



**Centre d'économie  
du développement**  
*IFReDE-GRES - Université-Bordeaux IV*

**Document de travail**

DT/108/2005

**Modélisation des déterminants  
de la pauvreté durable et transitoire,  
et capital social aux Comores**

par

***Jean-Pierre Lachaud***

*Professeur, Directeur du Centre d'économie du développement*

*(Membre de l'IFReDE-GRES)*

*Université Montesquieu-Bordeaux IV*

# Modélisation des déterminants de la pauvreté durable et transitoire, et capital social aux Comores

**Jean-Pierre Lachaud, Professeur**

*Directeur du Centre d'économie du développement (Membre de l'IFReDE-GRES)  
Université Montesquieu-Bordeaux IV - France*

## Résumé :

Fondée sur l'enquête intégrale auprès des ménages de 2004, la modélisation des déterminants de la pauvreté durable et transitoire aux Comores conduit à deux principales conclusions. En premier lieu, la relation entre les privations monétaires et le capital social est complexe. Le fait pour les ménages de recevoir des *envois de fonds de l'étranger* contribue à réduire à la fois la pauvreté durable et transitoire à Ngazidja, alors qu'aucun effet n'est observé à Ndzhouani et Mwali. Inversement, l'existence de *transferts internes* est positivement corrélée avec la probabilité de pauvreté durable et transitoire uniquement dans ces deux dernières îles. Par ailleurs, la validité de l'hypothèse du capital social à l'origine d'externalités rehaussant l'efficacité de l'échange social semble vérifiée, indépendamment de la localisation insulaire, bien que la réduction de la pauvreté durable, consécutivement à une plus grande participation à une association, ne soit réellement sensible qu'à Ngazidja. Enfin, l'accroissement des *transferts nets* en termes des dépenses par tête rehausse partout la probabilité d'appartenir aux groupes pauvres, plutôt que riches. En deuxième lieu, la pauvreté dépend également de la mobilisation et du rendement de multiples actifs physiques, matériels et humains, régis à la fois par les marchés, et diverses institutions, normes et valeurs. Premièrement, le fonctionnement du marché du travail affecte différemment le niveau de vie des familles selon les îles. Par exemple, à Ngazidja, les ménages dont le chef est éleveur ont près de 60 pour cent de chance d'être pauvres durables ou transitoires, alors qu'à Ndzhouani et Mwali, ce niveau de vulnérabilité concerne les familles ayant à leur tête un micro-entrepreneur et ou un pêcheur. Par ailleurs, si le rehaussement du taux d'emploi par ménage réduit le risque de pauvreté durable dans les trois îles, la probabilité de pauvreté transitoire est beaucoup moins sensible à la variation de ce ratio, surtout à Ndzhouani et Mwali où prédomine une plus grande proportion d'agriculteurs. Deuxièmement, le capital humain est un facteur de réduction des privations, mais l'impact varie selon les formes de pauvreté. Troisièmement, le rôle des facteurs démographiques apparaît nettement. La probabilité de pauvreté est inversement reliée à la taille du ménage, et la sensibilité est plus accentuée à Ndzhouani et Mwali qu'à Ngazidja, notamment en ce qui concerne la pauvreté transitoire. De plus, dans toutes les îles, les ménages gérés par une femme ont une plus faible probabilité de pauvreté durable que ceux dirigés par un homme, mais l'avantage des ménages féminins en termes de pauvreté transitoire ne s'observe qu'à Ndzhouani et Mwali. Enfin, l'âge du chef de ménage est directement relié avec la probabilité prédite de pauvreté transitoire, alors que l'inverse prévaut en ce qui concerne la pauvreté durable. Quatrièmement, la considération de la dimension spatiale montre que les ménages ont d'autant plus de chance d'être pauvres durables qu'ils sont localisés dans le milieu rural de Ngazidja et de Ndzhouani, et, surtout, dans les villes ou les campagnes de Mwali. De même, les familles vivant dans les zones rurales de Ndzhouani ont la plus forte probabilité de pauvreté transitoire.

## **Abstract : Modeling Determinants of Durable and Transient Poverty, and Social Capital in the Comoros**

Based on the integrated households survey of 2004, the modeling of the determinants of durable and transient poverty in the Comoros leads to two principal conclusions. First of all, the relation between the monetary deprivations and the social capital is complex. The fact for the households of receiving *remittances* contributes to reduce at the same time durable and transient poverty to Ngazidja, whereas no effect is observed in Ndzhouani and Mwali. Conversely, the existence of *internal transfers* is correlated positively with the probability of the durable and transient poverty only in these two last islands. In addition, the validity of the assumption that the social capital is at the origin of externalities increasing the efficiency of the social exchange seems checked, independently of the insular localization, although the reduction of durable poverty, consecutively with a greater participation in an association, is really observable only in Ngazidja. Lastly, the increase of net transfers in terms of the expenditure per capita raises everywhere the probability of belonging to the poor groups, rather than rich. In second place, poverty also depends on the availability and the return of multiple physical, material and human assets, governed at the same time by the markets, and various institutions, standards and values. Firstly, the operation of the labour market affects differently the welfare of the families according to islands. For example, in Ngazidja, the households whose head is stock-breeder have nearly 60 percent of chance to be durable or transient poor, whereas in Ndzhouani and Mwali, this level of vulnerability concerns the families having at their head an informal worker or a fisherman. In addition, if the increase of the rate of employment by household reduces the risk of durable poverty in the three islands, the probability of transient poverty is much less sensitive to the variation of this ratio, especially in Ndzhouani and Mwali where prevail a greater proportion of farmers. Secondly, the human capital is a factor of reduction of poverty, but the impact varies according to forms of deprivation. Thirdly, the role of the demographic factors appears clearly. The probability of poverty is conversely related to the size of the household, and the sensitivity is more accentuated in Ndzhouani and Mwali than in Ngazidja, in particular with regard to transient poverty. Moreover, in all the islands, the households managed by a woman have a weaker probability of durable poverty than those directed by a man, but the advantage of the female households in terms of transient poverty is observed only in Ndzhouani and Mwali. Lastly, the age of the household head is directly connected with the predicted probability of transient poverty, whereas the reverse prevails with regard to durable poverty. Fourthly, the consideration of spatial dimension shows that the households have more chance to be durable poor if they are localized in the rural areas of Ngazidja and Ndzhouani, and, especially, in the cities or the fields of Mwali. In the same way, the families living in the rural areas of Ndzhouani have the strongest probability of transient poverty.

**Mots-clés :** Pauvreté durable ; Pauvreté transitoire ; Capital social ; Comores

**Keywords :** Durable Poverty ; Transient Poverty ; Social Capital ; Comoros

**JEL classification :** I31, I32

## Sommaire

<b>1.</b>	<b>Introduction</b> .....	<b>1</b>
<b>2.</b>	<b>Le contexte</b> .....	<b>2</b>
	1. <i>Economie insulaire et handicaps économiques</i> .....	2
	2. <i>Economie de transferts et vulnérabilité</i> .....	2
<b>3.</b>	<b>Concepts et méthode</b> .....	<b>3</b>
	1. <i>Pauvreté durable et transitoire</i> .....	3
	2. <i>Conceptualisation du « capital social »</i> .....	5
	3. <i>Options économétriques et sources statistiques</i> .....	7
<b>4.</b>	<b>Les déterminants de la pauvreté durable et transitoire</b> .....	<b>8</b>
	1. <i>Pauvreté durable et transitoire, et capital social</i> .....	8
	A. L'approche globale .....	8
	B. La dimension insulaire .....	12
	2. <i>Analyse de sensibilité</i> .....	14
	A. L'approche globale .....	14
	B. La dimension insulaire .....	17
<b>5.</b>	<b>Conclusion</b> .....	<b>19</b>
	<b>Références bibliographiques</b> .....	<b>20</b>
	<b>Annexes</b> .....	<b>22</b>

# 1. Introduction

L'Union des Comores, archipel de l'océan indien<sup>1</sup>, au nord-ouest de Madagascar, est une petite économie ouverte, peu développée, le revenu national brut par habitant étant de 450 dollars U.S. en 2003 (World Bank, 2004)<sup>2</sup>. Dans une certaine mesure, le legs de l'histoire<sup>3</sup>, les contraintes naturelles, physiques et humaines<sup>4</sup>, et la fragilité des institutions économiques, sociales et politiques, expliquent les attermoissements du processus de transition économique, malgré les réformes économiques mises en oeuvre au début des années 1990. En effet, la croissance annuelle du PIB a été seulement de 1,2 pour cent entre 1993 et 2003, et de 2,5 pour cent en 2002 et 2003 (World Bank, 2004)<sup>5</sup>. De ce fait, compte tenu de l'évolution de la population, le PIB par tête a *régressé* annuellement de 1,3 pour cent au cours de la période 1993-2003<sup>6</sup>. Dans ces conditions, la dimension sociale du développement demeure précaire, bien que la plupart des indicateurs soient supérieurs à la moyenne de ceux qui prévalent en Afrique subsaharienne. Ainsi, en 2002, l'Indicateur de développement humain était estimé à 0,530 – ce qui correspondait à une espérance de vie à la naissance de 60,6 ans, à un taux d'alphabétisation des adultes de 56,2 pour cent, et à un taux brut de scolarisation, tous niveaux confondus, de 45,0 pour cent –, tandis que les taux de pauvreté humaine, de mortalité infanto-juvénile et de retard de croissance des enfants de moins de 5 ans s'élevaient, respectivement, à 31,4 pour cent, 59,0 pour mille et 42,0 pour cent (PNUD, 2004)<sup>7</sup>. Par ailleurs, en 1995, l'incidence de la pauvreté monétaire parmi les individus était de 54,6 pour cent pour l'ensemble du pays, un ratio qui semble s'être réduit en 2004<sup>8</sup>.

En réalité, le cheminement du développement de l'Union des Comores est indissociable des transferts, les envois de fonds et l'aide internationale assurant au pays des ressources financières importantes, susceptibles d'atténuer les effets de la croissance démographique rapide. Dans ce contexte, une étude récente, fondée sur l'enquête intégrale auprès des ménages de 2004, suggère un impact significatif des transferts sur la pauvreté, tout en soulignant que l'hétérogénéité de la mobilisation du capital social a une incidence différenciée sur le niveau de vie des ménages (Lachaud, 2005). Ainsi, l'existence de transferts en provenance de l'étranger contribue à réduire la pauvreté à Ngazidja et à l'accroître à Ndzuwani, mais n'influence pas le log des chances d'appartenir au groupe des pauvres, plutôt que des riches, à Mwali<sup>9</sup>. Inversement, l'existence de transferts internes est positivement corrélée avec la probabilité de pauvreté à Ngazidja et Ndzuwani, alors que l'inverse est observé en ce qui concerne Mwali.

Néanmoins, la portée de cette approche préliminaire est fragilisée par deux éléments. D'une part, elle fait référence à une conception monétaire des privations, et exclut une dissociation *ex ante* des types de pauvreté par rapport à la vulnérabilité. De ce fait, les conclusions précédentes, relatives à l'impact des transferts sur la pauvreté, sont fondées sur un examen *ex post* de la configuration du bien-être des individus ou des ménages, alors que le cheminement de ce dernier s'inscrit dans la durée, d'où un risque de variation du niveau de vie au cours d'une période donnée. D'autre part, bien que les transferts, externes et internes, permettent de saisir des flux importants de « capital social », l'effet de ce dernier sur le niveau de vie des ménages peut être mis en évidence à l'aide d'autres indicateurs, dont le caractère exogène peut être questionné.

La présente recherche tente de surmonter ces difficultés. Elle propose une modélisation des déterminants de la pauvreté par rapport à une stratification des groupes liée au concept de *vulnérabilité*, c'est-à-dire la capacité pour les individus, les ménages ou les communautés de réaliser les ajustements nécessaires pour

---

<sup>1</sup> L'archipel comprend les îles de Ngazidja (Grande Comore), Ndzuwani ou Ndzuwani (Anjouan) et Mwali (Mohéli).

<sup>2</sup> D'autres estimations indiquent un produit intérieur brut par tête de 499 et 530 dollars U.S., respectivement, en 2003 et 2004 (International Monetary Fund, 2004a).

<sup>3</sup> Depuis l'indépendance de 1975, une instabilité politique a prévalu, et, en 1997, Ndzuwani fit sécession. En 2001, la République Fédérale Islamique des Comores devint l'Union des Comores, et, en 2003, un Accord sur les dispositions transitoires aux Comores fut signé par les quatre présidents et les représentants de la communauté internationale.

<sup>4</sup> Economie insulaire, facteur de hausse des coûts de production et des prix des importations ; faiblesse de la population – environ 600 000 habitants en 2003, malgré un rythme de croissance annuel élevé de 2,4 pour cent –, d'où un marché intérieur limité et des économies d'échelles réduites ; faiblesse des ressources naturelles et des qualifications ; précarité des infrastructures et des technologies utilisées.

<sup>5</sup> Entre 1983 et 1993, la croissance annuelle du PIB a été de 1,5 pour cent.

<sup>6</sup> Toutefois, il aurait progressé de 0,1 pour cent en 2002 et 2003. S'agissant de 2004, le Fonds monétaire international estime une moindre croissance du PIB – 1,8 pour cent –, ce qui pourrait probablement induire une baisse du rythme de création des richesses par habitant.

<sup>7</sup> Le taux de pauvreté humaine se propose de prendre en compte les déficits dans trois domaines essentiels : longévité, instruction et conditions de vie. Le taux de retard de croissance est évalué pour la période 1995-2002, tandis que le taux de pauvreté humaine est calculé pour la période 2000-2002. L'enquête intégrale auprès des ménages, à laquelle la présente étude, est consacrée estime le taux de retard de croissance à 44,0 pour cent. Soulignons, néanmoins, que l'IDH a très faiblement progressé au cours des deux dernières décennies, puisqu'il était de 0,479 et 0,501, respectivement, en 1980 et 1990.

<sup>8</sup> Voir ci-après.

<sup>9</sup> Ce résultat est en accord avec les conclusions émanant de l'enquête budget consommation de 1995 (PNUD, 2000).

protéger leur bien-être lorsqu'ils sont exposés à des événements externes défavorables. En d'autres termes, l'intégration d'emblée de la dimension temporelle du bien-être des ménages, conduit à spécifier les facteurs à la fois de la pauvreté durable – inhérente à la faiblesse de la consommation moyenne – et de la pauvreté transitoire – due à une variation de la consommation –, en mettant un accent particulier sur plusieurs paramètres susceptibles de caractériser les flux de capital social. L'étude, basée sur l'exploitation de l'enquête intégrale auprès des ménages – EIM – de 2004, est organisée comme suit. La deuxième partie décrit le contexte de l'économie insulaire, fortement organisée par rapport aux transferts. La troisième partie spécifie les options méthodologiques, tandis que la quatrième partie examine les déterminants de la pauvreté durable et transitoire, notamment en relation avec le rôle du capital social.

## **2. Le contexte**

Les handicaps au développement de cette économie insulaire, et l'ampleur des transferts, sont successivement mis en évidence.

### **1. Economie insulaire et handicaps économiques**

Le développement de l'Union des Comores est freiné par un ensemble de contraintes, parmi lesquelles deux d'entre elles appellent une attention spécifique.

Premièrement, un dualisme prévaut entre un secteur agricole, essentiellement de subsistance et peu productif, et un secteur tertiaire très développé, la base industrielle étant excessivement limitée. En effet, en 2003, la part de l'agriculture dans le PIB était de 40,9 pour cent – bien qu'elle occupe près des deux tiers des emplois –, tandis que le commerce et les services contribuent à 47,2 pour cent de la richesse nationale. De ce fait, la part du secteur industriel dans le PIB n'est que de 11,9 pour cent – 4,2 pour cent pour le secteur manufacturier. Ce dualisme du système productif a deux conséquences. D'une part, les exportations sont dominées par quelques produits agricoles, la vanille, les clous de girofle et l'ylang-ylang représentant près de 98 pour cent en 2003. Cependant, l'Union des Comores n'a pas su tirer profit de la hausse des prix internationaux de ces produits au cours des dernières années, à cause de rigidités structurelles – accès au crédit, technologies, etc. – contraignant la réponse de l'offre. D'autre part, les importations concernent quelques produits clés, notamment des biens alimentaires de base – riz, viande –, intermédiaires – ciment, pétrole – et d'équipement, dont la demande est peu élastique aux prix, étant donné l'étroitesse de la base industrielle<sup>10</sup>. Dans ces conditions, le ratio (exportation + importations)/PIB, de l'ordre de 50 pour cent, est à l'origine d'un important déficit commercial.

Deuxièmement, les effets du dualisme de l'économie comorienne sont accentués par l'existence de rigidités structurelles, qui affaiblissent les gains potentiels de compétitivité. Au cours des années récentes, une appréciation sensible du taux de change effectif réel a été observée, due, en partie seulement, à l'appréciation de l'euro et à l'accroissement des prix internes. En effet, les gains de compétitivité semblent s'amenuiser plus sous l'effet des contraintes de l'offre interne que par le biais des facteurs de la demande externe<sup>11</sup>. Ainsi, les coûts de production élevés, en particulier, du travail, des biens intermédiaires et du fret, les indivisibilités en matière de fourniture de services publics, l'étroitesse du marché, la faible capacité institutionnelle, et l'intermédiation financière limitée, réduisent les potentialités de développement du secteur privé.

### **2. Economie de transferts et vulnérabilité**

En réalité, l'Union des Comores est une économie fortement tributaire des transferts, une situation qui pourrait, paradoxalement, aggraver, à terme, les effets perturbateurs du dualisme et des rigidités du système productif. En effet, les transferts externes, inhérents aux envois de fonds en provenance d'Europe et d'îles voisines, et à l'aide internationale, assurent au pays des ressources financières appréciables, et réduisent les effets de la croissance démographique rapide. Compte tenu de la présence de 150 000 à 200 000 comoriens à l'étranger, en 2001, les envois de fonds par tête étaient estimés à 70 dollars U.S., et environ 16 pour cent du PIB

---

<sup>10</sup> De ce fait, après la dévaluation de 1994, la demande pour ces produits n'a que faiblement diminué, malgré l'augmentation des prix.

<sup>11</sup> Le volume des exportations serait peu lié au dynamisme de la demande externe (International Monetary Fund, 2004a). Notons, cependant, qu'une taxe à l'exportation sur la vanille, les clous de girofle et l'ylang-ylang a été instituée en 2000.

(Da Cruz, Fengler, Schwartzman, 2004)<sup>12</sup>. Toutefois, cette évaluation, fondée sur des données macro-économiques, est sensiblement supérieure à celle qui émane des informations micro-économiques. A cet égard, l'enquête intégrale auprès des ménages de 2004 montre que 2,6 pour cent des *gains réels annuels totaux* des ménages proviennent des transferts reçus – y compris la dot et les dons relatifs au « Grand mariage », et les revenus des tontines. De ce fait, les transferts réels annuels reçus par individu *concerné* s'élèvent à 71 dollars U.S.<sup>13</sup>, tandis que la prise en compte de l'ensemble des comoriens ramène ce montant 25 dollars U.S.

Certes, les envois de fonds en direction des pays en développement peuvent perturber le processus de transition économique, par exemple, en termes de substitution des revenus du travail, de réduction de l'effort, ou d'ajustement inopportun des taux de change<sup>14</sup>. Toutefois, il est admis que ces ressources ont une nature relativement plus stable que les flux de capital privé, et qu'elles peuvent, dans certains cas, atténuer les fluctuations économiques (Chami, Fullenkamp, Jahjah, 2003). S'agissant des Comores, les informations disponibles tendent à montrer que l'impact sur la satisfaction des besoins de base – réduction de la pauvreté –, la consommation sociale – notamment, à l'occasion du « Grand mariage », signe de statut social –, et, dans une moindre mesure, l'investissement en capital humain et dans la construction, est important<sup>15</sup>.

Mais, la pérennité des envois de fonds privés, issus des nouvelles générations nées à l'étranger, n'est pas certaine. D'ailleurs, il est à remarquer que les transferts officiels, inégalement distribués selon les îles – au profit de Ngazidja –, ont sensiblement décliné au cours des années récentes. Ainsi, entre 1995 et 2004, le pourcentage de ménages recevant des transferts est passé de 38,5 à 28,5 pour cent. Sans aucun doute, un élément crucial de la fragilité de l'économie comorienne est lié à l'ampleur des transferts externes, privés et publics, dans le compte des transactions courantes – environ 40 pour cent en 2003 –, à laquelle il faut ajouter l'importance de la dette internationale et des arriérés de paiement externes<sup>16</sup>.

Ainsi, les défis auxquels l'Union des Comores est confrontée sont considérables, et justifient une inflexion du cheminement du développement. A cet égard, dans le cadre de la poursuite du processus de stabilisation macro-économique, un effort de diversification de l'économie est souhaitable, non seulement ce qui concerne la mise en valeur des ressources pour lesquelles le pays a un avantage comparatif – agriculture, tourisme, pêche, etc. –, mais également en termes de marchés d'exportations. De même, le processus de décentralisation, inhérent à l'adoption de la nouvelle Constitution en 2001, est une étape nécessaire, bien que difficile, compte tenu de l'exiguïté du territoire et des faibles ressources disponibles. En effet, s'il est admis que la décentralisation peut avoir des effets bénéfiques à maints niveaux – meilleure efficacité de la fourniture des biens publics, par exemple –, plusieurs questionnements demeurent dans le cas de l'Union des Comores : pertes potentielles d'échelle d'efficacité par rapport à l'offre de services publics, problèmes pratiques de coordination, rôle excessif des transferts et des dons, difficulté d'élaborer un mécanisme de financement optimal, disponibilité de compétences locales adéquates.

### 3. Concepts et méthode

#### 1. Pauvreté durable et transitoire<sup>17</sup>

L'une des limites des approches monétaires conventionnelles de la pauvreté est l'absence de dissociation *ex ante* des types de pauvreté par rapport à la vulnérabilité. En d'autres termes, les profils de pauvreté, habituellement élaborés, procèdent à un examen *ex post* de la configuration du bien-être des individus ou des ménages, alors que le cheminement de ce dernier s'inscrit dans la durée, d'où un risque de variation du niveau de vie au cours d'une période donnée. Dans ces conditions, la stratification des groupes par rapport au concept de *vulnérabilité*, c'est-à-dire la capacité pour les individus, les ménages ou les communautés de réaliser les ajustements nécessaires pour protéger leur bien-être lorsqu'ils sont exposés à des événements externes défavorables, présente deux avantages. D'une part, elle est susceptible de renforcer les fondements des politiques publiques, en intégrant d'emblée la dimension temporelle du bien-être des ménages. Par exemple, la

<sup>12</sup> En termes de PIB par tête, les Comores seraient à la quatrième place.

<sup>13</sup> C'est-à-dire les individus appartenant à des ménages ayant reçu des transferts.

<sup>14</sup> L'accroissement de la demande interne peut contribuer à accroître les prix domestiques des biens non échangeables et à réduire la compétitivité, et, par la suite, entraîner, sous certaines conditions, une réévaluation du taux de change réel (Bourdet, Falk, 2003).

<sup>15</sup> Dans maints villages, des projets en matière d'éducation, de santé et d'infrastructures sociales sont financées par les envois de fonds.

<sup>16</sup> Après avoir été positive entre 2000 et 2002, la balance des paiements est redevenue négative en 2003.

<sup>17</sup> Les développements qui suivent sont issus de Lachaud (2003, 2005).

**Tableau 1 : Incidence des formes de pauvreté selon les îles et le milieu – pourcentage – Comores 2004<sup>1</sup>**

Ile/milieu	Ngazidja				Ndzouani			Mwali			Grand Total	N <sup>2</sup>
	Total	Moroni	Urbain secon- daire	Rural	Total	Urbain	Rural	Total	Urbain	Rural		
<b>Pauvreté durable et transitoire : FGT(0) (erreur type) – ménages</b>												
Pauvres durables	<b>0,426</b> <b>(0,026)</b>	0,429 (0,071)	0,347 (0,107)	0,431 (0,029)	<b>0,299</b> <b>(0,024)</b>	0,465 (0,053)	0,261 (0,026)	<b>0,821</b> <b>(0,035)</b>	0,809 (0,046)	0,835 (0,054)	<b>0,391</b> <b>(0,017)</b>	429
Pauvres transitoires & involutifs	<b>0,088</b> <b>(0,015)</b>	0,061 (0,034)	0,084 (0,059)	0,093 (0,017)	<b>0,071</b> <b>(0,014)</b>	0,012 (0,012)	0,084 (0,017)	<b>0,051</b> <b>(0,020)</b>	0,061 (0,029)	0,039 (0,027)	<b>0,77</b> <b>(0,010)</b>	85
Pauvres transitoires & évolutifs	<b>0,485</b> <b>(0,026)</b>	0,510 (0,072)	0,569 (0,112)	0,476 (0,029)	<b>0,630</b> <b>(0,025)</b>	0,523 (0,053)	0,654 (0,028)	<b>0,129</b> <b>(0,031)</b>	0,130 (0,039)	0,127 (0,0348)	<b>0,531</b> <b>(0,018)</b>	583
Contribution totale	<b>1,000</b>	1,000	1,000	1,000	<b>1,000</b>	1,000	1,000	<b>1,000</b>	1,000	1,000	<b>1,000</b>	1 097
<b>Pauvreté : FGT(0) (erreur type) - ménages &amp; individus</b>												
Incidence – ménages	<b>0,352</b> <b>(0,015)</b>	0,274 (0,033)	0,195 (0,039)	0,391 (0,018)	<b>0,384</b> <b>(0,016)</b>	0,252 (0,023)	0,435 (0,019)	<b>0,378</b> <b>(0,027)</b>	0,375 (0,035)	0,383 (0,042)	<b>0,369</b> <b>(0,010)</b>	1 097
Incidence – individus	<b>0,427</b> <b>(0,018)</b>	0,374 (0,043)	0,279 (0,055)	0,454 (0,020)	<b>0,464</b> <b>(0,018)</b>	0,313 (0,028)	0,521 (0,022)	<b>0,491</b> <b>(0,031)</b>	0,481 (0,040)	0,502 (0,048)	<b>0,448</b> <b>(0,012)</b>	-
Contribution – ménages	<b>0,457</b> <b>(0,018)</b>	0,068 (0,009)	0,021 (0,005)	0,368 (0,017)	<b>0,479</b> <b>(0,018)</b>	0,088 (0,009)	0,390 (0,018)	0,065 (0,006)	0,035 (0,004)	0,029 (0,004)	<b>1,000</b> <b>-</b>	-

(1) Voir le texte pour les définitions ; (2) Nombre de ménages de l'échantillon. La pauvreté durable et transitoire est déterminée par rapport à 2979 ménages, contre 2987 ménages en ce qui concerne la pauvreté globale. Cet écart est dû à des paramètres non renseignés lors de l'estimation de l'équation du niveau de vie.

Source : EIM 2004.

distinction entre la *pauvreté durable* – inhérente à la faiblesse de la consommation moyenne – et la *pauvreté transitoire* – due à une variation de la consommation – peut conduire à promouvoir des actions différenciées – plus axées sur la distribution des actifs pour la première, alors que la seconde appelle peut-être la mise en place de filets de sécurité adéquats. D'autre part, la considération de la vulnérabilité conduit à examiner également la situation des groupes non pauvres par rapport à leur probabilité de pauvreté. Il est à remarquer que, même en l'absence de données de panel, il est possible de prendre en compte le *risque* dans les investigations sur la pauvreté et l'inégalité.

Dans l'étude, l'EIM de 2004 permet de caractériser la pauvreté par rapport au concept de vulnérabilité. Le fondement de l'analyse est une variante de l'hypothèse du revenu permanent : un ménage peut être confronté à des privations chroniques lorsque la moyenne inter-temporelle de son bien-être est inférieure à un seuil donné – la ligne de pauvreté –, ou à des privations transitoires mesurées par l'écart entre la pauvreté totale et la pauvreté chronique. A cet égard, la prise en compte du risque de variation du niveau de vie des ménages sous-tend cette analyse, et peut être reliée au concept de vulnérabilité précédemment défini - en termes de risque par rapport à des chocs adverses défavorables. Ainsi, la *vulnérabilité* d'un ménage peut être appréhendée comme la probabilité de pauvreté au temps  $t_1$ , indépendamment de son niveau de vie au temps  $t_0$ , c'est-à-dire le risque *ex ante* qu'il soit pauvre *ex post*, s'il ne l'est pas, ou qu'il demeure pauvre, s'il est déjà dans cette situation. Dans ce contexte, la mise en oeuvre de procédures économétriques appropriées, présentées par ailleurs (Lachaud, 2003, 2005), permet d'opérer une stratification des ménages comoriens en six groupes :

(a) *ménages pauvres durables* : ménages dont les consommations par tête *actuelle* et *estimée*<sup>18</sup> sont inférieures au seuil de pauvreté ;

(b) *ménages pauvres transitoires et involutifs* : ménages pauvres et fortement vulnérables – ménages dont : (i) la consommation par tête *actuelle* est inférieure au seuil de pauvreté ; (ii) la consommation par tête *estimée* est supérieure ou égale au seuil de pauvreté ; (iii) la vulnérabilité (probabilité de pauvreté) est supérieure ou égale à 0,4<sup>19</sup> ;

(c) *ménages pauvres transitoires et évolutifs* : ménages pauvres mais faiblement vulnérables – ménages dont : (i) la consommation par tête *actuelle* est inférieure au seuil de pauvreté ; (ii) la consommation par tête *estimée* est supérieure ou égale au seuil de pauvreté ; (iii) la vulnérabilité (probabilité de pauvreté) est inférieure à 0,4 ;

<sup>18</sup> Il s'agit de la consommation prédite en fonction des caractéristiques des ménages, ces dernières expliquant également la variance de la consommation par tête.

<sup>19</sup> On considère qu'un ménage qui a une probabilité de moins de 40 pour cent d'être pauvre à court terme peut être qualifié de « faiblement vulnérable ».

(d) *ménages non pauvres vulnérables et précaires* : ménages non pauvres et très vulnérables – ménages dont : (i) la consommation par tête actuelle est supérieure au seuil de pauvreté ; (ii) la consommation par tête estimée est inférieure au seuil de pauvreté ; (iii) la vulnérabilité (probabilité de pauvreté) est supérieure ou égale à 0,4 ;

(e) *ménages non pauvres mais vulnérables* : ménages dont : (i) les consommations par tête actuelle et estimée sont supérieures au seuil de pauvreté ; (ii) la vulnérabilité est supérieure ou égale à 0,4 ;

(f) *ménages non pauvres et non vulnérables* : ménages dont : (i) les consommations par tête actuelle et estimée sont supérieures au seuil de pauvreté ; (ii) la vulnérabilité est inférieure à 0,4.

Les groupes (a), (b), (d) et (e) sont *très vulnérables* – probabilité supérieure ou égale à 0,4 – parmi lesquels (a) et (b) sont pauvres, et (d) et (e) sont non pauvres. De ce fait, les groupes (c) et (f) sont *faiblement vulnérables* – probabilité inférieure à 0,4. En outre, les groupes (a) et (d) sont vulnérables à cause de *faibles dépenses par tête*, tandis que la vulnérabilité de (b) et (e) provient d'une *fluctuation des dépenses* par personne des ménages. La figure A1, en annexe, résume la stratification des ménages lorsque  $d_h$ ,  $\hat{E}[d_h]$  et  $\hat{v}_h$  représentent, respectivement, les dépenses par tête actuelles, les dépenses par tête escomptées et la vulnérabilité des ménages. Par ailleurs, le tableau 1 affiche les différentes mesures de pauvreté, en excluant les segments (d), (e) et (f) relatifs aux non pauvres, et appelle plusieurs commentaires.

Premièrement, pour l'ensemble du pays, en 2004, l'incidence de la pauvreté totale parmi les ménages s'élève à 36,9 pour cent, ce qui conduit, sous certaines hypothèses, à un ratio de pauvreté de 44,8 pour cent parmi les individus<sup>20</sup>. Cependant, des écarts de pauvreté selon les îles prévalent. Ainsi, la pauvreté en termes de ménages et d'individus semble plus élevée à Ndzouani et Mwali, comparativement à Ngazidja. Dans ces trois îles, les ratios de pauvreté des ménages sont, respectivement, de 38,4, 37,8 et 35,3 pour cent, soient 46,4, 49,1 et 42,7 pour cent en termes d'individus.

Deuxièmement, la pauvreté durable – ou chronique –, caractérisant les ménages dont les dépenses par tête actuelles et estimées sont inférieures au seuil de pauvreté, est une composante importante de la pauvreté. En effet, elle touche 39,1 pour cent des ménages pauvres – soit 14,4 pour cent de l'ensemble des familles. Par conséquent, la pauvreté transitoire, inhérente aux ménages ayant à la fois un niveau de vie actuel inférieur au seuil de pauvreté et des ressources escomptées égales ou supérieures à ce dernier, concerne 60,9 pour cent des ménages pauvres. En fait, les pauvres transitoires sont très hétérogènes, puisque 87,3 pour cent d'entre eux ne sont pas exposés à une forte vulnérabilité : 7,7 et 53,1 pour cent des ménages pauvres pour des raisons conjoncturelles sont, respectivement, pauvres transitoires-involutifs – très vulnérables – et pauvres transitoires-évolutifs – faiblement vulnérables<sup>21</sup>. Cela signifie que, parmi les 46,8 pour cent des ménages à la fois pauvres et très vulnérables<sup>22</sup>, 83,5 pour cent d'entre eux ont une probabilité de pauvreté expliquée par les faibles dépenses, et 16,5 pour cent par la variabilité de ces dernières<sup>23</sup>. A cet égard, il est à noter que, parmi les ménages pauvres, la probabilité moyenne de vulnérabilité est la plus élevée pour les pauvres durables – 0,762 – et les pauvres transitoires et involutifs – 0,450<sup>24</sup>. Par ailleurs, ces deux catégories représentent, respectivement, 30,3 et 6,0 pour cent de l'ensemble des ménages très vulnérables. De tels résultats tendent à montrer que, si des actions fortes doivent contribuer à la réduction de la pauvreté durable – environ deux ménages pauvres sur cinq –, la pauvreté transitoire appelle, elle aussi, une attention spécifique, d'autant que son caractère hétérogène – près d'un dixième des ménages pauvres sont à la fois pauvres et très vulnérables à cause d'une fluctuation des ressources, et plus de la moitié sont pauvres tout en ayant au moins 60 pour cent de chance de ne pas le rester à court terme – complexifie la mise en œuvre des politiques économiques.

La présente étude appréhende les déterminants des privations par rapport à la pauvreté durable et transitoire.

## 2. Conceptualisation du « capital social »

L'ampleur des transferts dans le processus de développement de l'Union des Comores exige une attention particulière quant à la conceptualisation et à l'appréhension empirique du capital social.

<sup>20</sup> On notera aussi que les mesures de la pauvreté sont statistiquement significatives, étant donné la valeur des écarts types entre parenthèses.

<sup>21</sup> Les termes « involutifs » et « évolutifs » permettent de différencier les ménages pauvres transitoires selon la vulnérabilité – très vulnérables dans le premier cas, et faiblement vulnérables dans le deuxième cas.

<sup>22</sup>  $39,1 + 7,7 = 46,8$  pour cent.

<sup>23</sup>  $(39,1/46,8) * 100 = 83,5$  pour cent.

<sup>24</sup> Elle est de 0,106 pour les pauvres transitoires et évolutifs.

Depuis le début des années 1990, la littérature sur le « capital social » est immense, et a mis en évidence la difficulté d'appréhender une notion multiforme, qui recouvre probablement plus une tentative de fédérer des préoccupations diverses de recherches en sciences sociales, qu'un concept rigoureux. A cet égard, l'une des premières approches a été de souligner l'existence d'externalités positives issues de l'organisation sociale, cette dernière constituant « le capital social facilitant la réalisation d'objectifs qui ne pourraient pas être atteints en son absence, ou qui ne pourraient être obtenus qu'à des coûts plus élevés » (Coleman, 1990). Dans cet esprit, une récente revue de la littérature rappelle que les réseaux sociaux, les associations, la confiance et les normes partagées sont susceptibles de générer des externalités rehaussant l'efficacité de l'échange social – y compris en ce qui concerne l'accès à des biens collectifs –, bien que la promotion de clubs et de réseaux puisse être source d'iniquité. Dans ce contexte, le partage de l'information – par exemple, en vue de l'accès au marché du travail –, la modification des préférences inhérente à la participation à un groupe – par exemple, l'adhésion à une tontine pour épargner davantage –, et le rôle du « leadership » susceptible de mieux coordonner le processus de décision de l'action collective, constituent des vecteurs rehaussant l'efficacité des interactions sociales (Durlauf, Fafchamps, 2004).

En réalité, plusieurs incertitudes fragilisent cette vision du capital social en tant que principe d'organisation des processus socio-économiques (Durlauf, 2002). Conceptuellement, toute coopération entre individus ou groupes ne relève pas nécessairement du « capital social », et l'action collective et la confiance peuvent aussi émaner de valeurs éthiques partagées, indépendantes de tout processus social. Sur un plan statistique, l'appréhension de la variable instrumentale, susceptible d'identifier la vraie mesure non observée du capital social, suppose la capacité de : (i) distinguer les effets du capital social de toute autre influence des caractéristiques des groupes ou des comportements individuels ; (ii) prendre en compte le caractère endogène de la variable qui est une approximation du capital social ; (iii) vérifier la comparabilité des observations<sup>25</sup>.

Afin de surmonter quelques-unes des difficultés précédentes, une recherche récente a suggéré de fonder le concept de capital social par rapport à l'approche macro-sociale de Bourdieu<sup>26</sup>, et de l'interpréter dans une optique micro-économique du fonctionnement du système communautaire, en termes de droits et obligations informels. Ainsi, « le capital social d'un individu est composé de l'ensemble des droits que cet individu possède sur les autres membres de son réseau social » (Sirven, 2004). Dans ces conditions, le stock de capital social étant l'actif net – droits moins obligations –, tout transfert au sein du réseau représente à la fois un flux et un investissement en capital social, éventuellement mobilisable ultérieurement. Dans cette optique, « le réseau social est constitué par un ensemble d'individus qui sont actuellement liés par une relation de droits et obligations, ainsi que d'individus qui ont entretenu une relation de droits et obligations par le passé, et qui peuvent à tout moment recréer une telle relation » (Sirven, 2004, p.92). Par conséquent, sur un plan empirique, l'évaluation des transferts au sein du réseau social permet d'appréhender les flux de ce type d'actif. Il est à remarquer que si cette dernière optique est intéressante, notamment sur le plan empirique, elle n'élimine que partiellement les incertitudes conceptuelles et statistiques précédemment évoquées. Par exemple, l'absence de confiance n'est-elle pas un obstacle à mobilisation – et à l'efficacité – du capital social en termes d'actifs, où doit-on considérer que la confiance est implicite à l'approche des droits et obligations ? La constitution des réseaux sociaux est-elle endogène ou exogène au processus d'organisation sociale ? En d'autres termes, la mobilisation du capital social en termes d'actifs n'est-elle pas, dans maintes situations, endogène à l'efficacité de l'échange social, c'est-à-dire par rapport au niveau des privations ?

Pour cette raison, et compte tenu du contexte comorien, l'étude propose de considérer le capital social dans la modélisation des déterminants de la pauvreté par rapport aux deux approches. Premièrement, les transferts sont pris en considération selon deux composantes dans l'équation de régression. D'une part, deux variables binaires spécifient l'existence des *transferts reçus* par les ménages au cours des 12 derniers mois, externes – France, Madagascar et autre lieu – et internes – intra-îles et inter-îles. En effet, l'ampleur et la spécificité inter-îles des envois de fonds externes, précédemment indiquées, justifient la distinction entre les transferts qui émanent des migrants à l'étranger, et ceux qui sont issus d'une redistribution intra ou inter-îles. D'ailleurs, l'approche des droits et obligations cadre assez bien avec la première source de redistribution. Par exemple, à Ngazidja, lorsqu'une famille décide d'envoyer un migrant à l'étranger – probablement à cause du bas niveau de vie –, il est fréquent qu'un terrain soit vendu pour financer les coûts de voyage, d'installation, etc.

<sup>25</sup> Durlauf (2002) critiquent l'étude de Helliwell et Putnam (2000), relative à l'Italie, qui régressent la croissance du produit régional à une mesure du civisme communautaire, aux performances institutionnelles, et à la satisfaction des citoyens. Or, il se peut que ces différents objets d'observation ne soient pas issus d'un même processus de croissance. Cette question peut être abordée par rapport au principe du caractère échangeable des résidus d'une régression.

<sup>26</sup> Selon Bourdieu (1980), l'appartenance à un groupe, c'est-à-dire à un réseau durable de relations plus ou moins formelles d'inter-connaissance ou d'inter-reconnaissance, génère des ressources actuelles ou potentielles, caractéristiques du capital social.

Par la suite, le migrant devra rembourser sa dette à la famille, et s'efforcer de faire venir, à ses frais, quatre autres migrants. D'autre part, une variable de contrôle est inhérente au ratio entre l'ensemble des transferts *nets* des familles, y compris les revenus des tontines, et les dons et la dot du « Grand mariage », et les dépenses par tête des ménages. Deuxièmement, *la participation par au moins un membre du ménage à au moins un groupe, une organisation, un réseau ou une association*, constitue un autre indicateur susceptible d'identifier la vraie mesure non observée du capital social<sup>27</sup>. A cet égard, cette variable a été endogénéisée pour deux raisons. Tout d'abord, la participation à une organisation est une variable qui reflète le choix des individus, et est par conséquent endogène. Ensuite, dans la mesure où seulement environ la moitié des ménages ont répondu à cette question, les valeurs non renseignées ont été prédites à l'aide d'un ensemble de paramètres<sup>28</sup>. La description des options économétriques spécifie davantage les variables susceptibles de se rapporter au capital social.

### 3. Options économétriques et sources statistiques

Les modèles probabilistes peuvent révéler une certaine fécondité pour représenter la distribution empirique du niveau de vie des ménages. En effet, il est possible d'évaluer la probabilité qu'une famille ou un individu, ayant des caractéristiques spécifiques, soit localisé dans un des segments du niveau de vie des ménages ou des individus, précédemment déterminés, notamment ceux des pauvres durables ou transitoires. Dans ce contexte, le modèle logistique multinomial peut être utilisé, en supposant que les termes aléatoires ont une distribution logistique.

Formellement, soit  $Q$ , la variable de sélection identifiant les segments de la distribution du niveau de vie des ménages, prenant les valeurs  $0, 1, \dots, j$ , avec  $j=2$ . Le modèle de détermination de  $Q$  est :

$$\text{Prob}[Q_i = j] = \frac{\exp(\alpha_j' X_i)}{1 + \sum_{j=1}^J \exp(\alpha_j' X_i)} \quad [1]$$

Dans l'équation [1],  $i$  et  $j$  sont les indices, respectivement, des ménages et des choix, tandis que  $\alpha$  représente le vecteur des paramètres à estimer liés aux caractéristiques  $X_i$ . En outre, on impose la normalisation  $\alpha_0 = 0$ , c'est-à-dire :  $\sum_{j=0}^J p_j = 1$ , d'où  $J-1$  paramètres à estimer. On rappelle que si les paramètres obtenus indiquent le log des chances pour un ménage d'appartenir à un segment particulier du niveau de vie plutôt qu'à un autre, ils ne représentent pas les effets marginaux, c'est-à-dire la variation des chances de choix  $J$  relativement à  $K$  due à une variation d'une unité de  $X_i$ . A cet égard, soulignons que ni le signe ni l'ampleur des effets marginaux ne sont en relation avec ceux des coefficients de régression.

Par ailleurs, dans le cas présent, on admet que le problème de l'indépendance des options non pertinentes – ou IIA – pourrait être important, les modalités étant peu comparables<sup>29</sup>. En effet, le tableau 1 montre que le segment des pauvres transitoires et involutifs comporte assez peu de ménages. De ce fait, il a été décidé d'agréger ce groupe avec celui des pauvres transitoires involutifs. Or, il se pourrait que l'association de ce groupe avec celui des pauvres durables modifie les paramètres estimés. Par conséquent, dans le cas présent, le test de Hausman et McFadden consiste à modifier les caractéristiques d'une modalité, afin de vérifier si les probabilités associées au choix entre deux modalités sont indépendantes des autres modalités. En d'autres termes, l'hypothèse IIA est testée en comparant les modèles lorsque les pauvres transitoires et involutifs sont successivement rattachés au segment des pauvres transitoires et évolutifs, et à celui des pauvres durables. Le tableau 2 montre que la statistique de Hausman est de 33,40, avec un seuil de signification de 0,000. De ce fait, l'hypothèse nulle n'est pas rejetée, et l'hypothèse IIA est valide pour les données.

De plus, l'intérêt de cette approche est la possibilité d'effectuer des simulations, en estimant les probabilités d'appartenance des ménages à un segment donné du niveau de vie, en fonction de la variation des caractéristiques des ménages ou des personnes qui les dirigent. En outre, on suppose que les rendements des caractéristiques peuvent aussi différer selon les îles, et que le modèle admet l'exogénéité des statuts du travail.

L'étude suggère que les déterminants de la pauvreté durable et transitoire puissent être appréhendés à l'aide de cinq groupes de variables. Premièrement, les caractéristiques démographiques du chef de ménage – âge, âge au carré, sexe et statut matrimonial – et du groupe – structure par âge, y compris la prise en compte des

<sup>27</sup> La question relative au module du capital social indiquait qu'il pouvait s'agir de groupes formellement organisés ou simplement d'individus rencontrés régulièrement pour réaliser une activité ou discuter.

<sup>28</sup> D'une manière générale, le module relatif au capital social a été assez mal renseigné.

<sup>29</sup> Puisque les termes aléatoires sont distribués indépendamment et de manière identique, l'hypothèse IIA signifie que le ratio des probabilités inhérentes au choix entre deux modalités est indépendant des autres modalités.

effets quadratiques – sont susceptibles d’affecter le niveau de vie des familles. En particulier, ce dernier est souvent en relation étroite avec la taille des ménages. Deuxièmement, le stock de capital humain constitue un puissant vecteur de l’accès à un niveau de vie donné des ménages. A cet égard, l’étude prend en compte le niveau d’instruction – y compris la formation professionnelle –, et l’accès à l’école coranique du chef de ménage, ainsi que le nombre d’années d’éducation des autres membres. Troisièmement, la participation au marché du travail étant un élément fondamental du bien-être des familles, deux éléments sont susceptibles de jouer un rôle à ce niveau : d’une part, le statut du chef de ménage par rapport au marché du travail, et, d’autre part, la proportion d’employés dans le groupe. Quatrièmement, dans la mesure où les ressources des ménages dépendent également de l’organisation sociale, le « capital social » est appréhendé, comme cela a été précédemment suggéré, dans une double optique. Tout d’abord, la référence à la mobilisation des actifs sociaux conduit à prendre en compte deux variables binaires testant l’impact sur la pauvreté durable et transitoire de l’existence des transferts reçus, remboursables – 2,6 pour cent – ou non remboursables – 97,4 pour cent –, émanant, respectivement, de l’étranger<sup>30</sup> et d’une redistribution inter-îles. De même, le modèle contrôle par le ratio des transferts nets – y compris les revenus des tontines, et les dons et la dot du « Grand mariage » – et des dépenses par tête des ménages. Ensuite, la modélisation teste l’idée que capital social est susceptible de produire des externalités économiques positives, en intégrant une variable relative à la participation par au moins un membre du ménage à au moins un groupe, une organisation, un réseau ou une association. Dans la mesure où il s’agit d’une variable de décision, elle a été endogénéisée, et la probabilité de participation au niveau des familles a été prédite, à l’aide d’une estimation Probit, par les années d’instruction, le sexe et la situation matrimoniale du chef de ménage, le type de ménage – monoparental, nucléaire ou élargi –, le log de la taille du ménage, et log du revenu réel par tête du groupe. Par ailleurs, dans la mesure où seulement environ la moitié des ménages ont indiqué l’appartenance d’un ou plusieurs de leurs membres à une association, les valeurs non renseignées ont été prédites par le modèle estimé. Cinquièmement, la localisation géographique des groupes a été prise en compte selon les îles et le milieu. Le tableau 2 présente les variables explicatives utilisées.

Les sources statistiques sont issues de l’enquête intégrale auprès des ménages (EIM), réalisée par la Direction de la statistique entre le 1<sup>er</sup> mai et le 1<sup>er</sup> août 2004. L’exécution de cette enquête visait trois objectifs : (i) disposer de données permettant d’actualiser le profil de pauvreté, d’assurer le suivi des indicateurs de bien-être des ménages, à la fois en termes monétaires et non monétaires, et de promouvoir des analyses spécifiques contribuant à renforcer les fondements des politiques économiques et sociales ; (ii) atténuer les contraintes institutionnelles qui handicapent l’appréhension de la pauvreté, liées au déficit de synergie entre les différentes activités statistiques, à l’absence de pérennité des outils statistiques, à la difficulté de coordination et de collaboration - alors que le caractère multidimensionnel de la pauvreté exige une mobilisation des compétences techniques diverses -, et au manque de moyens en termes de matériels et de ressources humaines ; (iii) rehausser la capacité d’analyse, en particulier aux niveaux conceptuel, méthodologique et technique. Compte tenu des données collectées, 2987 ménages – sur 2988 – constituent la base de données exploitable – 1391, 1212 et 384, respectivement, à Ngazidja, Ndzouani et Mwali. Ajoutons que cette enquête utilise trois supports d’investigation statistique : un questionnaire auprès des ménages, un questionnaire communautaire, et un questionnaire sur les prix<sup>31</sup>.

## 4. Les déterminants de la pauvreté durable et transitoire

Les enseignements de l’approche logistique multinomiale, ainsi que l’analyse de sensibilité, sont successivement présentés.

### 1. Pauvreté durable et transitoire, et capital social

Les résultats de l’analyse économétrique sont exposés, d’abord au niveau national, puis en mettant en évidence les spécificités insulaires.

#### A. L’approche globale

Les coefficients et les effets marginaux de l’estimation logistique multinomiale, au niveau national pour 2004, sont affichés au tableau 2, et appellent plusieurs commentaires.

<sup>30</sup> Y compris quelques transferts internes simultanément dans les ménages – environ 2,5 pour cent des ménages.

<sup>31</sup> Des informations plus détaillées sur les modalités de l’enquête sont contenues dans Lachaud (2005).

**Tableau 2 : Coefficients de régression de l'estimation logistique multinomiale des déterminants de la pauvreté durable et transitoire des ménages selon les îles – Comores 2004<sup>1</sup>**

Variables	Log des chances – $\beta$ – d'appartenir à la strate j (1 à 2) comparativement à celle des non pauvres – normalisés à 0 –, et variation de probabilité (effet marginal) consécutive aux variations des caractéristiques																	
	Ensemble						Ngazidja						Ndzouani & Mwali					
	1 = Pauvres durables			2 = Pauvres transitoires			1 = Pauvres durables			2 = Pauvres transitoires			1 = Pauvres durables			2 = Pauvres transitoires		
	$\beta$	t <sup>2</sup>	Ef. mg.	$\beta$	t <sup>2</sup>	Ef. mg.	$\beta$	t <sup>2</sup>	Ef. mg.	$\beta$	t <sup>2</sup>	Ef. mg.	$\beta$	t <sup>2</sup>	Ef. mg.	$\beta$	t <sup>2</sup>	Ef. mg.
<b>Constante</b>	0,324	0,411	0,078	-4,998	-6,679*	-0,652*	-0,350	-0,308	0,020	-4,149	-3,904*	-0,511*	0,568	0,485	0,104	-7,527	-6,692*	-0,954*
<b>Démographie</b>																		
<b>Chef de ménage</b>																		
Age	-0,064	-2,167*	-0,004*	0,029	1,189	0,004	-0,046	-1,091	-0,003	0,009	0,292	0,001	-0,092	-2,022*	-0,006*	0,054	1,414	0,008
(Age) <sup>2</sup> /100	0,026	0,813	0,001	0,009	0,407	0,001	0,016	0,366	0,001	0,025	0,810	0,003	0,045	0,903	0,002	-0,010	-0,275	-0,001
Sexe	0,384	1,276	0,045*	-1,716	-6,502*	-0,227*	0,543	1,307	0,054**	-1,631	-4,455*	-0,208*	0,213	0,444	0,030	-1,842	-4,553*	-0,234*
Marié	0,207	0,768	0,007	0,633	2,704*	0,079*	0,322	0,857	0,016	0,537	1,679**	0,063**	0,256	0,612	0,009	0,621	1,725**	0,075**
<b>Ménage</b>																		
Nombre < 5 ans	0,778	4,217*	0,040*	1,110	7,052*	0,135*	0,441	1,423	0,023	0,632	2,328*	0,073*	1,078	4,137*	0,050*	1,431	6,498*	0,170*
(Nombre < 5 ans) <sup>2</sup>	-14,699	-2,297*	-0,792**	-18,994	-3,605*	-2,299*	-5,268	-0,412	-0,336	-1,913	-0,171	-0,181	-22,922	-2,775*	-1,118*	-26,312	-3,925*	-3,101*
Nombre 5-14 ans	0,357	2,729*	0,012	1,059	10,881*	0,133*	0,469	2,187*	0,020	1,095	7,511*	0,131*	0,426	2,338*	0,013	1,256	8,322*	0,154*
(Nombre 5-14 ans) <sup>2</sup>	-12,476	-4,124*	-0,790*	-5,719	-3,850*	-0,600*	-18,737	-3,292*	-1,180*	-8,296	-3,431*	-0,831*	-12,486	-3,275*	-0,678*	-6,991	-3,117*	-0,763*
Nombre 15-60 ans	0,675	5,152*	0,037*	0,738	6,167*	0,088*	0,937	4,964*	0,052*	1,061	5,391*	0,121*	0,559	2,728*	0,027*	0,646	3,982*	0,076*
(Nombre 15-60ans) <sup>2</sup>	-3,176	-2,612*	-0,152**	-5,769	-4,478*	-0,713*	-5,576	-3,337*	-0,271*	-10,001	-4,537*	-1,182*	-1,693	-0,823	-0,063	-4,010	-2,369*	-0,489*
Nombre >60 ans	-0,275	-0,832	-0,028	0,817	2,989*	0,109*	-0,361	-0,850	-0,032	0,799	2,307*	0,103*	-0,498	-0,910	-0,036	0,670	1,358	0,089
(Nombre >60 ans) <sup>2</sup>	15,132	0,916	1,343	-26,956	-2,064*	-3,671*	5,499	0,258	0,694	-30,359	-1,945*	-3,828*	42,161	1,715**	2,543**	-3,317	-0,124	-0,815
<b>Capital humain</b>																		
<b>Instruction chef</b>																		
Primaire	-1,549	-5,465*	-0,117*	0,961	5,392*	0,142*	-1,366	-3,182*	-0,103*	1,043	3,960*	0,144*	-1,730	-4,419*	-0,111*	0,909	3,514*	0,131*
Secondaire 1c <sup>4</sup>	0,001	0,007	-0,008	0,737	3,217*	0,095*	0,619	1,760**	0,032	0,869	2,664*	0,101*	-0,493	-1,276	-0,034	0,564	1,678**	0,075**
Secondaire 2c & + <sup>5</sup>	0,062	0,238	0,010	-0,567	-1,789**	-0,074**	0,426	1,161	0,033	-0,470	-1,082	-0,062	-0,198	-0,482	-0,005	-0,655	-1,362	-0,080
<b>E. coranique chef</b>	0,344	2,202*	0,024*	-0,076	-0,602	-0,013	-0,008	-0,036	0,004	-0,480	-2,440*	-0,059*	0,764	3,129*	0,043*	0,242	1,392	0,023
<b>Inst. aut. memb.<sup>6</sup></b>																		
Années	0,069	1,120	0,005	-0,062	-1,157	-0,008	0,070	0,794	0,006	-0,123	-1,558	-0,016**	0,065	0,706	0,004	-0,024	-0,309	-0,003
(Années) <sup>2</sup> /100	-1,259	-2,000*	-0,083*	-0,228	-0,416	-0,015	-1,396	-1,559	-0,096**	0,208	0,264	0,040	-1,068	-1,143	-0,059	-0,473	-0,593	-0,049
<b>Marché du travail</b>																		
<b>Prop. emp/ménage</b>	-0,049	-10,550*	-0,003*	0,022	7,355*	0,003*	-0,050	-6,694*	-0,003*	0,018	3,921*	0,002*	-0,054	-8,311*	-0,003*	0,028	6,515*	0,004*
<b>Statut travail chef</b>																		
Salarié non protégé	0,801	3,071*	0,053*	0,146	0,610	0,009	0,736	2,083*	0,046*	0,272	0,777	0,026	1,139	2,736*	0,067*	0,067	0,190	-0,002
Micro-entrepreneur	1,283	3,008*	0,082*	0,460	1,137	0,045	0,496	0,705	0,028	0,460	0,770	0,051	2,273	3,846*	0,129*	0,587	0,990	0,052
Indépend. informel	0,941	3,097*	0,073*	-0,748	-2,602*	-0,107*	0,911	2,148*	0,071*	-0,968	-2,207*	-0,129*	1,278	2,720*	0,082*	-0,709	-1,730**	-0,101*
Agriculteur vivrier	0,386	1,319	0,031	-0,420	-1,666**	-0,058**	-0,031	-0,077	-0,001	-0,137	-0,372	-0,016	1,024	2,264*	0,066*	-0,631	-1,688**	-0,089*
Agriculteur de rente	0,602	2,004*	0,045*	-0,362	-1,375	-0,053	0,251	0,555	0,157	0,120	0,314	0,012	1,133	2,540*	0,074*	-0,695	-1,808**	-0,098*
Eleveur & divers	1,665	4,805*	0,112*	0,129	0,419	-0,002	1,677	2,763*	0,105*	0,737	1,204	0,073	2,187	4,473*	0,130*	-0,016	-0,041	-0,022
Pêcheur & divers	1,285	2,995*	0,085*	0,208	0,541	0,012	-0,345	-0,401	-0,018	-0,473	-0,593	-0,055	2,367	4,171*	0,137*	0,406	0,807	0,028
Apprenti, aide fam.	0,063	0,199	0,013	-0,804	-2,115*	-0,105*	-0,506	-1,183	-0,025	-0,829	-1,740**	-0,097**	1,275	2,374*	0,075*	0,095	0,136	0,000
Chômeur	0,101	0,266	0,006	0,050	0,129	0,005	0,143	0,253	0,000	0,901	1,699**	0,110**	0,127	0,227	0,016	-0,970	-1,503	-0,123
Inactif	-0,044	-0,170	-0,008	0,453	1,781**	0,059*	-0,317	-0,879	-0,028	0,642	1,811**	0,083**	0,244	0,588	0,012	0,183	0,457	0,020
<b>Capital social</b>																		
<b>Transferts reçus<sup>8</sup></b>																		
Externes <sup>9</sup>	-0,313	-1,797**	-0,018	-0,283	-1,918*	-0,033*	-0,683	-2,667*	-0,037*	-0,831	-3,608*	-0,095*	0,014	0,058	0,000	0,066	0,325	0,008
Internes <sup>10</sup>	0,425	1,740**	0,025	0,306	1,475	0,034	-0,197	-0,435	-0,013	-0,030	-0,078	-0,001	0,773	2,493*	0,041*	0,525	2,025*	0,058*
<b>Ratio transferts nets /dépenses/tête</b>	1,715	5,215*	0,099*	1,611	5,026*	0,189*	1,661	4,369*	0,095*	1,551	4,287*	0,175*	3,109	4,325*	0,158*	2,797	4,033*	0,323*
<b>Membre association prédit -probabilité<sup>11</sup></b>	-5,415	-6,006*	-0,333*	-3,308	-4,211*	-0,368*	-5,735	-4,383*	-0,351*	-3,430	-3,017*	-0,365*	-5,712	-4,181*	-0,310*	-3,124	-2,705*	-0,340*
<b>Région/milieu<sup>12</sup></b>																		
Ngazidja urb. sec.	-0,622	-1,328	-0,033	-0,811	-2,139*	-0,098*	-0,415	-0,855	-0,019	-0,783	-2,007*	-0,092*	-	-	-	-	-	-
Ngazidja rural	0,372	1,460	0,027	-0,181	-0,800	-0,027	0,608	2,202*	0,044*	-0,286	-1,166	-0,041	-	-	-	-	-	-
Ndzouani urbain	-0,051	-0,181	0,006	-0,906	-3,439*	-0,117*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ndzouani rural	0,174	0,656	0,014	-0,255	-1,096	-0,035	-	-	-	-	-	-	0,074	0,301	-0,001	0,682	3,089*	0,085*
Mwali urbain	1,422	3,961*	0,119*	-1,920	-3,947*	-0,265*	-	-	-	-	-	-	1,288	3,685*	0,087*	-1,166	-2,365*	-0,159*
Mwali rural	1,369	3,632*	0,118*	-2,170	-4,011*	-0,297*	-	-	-	-	-	-	1,154	3,128*	0,083*	-1,599	-2,798*	-0,212*
Log vraisemblance				-1 955,71						-919,69								-973,93
$\chi^2$ (sig)				1 477,32 (0,000)						620,16 (0,000)								975,43 (0,000)
Pseudo-R <sup>2</sup>				0,274						0,252								0,334
R. vrais. $\chi^2$ (sig) <sup>13</sup>																		
Ngazidja/Ndzouani-Mwali																		
Hausman IIA <sup>14</sup>				33,40 (0,000)						138,35 (0,000)								
N				2 979						1 383								1596

(1) La variable dépendante est normalisée à zéro pour les non pauvres ; (2) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur type ; (3) Base = sans instruction ; (4) Y compris la formation professionnelle après le CEPE ; (5) Secondaire 2<sup>ème</sup> cycle et supérieur, et y compris la formation professionnelle après le BEPC ; (6) Sauf le chef ; (7) Base = salarié non protégé ; (8) Il s'agit des transferts reçus remboursables (2,6%) ou non remboursables (97,4%) ; (9) Existence de transferts de l'étranger, y compris quelques transferts internes simultanément dans le ménage – environ 2,5 pour cent des ménages ; (10) Transferts uniquement internes aux Comores ; (11) Base = Moroni pour l'ensemble et Ngazidja, urbain Ndzouani pour l'ensemble Ndzouani-Mwali (12) Variable instrumentale déterminée en fonction des années d'instruction, du sexe et de la situation matrimoniale du chef de ménage, du type de ménage, du log de la taille du ménage, et du log du revenu réel par tête du groupe ; (13) Ratios de vraisemblance ; (14) Le test IIA est réalisé en faisant varier le rattachement des composantes de la pauvreté transitoire – involutive et évolutive – au segment des pauvres durables.

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

Source : EIM 2004.

En premier lieu, l'estimation économétrique met en évidence le rôle du capital social dans l'explication de la pauvreté durable et transitoire.

Tout d'abord, s'agissant des transferts, toutes choses égales par ailleurs, seule l'existence des transferts externes tendrait à réduire l'ampleur des privations relatives – comparativement aux non pauvres –, les coefficients de régression et les effets marginaux inhérents à la pauvreté durable et transitoire étant négatifs et significatifs. A cet égard, les élasticités de probabilité sont égales, respectivement, à -0,050 et -0,044, ce qui

signifie que lorsque la proportion de ménages disposant de ressources externes augmente de un pour cent, la probabilité de pauvreté durable et transitoire diminue, respectivement, de 0,050 et 0,044 pour cent<sup>32</sup>. Par contre, le fait pour les ménages de bénéficier des seuls transferts *internes* – uniquement intra ou inter îles – est susceptible d'accroître leur pauvreté. Toutefois, seul le coefficient de la pauvreté durable est significatif à huit pour cent, et l'effet marginal n'est pas significatif. Par conséquent, au niveau national, il semblerait que l'origine géographique du capital social ait un rôle quant à l'accès différencié à un niveau de bien-être donné des ménages. En fait, sur ce point, la désagrégation des résultats selon les îles apportera des informations plus intéressantes, les transferts externes étant surtout dirigés vers Ngazidja.

Ensuite, le fait pour les ménages d'avoir un ou plusieurs de leurs membres appartenant à *au moins* une association, formelle ou informelle, réduit le log des chances d'être pauvres durables ou transitoires, plutôt que non pauvres. Tous les coefficients et les effets marginaux étant négatifs et significatifs, l'hypothèse d'externalités rehaussant l'efficacité de l'échange social ne peut être écartée. D'ailleurs, les élasticités sont assez élevées et sont égales à -1,539 et -0,819, respectivement, pour les ménages pauvres durables et transitoires. Dans ce contexte, on pourrait penser que les ménages attributaires de transferts internes sont aussi ceux qui sont membres d'une organisation locale – intra ou inter-îles –, une hypothèse testée à l'aide d'une variable d'interaction [(transferts internes) \* (membre d'un groupe)]<sup>33</sup>. En ce qui concerne la pauvreté durable, le coefficient de cette variable d'interaction est négatif, ce qui pourrait signifier que l'effet négatif des transferts internes sur cette forme de pauvreté diminue lorsque la participation à une association croît. En d'autres termes, la probabilité de pauvreté durable des ménages recevant uniquement des transferts internes est d'autant moins importante qu'ils sont membres d'un réseau. En fait, les coefficients et les effets marginaux des variables d'interaction et de la pauvreté durable ne sont plus significatifs, lorsque la première est ajoutée au modèle<sup>34</sup>. De ce fait, il est impossible de conclure sur ce point au niveau national.

Enfin, le tableau 2 montre que l'accroissement des *transferts nets* en termes des dépenses par tête rehausse la probabilité d'appartenir aux groupes pauvres, plutôt que riches. Tous les coefficients sont positifs et significatifs à un pour cent, et les élasticités sont de l'ordre de 0,040. En d'autres termes, toutes choses égales par ailleurs, une élévation du ratio [transferts nets/dépenses par tête] de un pour cent rehausse la probabilité de pauvreté relative de 0,040 pour cent. Par conséquent, il existe une relation étroite entre le niveau de vie des ménages et l'ampleur des ressources externes mobilisables.

En deuxième lieu, les estimations économétriques, affichées au tableau 2, suggèrent l'interférence d'autres déterminants de la pauvreté durable et transitoire.

Premièrement, le rôle des facteurs démographiques apparaît assez nettement. D'une part, qu'il s'agisse de la pauvreté durable ou transitoire, la *structure démographique des ménages* a un impact sur leur niveau de vie. En général, les ménages ayant un nombre important d'enfants ou d'adultes ont, toutes choses égales par ailleurs, sensiblement plus de chance d'appartenir à des groupes pauvres que non pauvres. Tous les coefficients et les effets marginaux sont significatifs. Toutefois, quelques différences entre les deux formes de pauvreté sont à noter. Tout d'abord, la présence d'adultes de plus de 60 ans n'affecte significativement que la pauvreté transitoire. Ensuite, l'impact de la dimension des ménages sur leur niveau de vie n'est pas linéaire, puisque, dans la plupart des cas, les effets quadratiques sont significatifs. Enfin, les élasticités de probabilité de pauvreté relative par rapport à la taille des ménages sont beaucoup plus élevées pour les familles pauvres transitoires que durables. Ainsi, pour les premières, les élasticités des moins de 5 ans, 5-14 ans et 15-60 ans sont, respectivement, de 0,657, 1,443 et 1,747, alors que pour les secondes elles s'élèvent, respectivement, à 0,410, 0,280 et 1,554. D'autre part, la *démographie du chef de ménage* a également une influence sur la pauvreté, et les effets divergent selon les formes de cette dernière. A cet égard, on observe que la probabilité d'appartenir au segment des pauvres durables diminue avec l'*âge* – sans que l'effet quadratique soit significatif –, alors que le coefficient des pauvres transitoires n'est pas significatif. Ce résultat semble cohérent avec le fait que l'impact sur la pauvreté n'est lié au statut matrimonial du chef de ménage – marié – que pour les ménages pauvres transitoires, et que l'âge moyen des individus appartenant à ces derniers est plus élevé que pour celui des pauvres durables – 48,7 contre 42,4 ans. De même, le fait pour un ménage d'être géré par un *homme* influence positivement la probabilité d'appartenance au segment des pauvres durables, toutes choses égales par ailleurs.

<sup>32</sup> Par exemple, l'élasticité de probabilité de pauvreté durable, PD, par rapport aux transferts externes, TREX, est  $e_{PD,TREX} = (dPD/dTREX) * (TREX/PD)$ , soit le produit de l'effet marginal (dPD/dTREX) par le ratio (TREX/PD). Le tableau 2 indique un effet marginal pour TREX de -0,01827, et, par ailleurs : (i) la proportion de ménages ayant ces transferts est de 0,201 ; (ii) la probabilité de pauvreté durable, à la moyenne des caractéristiques, est de 0,074. De ce fait,  $e_{PD,TREX} = -0,01827 * (0,201/0,074) = -0,050$ .

<sup>33</sup> Les résultats ne sont pas présentés.

<sup>34</sup> S'agissant de la pauvreté transitoire, les coefficients des variables des transferts internes et d'interaction ne sont pas significatifs, et les signes des premier et second sont, respectivement, négatif – contrairement au modèle du tableau 2 – et positif.

Par contre, les familles ont plus de chance d'être pauvres transitoirement lorsqu'elles sont gérées par une femme. Ce résultat est cohérent avec l'analyse descriptive montrant que la pauvreté transitoire frappe beaucoup plus les ménages féminins que ceux qui ont à leur tête un homme, respectivement, 72,4 et 59,3 pour cent (Lachaud, 2005, p.104)<sup>35</sup>. D'ailleurs, la proportion de chefs de ménages masculins n'est que de 79,0 pour cent dans le segment des pauvres transitoires, contre 87,5 pour cent dans celui des pauvres durables. Dans une certaine mesure, cette situation est, en partie, imputable au dualisme du marché du travail selon le genre, mettant en évidence la plus grande fragilité des femmes quant à l'accès au marché du travail, comparativement aux hommes, en termes : (i) de caractéristiques démographiques des ménages gérés par les femmes – forte proportion de familles monoparentales : 40,2 pour cent, contre 2,8 pour cent pour les hommes ; (ii) de taux de dépendance dans le ménage – un actif occupé supporte 3,9 personnes inactives ou au chômage dans les ménages féminins, contre 3,4 dans les familles ayant un homme à leur tête ; (iii) d'offre de travail – plus faible dans les ménages féminins que dans les groupes ayant à leur tête un homme, respectivement, 32,0 et 43,2 pour cent (le différentiel d'offre de travail selon le genre tend à être inversement relié au niveau de vie) ; (iv) de taux de chômage – la combinaison de ces deux derniers conduisant à un taux d'emploi de seulement 25,2 pour cent, contre 39,2 pour cent pour les hommes ; (v) d'accès à l'emploi protégé et régulier – le secteur agricole et le secteur informel englobent, respectivement, 66,9 et 19,5 pour cent de l'emploi féminin, et ; (vi) de gains – ratio des moyennes des revenus d'activité des femmes et des hommes de 0,641<sup>36</sup>. Sans aucun doute, la démographie des ménages constitue un facteur important de pauvreté.

Deuxièmement, le *capital humain*, notamment l'instruction du chef du ménage, et, dans une moindre mesure, celui des autres membres qui composent le groupe, influence également la probabilité de pauvreté. Toutefois, des disparités prévalent selon les deux formes de pauvreté. En effet, s'agissant de la pauvreté durable, toutes choses égales par ailleurs, seuls les ménages dont le chef a le niveau du primaire ont, comparativement à ceux qui sont gérés par un individu sans instruction, une plus faible probabilité de pauvreté relative. Par contre, en ce qui concerne les familles appartenant au segment des pauvres transitoires, la probabilité de pauvreté relative *croît* avec le niveau d'instruction du chef de ménage jusqu'au niveau du premier cycle du secondaire, et décroît par la suite. On remarque aussi que seuls les ménages pauvres durables dont le chef a suivi l'école coranique ont une probabilité plus élevée de pauvreté relative, le coefficient de régression et l'effet marginal étant positifs et significatifs. A cet égard, l'enquête montre que la proportion des chefs de ménage ayant suivi l'école coranique est plus élevée dans le segment des pauvres durables que dans celui des pauvres transitoires – respectivement, 80,0 et 73,1 pour cent. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, le log des chances – et la probabilité – pour un ménage d'être pauvre, plutôt que non pauvre, diminue avec le nombre d'années de scolarisation de celui qui le dirige, mais l'impact du capital humain est assez différent selon les formes de pauvreté. En d'autres termes, les familles caractérisées par une faiblesse des dépenses – pauvres durables – sont assez peu affectées par l'instruction du chef de ménage – sauf lorsque ce dernier possède le niveau du primaire –, alors que pour celles dont la vulnérabilité est liée à la variance des dépenses, l'accès au capital humain de celui qui est à leur tête, notamment jusqu'au niveau du premier cycle du secondaire, rehausse les chances de pauvreté transitoire, et ne contribue à réduire les privations qu'à partir du seuil du deuxième cycle du secondaire<sup>37</sup>.

Troisièmement, le tableau 2 met aussi en relief le *rôle du marché du travail* en termes de niveau de vie des ménages, bien que les effets soient contrastés selon les formes de pauvreté. Tout d'abord, la proportion d'employés par ménage est négativement liée à la pauvreté durable, alors que l'inverse prévaut en ce qui concerne la pauvreté transitoire. Tous les coefficients et les effets marginaux sont significatifs à un pour cent. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de 1,0 pour cent du taux d'emploi familial *réduit* la probabilité relative de pauvreté durable de 1,6 pour cent, et *accroît* celle des pauvres transitoires de 0,7 pour cent. Ce résultat est d'autant plus intéressant que le taux moyen d'emploi par ménage est identique – 32,2 pour

<sup>35</sup> Il est à souligner que la composante « transitoire évolutive » domine le segment des pauvres transitoires, tant pour les ménages féminins que pour les ménages masculins. Par exemple, pour les premiers, 66,7 pour cent de la pauvreté est imputable à la pauvreté transitoire évolutive, et seulement 5,7 pour cent à la pauvreté involutive.

<sup>36</sup> Par conséquent, les profils âge-gains des femmes sont beaucoup plus plats que ceux des hommes – par exemple, celles qui sont des salariées non protégées obtiennent des gains inférieurs de 55,1 pour cent, comparativement à celles qui bénéficient d'une certaine protection, une situation qui ne prévaut pas pour les hommes –, bien que le taux rendement marginal de l'instruction soit plus important pour les femmes que pour les hommes, ce qui justifie les orientations de politique économique visant à favoriser l'éducation des filles.

<sup>37</sup> D'ailleurs, dans ce dernier cas, l'effet marginal n'est significatif qu'à 6,6 pour cent. De même, seulement 2,6 pour cent des ménages pauvres transitoires sont dirigés par une personne ayant le niveau du deuxième cycle du secondaire et plus, contre 8,0 pour cent en ce qui concerne les familles pauvres durables. En même temps, ces derniers sont gérés par 4,5 pour cent des chefs ayant le niveau primaire, contre 17,8 pour cent pour les premiers.

cent – dans les deux segments du niveau de vie<sup>38</sup>. Il est possible que les profils âge-gains des femmes – plus nombreuses à gérer les ménages dans ce dernier segment du niveau de vie –, beaucoup plus plats que celui de leurs homologues masculins, contribuent à expliquer la plus faible productivité de la main-d'oeuvre. Par conséquent, réduire les chances relatives des ménages d'appartenir au segment des pauvres durables implique un rehaussement du taux d'emploi par ménage, alors que la réduction de la pauvreté transitoire suppose, prioritairement, une augmentation des gains du travail. Ensuite, s'agissant du statut du travail du chef de ménage, on observe que les ménages dont le chef est salarié non protégé, micro-entrepreneur, travailleur indépendant informel, agriculteur de rente, éleveur ou pêcheur ont, comparativement aux familles gérées par un salarié protégé, *davantage de chance* d'être pauvres durables que non pauvres, toutes choses égales par ailleurs, si l'on en juge par le seuil de signification des coefficients et des effets marginaux. Par contre, les ménages pauvres transitoires dont le chef a le statut d'agriculteur, notamment vivrier<sup>39</sup>, d'indépendant informel ou d'apprenti, ont *moins de chance*, relativement aux salariés protégés, d'appartenir à ce groupe de démunis, lorsque l'on contrôle par les autres facteurs. Pour ces trois dernières catégories, les coefficients et les effets marginaux sont négatifs et significatifs. En fait, la probabilité relative de pauvreté transitoire croît lorsque les chefs de ménage sont des inactifs. Il est à remarquer que la structure des statuts du travail des chefs de ménage diffère quelque peu entre les pauvres durables et transitoires. En particulier, les premiers englobent beaucoup moins d'agriculteurs que les seconds – respectivement, 18,8 et 33,4 pour cent –, et plus d'apprentis. Par conséquent, si l'accès au marché du travail est un déterminant important de la pauvreté des ménages, des disparités d'impact prévalent selon les formes de pauvreté, un résultat qui relativise le rôle du marché du travail en termes du niveau de vie ex post (Lachaud, 2005, p.43).

Quatrièmement, la *localisation géographique* des familles montre que les ménages de Mwali des milieux urbain et rural, comparativement à ceux de Moroni, ont plus de chance d'appartenir au groupe des pauvres durables qu'à ceux des non pauvres. Par contre, toutes choses égales par ailleurs, les familles vivant dans les villes, quelle que soit l'île, ainsi que celles des zones rurales de Mwali, ont une probabilité relative plus faible, comparativement, à celles de Moroni, d'être des pauvres transitoires.

De tels résultats appellent une analyse des déterminants de la pauvreté en fonction de la localisation insulaire.

### B. La dimension insulaire

Les estimations économétriques inhérentes aux îles, présentées au tableau 2, mettent en évidence des spécificités insulaires et des caractéristiques communes<sup>40</sup>.

Premièrement, des différences et des spécificités inter-îles sont mises en lumière par les résultats de l'analyse économétrique, affichés au tableau 2. A cet égard, trois d'entre elles appellent une attention particulière.

Tout d'abord, le rôle du capital social est nettement différencié selon la localisation insulaire des ménages. S'agissant des transferts, le fait pour les ménages de recevoir des *envois de fonds de l'étranger* contribue à réduire à la fois la pauvreté durable et transitoire à Ngazidja, alors qu'aucun effet n'est observé sur le niveau de vie à Ndzouani et Mwali. Ainsi, à Ngazidja, les coefficients de régression et les effets marginaux inhérents aux deux formes de pauvreté étant négatifs et significatifs, lorsque la proportion des ménages disposant de ressources externes augmente de un pour cent, la probabilité de pauvreté durable et transitoire *diminue*, respectivement, de 0,108 et 0,139 pour cent. Ce résultat est en accord avec les conclusions émanant de l'EBC de 1995 (PNUD, 2000). Inversement, l'existence de *transferts internes* est positivement corrélée avec la probabilité de pauvreté durable et transitoire uniquement à Ndzouani et Mwali, alors que pour Ngazidja les coefficients de régression et les effets marginaux ne sont pas significatifs. Cependant, les élasticités de probabilité de pauvreté durable et transitoire sont assez faibles à Ndzouani et Mwali – respectivement, 0,066 et 0,040. Sans aucun doute, l'hétérogénéité de la mobilisation du capital social a un impact différencié sur le niveau de vie des ménages en fonction de la localisation insulaire. Un tel résultat est cohérent avec le fait que le ratio des revenus annuels réels des transferts par tête entre Ngazidja et Ndzouani est égal à 3,1<sup>41</sup>, et que la part des revenus réels des transferts dans l'ensemble des gains des ménages – hors logement imputé – représente,

<sup>38</sup> Par contre, les taux d'offre de travail sont, respectivement, de 34,6 et 29,3 pour cent dans les ménages pauvres transitoires et durables – 41,3 pour cent dans les familles riches.

<sup>39</sup> Néanmoins, l'effet marginal n'est significatif qu'au seuil de 6,8 pour cent.

<sup>40</sup> On notera que le ratio de vraisemblance, affiché au tableau 2, autorise une analyse selon les diverses îles. Par ailleurs, compte tenu de la taille de l'échantillon de Mwali, cette île a été regroupée avec Ndzouani.

<sup>41</sup> Hors revenus des tontines, et dons et dots reçus à l'occasion du « Grand mariage ».

respectivement, 4,3 et 1,5 pour cent (Lachaud, 2005, p.91). Toutefois, le tableau 2 montre que, indépendamment de la localisation insulaire, le fait pour les ménages d'avoir un ou plusieurs de leurs membres appartenant à *au moins* une association réduit le log des chances d'être pauvres durables ou transitoires, plutôt que non pauvres, ce qui conforte la validité de l'hypothèse d'externalités rehaussant l'efficacité de l'échange social. A cet égard, la prise en compte, comme précédemment, d'une variable d'interaction [(transferts internes) \* (membre d'un groupe)], susceptible de vérifier que les ménages attributaires de transferts internes sont aussi ceux qui sont membres d'une organisation locale, ne permet pas de conclure avec certitude. En effet, à Ndzouani, en ce qui concerne la pauvreté durable, le coefficient de la variable d'interaction est négatif, d'où la possibilité que l'effet négatif des transferts internes sur cette forme de pauvreté diminue lorsque la participation à une association croît. En d'autres termes, la probabilité de pauvreté durable des ménages recevant uniquement des transferts internes est d'autant moins importante qu'ils sont membres d'un réseau. En fait, le coefficient et l'effet marginal de la variable d'interaction ne sont significatifs, respectivement, qu'à 8,7 et 8,2 pour cent, tandis que ceux des transferts internes conservent leur seuil de signification de deux pour cent. De ce fait, il est impossible de conclure sur ce point au niveau local. S'agissant de la pauvreté transitoire, les coefficients des variables des transferts internes et d'interaction ne sont pas significatifs, et les signes des premier et second sont positifs<sup>42</sup>. Soulignons également que, indépendamment de la localisation insulaire, l'accroissement des *transferts nets* en termes des dépenses par tête rehausse la probabilité d'appartenir aux groupes pauvres, plutôt que riches, un résultat qui corrobore l'observation faite au niveau national. Tous les coefficients sont positifs et significatifs à un pour cent, et les élasticités sont un peu plus élevées à Ngazidja qu'à Ndzouani et Mwali<sup>43</sup>. De ce fait, une relation étroite entre le niveau de vie des ménages et l'ampleur des ressources externes mobilisables prévaut dans les différentes îles.

Ensuite, le tableau 2 met également en exergue le rôle différencié des statuts socio-économiques du chef de ménage selon les îles. A Ngazidja, les ménages gérés par les chômeurs et les inactifs semblent les plus exposés à la pauvreté transitoire, comparativement aux salariés protégés. A cet égard, il est à remarquer que le taux de chômage est plus élevé à Ngazidja qu'à Ndzouani – respectivement, 14,9 et 12,1 pour cent. De même, ce sont surtout les ménages dont le chef est salarié non protégé, indépendant du secteur informel ou éleveur, qui ont le plus de chance d'être pauvres durables, plutôt que riches, comparativement à ceux qui ont à leur tête un salarié protégé, toutes choses égales par ailleurs. Mais, à Ndzouani et Mwali, les ménages dont le chef est employé dans le secteur informel ou agriculteur – vivrier ou de rente – ont une moins grande probabilité de pauvreté transitoire relative, comparativement aux groupes gérés par un individu bénéficiant d'une certaine protection sur le marché du travail. Par contre, dans ces deux îles, tous les ménages ayant à leur tête une personne exerçant une activité en dehors du salariat protégé – salarié non protégé, travailleur du secteur informel, agriculteur, éleveur ou pêcheur – ont le plus de chance d'être pauvres durables, plutôt que riches. En définitive, si dans les trois îles, la probabilité relative de pauvreté durable est plus élevée pour certains ménages dont le chef a le même statut socio-économique – salarié non protégé, indépendant du secteur informel et éleveur –, à Ndzouani et Mwali, la vulnérabilité relative en termes de pauvreté durable est beaucoup plus étendue, et frappe l'ensemble des groupes gérés par un travailleur exerçant une activité extérieure salariat protégé. Inversement, la probabilité relative de pauvreté transitoire est surtout élevée à Ngazidja, et est le fait des ménages ayant à leur tête une personne exclue involontairement – chômeur – ou volontairement – inactif – du marché du travail. Or, à Ndzouani, certaines familles gérées par un actif du secteur informel agricole ou non agricole ont moins de chance d'être pauvres transitoires, plutôt que riches. Par contre, dans les différentes îles, comme au niveau national, la proportion d'employés par ménage est négativement liée à la pauvreté durable, alors que l'inverse prévaut en ce qui concerne la pauvreté transitoire. Tous les coefficients et les effets marginaux sont significatifs à un pour cent, et les commentaires précédemment formulés demeurent, en grande partie, valables. Néanmoins, il importe de souligner que, contrairement au niveau national, le taux d'emploi des ménages est beaucoup plus élevé à Ndzouani et Mwali, qu'à Ngazidja – respectivement, 37,6 et 26,4 pour cent –, notamment, dans les segments des pauvres transitoires – respectivement, 37,9 et 24,9 pour cent à Ndzouani et Mwali, et Ngazidja<sup>44</sup>. Dans ces conditions, l'incidence particulière d'une forme de chômage déguisé en termes de gains pourrait être un des facteurs accentuant la probabilité relative de pauvreté transitoire de certains ménages.

<sup>42</sup> S'agissant de Ngazidja, les coefficients des variables des transferts internes et d'interaction ne sont pas significatifs, tant pour la pauvreté durable que transitoire.

<sup>43</sup> S'agissant de la pauvreté durable, les élasticités sont, respectivement, de 0,061 et 0,056 à Ngazidja, tandis que pour la pauvreté transitoire, les valeurs respectives sont de 0,056 et 0,049.

<sup>44</sup> Dans les segments des pauvres durables de Ndzouani et Mwali, d'une part, et de Ngazidja, d'autre part, les taux d'emploi sont seulement de 22,6 et 16,0 pour cent.

Enfin, l'effet du milieu exhibe des différences selon les îles. A Ngazidja, les ménages pauvres durables du secteur rural semblent plus exposés au risque relatif de pauvreté que ceux de Moroni, tout comme ceux de Mwali, comparativement aux familles urbaines de Ndzuani, toutes choses égales par ailleurs. Par contre, le risque de pauvreté durable est moins grand en milieu rural de Ndzuani, par rapport aux centres urbains de cette île. Ajoutons que le risque relatif de pauvreté transitoire est moins élevé à Mwali qu'à Ndzuani.

Deuxièmement, l'étude met en lumière des caractéristiques communes selon les îles quant aux déterminants de la pauvreté durable et transitoire – tableau 2.

La prise en compte du capital humain montre que, indépendamment de la localisation insulaire, les ménages gérés par une personne ayant le niveau d'instruction du primaire, plutôt que sans instruction, ont *moins* de chance d'appartenir au segment des pauvres durables que celui des riches. D'ailleurs, les élasticités sont assez comparables, respectivement, -0,187 et -0,229 à Ngazidja, et Ndzuani et Mwali. Notons cependant que dans le premier cas, l'effet du niveau d'instruction du premier cycle du secondaire tend à accroître la probabilité de pauvreté durable, mais le seuil de signification du coefficient est seulement de 7,8 pour cent, et l'effet marginal n'est pas significatif. Par contre, dans les différentes îles, l'accroissement du niveau d'instruction du chef de ménage est un facteur d'*augmentation* de la pauvreté transitoire. En effet, le tableau 2 montre que les coefficients et les effets marginaux de l'instruction du primaire et du premier cycle du secondaire sont positifs et significatifs. A cet égard, les élasticités de probabilité de pauvreté transitoire sont assez proches, de l'ordre de 0,120 et 0,050, respectivement, pour Ngazidja, et Ndzuani et Mwali. Ajoutons que l'effet de l'accès à l'école coranique du chef de ménage est contrasté selon les îles et les formes de pauvreté : rehaussement de la probabilité de pauvreté durable à Ndzuani et Mwali, et diminution de la pauvreté transitoire à Ngazidja. En définitive, les commentaires précédemment formulés au niveau national prévalent lors de l'analyse insulaire, notamment la complexité de la relation entre l'instruction du chef de ménage et le niveau de vie de ces derniers.

Dans les différentes îles, l'importance de la dimension du ménage *accroît* la probabilité d'appartenance à des familles pauvres durables ou transitoires, plutôt que riches. La quasi-totalité des coefficients de régression et des effets marginaux *directs* sont positifs et significatifs, tandis que ceux des effets quadratiques – négatifs et significatifs – valident la présence de rendements décroissants. Malgré tout, l'étude met en évidence deux caractéristiques quant à l'impact de la taille des familles sur la pauvreté. D'une part, pour chaque île, les élasticités de probabilité de pauvreté relative par rapport à la taille des ménages sont beaucoup plus élevées pour les familles pauvres transitoires que durables. Par exemple, à Ngazidja, pour les tranches d'âge de 5-14 ans et 15-60 ans, les élasticités de la probabilité de pauvreté durable relatives à la taille des ménages sont, respectivement, de 0,393 et 2,354, et, respectivement, de 1,289 et 2,762 en ce qui concerne la pauvreté transitoire. D'autre part, la sensibilité de la probabilité de la pauvreté transitoire à la dimension des ménages est plus faible à Ngazidja qu'à Ndzuani et Mwali, en particulier lorsque les familles englobent beaucoup d'enfants. Ainsi, s'agissant de ces deux dernières îles et pour les tranches d'âge des moins de 5 ans et 5-14 ans, elles sont, respectivement, de 1,079 et 1,950, et, respectivement, de 0,271 et 1,289 à Ngazidja. En même temps, la démographie du chef de ménage a une influence sur les formes de pauvreté, quel que soit le contexte insulaire considéré. En effet, les familles gérées par une femme ont plus de chance d'appartenir au segment des pauvres transitoires à Ngazidja, Ndzuani et Mwali<sup>45</sup>. Ajoutons que : (i) la probabilité d'appartenir au segment des pauvres durables diminue avec l'âge uniquement à Ndzuani et Mwali, et ; (ii) le fait d'être marié est positivement lié à la probabilité de pauvreté transitoire dans les trois îles<sup>46</sup>.

## 2. Analyse de sensibilité

L'analyse de sensibilité permet d'apporter un éclairage additionnel quant aux effets des changements structurels et démographiques sur la pauvreté. A cet égard, le tableau 3 affiche séparément, d'une part, pour l'ensemble des Comores, et, d'autre part, pour les îles, les *probabilités prédites*, inhérentes aux estimations logistiques multinomiales, pour les ménages d'être localisés dans les divers segments de la distribution du niveau de vie, les autres paramètres étant inchangés.

### A. L'approche globale

L'impact du capital social sur la pauvreté semble apparaître à partir des informations affichées au tableau 3. Les ménages ayant des transferts externes ont une plus faible probabilité de pauvreté durable ou

<sup>45</sup> Néanmoins, à Ngazidja, en ce qui concerne la pauvreté durable, l'effet marginal relatif au sexe est significatif à 5 pour cent.

<sup>46</sup> Mais, les seuils de signification sont proches de 10 pour cent.

**Tableau 3 : Analyse de sensibilité : effets des changements structurels et démographiques sur la distribution du niveau de vie des ménages selon les strates des ménages – Comores 2004**

Variables	Probabilités prédites pour les ménages d'être localisés dans les strates suivantes de la distribution du niveau de vie <sup>1</sup>								
	Ensemble des Comores			Ngazidja			Ndzouani & Mwali		
	Pauvres durables	Pauvres transitoires	Non pauvres	Pauvres durables	Pauvres transitoires	Non pauvres	Pauvres durables	Pauvres transitoires	Non pauvres
<b>Démographie : chef de ménage</b>									
<i>Age du chef ménage (années)</i>									
≤25	0,2209	0,0782	0,7010	0,1404	0,0900	0,7695	0,2629	0,0755	0,6616
26-35	0,1844	0,1778	0,6378	0,1830	0,1570	0,6600	0,1889	0,1904	0,6207
36-45	0,1426	0,2405	0,6169	0,1714	0,1876	0,6409	0,1249	0,2804	0,5948
≥46	0,1180	0,2512	0,6308	0,1280	0,2344	0,6375	0,1041	0,2704	0,6256
<i>Sexe du chef</i>									
Femme	0,0840	0,2190	0,6970	0,0780	0,2186	0,7034	0,0912	0,2196	0,6893
Homme	0,1602	0,2259	0,6139	0,1735	0,1968	0,6298	0,1489	0,2508	0,6003
<b>Démographie : ménage</b>									
<i>Taille du ménage</i>									
1-2	0,0684	0,0752	0,8564	0,0741	0,0748	0,8511	0,0606	0,0673	0,8720
3-5	0,1325	0,1164	0,7511	0,1277	0,1278	0,7444	0,1351	0,1065	0,7584
6-9	0,1715	0,3017	0,5268	0,1847	0,2668	0,5486	0,1636	0,3364	0,5000
≥10	0,1617	0,5042	0,3340	0,1977	0,3856	0,4167	0,1149	0,6170	0,2681
<b>Capital humain</b>									
<i>Education du chef ménage</i>									
Sans instruction	0,1639	0,2244	0,6117	0,1697	0,1964	0,6339	0,1590	0,2492	0,5918
Primaire	0,0494	0,3044	0,6462	0,0439	0,2930	0,6632	0,0545	0,3150	0,6305
Secondaire 1c.	0,1334	0,2101	0,6565	0,1581	0,1990	0,6429	0,1096	0,2208	0,6696
Secondaire 2c & supérieur	0,1269	0,0719	0,8013	0,1416	0,0799	0,7785	0,1092	0,0681	0,8227
<i>Education autres membres (années)</i>									
Zéro	0,1282	0,2329	0,6389	0,1274	0,1928	0,6798	0,1297	0,2556	0,6147
≤6	0,1810	0,2585	0,5605	0,1845	0,2417	0,5738	0,1736	0,2838	0,5426
7-10	0,1369	0,1646	0,6985	0,1357	0,1520	0,7123	0,1351	0,1839	0,6810
≥11	0,0479	0,0614	0,8907	0,0571	0,0707	0,8722	0,0460	0,0472	0,9069
<b>Marché du travail</b>									
<i>Statut du travail du chef</i>									
Salarié protégé	0,0902	0,1601	0,7497	0,1266	0,1410	0,7324	0,0523	0,1793	0,7684
Salarié non protégé	0,1499	0,2051	0,6450	0,1725	0,1766	0,6509	0,1295	0,2308	0,6397
Micro-entrepreneur	0,2177	0,2777	0,5045	0,1770	0,2108	0,6122	0,2515	0,3332	0,4153
Indépendant informel	0,1410	0,1571	0,7020	0,1567	0,1178	0,7255	0,1274	0,1910	0,6816
Agriculteur vivrier	0,0858	0,3002	0,6140	0,0995	0,2408	0,6597	0,0767	0,3393	0,5840
Agriculteurs de rente	0,1204	0,2420	0,6376	0,1069	0,2917	0,6014	0,1288	0,2110	0,6602
Éleveur & divers	0,1917	0,3196	0,4886	0,3236	0,2626	0,4138	0,1633	0,3320	0,5048
Pêcheur & divers	0,1732	0,3519	0,4749	0,1174	0,1893	0,6932	0,1918	0,4061	0,4021
Apprenti & aide familial	0,2286	0,1098	0,6617	0,1802	0,1061	0,7138	0,3660	0,1204	0,5136
Chômeur	0,1804	0,1773	0,6423	0,1801	0,2339	0,5861	0,1807	0,1275	0,6918
Inactif	0,1524	0,2256	0,6219	0,1439	0,2414	0,6147	0,1682	0,1965	0,6353
<i>Emploi/ménage (%)</i>									
Zéro	0,2173	0,1505	0,6322	0,1923	0,1623	0,6454	0,2510	0,1378	0,6113
1-25	0,1873	0,2817	0,5310	0,1943	0,2548	0,5508	0,1840	0,3046	0,5114
26-50	0,1120	0,2225	0,6656	0,1038	0,1933	0,7030	0,1189	0,2434	0,6377
51-75	0,0356	0,2628	0,7017	0,0254	0,1808	0,7938	0,0349	0,3086	0,6565
76-100	0,0106	0,1990	0,7904	0,0060	0,1541	0,8399	0,0103	0,2189	0,7709
<b>Capital social</b>									
<i>Existence transferts externes</i>									
Non	0,1488	0,2263	0,6249	0,1573	0,2121	0,6306	0,1412	0,2391	0,6198
Oui	0,1243	0,2170	0,6587	0,1237	0,1647	0,7116	0,1248	0,2695	0,6057
<i>Existence transferts internes</i>									
Non	0,1421	0,2219	0,6361	0,1494	0,2026	0,6480	0,1349	0,2407	0,6244
Oui	0,1660	0,2559	0,5781	0,1662	0,1920	0,6417	0,1658	0,2823	0,5519
<i>Ratio transferts nets/dépenses/tête</i>									
<0,0	0,1390	0,2181	0,6430	0,1368	0,1987	0,6645	0,1282	0,2138	0,6580
=0,0	0,1480	0,2153	0,6367	0,1591	0,2043	0,6366	0,1380	0,2430	0,6190
>0,0 & <0,25	0,1311	0,2387	0,6302	0,1202	0,1813	0,6985	0,1392	0,2707	0,5901
≥0,25	0,2002	0,2869	0,5129	0,1840	0,2583	0,5576	0,2400	0,3385	0,4215
<i>Membre d'association (probabilité)</i>									
<0,20	0,1327	0,0876	0,7797	0,1461	0,0867	0,7672	0,1186	0,0831	0,7983
0,20-0,40	0,1609	0,2372	0,6019	0,1698	0,2014	0,6289	0,1541	0,2677	0,5782
0,40-0,60	0,1098	0,2358	0,6545	0,1209	0,2295	0,6496	0,0956	0,2372	0,6672
≥0,60	0,0775	0,3174	0,6050	0,0745	0,3128	0,6128	0,1165	0,3036	0,5799
<b>Localisation spatiale</b>									
Moroni	0,1173	0,1564	0,7263	0,1173	0,1564	0,7263	-	-	-
Ngazidja urbain secondaire	0,0678	0,1276	0,8046	0,0678	0,1276	0,8046	-	-	-
Ngazidja rural	0,1683	0,2226	0,6091	0,1683	0,2226	0,6091	-	-	-
Ndzouani urbain	0,1172	0,1350	0,7477	-	-	-	0,1172	0,1350	0,7477
Ndzouani rural	0,1137	0,3211	0,5653	-	-	-	0,1137	0,3211	0,5653
Mwali urbain	0,3033	0,0714	0,6253	-	-	-	0,3033	0,0714	0,6253
Mwali rural	0,3194	0,0633	0,6174	-	-	-	0,3194	0,0633	0,6174
Total	0,1439	0,2244	0,6317	0,1502	0,2021	0,6477	0,138	0,2449	0,617

(1) Les autres paramètres demeurent inchangés. Le total peut ne pas être égal à 100 compte tenu des arrondis. Voir le tableau 2 et le texte pour la signification de quelques variables.

Source : EIM 2004.

transitoire, comparativement à ceux qui n'en reçoivent pas – respectivement, 0,124 et 0,149 (pauvres durables), 0,217 et 0,226 (pauvres transitoires). Par contre, l'inverse prévaut en présence de transferts internes. Ainsi, les probabilités prédites de pauvreté durable sont, respectivement, de 0,166 et 0,142, en présence et absence de redistribution interne. S'agissant de la pauvreté transitoire, les probabilités prédites sont, respectivement, de 0,256 et 0,222. Cet impact différencié des transferts, précédemment souligné, s'explique probablement par la mise en oeuvre des stratégies de survie. L'existence de transferts internes s'inscrit davantage dans un processus de mobilisation du capital social par rapport à la survie des ménages, alors que les envois de fonds de l'étranger obéissent à une logique sociale différente. Dans ce contexte, le tableau 3 montre la relation directe entre, d'une part, le ratio des transferts nets en termes des dépenses par tête, et, d'autre part, les probabilités prédites de pauvreté durable et transitoire. Par exemple, lorsque ce ratio passe de zéro à au moins 25 pour cent, la probabilité prédite de pauvreté durable varie de 0,148 à 0,200. Notons également qu'en l'absence de transferts nets, la probabilité prédite de non-pauvreté est de 0,637, et qu'elle se situe à 0,513 lorsque le ratio des transferts nets équivaut à au moins à 0,25. Finalement, la probabilité pour un membre du ménage d'appartenir à au moins une association ne réduit réellement que la probabilité prédite de pauvreté durable. En effet, la participation à une association est directement corrélée à la hausse de la probabilité de pauvreté transitoire, un résultat contraire aux enseignements de l'analyse économétrique.

Par ailleurs, on observe que les ménages dont le chef est éleveur, pêcheur ou agriculteur vivrier, et, dans une moindre mesure, micro-entrepreneur ou agriculteur de rente, ont la probabilité de pauvreté la plus élevée parmi le segment des pauvres transitoires. En effet, pour ces ménages, les probabilités prédites sont environ deux fois plus élevées que celles des salariés protégés ou des indépendants du secteur informel. Une situation quasi-analogue prévaut pour les pauvres durables, bien que la situation des agriculteurs de rente soit plus favorable, contrairement à celle des chômeurs. En fait, ce sont les ménages gérés par un éleveur ou un pêcheur qui ont davantage de chance d'appartenir au segment des pauvres, durables et transitoires, qu'à celui des riches. Pour ces deux segments du marché du travail, les probabilités prédites de pauvreté sont, respectivement, de 0,511 et 0,525<sup>47</sup>. Naturellement, la probabilité prédite de pauvreté globale est la plus faible pour les familles gérées par un salarié protégé – 0,250 –, bien que ces dernières ne soient pas à l'abri du risque de pauvreté transitoire. Ces résultats sont aussi assez cohérents avec les commentaires effectués à l'aide des informations figurant au tableau 2. De même, notons que la probabilité prédite de pauvreté globale est, comparativement à celle d'être localisée dans des groupes non pauvres, trois fois moins élevée pour les familles ayant à leur tête un chômeur. Par conséquent, l'appui aux agriculteurs, pêcheurs et éleveurs, et, dans une moindre mesure, aux travailleurs du secteur informel, est non seulement un élément de lutte contre la pauvreté, mais également un moyen de réduire leur vulnérabilité à l'égard de cette dernière à court terme.

Naturellement, l'effet de l'instruction sur le niveau de vie apparaît nettement. Toutes choses égales par ailleurs, les ménages pauvres transitoires dont le chef est sans instruction ont trois fois plus de chance d'être localisés dans ce segment, comparativement à ceux qui sont gérés par une personne ayant au moins le niveau du deuxième cycle du secondaire. De même, l'accès des chefs de ménage à ce dernier niveau, comparativement à ceux qui sont sans instruction, réduit la probabilité prédite de pauvreté durable des familles. Toutefois, il importe de formuler deux observations, qui corroborent celles relatives à l'analyse économétrique. D'une part, s'agissant du segment des pauvres durables, c'est l'accès au niveau primaire qui a le plus grand effet en termes de réduction des privations. D'autre part, pour les ménages pauvres transitoires, les probabilités prédites d'appartenance à ce segment croissent avec le niveau d'instruction de celui qui est à leur tête, jusqu'au niveau d'instruction du premier cycle du secondaire. En fait, l'impact des années d'instruction des membres secondaires des ménages semble plus décisif en termes de réduction de la pauvreté. A cet égard, le tableau 3 montre que les probabilités prédites de pauvreté durable et transitoire sont divisées, respectivement, par trois et quatre, lorsque les années d'instruction des membres secondaires passent de zéro à au moins onze<sup>48</sup>.

La prise en compte des facteurs démographiques corrobore également les commentaires précédents, inhérents à l'estimation multinomiale. Tout d'abord, l'âge du chef de ménage est directement relié à l'élévation de la probabilité prédite pour les ménages pauvres transitoires d'être localisés dans cette strate, alors que l'inverse prévaut pour les familles pauvres durables. Par exemple, lorsque l'âge du chef de ménage varie de 25 ans et moins à 46 ans et plus, les probabilités prédites de pauvreté durable et transitoire passent, respectivement, de 0,221 à 0,118, et de 0,078 à 0,251. A cet égard, on rappelle que la variable inhérente à l'âge est statistiquement significative dans l'estimation multinomiale relative au niveau national, uniquement en ce qui

<sup>47</sup> Dans chaque cas, il s'agit de la somme des probabilités prédites de pauvreté durable et transitoire.

<sup>48</sup> Rappelons que les coefficients relatifs aux années d'instruction des membres du ménage autres que le chef ne sont pas significatifs.

concerne les pauvres durables. Ensuite, toutes choses égales par ailleurs, les ménages gérés par une femme ont moins de chance d'être exposés à la pauvreté durable, alors que les probabilités prédites de pauvreté transitoire sont quasi-identiques – un résultat partiellement vérifié par l'estimation économétrique. Ainsi, la probabilité de pauvreté durable des ménages féminins est de 0,084, contre 0,160 pour les ménages masculins. Enfin, on notera la forte influence de la taille des ménages. Lorsque ces derniers englobent une à deux personnes, ils ont environ quatre fois moins de chance d'être pauvres transitoires que ceux qui comportent six à neuf personnes, tandis que pour ceux qui sont pauvres durables, le ratio est de l'ordre de 2,5. Par ailleurs, la comparaison avec le segment des non pauvres est instructive. Lorsque la taille des ménages varie de 1-2 personnes à au moins 10 individus, la probabilité prédite de pauvreté globale – durable et transitoire – passe de 0,144 à 0,666.

Le tableau 3 montre aussi que, paradoxalement, rehausser l'emploi productif par ménage n'a pas un effet homogène en termes de réduction de la pauvreté. Ainsi, on observe que la probabilité prédite de pauvreté durable des ménages est de 0,217 lorsque ces derniers n'ont aucun membres actifs, mais s'abaisse à 0,011 lorsque la proportion d'actifs est comprise entre 75 et 100 pour cent. Par contre, en ce qui concerne la pauvreté transitoire, la probabilité de privation a tendance à *croître* avec le taux d'emploi par ménage, et ne décline que légèrement en présence d'une proportion d'actifs comprise entre 75 et 100 pour cent. Ce résultat, pouvant s'expliquer par la présence de maints apprentis et aides familiaux non rémunérés, et la faiblesse des gains des femmes –, relativement plus nombreuses dans ce groupe –, a été précédemment suggéré par l'analyse économétrique.

La dimension spatiale de la pauvreté est un autre enseignement de l'analyse de sensibilité. Les ménages ont d'autant plus de chance d'être pauvres durables qu'ils sont localisés dans le milieu rural de Ngazidja et de Ndzouani, et, surtout, dans les villes ou les campagnes de Mwali. De même, l'exercice de simulation montre bien que les ménages localisés dans les zones rurales de Ndzouani, et, dans une moindre mesure, de Ngazidja ont la plus forte probabilité de pauvreté transitoire.

## B. La dimension insulaire

L'analyse de sensibilité selon les îles met en évidence des éléments de différenciation quant à la probabilité de pauvreté des ménages, en fonction des changements structurels et démographiques.

Premièrement, l'incidence du capital social révèle de fortes disparités selon les îles. Sans aucun doute, à Ngazidja, l'impact des *transferts externes* réduit la probabilité de pauvreté durable – 0,124 et 0,157, respectivement, en présence et absence d'envois de fonds – et transitoire – 0,165 et 0,212 –, alors que l'inverse prévaut quasiment à Ndzouani et Mwali – 0,125 et 0,141 (pauvreté durable), et 0,269 et 0,239 (pauvreté transitoire). Par contre, l'existence de *transferts intra ou inter-îles* n'a aucun impact à Ngazidja, et contribue à rehausser la probabilité de pauvreté à Ndzouani et Mwali. En effet, dans ce dernier cas, la probabilité de pauvreté durable varie de 0,166 à 0,135, respectivement, en présence et absence de redistribution, tandis que celle des privations transitoires passe de 0,282 à 0,241. Ces résultats sont cohérents avec l'analyse économétrique. S'agissant du ratio des transferts nets par rapport aux dépenses par tête, une relative homogénéité est observée selon les îles : la probabilité de pauvreté durable et transitoire est positivement corrélée à la part des transferts nets en termes des dépenses per capita. Cependant, l'impact sur la pauvreté de la participation à une association exhibe à la fois des similitudes et des différences selon les îles, en fonction des formes de pauvreté. Ainsi, le tableau 3 montre que, dans toutes les îles, l'accroissement de la probabilité de participation à une association influence positivement la probabilité prédite de pauvreté transitoire, comme cela a été précédemment indiqué. Mais, la réduction de la pauvreté durable, consécutivement à une plus grande participation à une association, n'est réellement sensible qu'à Ngazidja. Dans ce cas, la variation de probabilité prédite de pauvreté durable est de -0,072 entre les deux classes extrêmes.

Deuxièmement, le marché du travail affecte quelque peu différemment le niveau de vie des familles selon les îles. Tout d'abord, le statut du travail du chef de ménage. A Ngazidja, les ménages dont le chef est chômeur, inactif, agriculteur vivier, agriculteur de rente, éleveur ou micro-entrepreneur, ont la plus forte probabilité relative de pauvreté transitoire, cette dernière étant d'ailleurs assez homogène, et d'un niveau moyen compris entre 0,211 et 0,292. Or, à Ndzouani et Mwali, d'une part, ce sont essentiellement les familles gérées par un micro-entrepreneur, un agriculteur vivrier, un éleveur ou un pêcheur qui sont le plus exposées à la pauvreté transitoire, et, d'autre part, les probabilités prédites demeurent assez élevées – entre 0,332 et 0,406. En d'autres termes, si à Ndzouani et Mwali, le risque relatif très élevé de pauvreté transitoire est restreint à quelques groupes socio-économiques, il demeure largement supérieur à celui qui prévaut à Ngazidja pour les mêmes segments du marché du travail. En outre, à Ngazidja, non seulement le risque moyennement élevé de pauvreté transitoire touche proportionnellement plus de groupes socio-économiques, mais il concerne également des familles gérées par un individu exclu volontairement – inactif – ou involontairement – chômeur – du marché

du travail. S'agissant de la pauvreté durable, seuls les ménages gérés par un éleveur à Ngazidja, et ceux ayant à leur tête un micro-entrepreneur ou un apprenti à Ndzouani et Mwali, ont les probabilités prédites relatives les plus élevées. Dans ces conditions, la *vulnérabilité globale* des segments du marché du travail exhibe des différences sensibles selon les îles. Toutes choses égales par ailleurs, à Ngazidja, les ménages dont le chef est éleveur ont près de 60 pour cent de chance d'être pauvres durables ou transitoires, alors qu'à Ndzouani et Mwali, ce niveau de risque concerne les familles ayant à leur tête un micro-entrepreneur et ou un pêcheur. Notons également que pour ces deux dernières îles, les ménages d'éleveurs ont autant de chance d'être pauvres que riches. Ces résultats confortent les mesures de la pauvreté nationale, bien que la contribution des trois groupes précédents – micro-entrepreneur, pêcheur et éleveur – à la pauvreté globale soit seulement de 13,0 pour cent en termes de ménages<sup>49</sup>. En même temps, ils suscitent des interrogations, notamment à Ndzouani, une île particulièrement bien dotée pour le développement de la pêche, et où prévaut un important projet d'appui à la pêche artisanale. Il est vrai que la forte concurrence réduit sensiblement les gains issus de cette activité. Ensuite, le rehaussement du taux d'emploi par ménage réduit considérablement le risque de pauvreté durable à la fois à Ngazidja, Ndzouani et Mwali. Par exemple, à Ngazidja, lorsque le taux d'emploi varie de 1-25 pour cent à 76-100 pour cent, la probabilité prédite de pauvreté durable décline de 0,194 à 0,006. Par contre, la probabilité de pauvreté transitoire est beaucoup moins sensible à la variation de l'emploi par ménage, surtout à Ndzouani et Mwali, un résultat déjà souligné au niveau national. Le fait que Ndzouani et Mwali englobent une proportion de près de 40 pour cent de ménages d'agriculteurs et d'éleveurs, contre seulement moins de 25 pour cent à Ngazidja, est vraisemblablement un des éléments d'explication de cette situation.

Troisièmement, l'effet de l'instruction du chef de ménage suit la tendance précédemment décrite au niveau national. D'une part, dans toutes les îles, la probabilité prédite de pauvreté transitoire des ménages diminue fortement avec l'élévation du niveau d'instruction du chef de ménage, mais les écarts de probabilité sont un peu plus marqués à Ndzouani et Mwali qu'à Ngazidja. Par exemple, le ratio des probabilités de pauvreté transitoire entre les ménages dont le chef est sans instruction et ceux ayant à leur tête un diplômé du deuxième cycle du secondaire ou du supérieur est de 2,5 à Ngazidja, alors qu'il est de 3,7 à Ndzouani et Mwali. En fait, comme cela a été précédemment indiqué, pour les ménages pauvres transitoires des diverses îles, les probabilités prédites d'appartenance à ce segment *croissent* avec le niveau d'éducation de celui qui est à leur tête, jusqu'au niveau d'instruction du premier cycle du secondaire. D'autre part, en ce qui concerne le segment des pauvres durables, indépendamment de la localisation géographique, c'est l'accès au niveau d'instruction primaire qui a le plus grand effet en termes de réduction de la pauvreté. La prise en compte de l'instruction des autres membres du ménage conforte la tendance nationale, l'impact des années d'instruction de ces derniers engendrant une forte baisse de la probabilité de pauvreté dans les trois îles.

Quatrièmement, bien que la probabilité de pauvreté soit inversement reliée à la taille du ménage, le tableau 3 suggère des disparités inter-îles. En effet, à Ngazidja, les ménages de 10 personnes et plus ont environ deux fois et demi plus de chance d'être pauvres durables que ceux de 1-2 personnes, alors qu'à Ndzouani et Mwali, le ratio est de 1,9. En outre, les écarts sont accentués lorsque les comparaisons inter-îles concernent les ménages pauvres transitoires, puisque, pour les mêmes classes de ménages, les ratios sont, respectivement, de 5,2 et 9,2. Dans ce contexte, on observe que les ménages de 1-2 personnes ont une probabilité prédite d'être pauvres durables ou transitoires de 0,149 et 0,128, respectivement, à Ngazidja, et Ndzouani et Mwali. Par contre, elle s'élève, respectivement, à 0,583 et 0,732 lorsque les familles englobent 10 personnes ou plus. Par conséquent, l'impact de la dimension des ménages sur la pauvreté, notamment transitoire, semble beaucoup plus accentué à Ndzouani et Mwali, qu'à Ngazidja, alors que la taille moyenne des familles est quasi-identique dans les différentes îles<sup>50</sup>. Il est à remarquer également que dans toutes les îles, les ménages gérés par une femme ont une plus faible probabilité de pauvreté durable que ceux dirigés par un homme, et que l'écart de probabilité est le plus faible à Ndzouani et Mwali. Par contre, l'avantage des ménages féminins en termes de pauvreté transitoire ne s'observe que dans ces deux dernières îles, un résultat partiellement vérifié par l'analyse économétrique. Enfin, observons que l'âge du chef de ménage a des effets peu contrastés selon les îles, et que la tendance nationale prédomine : l'âge du chef de ménage est directement relié avec la probabilité prédite de pauvreté transitoire, alors que l'inverse prévaut en ce qui concerne la pauvreté durable.

Cinquièmement, la localisation des ménages en milieu rural rehausse sensiblement la pauvreté, notamment transitoire, dans les deux grandes îles – Ngazidja et Ndzouani –, contrairement à Mwali. Par exemple, les familles de Moroni ou des centres urbains de Ndzouani ont environ trois chances sur quatre de ne

<sup>49</sup> Le ratio de pauvreté nationale en termes de ménages est de 0,464, 0,486 et 0,535, respectivement, pour les familles gérés par un micro-entrepreneur, un éleveur et un pêcheur (Lachaud, 2005, p.18).

<sup>50</sup> La taille moyenne des ménages est de 5,7 personnes à Ngazidja, et de 5,8 personnes à Ndzouani et Mwali.

pas être pauvres. Or, celles qui vivent dans les zones rurales de ces mêmes îles ont au moins trois chances sur cinq d'appartenir au segment des pauvres durables ou transitoires. Le tableau 3 montre que les ménages du milieu rural de Ndzouani sont particulièrement exposés au risque de pauvreté transitoire.

## 5. Conclusion

La modélisation des déterminants de la pauvreté durable et transitoire aux Comores conduit à deux principales conclusions.

En premier lieu, la relation entre les privations et le capital social est complexe, et varie selon les modes de mobilisation des ressources sociales, les formes de pauvreté et la localisation géographique. Le fait pour les ménages de recevoir des *envois de fonds de l'étranger* contribue à réduire à la fois la pauvreté durable et transitoire à Ngazidja, alors qu'aucun effet n'est observé sur le niveau de vie à Ndzouani et Mwali. Inversement, l'existence de *transferts internes* est positivement corrélée avec la probabilité de pauvreté durable et transitoire uniquement dans ces deux dernières îles. Par ailleurs, indépendamment de la localisation insulaire : (i) l'accroissement des *transferts nets* en termes des dépenses par tête rehausse la probabilité d'appartenir aux groupes pauvres, plutôt que riches, et ; (ii) le fait pour les ménages d'avoir un ou plusieurs de leurs membres appartenant à *au moins* une association réduit le log des chances d'être pauvres durables ou transitoires, plutôt que non pauvres, ce qui conforte la validité de l'hypothèse d'externalités rehaussant l'efficacité de l'échange social. Toutefois, la réduction de la pauvreté durable, consécutivement à une plus grande participation à une association, n'est réellement sensible qu'à Ngazidja. Ces résultats sont cohérents avec l'analyse de sensibilité.

En deuxième lieu, la pauvreté dépend également de la mobilisation et du rendement de multiples actifs physiques, matériels et humains, régis à la fois par les marchés, et diverses institutions, normes et valeurs. Dans ce contexte, l'étude suggère l'interférence d'autres déterminants de la pauvreté durable et transitoire.

Premièrement, le fonctionnement du marché du travail affecte différemment le niveau de vie des familles selon les îles. Ainsi, à Ndzouani et Mwali, le risque relatif très élevé de pauvreté transitoire est restreint à quelques groupes socio-économiques – micro-entrepreneur, agriculteur vivrier, éleveur ou pêcheur –, et demeure largement supérieur à celui qui prévaut à Ngazidja pour les mêmes segments du marché du travail. En même temps, à Ngazidja, non seulement le risque moyennement élevé de pauvreté transitoire touche proportionnellement plus de groupes socio-économiques, mais il concerne également des familles gérées par un individu exclu volontairement – inactif – ou involontairement – chômeur – du marché du travail. Dans ces conditions, compte tenu de l'incidence relative de la pauvreté durable – élevée pour les ménages d'éleveur à Ngazidja, et de micro-entrepreneur à Ndzouani et Mwali – à Ngazidja, les ménages dont le chef est éleveur ont près de 60 pour cent de chance d'être pauvres durables ou transitoires, alors qu'à Ndzouani et Mwali, ce niveau de risque concerne les familles ayant à leur tête un micro-entrepreneur et ou un pêcheur. De tels résultats suscitent des interrogations, notamment à Ndzouani, une île particulièrement bien dotée pour la pêche, et où prévaut un important projet d'appui à la pêche artisanale. Par ailleurs, si le rehaussement du taux d'emploi par ménage réduit considérablement le risque de pauvreté durable dans les trois îles, la probabilité de pauvreté transitoire est beaucoup moins sensible à la variation de l'emploi par ménage, surtout à Ndzouani et Mwali où prédomine une plus grande proportion d'agriculteurs.

Deuxièmement, la prise en compte du capital humain montre que ce dernier est un facteur de réduction de pauvreté. Cependant, deux tendances sont observées. D'une part, dans toutes les îles, la probabilité prédite de pauvreté transitoire des ménages diminue fortement avec l'élévation du niveau d'instruction du chef de ménage, bien que les probabilités prédites d'appartenance à ce segment *croissent* avec le niveau d'éducation de celui qui est à leur tête, jusqu'au niveau d'instruction du premier cycle du secondaire. D'autre part, en ce qui concerne le segment des pauvres durables, indépendamment de la localisation géographique, c'est l'accès au niveau d'instruction primaire qui a le plus grand effet en termes de réduction de la pauvreté.

Troisièmement, le rôle des facteurs démographiques apparaît nettement. Bien que la probabilité de pauvreté soit inversement reliée à la taille du ménage, la sensibilité est beaucoup plus accentuée à Ndzouani et Mwali qu'à Ngazidja, notamment en ce qui concerne la pauvreté transitoire. Ajoutons que, dans toutes les îles, les ménages gérés par une femme ont une plus faible probabilité de pauvreté durable que ceux dirigés par un homme, mais que l'avantage des ménages féminins en termes de pauvreté transitoire ne s'observe qu'à Ndzouani et Mwali. De même, l'âge du chef de ménage a des effets peu contrastés selon les îles : l'âge du chef de ménage est directement relié avec la probabilité prédite de pauvreté transitoire, alors que l'inverse prévaut en ce qui concerne la pauvreté durable.

Quatrièmement, la prise en considération de la dimension spatiale montre que les ménages ont d'autant plus de chance d'être pauvres durables qu'ils sont localisés dans le milieu rural de Ngazidja et de Ndzouani, et,

surtout, dans les villes ou les campagnes de Mwali. De même, les familles vivant dans les zones rurales de Ndzouani, et, dans une moindre mesure, de Ngazidja ont la plus forte probabilité de pauvreté transitoire.

### Références bibliographiques

Abdallah, I.M., Kassim, S.H. 2005. *Pauvreté et inégalité aux Comores. Analyse de l'enquête intégrale auprès des ménages 2004*, Moroni, document interne, février, Commissariat Général au Plan, Union des Comores.

Abdullah Ben, S.H., Mouhidine, M. 2005. *Dimensions monétaires de la pauvreté aux Comores. Analyse de l'enquête intégrale auprès des ménages 2004*, Moroni, document interne, février, Commissariat Général au Plan, Union des Comores.

Ahamada, A.M. 2005. *La pauvreté aux Comores : Concepts et méthodes. Analyse de l'enquête intégrale auprès des ménages 2004*, Moroni, document interne, février, Commissariat Général au Plan, Union des Comores.

Ahmed, M., Msaidie, M. 2005. *Dimensions non monétaires de la pauvreté aux Comores. Analyse de l'enquête intégrale auprès des ménages 2004*, Moroni, document interne, février, Commissariat Général au Plan, Union des Comores.

Bourdet, Y., Falck, H. 2003. *Emigrants' Remittance and Dutch Disease in Cape Verde*, Lund, Working Paper 03/11, Lund University Department of Economics.

Bourdieu, P. 1980. « Le capital social », *Actes de la recherche en sciences sociales*, 31 : 2-3.

Chami, R., Fullenkamp, C., Jahjah, S. 2003. *Are Immigrant Remittance Flows a Source of Capital for Development?*, Washington, IMF Working Paper 03/189, International Monetary Fund.

Chaudhuri, S. 2002. *Empirical Method for Assessing Household Vulnerability to Poverty*, New York, mimeo, Department of Economics, Columbia University.

Chaudhuri, S., Jalan, J., Suryahadi, A. 2002. *Assessing Household Vulnerability to Poverty for Cross-sectional Data: A Methodology and Estimates from Indonesia*, New York, Discussion Paper n°0102-52, Department of Economics, Columbia University.

Coleman, J. 1990. *The Foundations of Social Theory*, Cambridge, Harvard University Press.

Commissariat Général au Plan 2003. *Enquête intégrale auprès des ménages (EIM)*. Document de projet, Moroni, version 3.0, Union des Comores.

Durlauf, S.N. 2002. « On the Empirics of Social Capital », *Economic Journal*, 112 :459-479.

Da Cruz, Fengler, W., Schwartzman, A. 2004. *Remittances in Comoros*, Washington, mimeo, World Bank.

Durlauf, S.N., Fafchamps, M. 2004. *Social Capital*, Oxford, mimeo, University of Oxford.

International Monetary Fund 2004a. *World Economic Outlook Database*, Washington, September.

-. 2004b. *IMF Concludes 2004 Article IV Consultation with the Union of the Comoros*, <http://www.imf.org/external/nr/sec/pn/2004/pn0455.htm>.

Lachaud, J.-P. 1997. *Pauvreté, vulnérabilité et marché du travail au Burkina Faso*, Bordeaux, Série de recherche n°2, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.

-. 1999. *Pauvreté, ménages et genre en Afrique subsaharienne. Nouvelles dimensions analytiques*, Bordeaux, Série de recherche n°3, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.

-. 2001. *La dynamique de pauvreté au Burkina Faso : éléments d'analyse*, Ouagadougou, Programme des nations unies pour le développement.

-. 2003. *Dynamique de pauvreté, inégalité et urbanisation au Burkina Faso*, Pessac, Presses Universitaires de Bordeaux.

- . 2005. *Pauvreté, inégalité et marché du travail dans l'Union des Comores. Eléments d'analyse fondés sur l'Enquête intégrale auprès des ménages de 2004*, Moroni, Programme des nations unies pour le développement.
- McCulloch, N., Baulch, B. 1999. *Assessing the Poverty Bias of Economic Growth: Methodology and an Application to Andhra Pradesh and Uttar Pradesh*, Institute of Development Studies.
- Milanovic, B. 1999. *True World Income Distribution, 1988 and 1993. First Calculation Based on Household Surveys Alone*, Washongtion, mimeo, Banque mondiale.
- Mondoha, K.A., Schoemaker, J., Barrère, M. 1997. *Enquête démographique et de santé, Comores 1996*, Moroni, mars, Centre national de documentation et de recherche scientifique.
- M'Sa Saidi, T., Msoma, B. 2005. *Emploi, Chômage et pauvreté. Analyse de l'enquête intégrale auprès des ménages 2004*, Moroni, document interne, février, Commissariat Général au Plan, Union des Comores.
- PNUD 2000. *La pauvreté aux Comores : Concepts, mesure et analyse*, Moroni, Programme des nations unies pour le développement.
- . 2003. *Human Development Report 2003. Millennium Development Goal: A Compact Among Nations to End Human Poverty*, New York, Orford University Press.
- . 2004. *Human Development Report 2004. Cultural Liberty in Today's Diverse World*, New York, UNDP.
- République Fédérale Islamique des Comores, Direction du Plan 2001. *Enquête à indicateurs multiples - MICS 2000*, Moroni, mars, Direction du Plan.
- Salim, M., Kaambi, M. 2005. *Pauvreté, marché du travail et groupes spécifiques. Analyse de l'enquête intégrale auprès des ménages 2004*, Moroni, mimeo, février, Commissariat Général au Plan, Union des Comores.
- Sirven, N. 2004. *Capital social et développement : Concepts, théories et éléments empiriques issus du milieu rural de Madagascar*, Pessac, Thèse de doctorat ès sciences économiques, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu Bordeaux 4.
- Union des Comores 2003. *Document de stratégie de croissance et de réduction de la pauvreté*, Moroni, Document intérimaire, juin, Commissariat Général au Plan.
- World Bank 2003. « Workers' Remittances: An Important and Stable Source of External Development Finance », in *Global Development Finance I: Analysis and Statistical Appendix*, Washington, World Bank.
- . 2004. *Comoros at a Glance*, [http://www.worldbank.org/data/countrydata/aag/com\\_aag.pdf](http://www.worldbank.org/data/countrydata/aag/com_aag.pdf).

Annexe

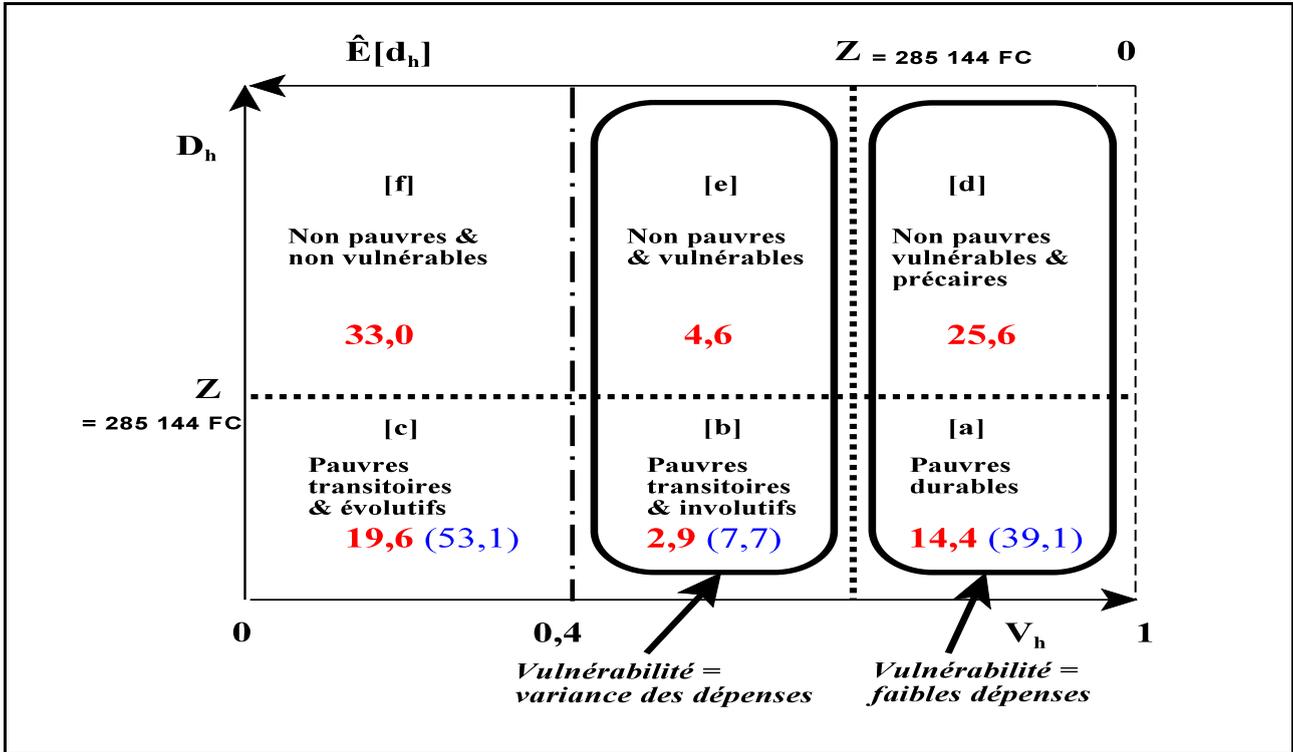


Figure A1 : Stratification des ménages selon la pauvreté et la vulnérabilité – Comores 2004