

# Les déterminants de la réduction de l'inégalité et de la pauvreté en Mauritanie : une approche micro-économique

par

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

## **Résumé**

En s'appuyant sur deux enquêtes nationales auprès des ménages, réalisées en 1990 et 1996, la présente étude examine les facteurs micro-économiques de la réduction de la pauvreté et de l'inégalité en Mauritanie. Premièrement, selon les estimations économétriques, la consommation par tête des ménages ruraux et urbains est influencée par l'instruction du chef de ménage - malgré la baisse des rendements entre 1990 et 1996 -, l'accès à l'emploi, la localisation spatiale et la démographie des groupes. Deuxièmement, la décomposition des écarts de niveau de vie des ménages pour chaque secteur, entre 1990 et 1996, montre que ces derniers sont principalement dus au différentiel des rendements des caractéristiques des facteurs pris en compte. A cet égard, les effets positifs sur la réduction de la pauvreté dans les deux milieux, entre 1990 et 1996, de la localisation géographique, de certaines variables démographiques et des taux d'emploi des ménages ont été contrebalancés par d'autres facteurs démographiques, et surtout l'impact négatif du rendement de l'instruction, un phénomène qui n'est pas étranger à l'accroissement du chômage urbain en Mauritanie. Troisièmement, la décomposition non-conditionnelle de l'indice de Gini national suggère que l'inégalité de la consommation par tête des ménages s'explique surtout par la variation intra-groupes. Mais, entre 1990 et 1996, la réduction de l'indice de Gini de 8,6 points s'est accompagnée d'une moindre disparité intra-sectorielle - rural-urbain - de la consommation par tête, d'une plus grande homogénéité des secteurs - diminution de l'indice de stratification - et d'une élévation des disparités inter-sectorielles - atténuée par une décomposition conditionnelle -, un schéma de développement qui pourrait s'éloigner du processus de Kuznets. Quatrièmement, les déterminants de l'inégalité conditionnelle inter-groupes de l'indice de Gini mettent en évidence des différences significatives entre les milieux : (i) forte influence de l'éducation et faible impact du niveau d'occupation dans les zones urbaines, comparativement au secteur rural ; (ii) relative stabilité des déterminants dans les campagnes entre 1990 et 1996, contrairement aux agglomérations où l'on observe une forte réduction de la contribution de l'éducation et de l'occupation du chef de ménage, et une élévation de l'impact de la localisation géographique.

## **Abstract**

Based on two household surveys, carried out by 1990 and 1996, the present study examines micro-economic factors of the reduction of the poverty and the inequality in Mauritania. Firstly, according to econometric estimations, the per capita consumption of rural and urban households is influenced by the education of the head of household - despite the decline of returns between 1990 and 1996 -, the access to labour market, the geographic location and the demography of groups. Secondly, the decomposition of per capita consumption gaps for each sector, between 1990 and 1996, shows that these last are mainly explained by the differential of returns of household characteristic taken into account. Positive effects on the reduction of the poverty in the two sectors, between 1990 and 1996, of the geographic location, some demographic variables and rate of employment per household, have been counterbalanced by others demographic factors, and especially the negative impact of the returns of the education, a phenomenon probably related to the increase of urban unemployment in Mauritania. Thirdly, the unconditional group decomposition of the national Gini index suggests that the inequality of the per capita consumption is mainly explained by the within group inequality. But, between 1990 and 1996, the reduction of the Gini index of 8,6 points has been accompanied by a lesser within group inequality - rural-urban - of the per capita consumption, a greatest homogeneity of sectors - diminution of the index of stratification - and a growth of between group inequality, a pattern of development that would seem different the process of Kuznets. Fourthly, the determinants of between group inequality show significant differences between sectors : (i) strong influence of the education and weak impact of the level of occupation in urban zones, comparatively to the rural sector ; (ii) relative stability of the determinants in countryside between 1990 and 1996, contrarily to agglomerations where one observes a strong reduction of the contribution of the education and the occupation of the head of household, and an elevation of the impact of the geographic location.

## **Sommaire**

<b>1.</b>	<b>Introduction</b> .....	<b>1</b>
<b>2.</b>	<b>Contexte macro-économique et dynamique de l'inégalité et de la pauvreté</b> .....	<b>2</b>
	1. <i>Le contexte macro-économique</i> .....	2
	2. <i>L'évolution de l'inégalité et de la pauvreté</i> .....	3
	3. <i>La relation entre la croissance économique, l'inégalité et la pauvreté</i> . . .	6
<b>3.</b>	<b>Concepts et méthodes</b> .....	<b>7</b>
	1. <i>Inégalité et stratification du bien-être</i> .....	7
	2. <i>Décomposition des écarts de bien-être</i> .....	8
	3. <i>Sources statistiques</i> .....	10
<b>4.</b>	<b>Pauvreté et écarts de bien-être</b> .....	<b>10</b>
	1. <i>Les estimations économétriques</i> . . . . .	11
	2. <i>La décomposition des écarts de bien-être</i> .....	13
<b>5.</b>	<b>Inégalité et bien-être</b> .....	<b>15</b>
	1. <i>Décomposition non-conditionnelle</i> .....	15
	2. <i>Décomposition conditionnelle</i> .....	16
<b>6.</b>	<b>Conclusion</b> .....	<b>18</b>
	<i>Références bibliographiques</i> .....	19

## 1. Introduction

En Afrique subsaharienne, l'ampleur et la persistance de la précarité du bien-être<sup>1</sup> affaiblissent les chances d'atteindre les objectifs de développement internationaux<sup>2</sup>, et appellent, sans délai, l'élaboration systématique de stratégies ayant la capacité de réduire les différentes dimensions de la pauvreté. En même temps, un tel programme – partiellement mis en oeuvre dans certains pays – exige, préalablement au choix des actions publiques visant à avoir un impact maximum sur le niveau de vie des populations, une solide appréhension du profil et des déterminants de la pauvreté et de l'inégalité.

A cet égard, malgré la multiplicité des facteurs empêchant les individus ou les ménages de sortir de la pauvreté – aux niveaux macro, meso et micro –, et leur spécificité, notamment selon la nature du déficit de progrès social appréhendé – pauvreté monétaire ou non monétaire, pauvreté chronique ou transitoire, exclusion sociale, vulnérabilité, etc. – et les pays ou régions considérés – par exemple, importance des chocs macro-économiques en Asie, prédominance d'une pauvreté rurale structurelle en Afrique –, la modélisation micro-économique des déterminants de la pauvreté et de l'inégalité apparaît une voie de recherche pertinente en termes de politiques économiques<sup>3</sup>. Certes, en Afrique, la nature des informations disponibles limite considérablement les potentialités de cette option méthodologique – bien que des progrès substantiels aient été réalisés au cours des quinze dernières années. En effet, d'une part, la rareté des enquêtes de panel conduit à

privilégier l'identification des facteurs de la pauvreté à un moment donné<sup>4</sup>, en procédant, éventuellement, lorsque plusieurs investigations statistiques sont disponibles, à des comparaisons dans le temps<sup>5</sup>, et, d'autre part, la fragilité des informations inhérentes aux revenus<sup>6</sup> rend difficile tout exercice de micro-simulation fondé sur la décomposition des sources de rémunérations dans le temps – par exemple, en endogénéisant les gains du travail et les décisions de participation et d'éducation<sup>7</sup>. Dans ces conditions, la modélisation des facteurs de la dynamique de la pauvreté en Afrique implique, la plupart du temps, le recours à des approches permettant d'éviter ces contraintes informationnelles. Dans cette optique, l'une des spécifications possibles des déterminants de l'évolution de la pauvreté et de l'inégalité dans le temps, consiste à opérer une décomposition des écarts de bien-être des ménages entre deux ou plusieurs dates, en mettant en évidence les effets sur le niveau de vie liés aux changements des caractéristiques des ménages et des rendements<sup>8</sup>. En outre, cette approche autorise une décomposition conditionnelle des sources de l'inégalité des ménages au cours de chaque période considérée.

La présente étude poursuit cette orientation analytique, et propose, en s'appuyant sur les informations des enquêtes sur les conditions de vie des ménages de 1990 et intégrale de 1995-96, d'examiner les déterminants de la réduction de la pauvreté et de l'inégalité en Mauritanie au cours de la période 1990-96. La deuxième section spécifie le contexte macro-économique et la dynamique de la pauvreté et de l'inégalité entre 1990 et 1996. La troisième section explicite les aspects conceptuels et méthodologiques, ainsi que les sources statistiques utilisées. La quatrième section présente la décomposition des écarts de bien-être et identifie les facteurs de la dynamique de la pauvreté. La cinquième section tente de mettre en évidence, à l'aide des approches non-conditionnelle et conditionnelle, les sources de variation de l'inégalité de la consommation par tête des ménages.

---

<sup>1</sup> Alors que pour l'ensemble des pays en développement, l'incidence de la pauvreté – évaluée avec un seuil de un dollar par jour en PPA – est passée de 28,3 à 24,0 pour cent entre 1987 et 1998, en Afrique subsaharienne, les pourcentages pour les mêmes dates ont été, respectivement, de 46,6 et 46,3. Banque mondiale [1999a].

<sup>2</sup> Depuis le Sommet social de 1995, la communauté internationale s'est efforcée d'établir des objectifs de réduction des diverses dimensions de la pauvreté. En accord avec les pays en développement, l'Ocde, les Nations unies et la Banque mondiale ont élaboré un ensemble d'objectifs appelés «Objectifs de développement international», afin de guider l'aide publique au développement au cours du 21<sup>ème</sup> siècle, en particulier pour 2015 : (i) réduire l'incidence de la pauvreté de 50 pour cent ; (ii) réduire des deux tiers les taux de mortalité infantile et des enfants de moins de 5 ans ; (iii) réduire des trois quarts les taux de mortalité maternelle ; (iv) assurer l'universalité de l'enseignement primaire ; (v) réaliser des progrès significatifs en termes d'égalité selon le genre et éliminer les discriminations en matière de scolarisation ; (vi) fournir l'accès aux services de santé à tous les individus. Cad/Ocde [1996].

<sup>3</sup> Pudney [1999] émet quelques réserves quant à la fécondité des approches paramétriques.

---

<sup>4</sup> Lachaud [1999a] ; Coulombe, McKay [1996]. Voir cependant Grootaert, Kanbur [1995] pour une analyse sur la Côte d'Ivoire à partir de données de panel.

<sup>5</sup> Canagaradjah, Mazumdar, Ye [1998].

<sup>6</sup> En Afrique, la consommation des ménages comme indicateur de bien-être est privilégiée.

<sup>7</sup> Voir Juhn, Pierce, Murphy [1993] ; Ferreira, Paes de Barros [1999].

<sup>8</sup> Cette approche, largement utilisée pour analyser la discrimination économique, a été utilisée pour décomposer les écarts de salaires dans le temps en Côte d'Ivoire – Lachaud [1974]. Wodon [1999a] utilise également cette méthode pour décomposer les écarts de bien-être au cours de plusieurs périodes au Bangladesh..

## 2. Contexte macro-économique et dynamique de l'inégalité et de la pauvreté

### 1. Le contexte macro-économique

L'économie mauritanienne, dont le produit national brut par habitant en 1998 est estimé à 410 dollars<sup>9</sup>, est marquée par le clivage entre un secteur traditionnel intensif en main-d'oeuvre et un secteur moderne, très capitalistique et tributaire des importations, englobant essentiellement les mines, la pêche industrielle et l'agriculture irriguée. En 1997, l'agriculture employait la majeure partie de la population active – 55,2 pour cent –, alors que l'industrie et le secteur tertiaire occupaient, respectivement, 10,2 et 34,6 pour cent de cette dernière<sup>10</sup>. Néanmoins, la contribution productive du secteur rural au PIB demeure peu élevée – 24,8 pour cent en 1998<sup>11</sup> –, ce qui est probablement une indication de la faible productivité de ce secteur. Par conséquent, le secteur tertiaire constitue la source majeure de création de richesses – près de 45,7 pour cent du PIB –, le secteur industriel contribuant quant lui à 29,5 pour cent du PIB. En outre, cette fragile structure de l'économie mauritanienne est encore accrue par un environnement physique peu favorable – en particulier la sécheresse –, une croissance démographique excessive – 2,5 pour cent – qui exacerbe le processus de migration des zones rurales vers le milieu urbain<sup>12</sup>, et une forte dépendance à l'égard de l'extérieur en termes d'investissements.

Cette configuration de l'économie mauritanienne, par ailleurs caractérisée par un ensemble de déséquilibres structurels, explique la mise en oeuvre depuis 1985 par les pouvoirs publics d'une stratégie à moyen terme visant à réduire les déséquilibres macro-économiques et à éliminer les contraintes structurelles qui freinent la croissance économique. Ainsi, le programme pluriannuel de 1992 proposait d'atteindre en 1995 un taux de croissance du PIB de 3,5 pour cent, de ramener le taux d'inflation à 3,5 pour cent et d'équilibrer les comptes extérieurs. Pour atteindre ces objectifs, la stratégie

visait à renforcer la compétitivité des exportations et à réduire l'absorption extérieure, à consolider les réformes structurelles en encourageant le secteur privé par le biais d'un cadre incitatif de prix, législatif et réglementaire adéquat, à alléger la dette extérieure et à réformer le système bancaire. A la fin de 1995, les progrès accomplis étant encourageants<sup>13</sup>, le gouvernement a décidé de maintenir les orientations fondamentales de la politique macro-économique. De ce fait, pour la période 1996-98, les objectifs du programme d'ajustement prévoyaient une croissance économique annuelle de 4,8 pour cent, un taux d'inflation de 3 pour cent, une réduction du déficit extérieur à 4,3 pour cent du PIB en 1998 et un accroissement des réserves de change<sup>14</sup>.

En réalité, les performances de l'économie mauritanienne au cours des années 1980-96 ont fait apparaître trois phases<sup>15</sup>. Tout d'abord, dans la première moitié des années 1980, la croissance économique négative, combinée à une forte augmentation de la population, a induit une baisse du niveau de vie par habitant de près de 10 pour cent par an. Ensuite, entre 1985 et 1989, la croissance économique moyenne – 3,1 pour cent annuellement – parvient juste à contrebalancer l'évolution démographique, et permet au revenu par habitant de progresser en moyenne de 0,2 pour cent par an. Enfin, au cours des années 1990-96, la forte croissance économique – 4,8 pour cent par an – est à l'origine d'une progression annuelle du niveau de vie de 1,9 pour cent. Ce résultat est comparable à la croissance annuelle de la dépense par tête des ménages sur la même période –1,8 pour cent<sup>16</sup>. Les tendances économiques de cette troisième phase se sont, en

<sup>13</sup> Croissance économique annuelle de 4,9 pour cent en 1993-95 ; stabilisation des prix à la consommation à environ 4 pour cent en 1994 et à 6 pour cent en 1995 ; réduction du déficit des comptes extérieurs – 19,7 pour cent en 1992 à 6,8 pour cent en 1995 ; renforcement du système bancaire et réforme des entreprises publiques, notamment dans le secteur de la pêche.

<sup>14</sup> Ces objectifs dépendent de la progression du taux d'épargne et de la mise en oeuvre des réformes structurelles visant à promouvoir le développement du secteur privé. République islamique de Mauritanie [1996].

<sup>15</sup> Lachaud [1997a].

<sup>16</sup> Aux prix de 1996, la dépense par tête des ménages de 1990 est estimée à 80587 ouguiyas, alors que pour 1995-96, elle s'élève à 88094 ouguiyas. Il à remarquer que les comptes nationaux font apparaître un différentiel spatial quant à la création des richesses. Bien que la chute de la production ait été la plus importante dans le secteur primaire entre 1980 et 1985, les performances économiques des autres secteurs semblent avoir été moins bonnes par la suite. De ce fait, compte tenu du différentiel des taux de croissance démographique, le niveau de vie a constamment décliné en milieu urbain au cours des années 1980-96, alors qu'il progressait approximativement de 5 pour cent par an dans les zones rurales. En réalité, la comparaison des données des enquêtes de 1990 et 1996 – ratio de bien-être au tableau 1 – ne confirme pas cette analyse.

<sup>9</sup> [http://www.worldbank.org/data/countrydata/aag/mrt\\_aag.pdf](http://www.worldbank.org/data/countrydata/aag/mrt_aag.pdf). En PPA, le produit national brut par tête était de 1870\$ en 1997. Banque mondiale [1999b].

<sup>10</sup> Calcul effectué à partir de Banque mondiale [1999c].

<sup>11</sup> Agriculture, élevage et pêche artisanale. Il s'agit de la répartition du PIB à prix courants au coût des facteurs.

<sup>12</sup> Entre 1990 et 1996, le taux de croissance de la population urbaine est estimé à 5,6 pour cent, alors que dans les zones rurales il ne s'élève qu'à 0,5 pour cent.

grande partie, maintenues au cours des années récentes, bien que les performances macro-économiques pour la période 1996-98 demeurent légèrement en deçà des prévisions effectuées au milieu des années 1990<sup>17</sup>. En effet, le taux de croissance du produit intérieur brut a été de 4,5 et 3,5 pour cent, respectivement, en 1997 et 1998, ce qui a induit une progression du niveau de vie par habitant de 2,2 et 1,7 pour cent pour ces deux années. Par ailleurs, le déficit budgétaire a été ramené de 4,5 à 2,5 pour cent du PIB entre 1997 et 1998. Néanmoins, le taux d'inflation a sensiblement augmenté entre ces deux dates – 4,5 et 8,0 pour cent, respectivement, en 1997 et 1998 –, tandis que le solde du compte courant passait d'un excédent de 11 millions de dollars en 1997 à un déficit de 24 millions de dollars – respectivement, 1,0 et -2,4 pour cent du produit national brut. Ce contexte macro-économique explique probablement la réduction de l'inégalité et de la pauvreté au cours de la période 1990-96.

## 2. L'évolution de l'inégalité et de la pauvreté

L'évolution de l'inégalité et de la pauvreté en Mauritanie est appréhendée à l'aide des informations inhérentes à deux enquêtes auprès des ménages réalisées par l'Office national de la statistique : l'enquête sur les conditions de vie des ménages de 1990 et l'enquête intégrale de 1995-96. La troisième section de ce papier explicite ces deux investigations empiriques. Le tableau 1 affiche les indicateurs de pauvreté, de bien-être et d'inégalité des ménages, selon le milieu et les régions, au cours de la période 1990-96, et suggèrent plusieurs observations<sup>18</sup>.

En premier lieu, il apparaît que l'inégalité de la consommation réelle par tête des ménages a diminué en Mauritanie entre 1990 et 1996. En effet, au cours de cette période, l'indice de Gini *des ménages* est passé de 0,567 à 0,481, soit une baisse de 17,9 pour cent – 2,8 pour cent annuellement. En outre, la baisse de l'indice de Gini s'observe à la fois dans les milieux rural et urbain, et quelles que soient les régions et les agglomérations. Toutefois, la réduction de l'inégalité de la consommation réelle par tête des ménages a été un peu plus forte dans le milieu rural que dans les villes. En effet, la valeur de l'indice de Gini a été réduite de 18,1 points dans le secteur rural, contre 14,5 points dans les villes. Par ailleurs, le tableau 1 montre qu'entre 1990 et 1996 la réduction

de l'inégalité rurale a été la plus accentuée dans la région du Fleuve, tandis que l'inégalité urbaine a surtout diminué dans la capitale, Nouakchott. Il est à remarquer également que, quelles que soient les disparités d'évolution spatiale de l'indice de Gini, l'inégalité intra-groupes demeure la plus élevée dans le milieu urbain. Ainsi, même si l'évolution considérée fait référence à une période relativement courte – 6 années – et ne peut exclure la possibilité d'erreurs de mesure inhérentes aux investigations empiriques, il est probable que l'inégalité de la consommation réelle par tête a été réduite entre 1990 et 1996 en Mauritanie, une période où, rappelons-le, la progression annuelle du PIB a été proche de 5 pour cent. Bien que partiel et limité dans le temps, un tel résultat tendrait à ne pas conforter l'idée d'une stabilité de l'inégalité intra-pays<sup>19</sup>.

En deuxième lieu, le tableau 1 met également en évidence une progression du ratio de bien-être – consommation réelle par tête divisée par la ligne de pauvreté – et une réduction de la pauvreté. Dans la mesure où cette dynamique a été par ailleurs explicitée<sup>20</sup>, les besoins de la présente analyse nécessitent seulement la mise en relief des aspects les plus importants.

Premièrement, sur un plan méthodologique, il importe de souligner que la ligne de pauvreté pour 1990, élaborée par la méthode du coût des besoins de base, fait référence à un seuil de 28 674 ouguiyas par personne, ce dernier étant comparé à la valeur de la *consommation réelle par tête* – consommation *nominale* par tête déflatée par rapport aux lignes de pauvreté calculées pour chaque région. Pour 1996, l'ajustement des seuils de pauvreté de 1990, en considérant un taux d'inflation de 40,9 pour cent au cours de la période 1990-96, et la normalisation des dépenses par rapport au «rural autre», ont conduit à utiliser une ligne commune de pauvreté de 40 402 ouguiyas. Une approche alternative consiste évaluer des ratios de bien-être en divisant, pour chacune des années, la consommation nominale par tête par les seuils spécifiques – régionaux – de pauvreté<sup>21</sup>. Ces ratios sont utilisés dans la présente étude.

<sup>19</sup> Il, Squire, Zou [1998]. Toutefois, cette étude mentionne quelques pays où la variation de l'inégalité est importante – par exemple, 3 pour cent d'augmentation annuelle pour la Chine entre 1947 et 1994.

<sup>20</sup> Lachaud [1999b].

<sup>21</sup> On peut également déterminer le ratio de bien-être de 1990 en divisant la consommation réelle de 1990 – obtenue en déflatant les dépenses nominales par les lignes de pauvreté régionales – par le seuil de pauvreté de 28 674 ouguiyas. De même, le ratio de bien-être de 1996 peut être généré en divisant la valeur de la consommation réelle de 1996 par le seuil de pauvreté de 40 402 ouguiyas.

<sup>1</sup> [http://www.worldbank.org/data/countrydata/aag/mrt\\_aag.pdf](http://www.worldbank.org/data/countrydata/aag/mrt_aag.pdf).

<sup>18</sup> Il est à souligner que les indicateurs de consommation des ménages ont été homogénéisés pour les deux enquêtes. Par ailleurs, la consommation est déflatée selon les différentes lignes de pauvreté régionale. Lachaud [1999b].

Deuxièmement, le tableau 1 indique une réduction de l'incidence de la pauvreté parmi les ménages en Mauritanie de 14,5 points, soit une baisse

**Tableau 1 : Indicateurs de pauvreté, de bien-être et d'inégalité des ménages<sup>1</sup> – Mauritanie 1990-96**

Milieu Paramètre	Rural			Urbain			Total
	RuralFleuve	Autre rural	Ensemble	Nouakchott	Autres villes	Ensemble	
<b>1990</b>							
<b>Indicateurs de pauvreté - ménages<sup>1</sup></b>							
P0	0,689	0,579	0,606	0,137	0,228	0,175	0,415
P1	0,392	0,343	0,355	0,043	0,101	0,067	0,228
P2	0,277	0,255	0,260	0,020	0,065	0,039	0,163
<b>Ratio de bien-être<sup>2</sup></b>							
RW	0,932	1,461	1,328	3,609	3,421	3,532	2,331
<b>Indicateur d'inégalité</b>							
Gini	0,494	0,535	0,534	0,506	0,540	0,519	0,567
Inégalité intra-groupes <sup>3</sup>	0,087	0,441	0,166	0,305	0,215	0,358	-
Indicateur de stratification <sup>4</sup>	0,038	0,044	-0,065	0,090	-0,086	0,917	-
N	201	601	802	395	275	670	1472
<b>1996</b>							
<b>Indicateurs de pauvreté - ménages<sup>1</sup></b>							
P0	0,316	0,482	0,436	0,024	0,124	0,060	0,270
P1	0,106	0,169	0,151	0,004	0,031	0,014	0,091
P2	0,050	0,083	0,074	0,001	0,012	0,005	0,043
<b>Ratio de bien-être<sup>2</sup></b>							
RW	1,479	1,324	1,367	4,032	3,001	3,658	2,379
<b>Indicateur d'inégalité</b>							
Gini	0,322	0,384	0,353	0,360	0,404	0,374	0,481
Inégalité intra-groupes <sup>3</sup>	0,170	0,181	0,101	0,206	0,173	0,274	-
Indicateur de stratification <sup>4</sup>	0,052	-0,097	0,304	0,262	-0,103	0,319	-
N (pondéré)	528	1375	1902	959	546	1505	3407

(1) Ménages dont le chef a 15 ans et plus ; (2) Incidence – P0 –, profondeur – P1 – et inégalité – P2 – de la pauvreté. 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) Ouguiyas. Pour une année donnée, le ratio de bien-être – RW – est le rapport entre l'indicateur de consommation réelle par tête et la valeur réelle du seuil de pauvreté. Par ailleurs, le ratio est calculé pour les ménages dont la consommation par tête est positive ; (3) Gini de la région multiplié par la part de la consommation par tête de la région dans le milieu, rural ou urbain – voir premier membre de l'équation [1] ; (4) Voir deuxième membre de [1].

Source : A partir des bases de données des enquêtes sur les conditions de vie des ménages 1990 et intégrale 1995-96 – pondération normalisée.

annuelle de P0 de 3,5 pour cent<sup>22</sup>. En effet, la valeur de P0 – proportion de ménages pauvres – est passée de 41,5 à 27,0 pour cent. En outre, on constate que la profondeur et l'irrégularité de la pauvreté ont également diminué entre 1990 et 1996. Par exemple, l'écart de pauvreté P1 est passé de 22,8 à 9,1 pour cent de la ligne de pauvreté. En fait, si pour l'ensemble du pays, tous les indices FGT( $\alpha=0,1,2$ )

ont une valeur beaucoup plus faible en 1996 qu'en 1990, ce différentiel d'évolution de la pauvreté apparaît croissant avec le coefficient d'aversion  $\alpha$ . Par ailleurs, le tableau 1 suggère, outre un important différentiel rural-urbain de pauvreté, tant en 1990 qu'en 1996, une réduction significative de la pauvreté rurale en Mauritanie au cours de la période considérée, 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 également une réduction de la pauvreté croissante avec le coefficient d'aversion pour la pauvreté  $\alpha$ . Ainsi, alors que 60,6 pour cent des ménages ruraux étaient pauvres en

<sup>22</sup> Les erreurs asymptotiques ne sont pas affichées, mais l'hypothèse nulle – la mesure de la pauvreté est nulle – est rejetée pour toutes les mesures de la pauvreté. Voir sur ce point Lachaud [1999b].

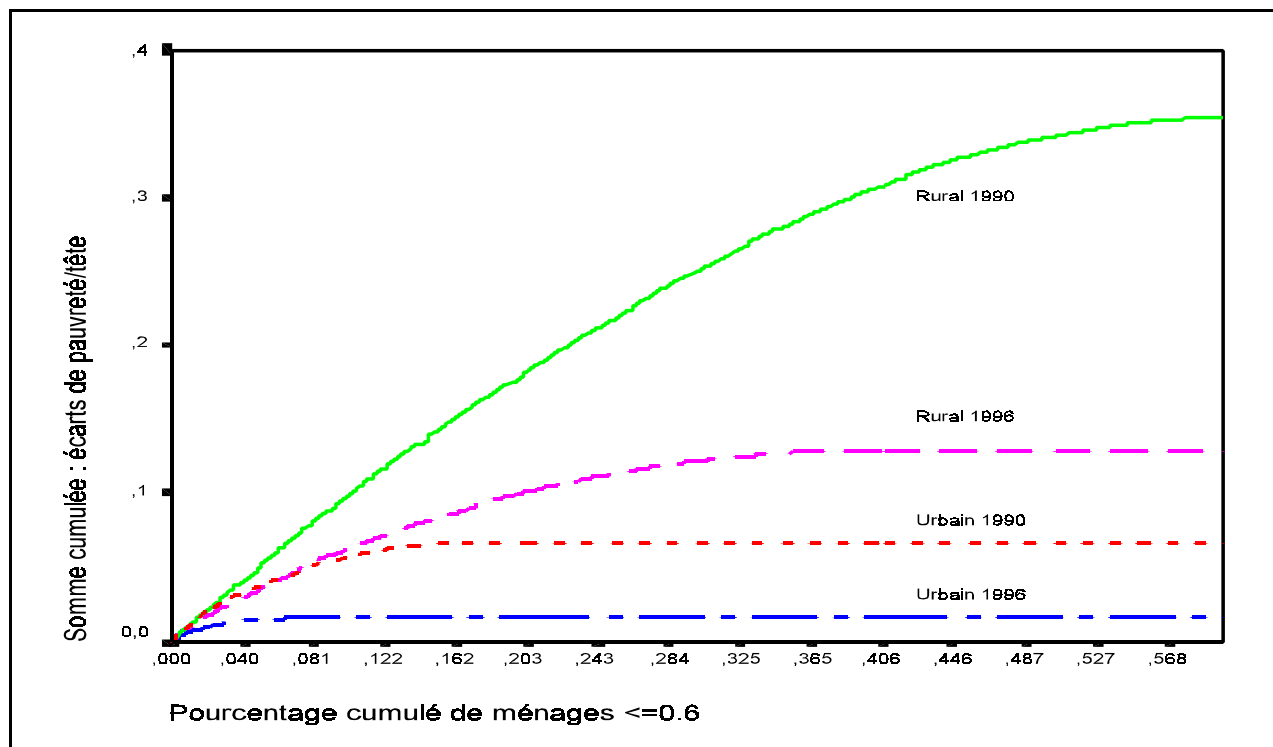


Figure 1 : Courbes TIP – élasticité-taille = 1 – selon le milieu et l’année – Mauritanie 1990-96

1990, ce pourcentage n’était plus de 43,6 en 1996. Il faut cependant souligner que la réduction de la pauvreté n’a pas été homogène selon les régions rurales. En effet, bien que le déclin de la pauvreté soit 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 dans les

secondes<sup>23</sup>. En fait, le tableau 1 met en évidence des changements quant à la structure spatiale de la pauvreté, puisqu’en 1990 la pauvreté du Rural Fleuve était supérieure à celle des autres zones rurales, alors que l’inverse prévaut en 1996. S’agissant du milieu urbain, une réduction significative de la pauvreté apparaît également en Mauritanie entre 1990 et 1996, cette baisse étant croissante avec le coefficient d’aversion  $\alpha$  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  $FGT(\alpha=0,1,2)$ . Par exemple, la proportion de ménages pauvres urbains est passée de 17,5 à 6,0 pour cent. 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>24</sup>.

Troisièmement, plusieurs indices suggèrent qu’une telle dynamique de la pauvreté en Mauritanie entre 1990 et 1996 soit plausible. Tout d’abord, soulignons que, d’une part, tous les tests t de l’hypothèse nulle<sup>25</sup> liés aux mesures  $FGT(\alpha=0,1,2)$  de la pauvreté impliquent un rejet de cette dernière et, d’autre part, toutes les statistiques  $\eta$ <sup>26</sup> confirment la

<sup>23</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.

<sup>24</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.

<sup>25</sup> La mesure de la pauvreté est nulle.

<sup>26</sup> la statistique  $\eta$  teste l’hypothèse nulle que les différences de pauvreté de deux échantillons inhérents aux régions et milieux selon les indices  $FGT(\alpha \leq 2)$  sont statistiquement non significatives. Voir Lachaud [1999b].

réduction significative des écarts de pauvreté, à la fois dans l'espace et dans le temps. Ensuite, l'analyse du contexte macro-économique récent a indiqué, qu'entre 1990 et 1996, la forte croissance économique – 4,8 pour cent par an – aurait été à l'origine d'une progression annuelle du niveau de vie par habitant de 1,9 pour cent. 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>27</sup>. Dans ces conditions, les résultats des deux options analytiques – méthode des élasticités et comparaison de deux enquêtes – semblent cohérents<sup>28</sup>. Enfin, la mise en oeuvre du test de dominance de deuxième ordre à l'aide des courbes TIP confirme l'importance du différentiel de pauvreté dans l'espace et dans le temps. En effet, le figure 1 met clairement en évidence la dominance des distributions des dépenses par tête dans les milieux rural et urbain entre 1990 et 1996, soit : (i)  $TIP(\Gamma_{1990, Rural}, p) > TIP(\Gamma_{1996, Rural}, p)$  et ; (ii)  $TIP(\Gamma_{1990, Urbain}, p) > TIP(\Gamma_{1996, Urbain}, p)$ . Par conséquent, étant donné les distributions des dépenses  $\Gamma_{1990, Rural}$ ,  $\Gamma_{1996, Rural}$ ,  $\Gamma_{1990, Urbain}$  et  $\Gamma_{1996, Urbain}$ , 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  $Q(\Gamma_{1996, Rural} | z') < Q(\Gamma_{1990, Rural} | z')$  et  $Q(\Gamma_{1996, Urbain} | z') < Q(\Gamma_{1990, Urbain} | z')$ , 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 et 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. Naturellement, on montre également que  $Q(\Gamma_{1996} | z') < Q(\Gamma_{1990} | z')$ , c'est-à-dire que la pauvreté en Mauritanie est plus faible en 1996 qu'en 1990<sup>29</sup>.

### 3. La relation entre la croissance économique, l'inégalité et la pauvreté

Si les développements précédents mettent en évidence, d'une part, une réduction de la pauvreté et de l'inégalité et, d'autre part, un accroissement de la consommation par tête – et du PIB par tête – au cours de la période considérée, ils n'indiquent pas la relation qui prévaut entre ces variables. Bien que cette question dépasse le cadre de cette recherche, quelques

éléments d'analyse suggèrent que la diminution de la pauvreté est imputable à la fois à la réduction de l'inégalité et à l'élévation de la consommation par tête.

Premièrement, l'étude récente à laquelle il a été fait allusion précédemment, a montré que les valeurs absolues des élasticités de la pauvreté – notamment, le ratio de pauvreté – par rapport à la consommation par tête et à l'indice de Gini étaient non seulement comparables – respectivement, -2,04 et 1,94 en 1996 pour P0<sup>30</sup> –, mais s'élevaient lorsque les plus pauvres étaient pris en compte, et s'étaient accrues entre 1990 et 1996. Dans ces conditions la réduction de l'inégalité et l'élévation des revenus sont susceptibles d'avoir un impact sur la réduction de la pauvreté.

Deuxièmement, la décomposition de la part relative des effets de croissance et des effets de répartition, selon l'approche de Kakawani et Subbarao, affichée au tableau 2, confirme ce point de vue<sup>31</sup>. Tout d'abord, on constate que la réduction de l'incidence de la pauvreté et de l'extrême pauvreté est essentiellement imputable à la réduction des inégalités de la dépense par tête, toutes choses égales par ailleurs. Cela signifie qu'entre 1990 et 1996, les changements quant à la répartition des revenus ont contribué à réduire la proportion de pauvres et d'extrêmement pauvres<sup>32</sup>. Toutefois, l'effet de la réduction de l'inégalité s'affaiblit lorsque la profondeur de la pauvreté est prise en compte. Dans ce cas, environ 70 pour cent de la variation de la pauvreté ou de l'extrême pauvreté sont imputables à la composante liée à la croissance économique. Ce résultat signifie que le processus de croissance économique est susceptible de profiter plus aux très pauvres qu'aux classes moyennes, bien que la réduction des inégalités joue un rôle non négligeable. En définitive, il semble que dans le cas mauritanien la réduction de la profondeur de la pauvreté et de l'extrême pauvreté soit surtout imputable à la croissance économique, alors que le déclin du taux de pauvreté - ou de l'extrême pauvreté - est davantage le

<sup>30</sup> La ligne d'extrême pauvreté prise en compte est assez comparable à celle qui prévaut dans la présente étude. Lachaud [1997b].

<sup>31</sup> Kakwani, Subbarao [1992]. La décomposition selon Ravallion, Datt [1991] donne des résultats comparables.

<sup>32</sup> Les dépenses par tête de 1990 ont été évaluées aux prix de 1996, compte tenu d'un taux d'inflation de 40,9 pour cent entre 1990 et 1996. Par ailleurs, suivant la pratique mauritanienne, les lignes de pauvreté et d'extrême pauvreté sont, respectivement, de 53841 et 40 709 ouguiyas. La prise en compte de ces deux lignes de pauvreté – contrairement à l'approche du tableau 1 –, s'explique par l'antériorité de cette analyse par rapport à la détermination du seuil de pauvreté par la méthode du coût des besoins de base. Néanmoins, ce dernier et le seuil d'extrême pauvreté sont assez comparables.

<sup>27</sup> Lachaud [1997b].

<sup>28</sup> Bien que l'ampleur de la réduction de P0 soit différente.

<sup>29</sup> Voir Lachaud [1999b] pour le détail de cette analyse.



fait d'une amélioration de la distribution des gains. Quoiqu'il en soit, l'enseignement de cette analyse est qu'un processus de croissance économique qui ne s'accompagne pas d'une réduction des inégalités pourrait avoir un effet limité quant à la réduction de la pauvreté.

Troisièmement, Canagarajah, Mazumdar et Ye ont proposé une décomposition du ratio de pauvreté entre deux dates selon trois composantes : (i) un effet dû à la migration, c'est-à-dire la variation de la population dans chaque secteur ; (ii) un effet dû à la variation des revenus ou de la consommation par tête, et ; (iii) un effet lié à la variation de l'inégalité<sup>33</sup>. Dans le cas mauritanien, ce type de décomposition – compte de certaines hypothèses simplificatrices<sup>34</sup> – montre que plus des quatre cinquièmes de la variation

---

<sup>33</sup> Canagarajah, Mazumdar, Ye [1998].  $\Delta \hat{H}_0 = \sum_j S_j (H_{0j}/\hat{H}_0) [\Delta S_j + \Delta K_j - \Delta P_{mj}]$ , où  $\hat{H}_0$  = moyenne pondérée des ratios de pauvreté  $H_{0j}$ ,  $S_j$  = part de la population de  $j$ ,  $K_j$  = indice d'inégalité du bas de la distribution, et  $P_{mj}$  = dépense moyenne de  $j$ .

<sup>34</sup> Logiquement,  $K_j$  n'est ni un indice de Gini, ni un indice d'entropie. Il se réfère à la part de la pauvreté non expliquée par la croissance de la consommation. Dans le cas présent, la décomposition est effectuée en supposant que  $K_j$  se réfère aux indices de Gini inhérents aux différentes régions présentés au tableaux 1. En outre, on suppose que la variation de la population à été de 20,0, 10,0 et 5,0 pour cent, respectivement, à Nouakchott, dans les centres secondaires et en milieu rural entre 1990 et 1995-96.

**Tableau 2 : Décomposition de la variation de la pauvreté au cours de la période 1990-96 selon les effets de croissance et de distribution<sup>1</sup>**

Niveau de vie	Pauvreté <sup>5</sup>			Pauvreté extrême <sup>5</sup>		
	Variation de la pauvreté 1990-96 - en termes de ménages <sup>4</sup>	Effet dû à la croissance <sup>2</sup>	Effet dû à l'inégalité <sup>3</sup>	Variation de la pauvreté 1990-96 - en termes de ménages <sup>4</sup>	Effet dû à la croissance <sup>2</sup>	Effet dû à l'inégalité <sup>3</sup>
Ratio de pauvreté	-0,101	0,032	-0,134	-0,148	-0,06	-0,142
Profondeur pauvreté	-0,136	-0,094	-0,042	-0,135	-0,095	-0,04

(1) La décomposition suit celle de Kakwani, Subbarao [1992] ; (2) Effet pur de croissance défini comme la variation du niveau de la pauvreté consécutive à la variation de la dépense moyenne, à distribution constante de la dépense ; (3) Effet pur de distribution défini comme la variation du niveau de la pauvreté consécutive à la variation de la distribution de la dépense, à niveau constant de la dépense moyenne ; (4) Somme des effets de croissance et de distribution ; (5) Suivant la pratique mauritanienne, les lignes de pauvreté et d'extrême pauvreté sont, respectivement, de 53841 et 40 709 ouguiyas – Lachaud [1997a].

Source : A partir des bases de données des enquêtes sur les conditions de vie des ménages 1990 et intégrale 1995-96 – pondération normalisée.

de l'incidence de la pauvreté entre 1990 et 1996 sont dus à la variation de l'inégalité de la consommation par tête, le solde étant quasiment attribuable à l'impact de la croissance des revenus<sup>35</sup>. Ce résultat tendrait à confirmer l'importance de l'inégalité dans la variation du ratio d'extrême pauvreté présentée au tableau 2, et renforce la pertinence d'une analyse des déterminants de l'inégalité.

### 3. Concepts et méthodes

La présente recherche fonde l'explication de l'évolution de l'inégalité et de la pauvreté, respectivement, sur une décomposition de l'indice de Gini et une décomposition des écarts de niveau de vie.

#### 1. Inégalité et stratification du bien-être

L'objectif est de mesurer la contribution des secteurs rural et urbain à l'inégalité nationale, appréhendée à l'aide de l'indice de Gini. A cet égard, ce dernier n'étant pas additivement décomposable, l'une des options méthodologiques intéressantes est d'utiliser la décomposition de l'indice de Gini proposée par Yitzhaki et Lerman<sup>36</sup>. En effet, contrairement aux autres approches suggérées dans la littérature<sup>37</sup>, le résidu fait référence à un indice de stratification qui capture la manière dont des sous-groupes d'une population occupent différentes strates dans la distribution d'ensemble. La décomposition de l'indice de Gini par Yitzhaki et Lerman est effectuée en trois étapes.

Premièrement, un indice de stratification  $Q_i$  pour un groupe  $i$  d'une population est défini selon [1]:

$$Q_i = \text{cov}_i[(F_i - F_{ni}), y] / \text{cov}_i[(F_i, y)1]$$

où : (i)  $y$  est la consommation par tête des ménages ; (ii)  $F_i$  est le rang normalisé – 0 pour le plus pauvre et 1 pour le plus riche – de la distribution cumulée de la consommation par tête des ménages du groupe  $i$ , c'est-à-dire le rang de la distribution cumulée de la consommation par tête des ménages du groupe  $i$  divisé par le nombre de ménages – ou d'individus – de ce groupe ; (iii)  $F_{ni}$  est le rang normalisé de la distribution cumulée de la consommation par tête des ménages de l'ensemble de la population excepté les membres du groupe  $i$ <sup>38</sup> ;  $\text{cov}_i[(F_i, y)] = \text{covariance entre } y \text{ et } F_i \text{ pour les ménages du groupe } i$ .

Selon Yitzhaki et Lerman, l'indice de stratification  $Q_i$ , qui varie entre -1 et 1, possède plusieurs propriétés : (i)  $Q_i = 1$  si aucun membres des autres groupes occupent le domaine de variation de  $y$  du groupe  $i$ , c'est-à-dire que ce dernier est seul à occuper un intervalle de variation de la distribution ; (ii)  $Q_i$  diminue lorsque de plus en plus de membres des autres groupes sont dans l'intervalle de variation du group  $i$  – plus  $Q_i$  est faible, moins  $i$  constitue une strate dans l'ensemble de la population ; (iii) Etant donné le nombre de membres d'autres groupes intercalés dans l'intervalle de variation du groupe  $i$ ,  $Q_i$  sera d'autant plus faible que les membres des autres groupes seront proches de la moyenne du groupe  $i$  –  $Q_i$  dépend à la fois du chevauchement des groupes et de la position des membres des groupes autres que  $i$  dans la distribution du groupe  $i$  ; (iv)  $Q_i = 0$  si les rangs normalisés des membres du groupe  $i$  sont identiques à leurs rangs normalisés dans l'ensemble de la population – le groupe  $i$  ne forme pas une strate;

<sup>35</sup>  $\Delta S_j = 0,046$ ,  $\Delta K_j = -0,205$  et  $\Delta P_{mj} = 0,076$ , ce qui induit une variation la pauvreté calculée  $\Delta \hat{H}_0$  de -0,235, contre une variation effective de -0,349.

<sup>36</sup> Yitzhaki, Lerman [1991].

<sup>37</sup> Voir des références dans Yitzhaki, Lerman [1991].

<sup>38</sup>  $F_{ni}$  est le rang normalisé que l'observation de la consommation par tête  $y$  obtiendrait si elle était ordonnée parmi les membres de la population autres que ceux du groupe  $i$ . En fait,  $F_{ni}$  peut être estimé selon la relation :  $F = P_i * F_i + [(1 - P_i) * F_{ni}]$ , où  $F = \text{rang normalisé de l'ensemble de la population et } P_i = m_i/k = \text{proportion de la population dans le groupe } i - \text{ avec } \sum_{i=1}^k m_i = k$ .

(v)  $Q_i < 0$  implique que la disparité au sein de l'ordre des membres du groupe  $i$  dans l'ensemble de la population est plus grande que la disparité pour leur propre groupe – le groupe  $i$  n'est pas homogène dans l'ensemble de la population, mais est composé de différents groupes ; (vi)  $Q_i = -1$ , si le groupe  $i$  est composé de deux groupes, les membres de chaque groupe sont identiques, et ces deux groupes sont localisés aux extrêmes de la distribution d'ensemble. Par conséquent, ces propriétés indiquent qu'une société est stratifiée en termes d'une caractéristique si les  $Q_i$  pour tous les  $i$  sont positifs. Plus les  $Q_i$  sont proches de 1, plus la société est stratifiée.

Deuxièmement, Yitzhaki et Lerman expriment l'indice de Gini en termes de la covariance entre une variable et le rang de cette variable, soit pour le groupe  $i$  l'expression [2]<sup>39</sup> :

$$G_i = 2 * cov_i [F_i, y] / \hat{y}_i \quad [2]$$

où  $\hat{y}_i$  est la consommation moyenne par tête du groupe  $i$ . Cette formalisation a été très utilisée dans la décomposition des sources de revenu des ménages<sup>40</sup>.

Troisièmement, Yitzhaki et Lerman démontrent finalement que l'indice de Gini peut être décomposé en trois éléments selon [3].

$$G = \sum_i S_i * G_i + \sum_i S_i * G_i * Q_i * (P_i - 1) + 2 * cov(y_i, F_i) / y_r \quad [3]$$

où : (i)  $S_i$  = part de la consommation du groupe  $i$  dans la consommation totale ; (ii)  $F_i$  = rang moyen du ménage dans le groupe  $i$  en termes de consommation par tête ; (iii)  $y_i$  = consommation moyenne par tête du groupe  $i$  ; (iv)  $y_r$  = consommation moyenne par tête au niveau national ; (v)  $P_i$  = proportion de la population des ménages dans le groupe  $i$ .

La première composante du membre de droite de [3] représente l'inégalité intra-groupes. Le deuxième élément reflète l'impact de la stratification – ou la variation intra-groupes par rapport à l'ensemble des rangs. Cet élément dépend en partie des termes de la première composante, et en partie de la distribution des rangs. La troisième composante de [3] mesure l'inégalité entre les groupes. A cet égard, Yitzhaki et Lerman observent que ce dernier élément diffère de ceux qui sont dérivés d'autres décompositions de Gini lorsque les revenus ou la consommation des divers sous-groupes d'une

population se recourent<sup>41</sup>. Il est à remarquer que, dans la présente recherche, la décomposition de l'indice de Gini est effectuée par rapport au ratio de bien-être précédemment explicité. Par ailleurs, cette approche de la décomposition inter-groupes – troisième composante de [3] – suppose que, dans le cas présent, la localisation géographique – rural-urbain – explique à elle seule l'inégalité de la distribution. Or, l'inégalité entre les ménages ruraux et urbains peut résulter d'un différentiel de caractéristiques ou de rémunération des caractéristiques de ces derniers, qui peuvent être spécifiques à leur localisation sectorielle. En d'autres termes, l'inégalité non conditionnelle repérée par la troisième composante de [3] peut différer d'une inégalité conditionnelle qui tiendrait compte de la spécificité sectorielle des caractéristiques des ménages et de leurs rendements<sup>42</sup>.

## 2. Décomposition des écarts de bien-être

Compte tenu des contraintes méthodologiques précédemment indiquées, l'appréhension des déterminants de l'évolution de la consommation par tête ou de la pauvreté peut être réalisée à partir d'une décomposition des écarts des ratios de bien-être entre 1990 et 1996. Cette approche, par ailleurs utilisée pour décomposer les écarts de salaires dans le temps<sup>43</sup> ou mesurer la discrimination selon le genre<sup>44</sup>, est fondée sur la démarche analytique suivante<sup>45</sup>.

Selon une approche habituelle, il est possible d'estimer des équations de niveau de vie des ménages pour chaque année et milieu selon [4] et [5] :

$$\text{Milieu rural :} \\ \text{Log } Y_{Rj} = \Phi'_R X_j + \pi_{Rj} \quad [4]$$

$$\text{Milieu urbain :} \\ \text{Log } Y_{Uj} = \Phi'_U X_j + \pi_{Uj} \quad [5]$$

où  $E(\pi) = 0$  pour  $R$  et  $U$ . On suppose, a priori, que les rendements des caractéristiques des ménages sont

<sup>41</sup> Par exemple, dans la décomposition de Mookherjee, Shorrocks [1982], chaque groupe est représenté par son revenu moyen alors que son rang est le rangement des revenus moyens des groupes. En d'autres termes, le rang moyen du groupe dépend seulement de son revenu moyen relativement aux revenus moyens des autres groupes. Or, Yitzhaki et Lerman prennent en compte l'ordre des observations dans la distribution générale en effectuant la moyenne de ces rangs au sein de chaque sous-groupe.

<sup>42</sup> Ce point est développé par Wodon [1999a].

<sup>43</sup> Lachaud [1994] utilise cette approche pour appréhender l'évolution des salaires réels en Côte d'Ivoire entre 1979 et 1989. Pour une mesure de l'évolution de la discrimination selon le genre dans les capitales africaines, voir Lachaud [1997c].

<sup>44</sup> Lachaud [1997c].

<sup>45</sup> Wodon [1999a] utilise également cette approche.

<sup>39</sup> Cette expression est en fait définie en 1984. Lerman, Yitzhaki [1984].

<sup>40</sup> Voir par exemple, Stark, Taylor, Yitzhaki [1986].

différents selon les milieux rural et urbain, et pour chacune des années, ce que viendront confirmer les tests de Chow – tableau 3. La variable dépendante est le ratio de bien-être des ménages – rapport entre la consommation nominale par tête et les seuils de pauvreté –, tandis que les variables indépendantes, identiques pour les secteurs rural et urbain, prennent en considération : (i) le niveau d’instruction du chef de ménage – base = sans instruction – et les années d’instruction des autres membres du ménage ; (ii) l’âge, le sexe – base = féminin – et le statut matrimonial du chef de ménages – non marié = base ; (iii) démographie du ménage : nombre de personnes selon la classe d’âge ; (iv) proportion de personnes employées dans le ménage ; (v) statut du chef de ménage sur le marché du travail – base = inactif ; (vi) région – base = autre rural – ou type d’agglomération – base = petites villes –, respectivement, pour les milieux rural et urbain.

Cette modélisation des déterminants du niveau de vie des ménages, selon le milieu et l’année de l’enquête, appelle plusieurs observations. Premièrement, la modélisation des déterminants du niveau de vie ou de la pauvreté est considérablement simplifiée par rapport à d’autres approches qui ont pu être menées sur ce sujet<sup>46</sup>. En particulier, la participation de chef de ménage au marché du travail est considérée comme exogène. En d’autres termes, l’appartenance à un groupe socio-économique donné est un déterminant potentiel majeur du niveau de vie, alors qu’il est probablement plus réaliste de supposer que les segments du marché du travail reflètent un équilibre au niveau du ménage entre l’offre de travail – via les décisions de consommation – et la demande de travail – via les décisions de production. En fait, cette formalisation simplifiée est, en partie, dictée par la nécessité de comparer les informations dans le temps – donc de spécifier la même structure des équations de régression selon les années – et, en partie, par la nature des données disponibles. Par exemple, les informations quant à l’accès à la terre étaient disponibles pour 1990, mais pas pour 1996<sup>47</sup>.

Deuxièmement, si les équations [4] et [5] peuvent être utilisées pour évaluer l’impact des caractéristiques des ménages – et de celui qui les dirige – sur la consommation du groupe, elle ont également la capacité d’estimer les effets de ces dernières sur la probabilité de pauvreté. En effet, on montre que l’impact d’une variation marginale des caractéristiques continue de  $X_A$  pour le secteur urbain, par exemple, est donnée par  $-\Phi_A f(\Phi'_U X_j / \sigma_U) / \sigma_U$ , si

$f$  est la dérivée première de la fonction de distribution cumulée et  $\sigma_U$  l’erreur type de la régression urbaine<sup>48</sup>. Par conséquent, l’impact des caractéristiques des ménages est proportionnel aux paramètres estimés compte tenu des valeurs de  $f$  évaluées à la moyenne des échantillons rural et urbain.

Troisièmement, pour un milieu donné, l’écart de consommation des ménages entre 1996 et 1990 peut être décomposé en termes de la différence des logarithmes moyens de la consommation entre ces deux dates, cet écart étant égal à la variation en pourcentage<sup>49</sup>. Par ailleurs, dans la mesure où les termes aléatoires des équations [4] et [5] ont une moyenne nulle, on peut déduire, par exemple pour le secteur urbain, que la différence entre les logarithmes moyens de la consommation de 1996 et 1990 s’exprime selon [6]<sup>50</sup> :

$$\begin{aligned} \text{Log } Y_{Uj96} - \text{Log } Y_{Uj90} = \\ [0,5 (\Phi'_{U96} + \Phi'_{U90}) (X_{U96} - X_{U90})] + \\ [0,5 (X_{U96} + X_{U90}) (\Phi'_{U96} - \Phi'_{U90})] [6] \end{aligned}$$

où  $X_{U96}$  et  $X_{U90}$  représentent les caractéristiques moyennes des ménages urbains, respectivement, pour 1996 et 1990. Dans ces conditions, le pourcentage de différence de la consommation des ménages entre les deux dates provient de deux sources. D’une part, les différences quant aux valeurs – quantités – des caractéristiques  $X_{U96}$  et  $X_{U90}$  évaluées selon le premier membre de droite de l’équation [6], et, d’autre part, le différentiel des rémunérations des caractéristiques – y compris l’écart entre les termes constants<sup>51</sup> – estimé par le second membre de [6]<sup>52</sup>. En outre, la décomposition peut être réalisée pour des sous-groupes de variables considérées dans [4] et [5].

Quatrièmement, cette approche permet d’appréhender l’inégalité inter-groupes – urbain-rural – *conditionnelle*, c’est-à-dire l’inégalité entre les ménages tenant compte uniquement de leurs différences par rapport à leur localisation sectorielle. En effet, comme cela a été précédemment souligné, la

<sup>48</sup> Wodon [1999a]. En effet, puisque la probabilité d’être pauvre pour un ménage ayant les caractéristique  $X_j$  est :  $\text{Prob}[\text{Log } Y_{Uj} \leq 0] = \text{Prob}[\Phi'_U X_j \leq \pi_{Uj}] = F[-\Phi'_U X_j / \sigma_U]$ .

<sup>49</sup> Par exemple, pour le milieu urbain :  $\text{Log } Y_{Uj96} - \text{Log } Y_{Uj90} = \text{Log}[1 + (Y_{Uj96} - Y_{Uj90}) / Y_{Uj90}] = (Y_{Uj96} - Y_{Uj90}) / Y_{Uj90}$ .

<sup>50</sup> Oaxaca [1973] ; Reimers [1983]. Oaxaca, Ramsom [1994].

<sup>51</sup> Dans la mesure où la valeur du terme constant est liée à la manière dont certaines variables sont spécifiées – variables binaires –, distinguer l’importance relative du terme constant de l’effet total des rendements peut conduire à des conclusions arbitraires.

<sup>52</sup> La décomposition des écarts de consommation peut se faire selon la structure des coefficients de 1990 ou de 1996. On choisit une matrice de pondération  $\Omega = 0,5 I$ , où  $I$  = matrice identité. Reimers [1983].

<sup>46</sup> Coulombe, McKay [1996] pour la Mauritanie ; Lachaud [1999a] pour le Burkina Faso.

<sup>47</sup> L’accès aux bases de données de 1996 ayant eu lieu dès 1997, l’apuration des fichiers n’était pas terminée à cette date.

décomposition non- conditionnelle surestime la contribution de la localisation sectorielle des ménages à l'inégalité, dans la mesure où les ménages urbains peuvent avoir de meilleures caractéristiques que leurs homologues ruraux, non- compensées par certaines spécificités (meilleures) de ces derniers. A la suite de Wodon, pour une dimension donnée – par exemple, l'instruction – et pour chaque année au sein des secteurs urbain et rural, il est possible de déterminer l'inégalité conditionnelle inter-groupes des coefficients de Gini sur la base des estimations des équations de régression [4] et [5]. Ainsi, dans le secteur rural R, en dissociant le vecteur des caractéristiques des ménages X en un vecteur G – vecteur des variables binaires des groupes pour lesquels la mesure de l'inégalité conditionnelle doit être réalisée – et un vecteur Z – toutes les autres variables –, [4] peut exprimer :  $\text{Log } Y_{Rj} = \alpha'_R G_j + \delta'_R Z_j + \pi_{Rj}$ . En outre, en considérant les caractéristiques moyennes du secteur rural  $Z_R$ , la consommation escomptée des ménages ruraux appartenant au groupe i peut s'exprimer selon [7] :

$$E[\text{Log } Y_R | Z_j = Z_R ; G_j = G^i] = \alpha'_R G^i + \delta'_R Z_R \quad [7]$$

où  $G^i$  est un vecteur nul sauf pour le ième groupe (égal à 1). Conformément à la procédure de décomposition de Gini selon [3], la valeur escomptée de la consommation des ménages de différents groupe i peut être ordonnée à partir de [7], de manière à déterminer  $E(F_{Ri*})$ , le rang moyen du ménage rural dans le groupe i en termes de consommation par tête. De plus, si  $Y_R$  est le ratio moyen de bien-être du secteur rural, l'inégalité inter-groupes conditionnelle de l'indice de Gini dans le secteur rural  $ICGG_R$  peut être déterminée de la même manière que la troisième composante de [3] selon [8], soit :

$$ICGG_{R(\text{pour groupes } G)} = \frac{2 \text{cov} [ \text{Exp} (\alpha'_R G^i + \delta'_R Z_R), E(F_{Ri*}) ]}{E(Y_R)} \quad [8]$$

### 3. 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>53</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>54</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>55</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>56</sup>.

## 4. Pauvreté et écarts de bien-être

Après avoir présenté les résultats des estimations économétriques des équations du niveau

<sup>54</sup> McKay, Houeibib [1992]. La plupart des bases de données de cette enquête ont été accessibles.

<sup>55</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. De ce fait, dans la présente étude, la consommation est homogénéisée pour 1990 et 1996.

<sup>56</sup> Voir pour quelques aspects méthodologiques Ons [1997].

<sup>53</sup> Il s'agit d'enquêtes de type Lsms. La base de sondage de ces deux investigations est le recensement de 1988.

de vie, la décomposition des écarts de bien-être sera commentée.

## 1. Les estimations économétriques

Les estimations économétriques des équations sectorielles du niveau de vie pour les différentes années sont présentées au tableau 3. On rappelle que la variable dépendante est le logarithme du ratio de bien-être des ménages, et que les estimations ont également la capacité d'estimer les effets des caractéristiques des ménages sur la probabilité de pauvreté. Observons préalablement que le pourcentage de variance expliqué est assez faible, et qu'il est le plus élevé pour le milieu urbain. En outre, dans la mesure où les tests de Chow rural-urbain sont significatifs, les coefficients des équations du niveau de vie de chaque secteur sont différents, ce qui justifie l'appréhension des déterminants du niveau de vie selon le milieu par des équations spécifiques.

En premier lieu, le milieu rural. L'instruction du chef de ménage et, dans une certaine mesure, des autres membres du groupe influence la consommation par tête des ménages. Certes, en Mauritanie, l'accès à l'instruction demeure limitée en milieu rural, comme l'indique la colonne «Moyenne» du tableau 3. Par exemple, moins de deux pour cent des chefs de ménage ruraux ont acquis le niveau d'instruction du secondaire. Néanmoins, les ménages dont le chef a le niveau d'éducation secondaire ont une consommation par tête largement supérieure à ceux qui sont dirigés par un individu sans instruction. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, en 1990, la consommation par tête des premiers est 87,4 pour cent plus élevée que celle des groupes gérés par une personne sans instruction. En fait, cet écart semble s'être réduit en 1996, bien que pour cette année, la variable relative à l'instruction des autres membres du groupe soit significative. En effet, le gain relatif en termes de consommation par tête n'est plus que de 58,2 pour cent pour les ménages dont le chef a le niveau du secondaire, comparativement à ceux qui ont à leur tête un membre sans instruction. Parmi les éléments relatifs à la démographie des chefs de ménage, on notera l'absence de signification de l'âge – le coefficient pour 1990 est significatif seulement à 10 pour cent – et du sexe, mais l'importance du statut matrimonial – les ménages dont le chef est marié ont un niveau de bien être supérieur.

La démographie du ménage joue, sans aucun doute, un rôle important en termes de consommation par tête. Le tableau 3 indique que le nombre d'enfants de moins de 5 ans et de 5-14 ans est significativement et inversement corrélé au niveau de vie du ménage,

bien que l'effet soit décroissant<sup>57</sup>. Un tel résultat, par ailleurs mis en évidence dans d'autres pays d'Afrique<sup>58</sup>, prévaut pour 1990 et 1996, bien que l'effet taille des enfants apparaisse plus faible pour cette dernière année. Notons également que pour 1996 l'effet taille des adultes est significatif et négatif. A cet égard, le paramètre lié au type de ménage capte probablement une partie de cet effet, puisque les groupes non-monoparentaux – nucléaires et élargis – sont relativement défavorisés en termes de consommation par tête par rapport aux groupes monoparentaux.

Le tableau 3 souligne que l'accès à l'emploi des chefs de ménage rehausse le niveau de vie du groupe, surtout pour les ménages ayant à leur tête un salarié protégé. Par exemple, en 1990, la consommation par tête des ménages dont le chef était salarié protégé ou indépendant non agricole était, respectivement, 82,8 et 97,6 pour cent supérieure à celle de ceux ayant à leur tête un inactif. Cependant, une double évolution semble s'être produite en 1996. D'une part, les gains relatifs en termes de consommation par tête des ménages des salariés protégés se sont considérablement amenuisés – la prime par rapport aux ménages d'inactifs n'est plus que de 34,9 pour cent –, tout comme ceux des travailleurs indépendants non agricoles. D'autre part, le niveau de vie relatif des ménages agricoles et des salariés non protégés a été rehaussé, même si un écart subsiste comparativement aux groupes dont le chef exerce une activité non agricole. Une telle évolution pourrait s'expliquer, en partie, par l'impact des politiques engagées à partir de 1993, notamment en matière de stabilisation macro-économique et de réformes structurelles – liquidation d'entreprises publiques, dynamisation du secteur de la pêche, de l'agriculture et de l'élevage, etc. Dans ce contexte, il est, a priori, paradoxal de constater que la proportion d'employés par ménage est inversement corrélée à la consommation par tête des groupes. En fait, dans le milieu rural, beaucoup de membres du ménage sont des aides familiaux qui ne contribuent que marginalement au bien-être du ménage. D'ailleurs, un coefficient négatif relatif à cette variable – un peu plus faible en valeur absolue pour 1996 – pourrait être interprété comme le signe d'un chômage déguisé dans le secteur rural.

L'effet de la localisation des ménages est intéressant de souligner. En 1990, toutes choses étant

<sup>57</sup> L'impact négatif sur la consommation du nombre d'enfants de moins de 5 ans cesse au-delà de 2,8 enfants de cette classe d'âge, ce qui est bien supérieur à la moyenne.

<sup>58</sup> Voir pour le Burkina Faso, Lachaud [1999a] et, pour le Bangladesh, Wodon [1999a].

Tableau 3 : Coefficients de régression des estimations par les moindres carrés des déterminants du log du ratio de bien-être des ménages selon le milieu et l'année – Mauritanie 1990-96<sup>1</sup>

Paramètre	1990						1996						
	Rural 1990			Rural 1996			Urbain 1990			Urbain 1996			
	β	t <sup>2</sup>	Moyen- ne	β	t <sup>2</sup>	Moyen- ne	β	t <sup>2</sup>	Moyen- ne	β	t <sup>2</sup>	Moyen- ne	
<b>Instruction du chef<sup>3</sup></b>													
Primaire	0,045	0,131	0,014	0,228	1,599	0,015	0,395	3,506*	0,112	0,076	1,709**	0,071	
Secondaire	0,628	1,670**	0,012	0,459	3,383*	0,019	0,464	3,676*	0,100	0,300	6,542*	0,074	
Supérieur	0,605	1,571	0,011	0,509	3,229*	0,013	0,885	4,008*	0,025	0,252	4,312*	0,044	
<b>Instruction autres membres<sup>4</sup></b>													
Années	0,013	0,283	0,899	0,062	2,663*	0,634	0,048	1,848**	3,362	0,013	1,334	2,543	
(Années) <sup>2</sup>	0,001	0,295	5,809	-0,004	-1,553	3,991	-0,002	-0,976	30,129	-0,001	-0,548	23,683	
<b>Démographie chef du ménage</b>													
Age	0,029	1,618**	47,298	-0,008	-1,168	47,540	0,015	0,874	42,564	-0,003	-0,553	44,001	
(Age) <sup>2</sup> /100	-0,033	-1,832**	24,667	0,008	1,113	24,864	-0,012	-0,647	19,880	0,002	0,388	21,039	
Sexe	-0,054	-0,388	0,744	0,045	0,694	0,776	0,056	0,546	0,651	0,232	6,775*	0,717	
Marié	0,402	2,668*	0,733	0,099	1,553	0,770	0,197	1,816**	0,707	-0,019	-0,519	0,666	
<b>Type de ménage<sup>5</sup></b>													
Nucléaire	-0,247	-1,514	0,511	-0,174	-2,369*	0,600	-0,361	-3,035*	0,466	-0,208	-5,121*	0,460	
Elargi	-0,344	-2,313*	0,353	-0,037	-0,555	0,250	-0,349	-3,201*	0,333	-0,069	-1,880**	0,328	
<b>Démographie du ménage</b>													
Nombre < 5 ans	-0,405	-3,551*	0,860	-0,193	-4,513*	0,865	0,048	0,584	0,837	-0,244	-10,943*	0,801	
(Nombre < 5 ans) <sup>2</sup>	0,071	1,781**	1,658	0,017	1,381	1,824	-0,028	-1,200	1,637	0,028	5,072*	1,712	
Nombre 5-14 ans	-0,355	-5,015*	1,520	-0,227	-7,169*	1,615	-0,211	-3,473*	1,491	-0,235	-13,716*	1,395	
(Nombre 5-14 ans) <sup>2</sup>	0,055	3,837*	4,607	0,024	3,730*	4,744	0,022	1,757**	4,619	0,019	6,306*	4,236	
Nombre 15-60 ans	0,087	1,151	2,617	-0,143	-3,644*	2,808	-0,097	-1,334	2,891	-0,170	-8,088*	3,092	
(Nombre 15-60 ans) <sup>2</sup>	-0,009	-1,026	9,059	0,004	0,881	10,471	0,004	0,528	11,261	0,009	4,747*	13,257	
Nombre >60 ans	0,061	0,289	0,317	-0,156	-1,377	0,243	-0,487	-1,838**	0,146	-0,093	-2,020*	0,176	
(Nombre >60 ans) <sup>2</sup>	0,051	0,437	0,399	0,023	0,342	0,289	0,327	1,796**	0,167	0,007	1,150	0,317	
<b>Proportion d'employés/ménage</b>													
Statut sur le marché du travail <sup>6</sup>	-0,359	-1,713**	0,249	-0,272	-3,112*	0,239	0,949	5,092*	0,227	0,094	1,497	0,212	
Salarié protégé	0,603	2,503*	0,036	0,299	2,455*	0,027	-0,019	-0,161	0,269	0,071	1,534	0,126	
Salarié non protégé	-0,274	-1,501	0,064	0,134	1,677**	0,069	-0,592	-3,902*	0,075	0,030	0,714	0,154	
Indépendant non agricole	0,681	3,995*	0,071	1,101	1,431	0,089	-0,128	-1,208	0,213	0,013	0,323	0,183	
Agriculteur <sup>7</sup>	0,168	1,389	0,385	0,141	2,544*	0,427	-0,370	-1,766**	0,028	0,024	0,511	0,094	
Chômeur	0,043	0,226	0,051	0,232	1,292	0,009	0,055	0,409	0,084	0,019	0,441	0,090	
<b>Région</b>													
Nouakchott <sup>8</sup>	-	-	-	-	-	-	0,210	3,103*	0,590	0,321	13,584*	0,637	
Rural Fleuve	-0,381	-4,026*	0,251	0,181	4,653*	0,277	-	-	-	-	-	-	
Constante	-0,467	-1,139	-	0,936	5,537*	-	0,485	1,277	-	1,598	12,239*	-	
R <sup>2</sup> ajusté	0,132						0,257			0,294			0,456
F (sig)	5,686 (0,000)						17,156 (0,000)			11,694 (0,000)			68,645 (0,000)
Chow rural/urbain (sig)	8,955 (0,000)						-			69,356 (0,000)			-
N	802						1217			670			2190

(1) La variable dépendante est le log du ratio de bien-être des ménages – ménages dont le chef a au moins 15 ans ; consommation réelle par tête des ménages positive ; (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Base = sans instruction ; (4) Sauf le chef ; (5) Base = monoparental ; (6) Base = inactif – y compris les chômeurs marginaux identifiés en 1990 ; (7) Chef de ménage. Y compris les éleveurs et autres actifs ; (8) Base = autres villes ; (9) Base = autre rural.

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

Source : A partir des bases de données des enquêtes sur les conditions de vie des ménages 1990 et intégrale 1995-96 — pondération normalisée.

égales par ailleurs, la consommation par tête des ménages localisés dans la région du Fleuve était inférieure à celle des ménages résidant dans la région dénommée «autre rural». Or, en 1996, l'inverse prévaut. En effet, en 1990, les ménages habitant la région du Fleuve avaient une consommation par tête inférieure de 31,7 pour cent à ceux de l'autre région rurale, alors qu'en 1996, ces derniers ont des gains relatifs inférieurs de 19,8 pour cent. Ce changement quant à la configuration du bien-être et de la pauvreté rurale apparaît nettement au tableau 1, et avait été confirmé par une analyse de dominance de second ordre<sup>59</sup>.

En second lieu, le secteur urbain. Les déterminants du niveau de vie dans les villes exhibent

des ressemblances et des différences par rapport au milieu rural. Tout d'abord, on observe un rôle beaucoup plus important de l'instruction du chef de ménage. L'effet positif de l'instruction sur la consommation par tête apparaît dès le niveau du primaire, et les coefficients pour l'enseignement supérieur, significatifs et positifs pour les deux années, sont plus élevés que pour le secteur rural. Il est vrai que la proportion des chefs de ménage ayant au moins le niveau d'instruction primaire est de l'ordre de 20 pour cent dans les villes, contre moins de 5 pour cent dans les campagnes. Néanmoins, une similitude avec le secteur rural prévaut. Les rendements relatifs à l'instruction ont considérablement baissé entre 1990 et 1996, notamment en ce qui concerne l'enseignement supérieur. Par exemple, alors qu'en 1990 les ménages

<sup>59</sup> Lachaud [1999b].

dont le chef avait le niveau de l'enseignement supérieur avaient une consommation par tête supérieure de 142,3 pour cent à ceux qui étaient gérés par une personne sans instruction, en 1996, le gain relatif n'est plus que de 28,7 pour cent. En outre, on observe que le coefficient relatif à l'instruction des autres membres du ménage n'est plus significatif en 1996.

Comme dans le secteur rural, en 1990, les ménages urbains dont le chef est marié ont un meilleur niveau de vie que ceux qui sont gérés par des personnes célibataires, veuves ou divorcées. Mais, en 1996, l'effet du statut matrimonial n'est plus significatif. Par contre, dans les zones urbaines, l'effet du sexe est significatif et positif, ce qui signifie que les ménages gérés par une femme ont, toutes choses égales par ailleurs, un niveau de consommation par tête inférieur aux ménages masculins – 26,1 pour cent en 1996.

La démographie du ménage semble également un facteur important du niveau de vie en milieu urbain. Tout comme dans le secteur rural, le nombre d'enfants de moins de 5 ans et de 5-14 ans affecte négativement la consommation par tête, et l'impact du nombre d'adultes devient significatif en 1996. De même, si l'impact de la dimension du ménage sur le niveau de vie de ce dernier est négatif, l'effet est décroissant. Mais, dans le milieu urbain, deux différences apparaissent par rapport au secteur rural. D'une part, l'effet négatif du nombre d'enfants s'est accentué en 1996 par rapport à 1990. D'autre part, le poids des personnes de plus de 60 ans affecte systématiquement – et négativement – la consommation par tête des ménages, alors que leur proportion est beaucoup moins importante que dans les campagnes. La variable liée au type de ménage capte, comme dans le secteur rural, une partie de l'effet taille. Les ménages monoparentaux ont une consommation par tête plus faible, comparativement aux groupes nucléaires et élargis, bien que l'effet se soit sensiblement amenuisé en 1996.

Par ailleurs, il est intéressant de remarquer que, dans le secteur urbain, contrairement au secteur rural, le taux d'emploi par ménage affecte positivement et significativement le niveau de vie des ménages. Cependant, cet effet s'est estompé en 1996, ce qui peut laisser supposer une certaine dégradation des conditions du marché du travail dans les zones urbaines de Mauritanie. Cette observation est à relier au fait, qu'en 1996, le niveau d'occupation relatif des chefs de ménage sur le marché du travail urbain ne semble plus affecter le niveau de vie des ménages, contrairement à ce qui prévalait en 1990. Mais, il faut immédiatement remarquer que, pour cette année, les ménages dirigés par un inactif avaient, toutes choses égales par ailleurs, la consommation par tête la plus

élevée. Or, en 1996, tous les coefficients des variables liées à l'occupation deviennent positifs – ce qui logiquement signifie que les ménages ayant un actif à leur tête ont une consommation par tête plus forte que les ménages d'inactifs –, bien que non statistiquement significatifs.

Le tableau 3 montre que la localisation spatiale urbaine des ménages est un déterminant important de la consommation par tête et de la pauvreté. Toutes choses égales par ailleurs, en 1990, le fait de résider dans la capitale mauritanienne procure une consommation par tête 23,4 pour cent plus élevée que dans les centres secondaires. En 1996, cet écart s'est élevé à 37,9 pour cent. A cet égard, le tableau 1 montre que si la pauvreté a décliné à la fois dans la capitale et des petites villes entre 1990 et 1996, le ratio de pauvreté a diminué dans ces dernières, contrairement à Nouakchott. D'ailleurs, le tableau 5 affiche une légèrement augmentation de l'inégalité inter-groupes en milieu urbain.

## 2. La décomposition des écarts de bien-être

La décomposition des écarts de consommation par tête des ménages – fondée sur l'équation [6] – est affichée au tableau 4, et appelle plusieurs commentaires.

Premièrement, on observe que, dans les milieux rural et urbain, les écarts de niveau de vie entre 1990 et 1996 sont essentiellement dus au différentiel des rendements des caractéristiques des facteurs pris en compte, la part des écarts dus aux changements des dotations étant quasi-inexistante. Dans une certaine mesure, le faible laps de temps considéré entre les deux années de référence – 6 années – explique, en partie, ce résultat. Néanmoins, on notera que parmi les variations des caractéristiques, la démographie des ménages apparaît comme l'un des éléments les plus importants, tant dans le secteur rural que dans les zones urbaines. Mais les effets sont différents selon le milieu. Dans le secteur rural, l'effet de la taille des ménages est négatif, ce qui signifie une baisse globale de la dimension des ménages – compte tenu de la valeur de la moyenne des coefficients selon [6] –, alors que l'inverse prévaut dans le milieu urbain. Ajoutons également que les variations des caractéristiques inhérentes à l'occupation et à l'éducation négatives impliquent, dans le premier cas, une baisse de la participation au marché du travail et, dans le second cas, une diminution de l'accès à l'instruction.

Deuxièmement, le tableau 4 met en évidence l'importance de l'écart dû à la constante dans chaque secteur, et pourrait suggérer, dans une certaine mesure, une spécification inadéquate du modèle. En



effet, si la spécification des facteurs de la pauvreté est incorrecte, le terme constant peut capter certains éléments des erreurs de modélisation. On notera cependant que, indépendamment du secteur, les termes constants ne sont pas statistiquement significatifs pour 1990, ce qui laisserait penser que les erreurs de spécification sont plus importantes pour 1996. Compte tenu de ces observations, les autres facteurs appellent les commentaires suivants.

Tout d'abord, la localisation géographique a contribué à la réduction de la pauvreté, tant dans les zones rurales que dans le milieu urbain. En effet, dans les campagnes, entre 1990 et 1996, l'écart de consommation par tête s'est accentué au profit de la région du Fleuve, contribuant à une variation positive des rendements de 0,149, soit 37,7 pour cent de l'écart global dû à ces dernières – 39,1 pour cent de l'écart total. De même, dans les villes, l'écart de niveau de vie s'est accentué entre la capitale mauritanienne et les centres secondaires – à l'avantage de la première –, et a contribué à 22,2 pour cent du différentiel de consommation par tête – 24,2 pour cent de l'écart total. Ces résultats semblent confirmés par l'évolution de l'inégalité inter-groupes au sein de chaque secteur – accroissement et diminution de l'inégalité inter-groupes, respectivement, dans les milieux urbain et rural –, sur laquelle nous reviendrons ultérieurement – tableau 5.

Ensuite, bien que difficiles à interpréter, les changements quant aux rendements de certaines variables démographiques ont également contribué à réduire la pauvreté entre 1990 et 1996. Le rendement en termes de consommation par tête des ménages non-monoparentaux s'est accru dans les deux secteurs, ce qui peut être interprété, soit comme une difficulté accrue des ménages monoparentaux pour accéder à un niveau de vie donné, soit comme l'existence d'économies d'échelle liées à un regroupement de ménages. Cet effet de la structure des ménages a contribué à 53,6 et 33,7 pour cent de l'écart total dû aux rendements. A cet égard, il est à rappeler que les résultats économétriques affichés au tableau 3 mettent en évidence une baisse de la valeur des coefficients inhérents au type de ménage entre les deux dates, ce qui signifie une moindre sensibilité négative des ménages non-monoparentaux à l'égard de la consommation par tête, comparativement aux ménages comportant un seul parent. En réalité, cet effet positif est largement annihilé par la démographie du ménage et de celui qui le dirige. En effet, quel que soit le milieu, les rendements du nombre d'adultes ont diminué entre 1990 et 1996, situation pouvant être interprétée comme une moindre productivité des adultes en termes de contribution au niveau de vie des groupes. Toutefois, comme les commentaires précédents le laisser penser, dans le secteur urbain cet

effet a été accentué par l'effet taille des enfants – contribution négative au différentiel de consommation –, alors que, dans les campagnes, il a été tempéré par la contribution positive des enfants. Par conséquent, il semblerait que dans les zones urbaines, la sensibilité du niveau de vie à l'égard de la démographie du ménage soit relativement indépendante de la structure du ménage – tous les membres du ménage ont une incidence sur les rendements –, alors que, dans les campagnes, seule la variation du rendement des adultes apparaît significative. Il est vrai que, dans ces dernières, beaucoup d'enfants ont une occupation d'aides familiaux, ce qui a pour effet d'atténuer le poids apparent du taux de dépendance. Or, dans les villes, l'accroissement de la dimension des ménages n'a pas le même effet sur les taux de participation au marché du travail, donc sur le niveau de vie des ménages. S'agissant du chef de ménage, les effets de l'âge et du statut matrimonial – marié – sont négatifs, tant dans le milieu rural que dans les zones urbaines – les ménages dont le chef est âgé et/ou marié réussissent moins bien en termes de consommation par tête<sup>60</sup>.

Le rôle de l'instruction est intéressant à souligner. Rappelons que les rendements relatifs à l'instruction du chef de ménage ont considérablement baissé entre 1990 et 1996, surtout pour l'enseignement supérieur dans le secteur urbain. Le tableau 4 montre que si l'effet des rendements de l'instruction du chef et des autres membres du ménage est proche de zéro dans les campagnes, il n'en est pas de même dans les villes où la contribution de ce facteur à l'explication des gains est négative – -41,5 pour cent de l'écart global. Il est à remarquer que l'effet est surtout important pour le niveau de l'enseignement supérieur des chefs de ménage, et également pour les années d'instruction des membres secondaires des groupes. Dans ces conditions, l'effet négatif du rendement de l'instruction sur l'écart de niveau de vie entre 1990 et 1996 est probablement lié à une moindre valorisation du diplôme par le marché, un phénomène qui n'est pas étranger à l'accroissement du chômage urbain en Mauritanie<sup>61</sup>. Il est à remarquer, à cet égard, que la proportion de chefs de ménage diplômés du

<sup>60</sup> Un tel résultat est apparemment difficile à réconcilier avec l'effet du type de ménage précédemment indiqué. Mais, le raisonnement prévaut «toutes choses égales par ailleurs». En outre, les ménages monoparentaux ne sont pas nécessairement gérés par les individus les plus jeunes.

<sup>61</sup> En 1996, le taux de chômage urbain en Mauritanie était estimé à 20,7 pour cent, mais il s'élevait à 36,4 et 50,0 pour cent à Nouakchott, respectivement, pour les membres secondaires masculins et féminins. Lachaud [1997a].

**Tableau 4 : Décomposition du différentiel du log du ratio de bien-être des ménages entre 1990 et 1996 selon le milieu – Mauritanie 1990-96<sup>1</sup>**

Paramètre	Rural 1990-96				Urbain 1990-96				Ecart brut 1990-96	
	<i>Dotations - caractéristiques</i>		<i>Fonction - rendement</i>		<i>Dotations - caractéristiques</i>		<i>Fonction - rendement</i>		Rural	Urbain
	Valeur	%	Valeur	%	Valeur	%	Valeur	%		
<b>Instruction</b>	<b>-0,003</b>	0,214	<b>0,010</b>	0,025	<b>-0,026</b>	1,040	<b>-0,127</b>	-0,415	<b>0,007</b>	<b>-0,153</b>
Primaire	0,000	-	0,003	-	-0,010	-	-0,029	-	0,003	-0,039
Secondaire	0,004	-	-0,003	-	-0,010	-	-0,014	-	0,001	-0,024
Supérieur	0,001	-	-0,001	-	0,011	-	-0,022	-	-0,000	-0,011
Années	-0,010	-	0,038	-	-0,025	-	-0,103	-	0,028	-0,128
(Années) <sup>2</sup>	0,002	-	-0,026	-	0,008	-	0,041	-	-0,024	0,049
<b>Démographie chef du ménage</b>	<b>0,009</b>	-0,643	<b>-0,864</b>	-2,187	<b>0,009</b>	-0,360	<b>-0,509</b>	-1,663	<b>-0,855</b>	<b>-0,500</b>
Age	0,002	-	-1,747	-	0,008	-	-0,775	-	-1,744	-0,767
(Age) <sup>2</sup> /100	-0,002	-	1,035	-	-0,006	-	0,294	-	1,032	0,288
Sexe	-0,000	-	0,075	-	0,009	-	0,120	-	0,075	0,130
Marié	0,009	-	-0,227	-	-0,004	-	-0,148	-	-0,218	-0,151
<b>Type de ménage</b>	<b>0,004</b>	-0,286	<b>0,133</b>	0,337	<b>0,003</b>	-0,120	<b>0,164</b>	0,536	<b>0,137</b>	<b>0,167</b>
Nucléaire	-0,019	-	0,040	-	0,002	-	0,071	-	0,021	0,072
Elargi	0,020	-	0,093	-	0,001	-	0,092	-	0,112	0,093
<b>Démographie du ménage</b>	<b>-0,026</b>	1,857	<b>-0,423</b>	-1,071	<b>0,020</b>	0,800	<b>-0,352</b>	-1,150	<b>-0,449</b>	<b>-0,332</b>
Nombre < 5 ans	-0,001	-	0,183	-	0,004	-	-0,239	-	0,181	-0,236
(Nombre < 5 ans) <sup>2</sup>	0,007	-	-0,093	-	-0,000	-	0,093	-	-0,085	0,093
Nombre 5-14 ans	-0,028	-	0,200	-	0,021	-	-0,036	-	0,172	-0,014
(Nombre 5-14 ans) <sup>2</sup>	0,005	-	-0,145	-	-0,008	-	-0,008	-	-0,139	-0,016
Nombre 15-60 ans	-0,005	-	-0,623	-	-0,027	-	-0,219	-	-0,628	-0,246
(Nombre 15-60 ans) <sup>2</sup>	-0,003	-	0,125	-	0,014	-	0,070	-	0,122	0,084
Nombre >60 ans	0,003	-	-0,061	-	-0,009	-	0,063	-	-0,057	0,055
Nombre >60 ans) <sup>2</sup>	-0,004	-	-0,009	-	0,025	-	-0,077	-	-0,013	-0,052
<b>Proportion d'employés/ménage</b>	<b>0,003</b>	-0,214	<b>0,021</b>	0,053	<b>-0,008</b>	0,320	<b>-0,188</b>	-0,614	<b>0,024</b>	<b>-0,195</b>
<b>Statut sur le marché du travail</b>	<b>0,003</b>	-0,214	<b>-0,034</b>	-0,086	<b>-0,035</b>	1,400	<b>0,138</b>	0,451	<b>-0,031</b>	<b>0,103</b>
Salarié protégé	-0,004	-	-0,010	-	-0,004	-	0,018	-	-0,014	0,014
Salarié non protégé	-0,000	-	0,027	-	-0,022	-	0,071	-	0,027	0,049
Indépendant non agricole	0,007	-	-0,046	-	0,002	-	0,028	-	-0,039	0,030
Agriculteur <sup>7</sup>	0,006	-	-0,011	-	-0,011	-	0,024	-	-0,004	0,013
Chômeur	-0,006	-	0,006	-	0,000	-	-0,003	-	-0,000	-0,003
<b>Région</b>	<b>-0,003</b>	0,214	<b>0,149</b>	0,377	<b>0,013</b>	-0,520	<b>0,068</b>	0,222	<b>0,146</b>	<b>0,081</b>
Nouakchott	-	-	-	-	0,013	-	0,068	-	-	0,080
Rural Fleuve	-0,003	-	0,149	-	-	-	-	-	-	-
<b>Constante</b>	-	-	<b>1,403</b>	3,552	-	-	<b>1,112</b>	3,634	<b>1,403</b>	<b>1,112</b>
Total	-0,014	-0,037	0,395	1,037	-0,025	-0,089	0,306	1,089	0,381	0,281
	-	100,0	-	100,0	-	100,0	-	100,0	-	-

(1) Voir équation [6].

Source : A partir du tableau 3.

supérieur, bien que faible, a presque doublé entre 1990 et 1996.

Ce rôle différencié de l'instruction selon le milieu est probablement capté par la variable liée à la proportion d'employés dans le ménage. En effet, le rendement du taux d'emploi dans le ménage contribue négativement au différentiel de niveau de vie urbain entre 1990 et 1996, alors qu'il est positif – mais faible – dans le milieu rural. Néanmoins, les rendements de la participation au marché du travail sont positifs dans les agglomérations – et légèrement négatifs dans le secteur rural. Dans ce contexte, il importe de remarquer que ce sont surtout les rendements des travailleurs salariés non protégés, à la fois dans les campagnes et les villes, qui contribuent positivement à l'écart de consommation par tête entre les deux dates. Ce résultat pourrait conforter les commentaires

inhérents à l'instruction – dans la mesure où le niveau d'instruction des travailleurs précaires est relativement bas –, et expliquer, en partie, la réduction des inégalités.

## 5. Inégalité et bien-être

### 1. Décomposition non-conditionnelle

Le tableau 5 affiche la décomposition non-conditionnelle de l'indice de Gini selon l'équation [3], au niveau national et pour les milieux rural et urbain.

En premier lieu, en 1990, pour l'ensemble du pays, on observe que l'inégalité de la consommation par tête des ménages, appréhendée par l'indice de Gini, s'explique essentiellement par la variation intra-

groupes, c'est-à-dire l'inégalité de la consommation par tête qui prévaut au sein des zones rurale et urbaine. En effet, la composante intra-groupes équivaut à 52,4, soit 92,4 pour cent de la valeur de l'indice de Gini, alors que l'élément inhérent à la variation de la consommation inter-groupes n'est que de 0,126 – 22,2 pour cent de Gini. On notera que l'indice de stratification est négatif – -0,083, soit -0,14,6 pour cent de Gini –, ce qui implique que les secteurs rural et urbain ne sont pas réellement homogènes, mais sont plutôt composés de différents sous-groupes de ménages – la divergence au sein de l'ordre des ménages de chaque secteur dans l'ensemble de la population est plus grande que la disparité inhérente à leur propre secteur.

Toutefois, cette configuration de la structure de l'inégalité de la consommation par tête a sensiblement changé au cours de la période considérée. En 1996, bien que la composante intra-groupes explique encore la plus grande partie de l'indice de Gini – 78,0 pour cent –, cette dernière a diminué en valeur absolue et relative, comparativement à 1990. De ce fait, la contribution inter-groupes a augmenté et représente à présent plus du tiers de la valeur de Gini – 34,9 pour cent. En même temps, l'indice de stratification a légèrement décliné en valeur absolue et relative – -12,9 pour cent, d'où une plus grande homogénéité des secteurs.

Par conséquent, en Mauritanie, la réduction de l'indice de Gini entre 1990 et 1996 de 8,6 points s'est accompagnée d'une moindre disparité *intra-sectorielle* – rural-urbain – de la consommation par tête, d'une plus grande homogénéité des secteurs et d'une élévation des disparités *inter-sectorielles*. En fait, le tableau 1 montre une plus forte baisse de l'inégalité rurale – -51,3 pour cent –, comparativement à l'inégalité urbaine – -38,8 pour cent – entre 1990 et 1996. A cet égard, entre ces deux dates, il apparaît que l'écart de consommation par tête s'est légèrement accentué au profit du milieu urbain<sup>62</sup>, et que l'inégalité s'est accentuée dans ce milieu relativement au secteur rural. Ainsi, la réduction de l'inégalité de la consommation par tête au sein de chaque secteur rural et urbain – et la baisse de l'indice de stratification – a plus que compensé l'élévation de l'inégalité inter-sectorielle de la consommation de ménages, et explique le recul de l'indice de Gini au niveau national. En d'autres termes, si la croissance économique et la réduction de l'inégalité ont permis de réduire la pauvreté, les disparités entre les secteurs rural et urbain se sont légèrement accrues. En définitive, le schéma de développement en Mauritanie

pourrait s'éloigner du processus de Kuznets. Non seulement la croissance économique s'accompagne d'une baisse de l'inégalité, mais encore on observe une modification sensible de la répartition intra-sectorielle de la consommation par tête.

En deuxième lieu, la décomposition de l'indice de Gini au sein de chaque secteur apporte quelques informations additionnelles. En effet, on observe que dans les milieux rural et urbain, la composante intra-groupes contribue à la quasi-totalité de l'inégalité, tant en 1990 qu'en 1996. Cela signifie que la part de l'inégalité de la consommation par tête, appréhendée au niveau national par la composante inter-sectorielle de l'indice de Gini, provient surtout de l'inégalité au sein des régions ou des zones urbaines, et non pas de l'inégalité entre ces derniers. On note d'ailleurs que, dans les deux milieux, l'indice de stratification est considérablement plus faible que pour l'ensemble du pays – bien qu'il demeure négatif. De ce fait, chaque région rurale ou chaque type d'agglomération forme une strate moins marquée que *l'ensemble* de chaque secteur dans la population totale des ménages. Ajoutons qu'entre 1990 et 1996, l'inégalité inter-groupes a légèrement décliné dans le milieu rural, contrairement au milieu urbain.

## 2. Décomposition conditionnelle

Le tableau 5 affiche également de la décomposition conditionnelle de l'inégalité inter-groupes au niveau national, estimée sur la base des valeurs escomptées des équations [4] et [5], par rapport aux valeurs nationales des caractéristiques des ménages et de ceux qui sont à leur tête. Comme l'on pouvait s'y attendre, les valeurs de la composante conditionnelle inter-groupes de l'indice de Gini sont plus faibles que les estimations non-conditionnelles. En effet, l'évaluation conditionnelle implique une réduction de 27,8 et 32,1 pour cent de la composante inter-groupes de Gini, respectivement, en 1990 et 1996, par rapport à l'évaluation non-conditionnelle précédemment commentée. Il en est ainsi parce que cette dernière surévalue l'influence de la localisation des ménages sur l'inégalité de la consommation par tête, alors que l'inégalité entre les ménages urbains et ruraux peut provenir d'un différentiel de caractéristiques ou de rendements spécifiques à chaque secteur. En d'autres termes, en contrôlant par ces facteurs selon les équations [4] et [5], la composante conditionnelle inter-groupes identifie l'inégalité de la consommation entre les ménages provenant uniquement d'un différentiel de localisation. On notera toutefois que si cette correction atténue la tendance précédemment notée, à savoir une élévation de l'inégalité inter-groupes, elle ne l'inverse pas.

<sup>62</sup> La rapport des ratios de bien-être urbain-rural est passé de 2,66 en 1990 à 2,68 en 1996.

Dans ce contexte, le tableau 6 affiche les déterminants de l'inégalité estimés selon l'équation [8], c'est-à-dire l'inégalité conditionnelle de l'indice

**Tableau 5 : Décompositions non-conditionnelle et conditionnelle de l'indice de Gini du ratio de bien-être selon le milieu – Mauritanie 1990-96<sup>1</sup>**

Paramètre	1990		1996	
	<i>Éléments de décomposition</i>	<i>% de Gini</i>	<i>Éléments de décomposition</i>	<i>% de Gini</i>
<b>National</b>				
<b>Décomposition non-conditionnelle<sup>1</sup></b>				
Gini	<b>0,567</b>	-	<b>0,481</b>	-
Inégalité intra-groupes	0,524	0,924	0,375	0,780
Stratification	-0,083	-0,146	-0,062	-0,129
Inégalité inter-groupes	<i>0,126</i>	0,222	<i>0,168</i>	0,349
<b>Décomposition conditionnelle inter-groupes<sup>2</sup></b>	<i>0,091</i>	-	<i>0,114</i>	-
<b>Rural</b>				
<b>Décomposition non-conditionnelle<sup>1</sup></b>				
Gini	<b>0,534</b>	-	<b>0,353</b>	-
Inégalité intra-groupes	0,528	0,989	0,351	0,994
Stratification	-0,007	-0,013	-0,002	-0,006
Inégalité inter-groupes	0,013	0,024	0,004	0,011
<b>Urbain</b>				
<b>Décomposition non-conditionnelle<sup>1</sup></b>				
Gini	<b>0,519</b>	-	<b>0,374</b>	-
Inégalité intra-groupes	0,519	1,100	0,379	1,013
Stratification	0,000	-	-0,008	-0,021
Inégalité inter-groupes	0,001	0,002	0,003	0,008

(1) Voir équation [3] ; (2) Voir équation [3] :  $2 \cdot \text{cov}(y_i, F_{i,r})/y_r$

Source : A partir des bases de données des enquêtes sur les conditions de vie des ménages 1990 et intégrale 1995-96 – pondération normalisée.

**Tableau 6 : Déterminants de l'inégalité : décomposition conditionnelle inter-groupes de l'indice de Gini du ratio de bien-être selon le milieu – Mauritanie 1990-96**

Paramètre	1990		1996	
	<i>Éléments de décomposition</i>	<i>% de Gini</i>	<i>Éléments de décomposition</i>	<i>% de Gini</i>
<b>Rural</b>				
<b>Décomposition conditionnelle inter-groupes<sup>1</sup></b>				
Gini	<b>0,534</b>	-	<b>0,353</b>	-
Instruction du chef de ménage <sup>2</sup>	0,046	0,086	0,062	0,176
Type de ménages <sup>3</sup>	0,038	0,071	0,018	0,051
Occupation du chef de ménage <sup>4</sup>	0,277	0,519	0,178	0,504
Localisation géographique <sup>5</sup>	0,037	0,069	0,027	0,076
<b>Urbain</b>				
<b>Décomposition conditionnelle inter-groupes<sup>1</sup></b>				
Gini	<b>0,519</b>	-	<b>0,353</b>	-
Instruction du chef de ménage <sup>2</sup>	0,470	0,906	0,155	0,414
Type de ménages <sup>3</sup>	0,064	0,123	0,045	0,120
Occupation du chef de ménage <sup>4</sup>	0,118	0,227	0,044	0,118
Localisation géographique <sup>6</sup>	0,031	0,060	0,086	0,230

(1) Voir équation [8] ; (2) Instruction/sans instruction ; (3) Monoparental/nucléaire-élargi ; (4) Activité/inactif - y compris chômeur ; (5) Rural fleuve/Rural autre ; (6) Nouakchaott/autres villes.

Source : A partir des bases de données des enquêtes sur les conditions de vie des ménages 1990 et intégrale 1995-96 – pondération normalisée.

de Gini – notée ICGG –, selon diverses dimensions. Soulignons que la somme des ICGG n'est pas nécessairement égale à la valeur de l'indice de Gini. A cet égard, deux résultats apparaissent significatifs. Premièrement, on constate des différences importantes entre les secteurs rural et urbain. Dans ce dernier, l'éducation du chef de ménage a l'ICGG la plus élevée, alors que, dans le secteur rural, c'est le type d'occupation qui joue le rôle le plus important. Ainsi, en 1990, dans le secteur urbain, la part sectorielle de l'ICGG liée à l'instruction du chef de ménage était de 90,6 pour cent<sup>63</sup>, mais seulement de 8,6 pour cent dans les campagnes, tandis que la part de la variable inhérente à l'occupation du chef de ménage était de 22,7 pour cent, contre 51,9 pour cent dans le rural. Deuxièmement, une évolution significative est observée en milieu urbain entre 1990 et 1996. En effet, alors que les parts des variables sont relativement stables en milieu rural entre les deux dates<sup>64</sup>, dans les villes on constate : (i) une forte réduction de la contribution de l'éducation et de l'occupation du chef de ménage ; (ii) une élévation de l'impact de la localisation géographique. Ces résultats pourraient conforter les commentaires précédemment effectués à partir des tableaux 3 et 4, à savoir le déclin du rendement de l'instruction et l'accroissement du différentiel de niveau de vie entre la capitale et les centres secondaires. Il importe cependant de relativiser de tels résultats, compte tenu de la faible contribution de l'inégalité – non conditionnelle – inter-groupes dans chaque milieu.

## 6. Conclusion

En Mauritanie, dans un contexte de croissance économique et de réduction des inégalités de la consommation par tête, l'incidence de la pauvreté a décliné annuellement de 3,5 pour cent entre 1990 et 1996. Bien que cette évolution prévale à la fois dans les secteurs rural et urbain, la réduction de la pauvreté n'est pas homogène au sein de chaque milieu, semble être plus prononcée dans les villes et croît avec le coefficient d'aversion  $\alpha$ , un résultat confirmé par l'analyse de dominance de second ordre. Par ailleurs, la décomposition de la part relative des effets de croissance et des effets de répartition montre qu'un processus de croissance économique qui ne s'accompagne pas d'une réduction des inégalités pourrait avoir un effet limité quant à la réduction de la pauvreté.

Les estimations économétriques mettent en évidence, tant dans le secteur rural que dans les villes, l'influence de l'instruction du chef de ménage sur la consommation par tête. Malgré tout, l'impact de l'éducation est plus élevé dans les agglomérations, et les rendements relatifs à l'instruction ont considérablement baissé entre 1990 et 1996, notamment pour l'enseignement supérieur. En même temps, si l'accès à l'emploi des chefs de ménage rehausse le niveau de vie des groupes, les politiques de stabilisation macro-économique et de réformes structurelles, engagées à partir de 1993, ont probablement influencé le fonctionnement du marché du travail. En effet, dans le secteur rural, d'une part, les gains relatifs en termes de consommation par tête des ménages des salariés protégés et des travailleurs indépendants non agricoles se sont considérablement amenuisés, et, d'autre part, le niveau de vie relatif des ménages agricoles et des salariés non protégés a été rehaussé. De même, dans le secteur urbain, alors que le taux d'emploi par ménage affectait positivement et significativement le niveau de vie des ménages en 1990 – contrairement au secteur rural –, cet effet s'est estompé en 1996 –, même si les variables liées à l'occupation deviennent positives, mais non significatives. Dans ce contexte, l'effet de la localisation spatiale, qui a un impact sur le niveau de bien-être des ménages ruraux et urbains, est intéressant. Dans le secteur rural, entre 1990 et 1996, le différentiel régional de consommation par tête des ménages s'est inversé au profit de la région du Fleuve, tandis que, dans le milieu urbain, l'écart relatif de bien-être s'est accentué en faveur de la capitale. L'analyse montre également que la démographie des ménages est un facteur important du niveau de vie. Tout comme dans le secteur rural, le nombre d'enfants de moins de 5 ans et de 5-14 ans affecte négativement la consommation par tête urbaine – bien que l'effet soit décroissant. Mais, dans le milieu urbain, deux différences apparaissent par rapport au secteur rural. D'une part, l'effet négatif du nombre d'enfants s'est accentué en 1996 par rapport à 1990. D'autre part, le poids des personnes de plus de 60 ans affecte systématiquement – et négativement – la consommation par tête des ménages. Par ailleurs, les ménages monoparentaux ont une consommation par tête plus faible, comparativement aux groupes nucléaires et élargis, même si l'effet – capté en partie par le statut matrimonial du chef de ménage – s'est sensiblement amenuisé en 1996. Ajoutons que la démographie du chef de ménage semble jouer un rôle mineur dans la détermination du niveau de vie des ménages.

La décomposition des écarts de consommation par tête des ménages montre que, dans les milieux rural et urbain, les écarts de niveau de vie

<sup>63</sup> Un résultat analogue est présenté par Wodon [1999a] pour le Bangladesh.

<sup>64</sup> On note seulement une contribution plus importante de l'éducation du chef de ménage en 1996.

entre 1990 et 1996 sont essentiellement dus au différentiel des rendements des caractéristiques des facteurs pris en compte, la part des écarts imputables aux changements des dotations étant quasi-inexistante. En outre, l'importance de l'écart dû à la constante dans chaque secteur pourrait suggérer, dans une certaine mesure, une modélisation inadéquate – surtout en 1996. Cependant, plusieurs éléments sont susceptibles d'avoir influencé la variation de la pauvreté au cours de la période considérée. Tout d'abord, la localisation géographique a contribué à la réduction de la pauvreté, tant dans les zones rurales que dans le milieu urbain. Ensuite, les changements quant aux rendements de certaines variables démographiques ont également contribué à réduire la pauvreté entre 1990 et 1996 dans les deux secteurs, notamment l'accroissement du rendement en termes de consommation par tête des ménages non-monoparentaux – phénomène pouvant signifier une difficulté accrue des ménages monoparentaux pour accéder à un niveau de vie donné, ou l'existence d'économies d'échelle liées à un regroupement de ménages. En fait, cet effet positif est largement annihilé par d'autres aspects de la démographie du ménage et de celui qui le dirige, en particulier: (i) la diminution, quel que soit le milieu, des rendements du nombre d'adultes – situation pouvant être interprétée comme une moindre productivité de ces derniers en termes de contribution au niveau de vie des groupes –, accentuée et tempérée, respectivement, dans les secteurs urbain et rural, par l'effet taille des enfants; (ii) la moindre réussite, en termes de consommation par tête, des ménages dont le chef est âgé et/ou marié; (iii) l'effet négatif du rendement de l'instruction sur l'écart de niveau de vie entre 1990 et 1996, résultant probablement d'une moindre valorisation du diplôme par le marché, un phénomène qui n'est pas étranger à l'accroissement du chômage urbain en Mauritanie. Enfin, bien que la contribution des rendements des taux d'emploi des ménages soit négative dans les zones urbaines, les rendements des travailleurs salariés non protégés contribuent positivement à l'écart de consommation par tête entre les deux dates, à la fois dans les campagnes et les villes. Dans la mesure où le niveau d'instruction des travailleurs précaires est bas, ce résultat pourrait expliquer, en partie, la contribution négative de l'instruction et la réduction des inégalités.

La décomposition non-conditionnelle de l'indice de Gini au niveau national montre que l'inégalité de la consommation par tête des ménages s'explique essentiellement par la variation intra-groupes, c'est-à-dire l'inégalité qui prévaut au sein des zones rurale et urbaine. Toutefois, cette configuration de la structure de l'inégalité de la consommation par tête a sensiblement changé au

cours de la période considérée. Ainsi, en Mauritanie, entre 1990 et 1996, la réduction de l'indice de Gini de 8,6 points s'est accompagnée d'une moindre disparité intra-sectorielle – rural-urbain – de la consommation par tête, d'une plus grande homogénéité des secteurs – diminution de l'indice de stratification – et d'une élévation des disparités inter-sectorielles, un schéma de développement qui pourrait s'éloigner du processus de Kuznets. A cet égard, si la décomposition conditionnelle atténue l'ampleur de la variabilité inter-groupes, elle n'inverse pas la tendance précédente. Notons, néanmoins, qu'au sein des secteurs rural et urbain, la composante intra-groupes contribue à la quasi-totalité de l'inégalité, tant en 1990 qu'en 1996. Par ailleurs, les déterminants de l'inégalité conditionnelle inter-groupes de l'indice de Gini mettent en évidence des différences significatives entre les milieux: (i) forte influence de l'éducation et faible impact du niveau d'occupation dans les zones urbaines, comparativement au secteur rural; (ii) relative stabilité des déterminants dans les campagnes entre 1990 et 1996, contrairement aux agglomérations où l'on observe une forte réduction de la contribution de l'éducation et de l'occupation du chef de ménage, et une élévation de l'impact de la localisation géographique.

### Références bibliographiques

- Banque mondiale 1999a. *Poverty trends and voice of the poor*, Washington, décembre, Banque mondiale.
- Banque mondiale 1999b. *Rapport sur le développement dans le monde. Le savoir au service du développement*, Washington, Banque mondiale.
- Banque mondiale 1999c. *World development indicators 1999*, Washington, Banque mondiale.
- Bourguignon, F., Ferreira, F., Lustig, N. 1998. *The microeconomics of income distribution dynamics in East Asia and Latin America*, Washington, World Bank research proposal, Banque mondiale.
- Cad/Ocde 1996. *Shaping the 21st Century*, Paris, Ocde.
- Canagarajah, S., Mazumdar, D., Ye, X. 1998. *The structure and determinants of inequality and poverty reduction in Ghana, 1988-92*, Washington, mimeo, Banque mondiale.
- Coulombe, H., McKay, A. 1996. «Modeling determinants of poverty in Mauritania», *World development*, vol. 34, n°6.
- Ferreira, H.G., Paes de Barros, R. 1999. *The slippery slope: explaining the income in extreme poverty in urban Brazil, 1976-96*, Washington, mimeo, Banque mondiale.

- Grootaert, C., Kanbur, R. 1995. «The lucky few amidst economic decline: distributional change in Côte d'Ivoire as seen through panel data sets, 1985-88», *Journal of development studies*, vol.31, n°4.
- Juhn, C., Murphy, K. Pierce, B. 1993. «Wage inequality and the rise in returns to skill», *Journal of political economy*, vol. 101, n°3.
- Kakwani, N., Subbarao, K. 1992. «Rural poverty and its alleviation in India: a discussion», *Economic and political weekly*, mars.
- Lachaud, J.-P. 1994. *The labour market in Africa*, Research series 102, Genève, Institut international d'études sociales.
- . 1997a. *La pauvreté en Mauritanie*, Nouakchott, Programme des nations unies pour le 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 urbain en Afrique subsaharienne*, Paris, l'Harmattan.
- . 1999a. *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.
- . 1999b. *Les différences spatiales de pauvreté en Mauritanie : un test de dominance*, Bordeaux, document de travail n°35, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- Lerman, R.I., Yitzhaki, S. 1984. «A note on the calculation and interpretation of the Gini index», *Economic letters*, n°15.
- Li, H., Squire, L., Zou, H. 1998. «Explaining international and intertemporal variations in income inequality», *The economic journal*, n°108.
- McKay, A., Houeibib, C.A.O 1992. *Profil de pauvreté en Mauritanie I*, Nouakchott, Ministère du plan, Février.
- Milanovic, B. 1999. *True world income distribution, 1988 and 1993: first calculation based on household survey alone*, Washington, mimeo, Banque mondiale.
- Mookherjee, D., Shorrocks, A.F. 1982. «Decomposition analysis of the trend of UK income inequality», *The economic journal*, vol. 92.
- Oaxaca, R. 1973. «Male-female wage differentials in urban labor markets», *International economic review*, n°14.
- Oaxaca, R. Ramsom, M.R. 1994. «On the discrimination and the decomposition of wage differentials», *Journal of econometrics*, vol.61, n°1.
- Ons 1997. *Profil de pauvreté en Mauritanie 1996*, Nouakchott, volume I, Ministère du plan, Mai.
- Pudney, S. 1999. «On some statistical methods for modelling the incidence of poverty», *Oxford bulletin of economics and statistics*, vol. 61, n°3.
- Ravallion, M., Chen, S. 1999. «When economic reform is faster than statistical reform: measuring and explaining income inequality in rural China», *Oxford bulletin of economics and statistics*, vol. 61, n°1.
- Ravallion, M., Datt, G. 1991. *Growth and redistribution components of changes in poverty measures. A decomposition with applications to Brazil and India in the 1990s*, Washington, LSMS, working papers n°83, Banque mondiale.
- Reis, A. D., Paes de Barros, R. 1991. «Wage inequality and the determinants of education. A study of the evolution of regional differences in inequality in metropolitan Brazil», *Journal of development economics*, vol. 36.
- Reimers, C. 1983. «Labour market discrimination against hispanic and black men», *Review of economics and statistics*, n°65.
- République islamique de Mauritanie 1996. *Document-cadre de politique économique 1996-98*, Nouakchott.
- Stark, O.J., Taylor, J., Yitzhaki, S. 1986. «Remittances and inequality», *Economic journal*, n°96.
- Yitzhaki, S., Lerman, R.I. 1991. «Income stratification and income inequality», *Review of income and wealth*, Series 37, n°3.
- Wodon, Q.T. 1999a. *Micro determinants of consumption, poverty, growth, and inequality in Bangladesh*, Washington, mimeo, Banque mondiale.
- Wodon, Q.T. 1999b. *Between groups inequality and targeted transfers*, Washington, mimeo, Banque mondiale.