeibib, C.A.O 1992. *Profil de pauvreté en Mauritanie I*, Nouackchott, Ministère du plan, Février.
- Ons 1997. *Profil de pauvreté en Mauritanie 1996*, Nouackchott, volume I, Ministère du plan, Mai.
- Quirk, J.P., Saposnik R. 1962. «Admissibility and measurable utility functions», *Review of economic studies*, vol. 29.
- Ravallion, M. 1992. *Poverty comparaisons. A guide to concepts and methods*, Washington, LSMS, working papers n 88, Banque mondiale.
- . 1996. «Issues in measuring and modeling poverty», *The economic journal*, n°108, septembre.
- Ravallion, M. 1998. *Poverty in theory and practice*, Washington, LSMS, working papers n 133, Banque mondiale.
- Ravallion, M., Jyotsna, J. 1996. «Growth divergence due to spatial externalities», *Economic letters*, vol.53, n°2.
- Sen, A. 1976. «Poverty: an ordinal approach to measurement», *Econometrica*, vol. 44, n°2.
- . 1987. *The standard of living*. Amsterdam, North-Holland.
- Shorrocks, A.F. 1983. «Ranking income distributions», *Economica*, vol.50, n°5.
- Shorrocks, A.F. 1995. «Revisiting the Sen poverty index», *Econometrica*, vol.63, n°5.
- Spencer, B.D., Fisher, S. 1992. «On comparing distribution of poverty gaps», *The Indian journal of statistics*, vol.54, Series B.
- Thomas, V. 1980. «Spatial differences of poverty. The case of Peru», *Journal of development economics*, vol.7



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.

Zheng, B. 1997. «A survey of aggregate poverty measures», *Journal of economic surveys*, vol.11.

**Annexe**

**Tableau A : Estimation de la statistique testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté de deux échantillons inhérents aux régions et milieu selon les indices FGT( ≤2) — Mauritanie 1995-96<sup>1</sup>**

Région	Région & milieu										
	Nouakchott	Nouakchott non précaire <sup>3</sup>	Nouakchott précaire <sup>3</sup>	Urbain Centre-Nord	Urbain Sud-Sud-Est	Urbain Fleuve	Rural Centre-Nord <sup>4</sup>	Rural Sud-Sud-Est <sup>5</sup>	Rural Fleuve <sup>6</sup>	Total urbain	Total rural
<b>Elasticité-taille = 1</b>											
<b>FGT(0)</b>											
Nouakchott	-	1,16	-1,84	0,31	-5,13*	-5,92*	-8,98*	-24,67*	-22,59*	-4,61*	-32,70*
Nouakchott non précaire	-	-	-2,29*	0,47	-5,38*	-6,14*	-9,21*	-25,21*	-23,21*	-5,78*	-33,74*
Nouakchott précaire	-	-	-	1,86	-3,69*	-4,59*	-7,11*	-17,53*	-14,80*	-0,21	-18,21*
Urbain Centre-Nord	-	-	-	-	-5,09*	-5,88*	-8,82*	-23,19*	-20,85*	-3,66*	-45,62*
Urbain Sud & Sud-Est	-	-	-	-	-	-1,02	-2,74*	-8,26*	-5,90*	3,98*	-7,01*
Urbain Fleuve	-	-	-	-	-	-	-1,55	-6,33*	-4,11*	4,90*	-5,00*
Rural Centre-Nord	-	-	-	-	-	-	-	-4,91	-2,04*	7,78*	-3,36*
Rural Sud & Sud-Est	-	-	-	-	-	-	-	-	3,87*	22,37*	3,11*
Rural Fleuve	-	-	-	-	-	-	-	-	-	19,95*	-1,38
Total urbain	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-28,65*
<b>FGT(1)</b>											
Nouakchott	-	0,74	-1,04	0,65	-4,20*	-5,09*	-7,10*	-19,87*	-19,06*	-4,60*	-27,62*
Nouakchott non précaire	-	-	-1,31	0,06	-4,33*	-5,17*	-7,21*	-20,03*	-19,24*	-5,24*	-27,94*
Nouakchott précaire	-	-	-	1,29	-3,43*	-4,55*	-6,27*	-17,63*	-16,39*	-1,23	-21,57*
Urbain Centre-Nord	-	-	-	-	-4,31*	-5,16*	-7,18*	-19,86*	-19,04*	-4,65*	-27,33*
Urbain Sud & Sud-Est	-	-	-	-	-	-1,74	-2,62*	-10,58*	-8,85*	3,09*	-10,25*
Urbain Fleuve	-	-	-	-	-	-	-0,54	-6,73*	-5,12*	4,30*	-5,72*
Rural Centre-Nord	-	-	-	-	-	-	-	-7,04*	-5,23*	6,11*	-6,03*
Rural Sud & Sud-Est	-	-	-	-	-	-	-	-	2,48*	18,46*	2,46*
Rural Fleuve	-	-	-	-	-	-	-	-	-	17,42*	-0,38
Total urbain	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-24,85*
<b>FGT(2)</b>											
Nouakchott	-	0,55	-0,67	0,83	-3,27*	-4,11*	-4,70*	-14,78*	-15,03*	-3,70*	-21,50*
Nouakchott non précaire	-	-	-0,84	0,35	-3,39*	-4,18*	-4,79*	-14,90*	-15,18*	-4,58*	-21,83*
Nouakchott précaire	-	-	-	0,91	-2,37*	-3,57*	-4,05*	-13,10*	-12,92	-0,70	-16,54*
Urbain Centre-Nord	-	-	-	-	0,27	-1,56	-1,81	-9,36*	-8,71*	2,36*	-10,05*
Urbain Sud & Sud-Est	-	-	-	-	-	-1,83	-2,12*	-10,12*	-9,55*	2,31*	-11,32*
Urbain Fleuve	-	-	-	-	-	-	-0,13	-6,33*	-5,54*	3,53*	-5,96*
Rural Centre-Nord	-	-	-	-	-	-	-	-6,55*	-5,74*	4,06*	-6,27*
Rural Sud & Sud-Est	-	-	-	-	-	-	-	-	1,27	14,03*	1,64
Rural Fleuve	-	-	-	-	-	-	-	-	-	14,16*	0,21
Total urbain	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-20,10*
Ménages (N pondéré)	959	774	185	254	151	141	211	742	954	1504	1907

(1) Une étoile (\*) signifie que les écarts de pauvreté sont significatifs à 5 pour cent. Les valeurs de η pour les échantillons n<sub>1</sub> et n<sub>2</sub> et les mesures P<sup>\*</sup><sub>1</sub> et P<sup>\*</sup><sub>2</sub> de la pauvreté sont calculées selon :

$$\eta = (P^*_1 - P^*_2) / SE(P^*_1 - P^*_2), \text{ où l'erreur type de } (P^*_1 - P^*_2) SE(P^*_1 - P^*_2) = \sqrt{(s^2_1 / n_1 + (s^2_2 / n_2))} . \text{ On note que } \sigma_i = se_i * \sqrt{n_i}, \text{ où } se_i = \text{erreur type de l'échantillon } n_i.$$

Source : A partir des bases de données de l'enquête intégrale 1995-96 — pondération normalisée.

**Tableau B : Ecart de pauvreté normalisé des ménages, FGT(1) — élasticité-taille = 1 — selon les régions et le milieu pour différentes lignes de pauvreté — Mauritanie 1995-96**

Région Paramètre	Région & milieu											Total
	Nouak- chott	<i>Nouak- chott non précaire<sup>2</sup></i>	<i>Nouak- chott précaire<sup>2</sup></i>	Urbain Centre- Nord	Urbain Sud-Sud- Est	Urbain Fleuve	Rural Centre- Nord <sup>3</sup>	Rural Sud-Sud- Est <sup>4</sup>	Rural Fleuve <sup>5</sup>	<i>Total urbain</i>	<i>Total rural</i>	
<b>Lignes de pauvreté<sup>1</sup></b>												
15 000	0,0003 (0,0003)	<i>0,0000 (0,0000)</i>	<i>0,0014 (0,0018)</i>	0,0000 (0,0000)	0,0003 (0,0008)	0,0006 (0,0006)	0,0046 (0,0029)	0,0138 (0,0028)	0,0168 (0,0024)	<i>0,0003 (0,0002)</i>	<i>0,0143 (0,0017)</i>	0,0081 (0,0009)
20 000	0,0004 (0,0005)	<i>0,0000 (0,0000)</i>	<i>0,0018 (0,0024)</i>	0,0000 (0,0000)	0,0009 (0,0014)	0,0070 (0,0035)	0,0084 (0,0041)	0,0344 (0,0041)	0,0340 (0,0037)	<i>0,0010 (0,0004)</i>	<i>0,0313 (0,0025)</i>	0,0179 (0,0015)
25 000	0,0006 (0,0006)	<i>0,0002 (0,0002)</i>	<i>0,0021 (0,0027)</i>	0,0000 (0,0000)	0,0054 (0,0029)	0,0153 (0,0058)	0,0164 (0,0056)	0,0583 (0,0055)	0,0556 (0,0048)	<i>0,0024 (0,0007)</i>	<i>0,0523 (0,0033)</i>	0,0303 (0,0019)
30 000	0,0010 (0,0007)	<i>0,0006 (0,0005)</i>	<i>0,0026 (0,0030)</i>	0,0003 (0,0003)	0,0127 (0,0047)	0,0299 (0,0081)	0,0260 (0,0071)	0,0898 (0,0066)	0,0816 (0,0058)	<i>0,0048 (0,0010)</i>	<i>0,0786 (0,0040)</i>	0,0460 (0,0023)
35 000	0,0019 (0,0009)	<i>0,0014 (0,0007)</i>	<i>0,0042 (0,0034)</i>	0,0011 (0,0009)	0,0255 (0,0068)	0,0475 (0,0105)	0,0484 (0,0086)	0,1284 (0,0057)	0,1108 (0,0066)	<i>0,0084 (0,0014)</i>	<i>0,1108 (0,0045)</i>	0,0656 (0,0028)
40 000	0,0036 (0,0011)	<i>0,0026 (0,0010)</i>	<i>0,0076 (0,0039)</i>	0,0024 (0,0014)	0,0405 (0,0089)	0,0674 (0,0126)	0,0757 (0,0103)	0,1689 (0,0083)	0,1420 (0,0073)	<i>0,0130 (0,0017)</i>	<i>0,1451 (0,0050)</i>	0,0869 (0,0031)
<b>40 402</b>	<b>0,0038 (0,0011)</b>	<b><i>0,0027 (0,0010)</i></b>	<b><i>0,0081 (0,0040)</i></b>	<b>0,0026 (0,0015)</b>	<b>0,0419 (0,0090)</b>	<b>0,0691 (0,0128)</b>	<b>0,0780 (0,0104)</b>	<b>0,1721 (0,0084)</b>	<b>0,1445 (0,0073)</b>	<b><i>0,0135 (0,0018)</i></b>	<b><i>0,1479 (0,0051)</i></b>	<b>0,0886 (0,0032)</b>
45 000	0,0063 (0,0014)	<i>0,0044 (0,0013)</i>	<i>0,0144 (0,0049)</i>	0,0052 (0,0021)	0,0593 (0,0108)	0,0879 (0,0146)	0,1047 (0,0120)	0,2077 (0,0090)	0,1757 (0,0078)	<i>0,0191 (0,0021)</i>	<i>0,1803 (0,0055)</i>	0,1092 (0,0035)
50 000	0,0101 (0,0018)	<i>0,0069 (0,0016)</i>	<i>0,0235 (0,0060)</i>	0,0088 (0,0030)	0,0799 (0,0126)	0,1085 (0,0163)	0,1375 (0,0133)	0,2452 (0,0094)	0,2127 (0,0082)	<i>0,0261 (0,0025)</i>	<i>0,2170 (0,0057)</i>	0,1328 (0,0032)
55 000	0,0149 (0,0022)	<i>0,0104 (0,0020)</i>	<i>0,0338 (0,0073)</i>	0,0144 (0,0038)	0,1013 (0,0142)	0,1309 (0,0177)	0,1727 (0,0144)	0,2809 (0,0098)	0,2473 (0,0085)	<i>0,0343 (0,0029)</i>	<i>0,2521 (0,0060)</i>	0,1560 (0,0035)
60 000	0,0210 (0,0026)	<i>0,0152 (0,0024)</i>	<i>0,0455 (0,0087)</i>	0,0205 (0,0047)	0,1249 (0,0156)	0,1536 (0,0190)	0,2057 (0,0154)	0,3135 (0,0101)	0,2813 (0,0087)	<i>0,0437 (0,0032)</i>	<i>0,2855 (0,0062)</i>	0,1788 (0,0043)
65 000	0,0280 (0,0030)	<i>0,0207 (0,0028)</i>	<i>0,0590 (0,0097)</i>	0,0266 (0,0056)	0,1512 (0,0167)	0,1768 (0,0200)	0,2397 (0,0160)	0,3436 (0,0103)	0,3141 (0,0089)	<i>0,0540 (0,0036)</i>	<i>0,3173 (0,0063)</i>	0,2012 (0,0044)
Ménages (N pondéré)	959	774	185	254	151	141	211	742	954	1504	1907	3411

(1) Ouguiyas. L'erreur type asymptotique est entre parenthèses - voir la note (2) du tableau 1. Les lignes de pauvreté par région pour 1996 sont issues de celles de 1990 — calculées par la méthode du coût des besoins de base : 28674, 27322, 32400 et 35791 ouguiyas par tête et par an, respectivement, dans le «Rural autre», le «Rural fleuve», les «Autres villes» et «Nouakchott» — et ajustées par le taux d'inflation de 40,9 pour cent entre 1990 et 1996 : 40 402, 38 498, 45 651 et 50 430 ouguiyas par tête et par an, respectivement, dans le «Rural autre», le «Rural fleuve», les «Autres villes» et «Nouakchott». Les dépenses réelles des ménages selon les zones rurale et urbaine ont été calculées en appliquant les coefficients régionaux suivants : (i) 100 = pays ; (ii) Nouakchott = 1.0003 ; (iii) autres villes = 1.0054 ; (iv) fleuve = 1.0396 ; (v) autre rural = 1.0741. Par ailleurs, les dépenses réelles ont été déflatées par les seuils de pauvreté, la base étant la région «Rural autre» — Lachaud [1999] ; (2) La précarité est repérée selon le type d'habitat : (i) non précaire : maison en pierres, ciment, appartement, chambre et studio ; (ii) précaire : tente, case, baraque, maison en banco ; (3) Le Centre-Nord comprend les wilayas suivantes : Tiris-Zemmour, Adrar, Inchiri et Tagant ; (4) Le Sud & Sud-Est comprend les wilayas de Hodh Echarghi, Hod ElGharbi et Assaba ; (5) Le «Rural autre» comprend les wilayas de Trarza, Brakna, Gorgol et Guidimagha

Source : A partir des bases de données de l'enquête intégrale 1995-96 — pondération normalisée.

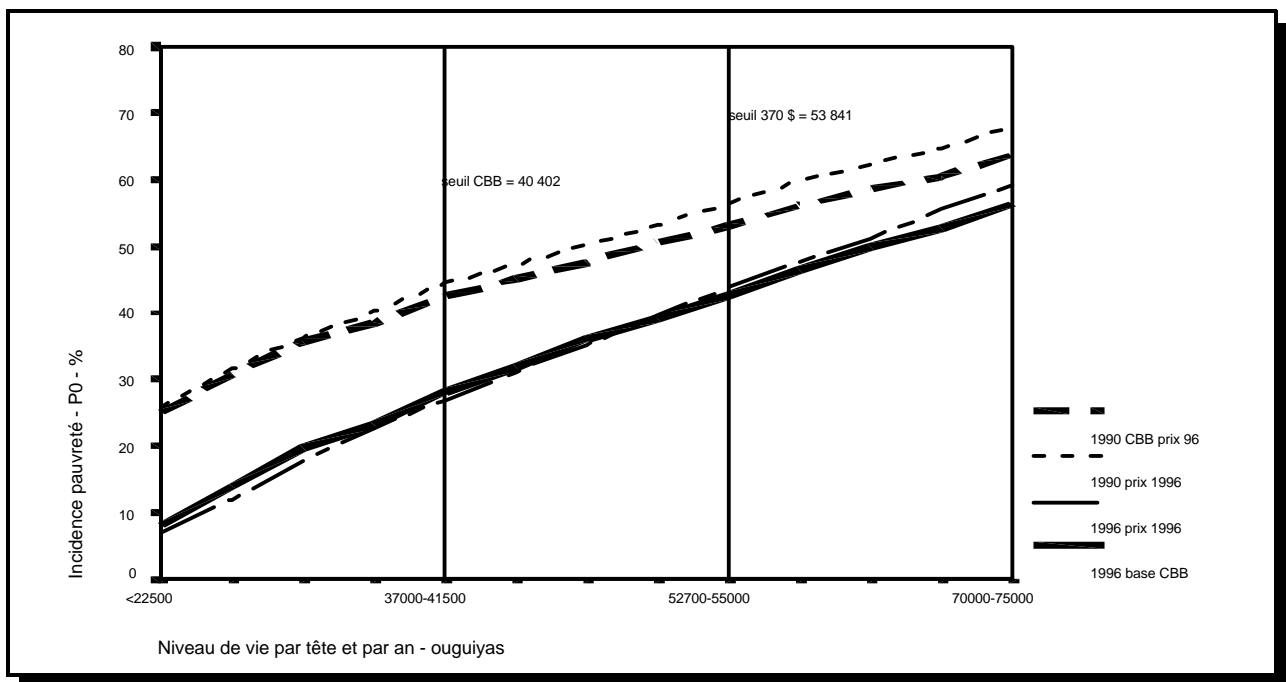


Figure A : Courbes d'incidence de la pauvreté selon l'approche du niveau de vie par tête : coût des besoins de base et seuil de 370 dollars — Mauritanie 1990 et 1996