

Union des Comores

*Programme des Nations Unies
pour le Développement*

**PAUVRETÉ, INÉGALITÉ
ET MARCHÉ DU TRAVAIL
DANS L'UNION
DES COMORES**

*ÉLÉMENTS D'ANALYSE FONDÉS SUR L'ENQUÊTE
INTÉGRALE AUPRÈS DES MÉNAGES DE 2004*

Bureau International du Travail

Copyright © Organisation internationale du Travail 2005

Première édition 2005

Les publications du Bureau international du Travail jouissent de la protection du droit d'auteur en vertu du protocole n°2, annexe à la Convention universelle pour la protection du droit d'auteur. Toutefois, de courts passages pourront être reproduits sans autorisation, à la condition que leur source soit dûment mentionnée. Toute demande d'autorisation de reproduction ou de traduction devra être adressée au Bureau des publications (Droits et licences), Bureau international du Travail, CH1211 Genève 22, Suisse. Ces demandes seront toujours les bienvenues.

ISBN

Les désignations utilisées dans les publications du BIT, qui sont conformes à la pratique des Nations Unies, et la présentation des données qui y figurent n'impliquent de la part du Bureau international du Travail aucune prise de position quant au statut juridique de tel ou tel pays, zone ou territoire, ou de ses autorités, ni quant au tracé de ses frontières.

Les articles, études et autres textes signés n'engagent que leurs auteurs et leur publication ne signifie pas que le Bureau international du Travail souscrit aux opinions qui y sont exprimées.

La mention ou la non-mention de telle ou telle entreprise ou de tel ou tel produit ou procédé commercial n'implique de la part du Bureau international du Travail aucune appréciation favorable ou défavorable.

Les demandes pour cette publication doivent être adressées à PNUD, B.P. 648 Moroni (Union des Comores)

Sommaire

Résumé

1. Introduction	1
1. Le contexte	1
2. L'Enquête intégrale auprès des ménages	5
2. Pauvreté monétaire et vulnérabilité	11
1. Bien-être ex post et pauvreté monétaire	11
A. Concepts et méthode	11
B. Les dimensions de la pauvreté monétaire	19
a) Les dépenses des ménages	19
b) Ile, milieu et pauvreté	22
c) Statut socio-économique et pauvreté	24
C. La dynamique de pauvreté monétaire	26
a) Augmentation des dépenses réelles des ménages	26
b) Baisse de la pauvreté nationale	28
c) Changements de la pauvreté insulaire	31
2. Bien-être ante et vulnérabilité	32
A. Concepts et méthode	32
B. Pauvreté durable et transitoire, et vulnérabilité	35
a) L'approche globale	35
b) La dimension insulaire	38
3. Pauvreté monétaire et inégalité	41
1. Dimensions et évolution de l'inégalité	41
A. Les indicateurs d'inégalité	41
B. La décomposition des sources de l'inégalité	44
a) Concepts et méthode	44
b) Les facteurs du niveau de l'inégalité	44
2. Elasticités des dépenses et inégalité	46
A. Concepts et méthode	46
B. Sensibilité de la pauvreté aux dépenses et à l'inégalité	47
3. Décomposition des effets de croissance et d'inégalité	50
A. Concepts et méthode	51

	B.	Effets de croissance et d'inégalité	36
	C.	« Effet de diffusion » versus « croissance pro-pauvres »	54
4.		Analyse des déterminants de la pauvreté monétaire . . .	59
	1.	<i>Concepts et méthode</i>	59
	2.	<i>Les enseignements de l'analyse économétrique</i>	60
	A.	L'approche globale	60
	B.	Caractéristiques communes et spécificités insulaires	66
	3.	<i>Analyse de sensibilité</i>	68
	A.	L'approche globale	68
	B.	L'approche insulaire	71
5.		Les dimensions non monétaires de la pauvreté	75
	1.	<i>Les indicateurs partiels</i>	76
	A.	Habitat et environnement sanitaire	76
	B.	L'accès à l'éducation	79
		a) Théorie du capital humain et évidence empirique	79
		b) Infrastructures et ressources financières	81
		c) Accès à l'instruction et capital humain	83
	C.	L'accès à la santé	88
		a) Infrastructures et ressources financières	88
		b) Dimensions de l'accès à la santé	89
	2.	<i>L'approche micro-multidimensionnelle</i>	96
	A.	Concepts et méthode	96
	B.	Indicateur multidimensionnel et dynamique de pauvreté	100
	3.	<i>Les inégalités socio-économiques de santé</i>	104
	A.	Concepts et méthode	104
	B.	L'inégalité socio-économique de la malnutrition	107
	C.	L'inégalité socio-économique de la mortalité des enfants	109
6.		Emploi, chômage et pauvreté	112
	1.	<i>La structure de l'offre de travail</i>	112
	A.	Dimension et taux de dépendance des ménages	112
	B.	Dimensions de l'offre de travail	114
	2.	<i>Les systèmes productifs et l'emploi</i>	119
	A.	Systèmes productifs et dualisme économique	119
	B.	Insertion sur le marché du travail et caractéristiques individuelles	123
	C.	Occupations et distribution des gains	125
	D.	Les sources de revenus des ménages	130
	3.	<i>Chômage, exclusion et pauvreté</i>	133

	A.	Chômage et chômeurs	133
	B.	La spécificité du chômage des jeunes	137
	C.	Chômage et pauvreté	140
7.		Marché du travail et groupes spécifiques	143
	1.	<i>Genre et participation au marché du travail</i>	<i>143</i>
		A. Genre, participation au marché du travail et gains	143
		B. Pauvreté, genre et marché du travail	147
		C. Capital social, genre et pauvreté	151
	2.	<i>Les enfants et leur participation au marché du travail</i>	<i>153</i>
		A. La participation des enfants au marché du travail et la scolarisation	156
		B. Modélisation des déterminants du travail des enfants et scolarisation	159
8.		Conclusion	167
		Références bibliographiques	171
		Annexes	
	A.	Estimation de la pauvreté durable et transitoire ...	179
	B.	Décomposition de l'inégalité	183
	C.	Détermination des élasticités	187
	D.	Indicateurs de croissance pro-pauvres	190
	E.	Tableaux	193

Résumé

L'exécution d'un programme de lutte contre la pauvreté exige la disponibilité d'instruments d'appréhension des privations adaptés, ces derniers étant susceptibles de promouvoir un processus de sensibilisation et de dialogue sur le développement social, d'orienter les politiques économiques, et de guider les actions spécifiquement destinées à la réduction de la pauvreté. L'enquête intégrale auprès des ménages (EIM) de l'Union des Comores, réalisée en 2004 par la Direction de la statistique du Ministère du Plan et de l'Aménagement du Territoire, s'inscrit dans ce contexte, et suggère plusieurs conclusions.

1. La plupart des études relatives à la pauvreté sont fondées sur une approche *ex post* du bien-être. Dans cette optique, l'appréhension de la pauvreté monétaire est basée sur les *dépenses par tête*, tandis que la ligne de pauvreté est déterminée par l'approche du coût des besoins de base – évaluation d'un seuil de pauvreté alimentaire par île, et ajout d'une composante non alimentaire à l'aide d'une estimation de courbes d'Engel, afin de déterminer la valeur escomptée des dépenses non alimentaires effectuées par les ménages justes en mesure de satisfaire leurs besoins alimentaires. Cette procédure permet de produire trois lignes de pauvreté – FC par tête et par an : (i) Ngazidja : 285 144 ; (ii) Ndzouani : 217 287 ; (iii) Mwali : 274 725. A cet égard, Ngazidja est prise comme référence, et les dépenses des ménages, déflatées selon les diverses lignes de pauvreté obtenues, permettent de générer des mesures cardinales et ordinales des privations. Par ailleurs, la stratification des groupes socio-économiques, effectuée *a priori*, en prenant en considération le critère de *vulnérabilité* sur le marché du travail, conduit à prendre en compte les segments suivants : (i) les « salariés protégés » ; (ii) les « salariés non protégés » ; (iii) les « micro-entrepreneurs » ; (iv) les « indépendants informels » ; (v) les « agriculteurs vivriers » ; (vi) les « agriculteurs de rente » ; (vii) les « éleveurs et divers » ; (viii) les « pêcheurs et divers » ; (ix) les « apprentis et aides familiaux » ; (x) les « chômeurs » ; (xi) les « inactifs ».

2. L'appréhension de la pauvreté monétaire appelle, préalablement, une analyse des dépenses des ménages. En 2004, les dépenses annuelles moyennes des ménages s'élèvent à 698,5 milliers de FC, un montant qui équivaut à plus de deux fois la valeur du revenu national par habitant, estimée

par la comptabilité nationale, et qui exhibe des disparités *moyennes* assez peu élevées selon les îles et les groupes socio-économiques. En outre, l'essentiel du budget des ménages est consacré à l'alimentation : 64,2 pour cent. Par ailleurs, les dépenses moyennes réelles des ménages – aux prix de 2004 – auraient augmenté annuellement de 5,6 pour cent entre 1995 et 2004 – 2,4, 10,6 et 2,9 pour cent, respectivement, à Ngazidja, Ndzouani et Mwali.

Dans ce contexte, pour l'ensemble du pays, l'incidence de la pauvreté parmi les ménages s'élève à 36,9 pour cent, ce qui, sous certaines hypothèses, conduit à un ratio de pauvreté de 44,8 pour cent parmi les individus. On observe également que la pauvreté en termes de ménages et d'individus semble, a priori, plus élevée à Ndzouani et Mwali, comparativement à Ngazidja – respectivement, 38,4, 37,8 et 35,3 pour cent, soient 46,4, 49,1 et 42,7 pour cent en termes d'individus. Toutefois, le test de dominance stochastique de deuxième ordre ne permet pas de trancher quant à l'ordre des distributions entre Ngazidja et Mwali. En fait, la pauvreté prévaut surtout en milieu rural, notamment à Ndzouani, ce dernier contribuant à 78,8 pour cent de la pauvreté des familles aux Comores. Par ailleurs, la prise en compte des segments du marché du travail fait apparaître quatre groupes relativement distincts, en fonction des ratios de pauvreté – par exemple, en termes de ménages : (i) ménages dont le chef est un salarié protégé – 25,5 pour cent ; (ii) familles gérées par un salarié non protégé, un indépendant du secteur informel ou un apprenti-aide familial – entre 30 et 35 pour cent ; (iii) sous-groupes ayant à leur tête un agriculteur vivrier, un agriculteur de rente, un chômeur ou un inactif – entre 38 et 39 pour cent ; (iv) familles gérées par un micro-entrepreneur, un éleveur ou un pêcheur – 46 à 54 pour cent. En définitive, trois groupes socio-économiques expliquent près des deux tiers de la pauvreté nationale : les ménages d'agriculteurs – 30,2 pour cent –, les familles de salariés non protégés – 15,8 pour cent –, et les ménages ayant à leur tête un inactif – 19,6 pour cent.

3. Ces résultats conduisent à questionner la dynamique de pauvreté entre 1995 – EBC – et 2004 – EIM. A cet égard, deux éléments d'analyse concourent à justifier une baisse de la pauvreté au cours de la période.

Premièrement, bien que les comparaisons des dépenses des ménages entre 1995 et 2004 exigent une grande prudence – modification de la structure des échantillons, de la période de référence, et des composantes des dépenses –, les privations monétaires auraient sensiblement et significativement diminué, les ratios de pauvreté en termes de ménages et d'individus étant passés entre les deux dates, respectivement, de 47,3 à 36,9 pour cent, et de 54,6 à 44,8 pour cent. Toutefois, une nouvelle configuration de la pauvreté insulaire semble apparaître, puisque le fort déclin de la pauvreté monétaire, statistiquement significatif, s'observe uniquement à Ndzouani et Mwali.

Deuxièmement, une mesure micro-multidimensionnelle de la pauvreté en termes de capacités, fondée sur un indice décomposable à la fois selon des sous-groupes et des attributs – actifs physiques (habitat et disponibilité de biens durables), humains (indicateur combiné d’instruction du chef de ménage, de la scolarisation et de l’analphabétisme), et sociaux (transferts), inhérents aux ménages ou aux individus –, met en évidence une baisse de la pauvreté non monétaire. En effet, entre 1995 et 2004, l’indicateur multidimensionnel $P_{(a=0)}$ est passé de 0,709 à 0,609, ce qui suggère une hausse quant à l’accès aux actifs de base pris en considération. A cet égard, il apparaît que la baisse observée au cours de la période est essentiellement imputable aux progrès en matière d’instruction, et, dans une moindre mesure, à un meilleur accès aux biens durables et à une amélioration de la qualité de l’habitat. Par contre, le poids des transferts a décliné, un mouvement qui n’a pas été en mesure de contrebalancer les progrès réalisés dans les autres domaines.

4. L’une des limites des approches monétaires conventionnelles de la pauvreté étant l’absence de dissociation *ex ante* des types de pauvreté par rapport à la vulnérabilité – probabilité de pauvreté –, la prise en compte de ce concept permet de distinguer – à l’aide d’une procédure économétrique – six groupes : (i) ménages pauvres durables ; (ii) ménages pauvres transitoires et involutifs ; (iii) ménages pauvres transitoires et évolutifs ; (iv) ménages non pauvres vulnérables et précaires ; (v) ménages non pauvres mais vulnérables ; (vi) ménages non pauvres et non vulnérables. Cette orientation analytique met en relief plusieurs éléments.

Premièrement, la vulnérabilité des ménages, c’est-à-dire ceux qui ont une probabilité d’au moins 40 pour cent d’être pauvres à court terme, est une situation un peu plus répandue que la pauvreté – 36,9 pour cent des ménages sont « pauvres », et 47,4 pour cent sont « très vulnérables ».

Deuxièmement, les stratifications des ménages en termes de pauvreté et de vulnérabilité se recoupent – par exemple, 36,4 pour cent des ménages très vulnérables sont pauvres, et 37,3 pour cent de ceux qui sont faiblement vulnérables ont également un niveau de vie inférieur au seuil de pauvreté.

Troisièmement, la pauvreté durable, caractérisant les ménages dont les dépenses par tête *actuelles* et *estimées* sont inférieures au seuil de pauvreté, est une composante importante de la pauvreté – 39,1 pour cent des ménages pauvres, soit 14,4 pour cent de l’ensemble des familles.

Quatrièmement, des catégories de ménages non pauvres semblent particulièrement exposées au risque de pauvreté dans un avenir proche.

Cinquièmement, il apparaît que les formes de pauvreté varient sensiblement selon les îles. A Ngazidja, la distribution entre les pauvretés durable et transitoire est assez équilibrée. Par contre, la pauvreté chronique

prédomine à Mwali, tandis qu'à Ndzouani l'inverse prévaut. La prise en compte du milieu n'altère pas fondamentalement ce schéma, sauf à Ndzouani où, dans les zones urbaines, la pauvreté durable tend à être aussi importante que la pauvreté transitoire et évolutive.

5. L'étude de la pauvreté implique une investigation des relations qui prévalent entre cette dernière et l'inégalité des ressources des ménages. Dans la présente recherche, plusieurs résultats émergent.

Premièrement, au niveau national, au cours de la période 1995-2004, *l'inégalité des dépenses par tête a considérablement augmenté*. En effet, tous les indicateurs d'inégalité mettent en évidence une nette croissance des disparités des ressources per capita des ménages. Par exemple, l'indice de Gini a augmenté de 25,7 pour cent – 0,443 à 0,557. Toutefois, l'inégalité des dépenses per capita a surtout augmenté à Ndzouani, et, dans une moindre mesure, à Ngazidja, alors que l'inverse a prévalu à Mwali. A cet égard, la décomposition des sources du *niveau* de l'inégalité met en relief le rôle de la démographie du ménage – surtout le nombre d'enfants de 5-14 ans –, ainsi que l'instruction du chef de ménage, la proportion d'employés par ménage, et la localisation spatiale. Ces trois facteurs représentent 21,5 pour cent de la contribution des facteurs significatifs. Notons également que l'existence des transferts externes concourt à rehausser l'inégalité des dépenses uniquement à Ngazidja.

Deuxièmement, la détermination des élasticités des indices de pauvreté par rapport aux *dépenses réelles par tête des ménages* et à l'indice de Gini en 2004 suggère plusieurs observations. Tout d'abord, au niveau de l'ensemble de l'économie, la valeur absolue des élasticités par rapport aux dépenses par tête est sensiblement supérieure à l'unité pour toutes les mesures de la pauvreté – par exemple, une élévation de un pour cent des dépenses par tête induit une réduction du ratio et de l'intensité de la pauvreté, respectivement, de 1,64 et 1,87 pour cent, toutes choses égales par ailleurs. De plus, on observe une tendance à la *hausse* des élasticités des dépenses entre 1995 et 2004. Ensuite, la pauvreté peut s'accroître si l'inégalité des dépenses s'accroît au cours du processus de croissance économique. En effet, pour l'ensemble de l'économie, les mesures de la pauvreté ont tendance à réagir beaucoup plus à la variation de l'inégalité des dépenses qu'à la variation des dépenses moyennes. A cet égard, entre 1995 et 2004, le pourcentage des dépenses par tête nécessaire pour stabiliser les mesures de la pauvreté, consécutivement à une élévation de l'inégalité de un pour cent, s'est accru. Enfin, pour les différentes mesures de la pauvreté, si les élasticités de la pauvreté par rapport aux dépenses par tête tendent à être comparables selon les îles, les élasticités inégalité apparaissent relativement plus faibles à Mwali, et, dans une moindre mesure, à Ndzouani. Ces résultats sont

susceptibles de mettre en évidence une plus grande fragilité sociale en 2004, comparativement à 1995, à l'égard de la croissance économique et de la variation de l'inégalité des revenus : la compensation en termes de croissance des dépenses pour stabiliser la pauvreté, consécutivement à une aggravation de l'inégalité, est plus élevée en 2004 qu'en 1995.

Troisièmement, la décomposition de la variation de la pauvreté au cours de la période 1995-2004, en termes d'effets de croissance des dépenses et d'inégalité, présente un réel intérêt pour mieux appréhender la dynamique de pauvreté. A cet égard, l'EIM montre que la diminution de la pauvreté entre 1995 et 2004 aurait été plus élevée en l'absence de l'augmentation des inégalités. Mais, l'analyse selon les îles affiche une situation contrastée. A Ngazidja, la composante distribution est *positive*, et ne surpasse pas l'effet croissance négatif, alors qu'à Ndzouani, la composante distribution, bien que positive, ne surpasse pas l'effet de croissance des dépenses qui est *négatif*. Enfin, Mwali est un cas particulier dans la mesure où la composante distribution a *accentué* la baisse de la pauvreté. Dans ce contexte, au niveau de l'économie, l'examen des effets de croissance et d'inégalité sur la pauvreté, fondés sur les élasticités, semble mettre en évidence un *processus de croissance pro-riches* au cours de la période 1995-2004. Par exemple, l'effet dû à la croissance – élasticité-croissance $\hat{\eta}$, à inégalité constante – suggère qu'une hausse de un pour cent des dépenses par tête aurait induit une baisse du ratio de pauvreté de 0,359 pour cent. Or, l'élasticité totale de pauvreté $\hat{\omega}$ est de -0,164, ce qui signifie qu'à une croissance de un pour cent des dépenses réelles par tête est associée une baisse de 0,164 pour cent du taux de pauvreté. Cependant, la prise en considération des îles relativise, dans une certaine mesure, l'appréciation précédente, et un processus de croissance *pro-pauvres* aurait prévalu à Mwali.

6. L'étude explore les déterminants des dimensions de la pauvreté à l'aide d'un modèle logistique multinomial. L'analyse de sensibilité – évaluation des *probabilités prédites* pour les ménages d'être localisés dans les divers segments de la distribution du niveau de vie, les autres paramètres étant inchangés – produit plusieurs enseignements.

Premièrement, les ménages dont le chef est éleveur – notamment, à Ngazidja –, pêcheur – surtout, à Ndzouani – ou micro-entrepreneur – en particulier, à Mwali – ont la probabilité la plus élevée d'être localisés dans le segment des pauvres, plutôt que dans celui des riches.

Deuxièmement, l'effet de l'instruction sur le niveau de vie apparaît nettement, quelle que soit la localisation géographique. Par exemple, au niveau national, toutes choses égales par ailleurs, les ménages dont le chef est sans instruction ont au moins deux fois plus de chance d'être dans le segment des pauvres que ceux qui sont gérés par une personne ayant le niveau du

secondaire. Toutefois, il importe de remarquer que l'effet de l'accès aux niveaux primaire et secondaire premier cycle, comparativement à une situation de non-instruction, ne réduit que dans des proportions modérées la probabilité d'appartenir au segment le plus bas de la distribution.

Troisièmement, l'EIM met en évidence l'impact des facteurs démographiques. Tout d'abord, en ce qui concerne le segment des pauvres, l'âge du chef de ménage est, dans une certaine mesure, directement relié à l'élévation de la probabilité prédite pour les ménages d'être localisés dans cette strate. Ensuite, toutes choses égales par ailleurs, les ménages gérés par une femme ont moins de chance d'être exposés à la pauvreté, un résultat qui prévaut pour toutes les îles. Enfin, on notera l'influence de la taille des ménages – surtout à Ndzouani et Mwali. Ainsi, au niveau national, les ménages de une à deux personnes ont environ quatre fois et demi moins de chance d'être pauvres que ceux qui comportent six à neuf personnes, et trois fois et demi plus de chance d'être riches que les précédents.

Quatrièmement, rehausser l'emploi productif par ménage est un moyen de réduire la pauvreté, mais l'effet n'est pas linéaire. En vérité, il existe des disparités inter-îles : effet assez faible à Ndzouani, moyen à Ngazidja et élevé à Mwali.

Cinquièmement, l'impact des transferts sur la pauvreté est mis en évidence. Les ménages ayant des transferts externes ont une plus faible probabilité de pauvreté, comparativement à ceux qui n'en reçoivent pas. Mais, l'incidence des transferts met en évidence de fortes disparités selon les îles. Sans aucun doute, l'impact des transferts externe réduit la probabilité de pauvreté à Ngazidja – 0,29 et 0,37, respectivement, en présence et absence d'envois de fonds –, et à Mwali – 0,24 et 0,39 –, alors que l'inverse prévaut à Ndzouani – 0,40 et 0,38. Par contre, l'existence de transferts intra ou inter-îles n'a aucun impact à Ngazidja, tandis que l'effet est de hausser et baisser la probabilité de pauvreté, respectivement, à Ndzouani et Mwali.

Sixièmement, 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 qu'ils sont localisés dans le milieu rural, notamment à Ndzouani.

7. Certaines critiques ayant suggéré que des approches *non monétaires* étaient susceptibles de fournir des informations sur des dimensions fondamentales du bien-être pour les individus, laissées de côté par le concept d'utilité, l'étude examine le niveau de plusieurs *indicateurs partiels* non monétaires de la pauvreté, et met en oeuvre également une mesure micro-multidimensionnelle des privations en termes de capacités. Cette dernière approche ayant été précédemment évoquée, quelques éléments relatifs aux indicateurs partiels sont rappelés.

Premièrement, on observe une plus grande précarité de l'habitat à Ndzouani et Mwali, comparativement à Ngazidja, si l'on considère que le pisé ou les feuilles de cocotier pour les murs, la paille et les feuilles pour le toit, et la terre battue pour le sol, constituent des matériaux caractérisant un habitat très précaire en termes de qualité de logement. De même, la proportion de ménages utilisant l'électricité comme source d'éclairage est deux fois plus importante à Ngazidja qu'à Ndzouani et Mwali – 53,6 pour cent, contre, respectivement, 22,6 et 28,4 pour cent –, tout comme dans les ménages riches, comparativement aux ménages pauvres – respectivement, 48,9 et 27,0 pour cent. Notons que le bois demeure la source d'énergie dominante quant à la préparation des repas, puisque environ les trois quarts des ménages y ont recourt. Cette observation suggère une attention accrue à l'impact environnemental de l'utilisation intensive du bois de chauffe.

Deuxièmement, l'accès à l'éducation revêt une importance spécifique pour le développement. Ainsi, les analyses fondées sur l'estimation des fonctions de gains mettent en évidence la forte rentabilité de l'investissement en éducation, notamment pour les femmes. Par exemple, les femmes ayant eu accès au deuxième cycle du secondaire obtiennent des gains plus élevés de 89,6 pour cent, par rapport à celles qui sont sans instruction, toutes choses égales par ailleurs. Or, pour les hommes, le taux de rendement marginal de ce niveau d'instruction est de 52,1 pour cent. Par ailleurs, les disparités sont encore plus élevées en ce qui concerne l'enseignement supérieur : 403,5 et 131,9 pour cent. A cet égard, on constate que les dépenses annuelles d'éducation *par enfant scolarisé* s'élèvent, en moyenne, à 44,6 milliers de FC. Mais, les ménages riches dépensent quatre fois plus que les familles pauvres par enfant scolarisé – respectivement, 86,5 et 20,3 milliers de FC.

Cependant, en considérant le niveau d'instruction des individus de 7 ans et plus employés, on observe que près de la moitié des comoriens employés sont sans instruction, et que 29,4 pour cent possèdent au plus le niveau primaire. Bien que des disparités selon le niveau de vie des ménages et le statut sur le marché du travail prévalent, ce faible niveau d'instruction constitue un handicap en termes d'efficacité du système productif. D'ailleurs, le taux d'alphabétisation des adultes – 15 ans et plus – s'établit à 56,5 pour cent, une statistique qui semble traduire un recul sensible de l'analphabétisme par rapport à 1995.

Selon l'EIM, les taux de scolarisation nets du primaire – 6-11 ans – et du secondaire – 12-18 ans – s'établissent, respectivement, à 68,8 et 66,2 pour cent. Si ces pourcentages globaux semblent révéler des progrès par rapport à 1998/99, ils sont légèrement en retrait par rapport à ceux avancés par le Ministère de l'éducation nationale – 73,0 pour cent. Quoiqu'il en soit, on constate un retard de la scolarisation des filles par rapport à celle des garçons, un processus croissant avec le niveau d'instruction.

Mais, d'autres aspects concernant l'instruction sont mis en relief par l'EIM : (i) les ménages comoriens préfèrent toujours envoyer d'abord leurs enfants à l'école coranique ; (ii) la prise en compte du type d'établissement fréquenté montre que les trois quarts des écoliers sont scolarisés dans les établissements publics ; (iii) si moins de un pour cent des enfants abandonnent l'école avant d'achever leur cycle primaire, le phénomène est plus élevé dans le secondaire – 5,2 pour cent.

Troisièmement, l'accès à la santé représente un autre élément de la formation du capital humain. Aux Comores, la part du budget de l'Etat consacrée à la santé a décliné en valeur relative, et est passée de 5 à 3 pour cent entre 2000 et 2003. Dans ce contexte, l'EIM indique que les dépenses annuelles de santé *par ménage*, relatives à la morbidité, la vaccination des enfants, et les soins post-natals et prénatals, s'élèvent à 27,3 milliers de FC – respectivement, 23,0 et 24,8 milliers de FC pour les ménages pauvres et riches –, soit 0,8 pour cent des ressources totales des familles. S'agissant des dimensions de l'accès à la santé, plusieurs éléments sont à souligner. Tout d'abord, il apparaît que 17,6 pour cent des personnes interrogées ont souffert d'une maladie ou d'une blessure au cours des 15 derniers jours précédant l'enquête, la proportion étant d'ailleurs un peu plus élevée dans les ménages riches, comparativement aux familles pauvres, comme cela était attendu. Dans ce contexte, les personnels fréquemment consultés sont les médecins – 65,3 pour cent –, les infirmiers – 21,0 pour cent –, et les guérisseurs – 6,0 pour cent. Ensuite, on observe que certaines formes de malnutrition des enfants demeurent encore assez élevées, et que les progrès ont été relativement faibles au cours des huit dernières années. En effet, au niveau national, les taux de retard de croissance, d'émaciation et d'insuffisance pondérale sont, respectivement, de 44,0, 7,9 et 24,9 pour cent. Or, selon l'enquête démographique et de santé de 1996, ces trois taux étaient estimés, respectivement, à 33,8, 8,3 et 25,8 pour cent. Notons que les disparités de malnutrition selon le genre sont faibles, et ne sont pas en défaveur des filles. De même, une relation inverse entre le niveau de vie des ménages et la malnutrition des enfants prévaut, sauf en ce qui concerne le retard de croissance, une situation qui est indépendante du sexe des enfants. Mais, il existe des écarts sensibles de malnutrition des enfants selon les îles, cette dernière étant la plus faible à Ngazidja, et la plus élevée à Ndzouani. Soulignons que si l'EIM ne permet pas de distinguer la mortalité infantile de la mortalité infanto-juvénile, elle met en évidence un taux de mortalité des enfants des femmes de 15-49 ans de 70,7 pour mille naissances vivantes, qui croît – naturellement – avec l'âge des mères. Enfin, d'autres aspects de l'accès à la santé sont à noter : (i) la couverture vaccinale pour les enfants de 7 ans et moins est de 81,3 pour cent, et quelques disparités prévalent entre les îles ; (ii) la proportion des enfants de 5 ans et moins, ayant été amenés dans

une formation médicale pour les soins post-natals, est très faible – 39,0 pour cent –, surtout à Ngazidja ; (iii) une forte proportion de femmes ayant eu des grossesses ont donné naissances à des morts-nés – 23,0 pour cent –, surtout en milieu rural – 44,2 pour cent, contre 20,0 dans les villes –, alors que 75,0 pour cent des femmes ont eu des soins prénatals – dans les deux tiers des cas, ce sont surtout les sages-femmes qui sont consultées ; (iv) 72,0 pour cent des ménages sont en possession d'une moustiquaire, bien que des disparités prévalent selon les îles, alors que l'utilisation des moustiquaires imprégnées est beaucoup moins répandue, notamment dans les ménages pauvres – un cinquième de la population ne connaît pas l'existence de la moustiquaire imprégnée ; (v) la grande majorité de la population connaît l'existence du VIH/SIDA – 90,0 pour cent –, et les trois quarts sont informés de l'existence de moyens de protection empêchant d'attraper ce virus.

8. Une investigation des *disparités socio-économiques* en matière de santé présente un intérêt évident en termes de politiques économiques.

Premièrement, on constate que les coefficients de concentration sont négatifs pour l'émaciation et l'insuffisance pondérale, ce qui traduit une malnutrition « pro-riches ». Par contre, s'agissant du retard de croissance, qui est un indicateur de long terme, les coefficients sont positifs, et la courbe de concentration est quasiment confondue avec la diagonale. De plus, l'EIM montre que l'inégalité socio-économique de l'émaciation et du retard de croissance est plus forte pour les filles que pour les garçons. Cela signifie que, bien que le *niveau moyen* de la nutrition des filles soit un peu meilleur que celui des garçons, les *disparités de malnutrition* sont en défaveur des filles dans les ménages les plus pauvres. Mais, des disparités de malnutrition des enfants prévalent également selon les îles.

Deuxièmement, contrairement à la malnutrition, les courbes de concentration de la mortalité des enfants sont situées en dessous de la diagonale à 45°, ce qui traduit une inégalité socio-économique de la mortalité « pro-pauvres ».

9. La pauvreté dépend de la disponibilité et du rendement d'un ensemble d'actifs physiques, humains et sociaux, régis à la fois par les marchés et un ensemble d'institutions, de normes et de valeurs. En particulier, la capacité de mobilisation et de valorisation des actifs liés au marché du travail présente un intérêt majeur par rapport au bien-être des individus. A cet égard, plusieurs éléments sont mis en évidence.

En premier lieu, alors que la taille moyenne des ménages en 2004 est de 5,8 personnes – contre 6,3 personnes en 1995 –, le taux de dépendance en termes de statuts est de 3,4, ce qui signifie qu'un actif occupé supporte en moyenne 3,4 personnes inactives ou au chômage. En outre, le différentiel des

taux de dépendance selon le sexe du chef de ménage, en défaveur des femmes, tend à s'accroître dans les ménages pauvres, comparativement aux familles riches. Dans ce contexte, le taux d'offre de travail – ou taux d'activité – des personnes de 7 ans et plus est de 37,5 pour cent – 49,7 pour cent pour les 15-65 ans –, un niveau relativement bas par rapport aux ratios enregistrés au Moyen-Orient et en Afrique du Nord. Mais, l'analyse descriptive montre que plusieurs facteurs affectent l'offre de travail : (i) le sexe : 43,2 pour cent des hommes de 7 ans et plus participent au marché du travail, contre seulement 32,0 pour cent pour les femmes ; (ii) l'âge : les taux d'offre de travail croissent avec l'âge, puis décroissent ; (iii) le niveau d'instruction : évolution selon une courbe en U des taux d'offre en fonction de l'instruction ; (iv) le niveau de vie des ménages : le taux d'offre de travail des pauvres est seulement de 32,7 pour cent, contre 46,5 pour cent pour les riches.

En deuxième lieu, l'EIM met en évidence une structure dualiste de l'économie, où prédominent surtout un secteur informel agricole – essentiellement de subsistance – et non agricole, et un secteur tertiaire développé, la base industrielle étant assez limitée. Tout d'abord, *le secteur agricole*, y compris la pêche et l'élevage, regroupe 57,4 pour cent des emplois, si on lui associe les activités menées en milieu « urbain », et les statuts d'apprenti et d'aide familial. A cet égard, les individus occupés dans l'agriculture appartiennent surtout à des ménages pauvres, et le secteur agricole emploie beaucoup de femmes. En effet, *le secteur agricole englobe 66,9 pour cent des emplois féminins et 51,2 pour cent des emplois masculins. En d'autres termes, 46,9 pour cent des emplois agricoles sont exercés par des femmes.* Ensuite, *le secteur informel non agricole* constitue une autre composante du système productif comorien. Si l'on associe les micro-entrepreneurs et les indépendants du secteur informel, la contribution de ce secteur à l'emploi national s'élève à 16,2 pour cent. En outre, le rôle des femmes dans le secteur informel non agricole est important, puisqu'il fournit 19,5 pour cent de l'emploi féminin – surtout des activités marginales. Au total, 48,6 pour cent des emplois du secteur informel non agricole sont occupés par des femmes. Enfin, si l'on considère que tous les salariés appartiennent au système productif moderne – hypothèse forte –, ce dernier contribue à 26,3 pour cent de l'emploi national. Toutefois, le salariat non protégé prédomine dans le secteur moderne, puisqu'il concerne environ les deux tiers des emplois. Par ailleurs, une autre caractéristique du secteur moderne est la faiblesse de l'emploi féminin : le salariat ne contribue qu'à 13,7 pour cent de l'emploi des femmes, dont 69,2 pour cent occupent des emplois non protégés – 71,4 pour cent pour les hommes. Cette structure du salariat du secteur moderne explique que seulement 28,4 pour cent des individus qui y travaillent soient localisés dans des ménages riches – 26,6 et

32,8 pour cent, respectivement, des salariés non protégés et protégés.

Dans ce contexte, la prise en compte de l'âge et de l'instruction permet d'affiner la configuration précédente de l'insertion sur le marché du travail. D'une part, les modalités d'insertion sur le marché du travail diffèrent entre les jeunes hommes et femmes : *près de 70 pour cent des activités des jeunes filles de 24 ans et moins sont inhérentes à l'agriculture et au secteur informel, le salariat occupant une place très minoritaire – 9,2 pour cent*. Par contre, l'accès au marché du travail des jeunes hommes de la même tranche d'âge est plus diversifié, et le salariat occupe une place non négligeable. Dans ces conditions, *les filles accèdent plus au marché du travail par les « mauvais emplois », et ces ports d'entrée les destinent probablement plus vers des activités à propre compte, souvent marginales*. Par contre, *les jeunes hommes accèdent au marché du travail plutôt par des « bons emplois » – notamment, le salariat –*, qui jouent un rôle important, mais pas exclusif, dans leur carrière professionnelle. D'autre part, *la localisation de la main-d'oeuvre dans certains segments du marché du travail s'explique aisément par la faiblesse du niveau d'instruction*. Par exemple, 80,1 pour cent des femmes employées sont sans instruction, contre 63,9 pour cent pour les hommes.

En troisième lieu, la compréhension du fonctionnement des marchés du travail implique une analyse de la distribution des gains des individus selon les divers segments, ainsi que des relations qui prévalent avec les dotations en capital humain. A cet égard, on observe que : (i) les gains féminins annuels sont beaucoup moins élevés que ceux des hommes : respectivement, 834,4, et 1302,0 milliers de FC, soit un ratio de 0,641 ; (ii) la distribution des gains selon les activités est assez hétérogène. De plus, l'estimation d'une fonction de gains montre que : (i) l'éducation est un déterminant important des gains obtenus sur le marché du travail, et que les rendements marginaux croissent avec le niveau d'instruction ; (ii) le fait d'être un homme accroît les gains annuels de 116,3 pour cent, toutes choses égales par ailleurs ; (iii) les salariés non protégés, les agriculteurs et les éleveurs perçoivent des gains inférieurs à ceux des salariés protégés ; (iv) la localisation géographique et le milieu jouent aussi un rôle important dans la détermination des gains des individus – par rapport à Moroni, tous les travailleurs des milieux ruraux, et des zones urbaines de Mwali, obtiennent des revenus inférieurs ; (v) le niveau d'instruction secondaire du père affecte positivement les revenus du travail.

En quatrième lieu, et corrélativement, les revenus des ménages sont issus de trois sources majeures : (i) les gains de l'activité principale – 36,9 pour cent ; (ii) l'auto-consommation alimentaire – 27,7 pour cent ; (iii) la valeur imputée du logement – 23,9 pour cent. En fait, le revenu moyen annuel des ménages – 699,0 milliers de FC – est très proche des dépenses moyennes annuelles – 698,6 milliers de FC –, ce qui pourrait être le signe d'une

faiblesse de l'épargne. Par ailleurs, des différences significatives prévalent selon les îles et divers paramètres du chef de ménage ou du groupe. En particulier, si les revenus de transferts, externes et internes, représentent 2,5 pour cent de l'ensemble des revenus des ménages, l'importance des envois de fonds par tête à Ngazidja, comparativement à Ndzouani, est à souligner : 95,4 milliers de FC, contre seulement 31,1 milliers de FC. De même, l'IEM met en relief l'ampleur considérable des ressources de transferts des ménages gérés par une femme, comparativement aux ménages masculins – 50,8 contre 88,6 milliers de FC.

10. Malgré le caractère peu urbanisé des Comores, le phénomène de chômage appelle une attention particulière.

Premièrement, il apparaît que 13,5 pour cent des actifs de 7 ans et plus étaient au chômage en 2004 – une incidence en légère augmentation rapport à 1995, bien que la comparaison soit délicate. De ce fait, compte tenu du taux d'offre de 37,5 pour cent, cela signifie que seulement 32,4 pour cent des individus de 7 ans et plus travaillent. Par ailleurs, l'enquête montre que la *population des chômeurs englobe 47,6 pour cent de personnes n'ayant jamais travaillé*, c'est-à-dire des jeunes la plupart du temps. En outre, les taux de chômage sont un peu plus élevés à Ngazidja – 14,9 pour cent – et à Mwali – 15,0 pour cent –, qu'à Ndzouani – 12,1 pour cent.

Deuxièmement, l'examen des caractéristiques des chômeurs met en évidence la spécificité du phénomène à l'égard des jeunes. Tout d'abord, les taux de chômage sont beaucoup plus élevés pour les femmes que pour les hommes – 9,2 et 19,2 pour cent, respectivement –, et le chômage frappe surtout les hommes secondaires – 24,6 pour cent – et les femmes secondaires – 34,3 pour cent –, les deux composantes les plus jeunes des ménages. En fait, d'autres éléments quant au lien entre le taux de chômage et l'âge permettent de mieux spécifier le chômage des jeunes : (i) pour les moins de 24 ans, le taux de chômage frappe entre un quart et un tiers des personnes actives ; (ii) le rapport des taux de chômage des 15-19 ans et des 30-49 ans est environ de 5, et s'abaisse approximativement à 4 lorsque la classe d'âge des 20-24 ans est prise en compte ; (iii) 64,9 pour cent des chômeurs ont entre 7 et 29 ans, tandis que 44,6 pour cent appartiennent à la classe d'âge des 15-24 ans – 42,4 et 46,1 pour cent, respectivement pour les garçons et les filles ; (iv) bien que les écarts tendent à diminuer pour la classe d'âge 25-29 ans, la proportion de chômeuses jeunes par rapport à l'ensemble des jeunes filles au chômage est presque deux fois plus élevée que celle des jeunes garçons. Observons également que pour chaque niveau d'instruction, la relation en U entre l'âge des individus et le taux de chômage tend à prévaloir – sauf pour ceux ayant eu accès à l'enseignement supérieur : *le chômage frappe davantage les jeunes quel que soit leur niveau d'instruction*.

Troisièmement, bien que le taux de chômage des individus de 7 ans et plus ne soit que faiblement relié au niveau de bien-être des ménages auxquels ils appartiennent – sauf à Ngazidja –, on constate une variation sensible de la proportion de comoriens employés selon les ressources des ménages. Compte tenu des taux d'offre et de chômage relatifs, on peut estimer que seulement 28,6 et 39,8 pour cent des individus de 7 ans et plus, localisés, respectivement, dans les familles pauvres et riches, exercent une activité économique. En réalité, la relation entre le taux de chômage et le niveau de vie des ménages est complexifiée lorsque l'on considère les formes de pauvreté et le genre. Il est de 16,6 pour cent pour les individus appartenant à des ménages pauvres durables, contre 10,3 pour cent pour les ménages pauvres transitoires évolutifs. De même, la proportion de filles de 19-24 ans au chômage, appartenant au segment des pauvres durables, s'élève à 12,5 pour cent de l'ensemble des filles de la même classe d'âge, le pourcentage relatif aux garçons étant seulement de 3,8.

11. Un autre dualisme du marché du travail prévaut dans l'Union des Comores, 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 – 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. 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. Malgré tout, les ménages gérés par une femme sont moins pauvres que leurs homologues masculins – respectivement, 30,4 et 38,6 pour cent –, et beaucoup moins frappés par la

pauvreté durable que par la pauvreté transitoire, comparativement aux ménages masculins : respectivement, 27,6 pour cent et 40,7 pour cent. Cette situation semble imputable, principalement, à l'ampleur de l'auto-consommation alimentaire, des transferts et du capital social. En effet, lorsque les ménages appartiennent à un ou plusieurs groupes, l'incidence de la pauvreté diminue de 11,2 points de pourcentage, soit -28,4 pour cent. Néanmoins, il semble que l'impact du capital social dans les ménages féminins soit un peu plus élevé.

12. La participation des enfants au marché du travail constitue un autre élément des stratégies de survie mises en oeuvre par les ménages. A cet égard, l'EIM produit plusieurs enseignements.

Premièrement, si seulement 3,6 pour cent des enfants de 7 à 17 ans travaillent – « child work » – cette incidence est de 8,5 pour cent pour la tranche d'âge des 15-17 ans, contre 2,0 pour cent pour les 7-14 ans. Par ailleurs, 56,5 des enfants ont une activité domestique, à laquelle la grande majorité d'entre eux consacrent moins de 3 heures par jour. Néanmoins, les activités domestiques effectuées par les filles absorbent plus de temps, comparativement aux garçons.

Deuxièmement, la proportion des enfants travailleurs n'est pas très déséquilibrée entre les filles et les garçons, et l'incidence du travail des filles de 7-17 ans est assez comparable à celle des garçons du même âge – 4,0 et 3,3 pour cent, respectivement. Mais, c'est surtout dans les ménages pauvres et pour la tranche d'âge de 15-17 ans que la proportion de filles au travail est élevée.

Troisièmement, plusieurs paramètres relatifs au chef de famille ou au groupe semblent influencer le travail des enfants. Ainsi, l'incidence du travail des enfants : (i) est plus élevée dans les ménages gérés par une femme, notamment en ce qui concerne les garçons ; (ii) tend à diminuer avec le niveau d'instruction du chef de ménage – sauf pour les filles de 7-14 ans ; (iii) croît lorsque ce dernier a une activité agricole, liée à l'élevage ou du secteur informel, ou réside à Ndzouani ; (iv) est influencée par le niveau de vie des ménages, une question examinée ci-après. On notera que seulement 29,2 pour cent des enfants actifs sont des apprentis ou aides familiaux. Ainsi, la plupart des enfants actifs sont des travailleurs de l'agriculture – 38,6 pour cent –, des indépendants du secteur informel – 13,5 pour cent – ou des éleveurs – 8,8 pour cent.

Quatrièmement, dans la mesure où le travail et la scolarisation des enfants sont deux activités interdépendantes, il peut être intéressant d'examiner la distribution des différents choix. A cet égard, on observe que : (i) 72,4 des enfants ont pour unique activité l'école ; (ii) 2,7 pour cent des enfants travaillent uniquement, et ; (iii) 24,0 pour cent n'ont ni travail, ni

accès à l'école, notamment dans les ménages pauvres. Dans ces conditions, le taux de chômage des enfants de 7-17 ans est considérable – 53,1 pour cent.

Cinquièmement, la modélisation des déterminants du travail des enfants montre que l'argument de l'« axiome de luxe » est probablement acceptable dans le cas des Comores, bien qu'il ne semble pas exister de relation statistiquement significative lorsque le niveau de vie *ex post* est pris en compte. En effet, la présente étude montre que la variabilité du niveau de vie, mesurée par la *variance des dépenses* en termes de pauvreté transitoire, rehausse la probabilité du travail des enfants, tout en réduisant les chances de scolarisation, comparativement aux ménages situés en dessus de la ligne de pauvreté, alors que la vulnérabilité des familles pauvres, imputable à une *faiblesse chronique des dépenses* – pauvres durables –, diminue la propension au travail des enfants, et augmente leur scolarisation, par rapport aux groupes les plus aisés. Ainsi, l'incidence du travail des enfants, significativement plus élevée dans les ménages *pauvres transitoirement*, comparativement aux ménages non pauvres, pourrait être le reflet d'une stratégie visant à minimiser le *risque* d'interruption du flux des ressources – par exemple, la réduction des transferts –, une situation qui prévaut surtout pour les ménages pauvres.

Corrélativement, la modélisation du travail des enfants suggère quelques paramètres influençant la scolarisation. Ainsi, la probabilité de fréquentation scolaire des enfants de 7-17 ans décline avec : (i) la pauvreté *ex post* ; (ii) le statut d'agriculteur du chef de ménage, comparativement à celui de salarié protégé ; (iii) le fait pour le chef de famille d'être un homme ; (iv) la localisation des ménages à Ndzouani. De même, les enfants ont une probabilité plus élevée d'aller à l'école lorsque : (i) le chef est instruit ; (ii) le chef a un certain âge ; (iii) les ménages comportent de nombreux enfants, notamment de 5-14 ans, et adultes de plus de 60 ans ; (iv) les enfants sont ceux du chef. En outre, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de scolarisation des filles est plus faible que celle des garçons, et l'effet marginal est assez élevé.

En fait, malgré les incertitudes relatives au processus de transition économique, il est probablement possible, à moyen ou à long terme, d'atténuer la fragilité du progrès social. Mais, la réussite de cette stratégie, visant à amender le processus de transition économique et à accroître la participation des individus à l'emploi productif, non vulnérable ou décent, afin d'atténuer le niveau des privations, dépend d'un ensemble de facteurs dont certains ne sont pas totalement contrôlables par les autorités publiques. Quoiqu'il en soit, le « Document de stratégie de croissance et de réduction de la pauvreté » constitue, d'une part, un sérieux indicateur des ambitions de promotion d'une stratégie de développement, susceptible d'améliorer durablement le bien-être des populations les plus défavorisées, en termes de

pouvoir d'achat et d'épanouissement social, en mettant en oeuvre des politiques publiques efficaces, et, d'autre part, un précieux instrument de programmation des actions.

1. Introduction

L'Union des Comores, confrontée à des défis économiques et sociaux considérables, s'est récemment engagée dans un programme de lutte contre la pauvreté. Or, l'exécution de ce dernier exige non seulement des ressources mais également, à moyen terme, une évaluation des progrès réalisés, une tâche justifiant la réalisation d'une enquête intégrale auprès des ménages.

1. Le contexte

L'Union des Comores, archipel de l'océan Indien¹, au nord-ouest de Madagascar, avait en 2003 un revenu national brut par habitant de 450 dollars U.S.². Malgré les dimensions positives du cheminement du développement au cours des années récentes, des incertitudes relatives au processus de transition économique prévalent dans cette petite économie ouverte, compte tenu du legs de l'histoire³, des contraintes naturelles, physiques et humaines⁴, et de la fragilité des institutions économiques, sociales et politiques. Cette situation, peu propice à l'amélioration de la compétitivité externe et à l'investissement privé étranger⁵, explique la lenteur des progrès réalisés en matière de stabilisation macro-économique. Dans ce contexte, le dévelop-

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

² World Bank (2004). 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].

³ 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.

⁴ 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.

⁵ L'Union des Comores est dans la zone franc, et le franc comorien est rattaché à l'euro depuis 2002 – un euro = 492 FC. Il semble que les gains de la dévaluation de 1994 aient été maintenus.

pement de l'Union des Comores doit surmonter plusieurs handicaps.

En premier lieu, il existe un dualisme 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. Cette structure de l'économie comorienne a au moins 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 industrielle⁶. Dans ces conditions, le ratio (exportation+importations)/PIB, de l'ordre de 50 pour cent, est à l'origine d'un important déficit commercial.

En deuxième lieu, les effets perturbateurs 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 externe⁷. 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.

En troisième lieu, les transferts externes, inhérents aux envois de

⁶ De ce fait, après la dévaluation de 1994, la demande pour ces produits n'a que faiblement diminué, malgré l'augmentation des prix.

⁷ 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.

fonds en provenance d'Europe et d'îles voisines, et à l'aide internationale, assurent au pays des ressources financières importantes, tout en contribuant à atténuer 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 représentaient 70 dollars U.S., et environ 16 pour cent du PIB⁸. Certes, les envois de fonds dans les économies en développement peuvent avoir des effets négatifs sur le développement – substitution des revenus du travail, réduction de l'effort, mauvais ajustement des taux de change. Toutefois, il est admis que ces ressources ont une nature relativement plus stable que les flux de capital privé⁹, et, dans le cas des Comores, l'impact sur la consommation – notamment par le biais du « Grand mariage » –, et, dans une moindre mesure, sur l'investissement en capital humain, est important. Par ailleurs, il est à remarquer que les transferts officiels ont sensiblement décliné au cours des années récentes. 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 externes¹⁰.

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, l'exécution du processus de décentralisation, inhérente 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,

⁸ Da Cruz, Fengler, Schwartzman [2004]. En termes de PIB par tête, les Comores seraient à la quatrième place.

⁹ Mais, la pérennité des envois de fonds privés, issus des nouvelles générations nées à l'étranger, n'est pas certaine.

¹⁰ Après avoir été positive entre 2000 et 2002, la balance des paiements est redevenue négative en 2003.

disponibilité de compétences locales adéquates.

Plus généralement, le contexte actuel de l'économie comorienne justifie l'adoption d'une stratégie de développement à moyen et long terme de développement humain durable, d'autant que les réformes économiques mises en oeuvre au début des années 1990 semblent avoir eu des effets mitigés aux niveaux économique et social. 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 2003¹¹. 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. 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. Il est à remarquer que ces faibles performances économiques entre 1993 et 2003 sont essentiellement imputables au recul des services – -6,6 pour cent –, alors que les secteurs agricole et industriel ont progressé, respectivement, de 6,9 et 5,7 pour cent. Dans ces conditions, la dimension sociale du développement demeure précaire, bien que la plupart des indicateurs soient supérieurs à la moyenne de qui prévalent en Afrique subsaharienne. Ainsi, en 2002, l'Indicateur de développement humain – IDH – 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 – IPH-1 –, 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 cent¹². 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. 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 2004¹³.

Dans cette optique, conformément aux décisions des institutions de Bretton Woods de septembre 1999, selon lesquelles les modalités

¹¹ World Bank [2004]. Entre 1983 et 1993, la croissance annuelle du PIB a été de 1,5 pour cent.

¹² PNUD [2004]. 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.

¹³ Voir ci-après.

d'allègement de la dette sous l'Initiative PPTE renforcée et les opérations de prêts futurs de la Banque mondiale et du Fonds monétaire international – « Facilité pour la réduction de la pauvreté et pour la croissance » (FRPC) – dépendaient d'une « Stratégie de réduction de la pauvreté », l'Union des Comores a manifesté la volonté de mettre en oeuvre un programme de lutte contre la pauvreté. Ce dernier, fondé sur une approche participative lancée en février 2002, et décrit dans le « Document stratégie de croissance et de réduction de la pauvreté » – DSCR¹⁴ –, vise, implicitement ou explicitement, à accélérer la croissance équitable, assurer l'accès des pauvres aux services sociaux de base, élargir les opportunités d'emploi et d'activités génératrices de revenus pour les pauvres, et promouvoir une bonne gouvernance.

L'exécution d'un programme de lutte contre la pauvreté exige la disponibilité d'instruments d'appréhension des privations adaptés, ces derniers étant susceptibles de remplir trois fonctions. Tout d'abord, il importe de promouvoir un processus de sensibilisation et de dialogue sur le développement social, en général, et la pauvreté, en particulier, grâce à la mise en oeuvre d'activités aux niveaux interne – validation politique des choix de stratégies de développement, forums, etc. – et externe – séminaires, tables rondes, conférences internationales, etc. Ensuite, il s'agit d'orienter les politiques macro-économiques et sectorielles, afin de : (i) réaliser un meilleur ciblage des politiques, en particulier en fonction des spécificités insulaires et des différents groupes socio-économiques ; (ii) faciliter un examen préalable des politiques alternatives ; (iii) permettre une évaluation de l'impact sur le niveau de vie des populations des politiques exécutées, ainsi que les effets macro-économiques ou sectoriels. Enfin, les investigations sur la pauvreté sont en mesure de guider les actions spécifiquement destinées à la réduction de la pauvreté, la poursuite de cet objectif impliquant une identification des interventions, un processus d'arbitrage entre ces dernières et une évaluation permanente des actions entreprises. Or, aux Comores, l'expérience quant à l'acquisition de l'information statistique sur la pauvreté est récente, et ne s'est développée qu'au cours des dix dernières années, une situation qui a justifié l'Enquête intégrale auprès des ménages (EIM) en 2004.

2. L'enquête intégrale auprès des ménages¹⁵

La réalisation de l'enquête intégrale auprès des ménages (EIM) par la Direction de la statistique appelle plusieurs observations.

Premièrement, les fondements et les objectifs de l'EIM. Jusqu'en

¹⁴ Union des Comores [2003].

¹⁵ Certains développements sont issus de : Commissariat Général au Plan [2003].

2004, les instruments d'appréhension de la pauvreté et du progrès social, disponibles aux Comores, étaient peu nombreux et d'importance inégale. En effet, plusieurs investigations statistiques permettaient, a priori, de générer des informations sur l'environnement social et la pauvreté : recensement de la population de 1991 – base de sondage de la plupart des investigations jusqu'en 2004 ; enquête budget-consommation (EBC) de 1995 ; enquête démographique et de santé (EDS) de 1996 ; enquête à indicateurs multiples, réalisée en 2000 ; enquête lourde sur l'éducation de 1999 ; enquêtes qualitatives sur la pauvreté de 1997, et sur la perception du bien-être (EPP) en 2001. Par ailleurs, des instruments d'investigation liés aux statistiques administratives et aux indicateurs sociaux prévalaient, comme dans maints pays, en particulier, des statistiques administratives sectorielles émanant de l'activité de plusieurs ministères. En outre, des relevés administratifs spécifiques constituent une information potentiellement abondante¹⁶.

En réalité, l'examen de ces instruments d'appréhension de la pauvreté met en évidence d'importants déficits, susceptibles d'affaiblir considérablement le rôle qu'il leur est dévolu. Limitées aux informations de l'enquête budget-consommation de 1995, malgré les potentialités des enquêtes EDS de 1996, MICS de 2000, et sur la perception du bien-être de 2001, et des données administratives, elles sont anciennes, conceptuelles incertaines, statistiquement fragiles, et insuffisantes au niveau communautaire. Dans ces conditions, il importait de disposer d'instruments additionnels en matière d'investigation de la pauvreté.

L'exécution d'une enquête intégrale auprès des ménages s'inscrit dans cette perspective, et vise à atteindre 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 sociales¹⁷ ; (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

¹⁶ Par exemple, les relevés de prix permettant la confection des indices de prix – Division des statistiques économiques et de la comptabilité nationale.

¹⁷ Par exemple, l'élaboration d'une cartographie de la pauvreté, en combinant les données de l'enquête à celles du recensement de la population, afin de prédire les privations pour tous les ménages du recensement ; l'intégration du risque et de la vulnérabilité à l'analyse de la pauvreté ; l'appréhension des capacités des ménages quant à la mobilisation des actifs physiques, humains, économiques et sociaux ; la spécification des interactions entre la pauvreté et l'urbanisation.

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.

Deuxièmement, la conception de l'échantillon. En raison de la faible population de Mwali, et de la nécessité de désagréger le profil de pauvreté selon les îles, il est apparu nécessaire d'opérer une stratification géographique en choisissant des unités primaires de sondage avec des probabilités non proportionnelles à leur population. En effet, l'expérience de l'analyse de l'enquête budget-consommation de 1995 a montré que la désagrégation du profil de pauvreté selon les îles, en fonction de variables clés, exigeait un minimum de ménages enquêtés à Mwali.

Ces considérations ont conduit à élaborer un échantillon à pondérations inégales de 2 988 ménages, issu de 249 unités primaires de sondage – zones de dénombrement (ZD) –, choisies, au sein de chaque île, à partir d'une liste distinguant les zones urbaines et rurales, et Moroni, fondée sur les informations du recensement de la population de septembre 2003. En fait, la procédure d'élaboration de l'échantillon a été la suivante.

Tout d'abord, 220 ZD ont été préalablement tirées selon un sondage stratifié – 39 strates croisant le canton et le milieu, urbain ou rural. Le sondage, tel qu'il a été prévu pour ces 220 ZD, est stratifié à deux degrés : (i) au 1^{er} degré, il s'agit d'un tirage avec remise des 220 ZD selon des probabilités inégales, fonctions du nombre de ménages recensés dans la ZD au regard du nombre de ménages recensés dans la strate ; (ii) au 2^e degré, dans chacune des 220 ZD tirées, un tirage sans remise de 12 ménages selon des probabilités égales a été effectué, à partir de la liste des ménages recensés en septembre 2003 dans la ZD, ou, si celle-ci s'avère obsolète, à partir d'un recensement sommaire des ménages de la ZD réalisé juste avant l'enquête.

Ensuite, 29 ZD supplémentaires ont été tirées au 1^{er} degré de sondage, de façon à inclure dans l'échantillon un nombre suffisant de ménages appartenant à des localités concernées par les actions du Fonds d'Appui de Développement Communautaire (FADC), les groupes d'actions – A, B ou C – de chaque île devant être suffisamment représentés. En effet, à l'issue du tirage des 220 ZD, lors du 1^{er} degré de sondage, seules 59 ZD appartenant à des localités concernées par les actions du FADC avaient été tirées, sans que tous les groupes d'actions (A, B ou C) mis en oeuvre dans chaque île soient représentés. Ainsi, 29 ZD supplémentaires ont donc été nécessaires pour résoudre ce problème, de sorte que sur les 76 localités concernées par les actions du FADC, 68 ont fourni au moins une ZD échantillonnée. Comme pour les 220 ZD initialement tirées, le 2^e degré de sondage au sein de ces 29 ZD supplémentaires a consisté en un tirage sans remise, dans chacune des 29

Tableau 1.1 : Paramètres de l'échantillon de l'Enquête intégrale auprès des ménages de 2004 – Comores

Île/milieu	ZD (nombre)	Ménages recensés en 2003 (nombre)	Coefficient de variation d'échantil- lonnage de la dépense moyenne par ménage – 1995 (%)	Coefficient de variation d'échantillonnage de la proportion de ménages pauvres – 1995 (%)
Île/Milieu				
Mwali rural	12	2 337	17,0	14,0
Mwali urbain	20	2 840	18,0	22,0
Ndzouani rural	70	27 572	4,0	7,0
Ndzouani urbain	31	10 733	6,0	13,0
Ngazidja rural	90	29 168	6,0	9,0
Ngazidja urbain	26	10 964	5,0	11,0
Moroni	16	7 654	11,0	24,0
Île				
Mwali	32	5 177	13,0	12,0
Ndzouani	101	38 305	3,0	6,0
Ngazidja	116	40 132	5,0	8,0
Milieu				
Rural	172	59 077	4,0	5,0
Urbain	77	24 537	5,0	10,0
Ensemble	249	83 614	3,0	5,0

ZD, de 12 ménages selon des probabilités égales, à partir de la liste des ménages recensés en septembre 2003 dans la ZD – ou, si celle-ci apparaît obsolète, à partir d'un recensement sommaire des ménages de la ZD, réalisé juste avant l'enquête.

Enfin, de façon à tenir compte des exigences de précision à l'échelle du croisement île*milieu, le 1^{er} degré de tirage n'a pas associé un nombre de ZD dans chaque strate proportionnellement au poids de la strate (en termes de nombre de ménages) dans le nombre total de ménages recensés. Cette stratégie, visant notamment à obtenir des indicateurs significatifs dans le milieu urbain de Mwali, implique d'affecter des poids différents d'une strate à l'autre, en fonction de la probabilité pour un ménage de chaque strate d'être tiré¹⁸. De même, le tirage des 29 ZD supplémentaires a augmenté la probabilité de certains ménages d'être tirés, ce qui exige aussi de modifier les poids affectés aux 29 ZD supplémentaires tirées. Ainsi, les poids associés à chacune des 249 ZD tirées au 1^{er} degré de sondage, qui devront être utilisés pour tout calcul d'indicateur, tiennent compte : (i) des exigences de précision ayant impliqué des différences de probabilité de tirage des ménages appartenant aux différentes strates ; (ii) des 29 ZD supplémentaires

¹⁸ Le tableau 1.1, ci-dessus, présente la précision attendue pour certains croisements, compte tenu des variances de certains indicateurs observées dans l'EBC de 1995.

nécessaires pour que les différents groupes de localités concernées par les actions du FADC soient chacun suffisamment représentés, ce qui s'est traduit par des différences de probabilité de tirage des ménages appartenant aux différentes localités.

Le tableau 1.1 présente les paramètres du tirage de l'échantillon. L'enquête s'est déroulée entre le 1^{er} mai et le 1^{er} août 2004. Sur un plan pratique, les 229 unités primaires étaient réparties en 16 équipes de travail, compte tenu d'une durée d'enquête préalablement fixée, et d'une capacité d'interview par enquêteur de 20 ménages par mois. Chaque équipe est composée de 4 enquêteurs et d'un contrôleur, auxquels sont associés des agents de saisie. L'ensemble des enquêteurs et des contrôleurs sont sous la direction de 8 superviseurs. Par ailleurs, la gestion des équipes de travail a été assurée par un expert national, sous la direction du coordonnateur national. Ces 16 équipes de travail ont été réparties inégalement selon les îles, étant donné la distribution des ZD. Enfin, les ZD assignées à chaque équipe ont été classées de manière aléatoire. Finalement, 2987 ménages – sur 2988 – constituent la base de données exploitable – 1391, 1212 et 384, respectivement, à Ngazidja, Ndzouani et Mwali.

Troisièmement, les questionnaires. L'enquête intégrale de 2004 utilise trois supports d'investigation statistique : un questionnaire auprès des ménages, un questionnaire communautaire, et un questionnaire sur les prix¹⁹.

Le questionnaire auprès des ménages, administré en deux passages, reflète la volonté d'appréhender un ensemble complet et intégré d'informations qui sont nécessaires pour mieux comprendre les mécanismes de détermination du niveau de vie des familles : (i) identification des ménages – y compris la migration et le contexte familial ; (ii) habitat ; (iii) éducation – générale, cursus, alphabétisation et apprentissage ; (iv) santé – situation sanitaire, soins prénatals, vaccination, soins post-natals, contraception et VIH/SIDA ; (v) occupations et emploi du temps – y compris les emplois secondaires et la carrière professionnelle ; (vi) liste des personnes à enquêter au deuxième passage ; (vii) agriculture – avoirs, spécification des parcelles, récoltes et utilisation, aspects saisonniers des ventes et achats de quelques produits essentiels, autres revenus agricoles, coûts et dépenses agricoles, transformation des produits, et autoconsommation ; (viii) dépenses des ménages – alimentaires et non alimentaires ; (ix) entreprises non agricoles – caractéristiques, dépenses, actifs, revenus, revenus nets et stocks ; (x) transferts de revenus, et revenus et dépenses divers ; (xi) actifs – notamment, le capital social –, crédits et épargne ; (xi) anthropométrie des

¹⁹ Deux questionnaires supplémentaires – « FADC » et « Paludisme » – ont aussi été administrés.

enfants de moins de 60 mois.

Les six premières sections, inhérentes au volume 1 du questionnaire, sont posées au cours d'un premier passage, et les six dernières – volume 2 – au cours d'un deuxième passage, deux semaines plus tard. Le remplissage du questionnaire auprès des ménages – la plupart du temps précodé, et fondé sur une approche « fermée » pour un certain nombre de questions qui exigent du répondant d'établir une liste – appelle plusieurs spécifications de caractère technique, qui devront être particulièrement explicitées : définition du ménage ; administration en deux passages espacés de deux semaines ; attention spécifique aux sections concernant les dépenses des ménages – la période de référence à laquelle s'appliquent les questions relatives aux dépenses varie suivant les catégories, et est basée sur la fréquence avec laquelle un article donné est normalement acheté par le ménage –, les revenus agricoles, et les gains non agricoles.

Dans la mesure où le bien-être des ménages dépend non seulement des caractéristiques des personnes qui le composent, mais également de l'environnement dans lequel vivent ces dernières, le questionnaire auprès des ménages est complété par un questionnaire administré aux collectivités, permettant d'appréhender les caractéristiques communautaires, communes à toutes les familles d'une zone de dénombrement : (i) les caractéristiques démographiques ; (ii) l'économie et les infrastructures ; (iii) les infrastructures en matière d'éducation, de formation ou d'alphabétisation ; (iv) les modes d'accès à la santé et les problèmes sanitaires ; (v) la configuration du secteur agricole ; (vi) les problèmes d'environnement.

Le questionnaire relatif aux prix est fonction des besoins analytiques : (i) comparer les prix pour certains produits par île et selon les régions rurales et urbaines, afin d'améliorer l'analyse des différences spatiales de niveau de vie ; (ii) s'assurer que l'évaluation de l'autoconsommation au niveau du questionnaire auprès des ménages est cohérente avec les informations collectées par le questionnaire relatif aux prix.

L'étude propose d'examiner plusieurs orientations de recherche, en s'appuyant, principalement, sur les bases de données de l'enquête intégrale auprès des ménages. La deuxième partie décrit les dimensions fondamentales de la pauvreté monétaire, et met en évidence une stratification du bien-être des ménages par rapport à la vulnérabilité. La troisième partie appréhende la relation entre la pauvreté et l'inégalité, tandis que l'analyse des déterminants des privations est examinée dans la quatrième partie. Des dimensions de la pauvreté non monétaires sont présentées dans la cinquième partie. La relation entre l'emploi, le chômage et la pauvreté est étudiée dans la sixième partie, et la septième partie examine quelques aspects de l'accès au marché du travail de groupes spécifiques : les femmes et les enfants.

2. Pauvreté monétaire et vulnérabilité

La plupart des études relatives à la pauvreté sont fondées sur une approche *ex post* du bien-être. Or, dans la mesure où le cheminement de ce dernier s'inscrit dans la durée, la prise en compte du risque et, par conséquent, d'une approche *ex ante* du bien-être, est nécessaire. Dans l'étude, ces deux options méthodologiques sont présentées.

1. Bien-être ex post et pauvreté monétaire

A. Concepts et méthode

L'appréhension de la *dimension monétaire* de la pauvreté est la plus fréquemment réalisée. Elle est articulée à l'« espace de l'utilité ». Dans cette optique, l'approche économique du bien-être est fondée sur une fonction d'utilité, définie par rapport à des consommations de biens et de services, et susceptible de reproduire les préférences des individus pour des ensembles alternatifs de consommations. L'utilité n'étant jamais observable directement, il importe de trouver une contre-partie qui puisse être réellement appréhendée. A cet égard, on stipule qu'il existe des fondements théoriques suffisants pour considérer que les dépenses des ménages constituent une bonne approximation du bien-être. Cette approche *ex post* du bien-être constitue une dimension importante de l'appréhension de la pauvreté aux Comores, fondée sur l'enquête budget-consommation (EBC) de 1995 et l'Enquête intégrale auprès des ménages (EIM) de 2004. Néanmoins, une telle orientation analytique exige des choix conceptuels et méthodologiques susceptibles d'influencer sensiblement l'ampleur des privations mesurées. Ainsi, ces derniers ont été effectués à partir des hypothèses suivantes¹.

En premier lieu, la mesure du bien-être fait référence aux dépenses totales de consommation, ces dernières étant la somme des éléments suivants : (i) dépenses alimentaires ; (ii) auto-consommation alimentaire ; (iii) auto-consommation non alimentaire ; (iv) dépenses non alimentaires générales ; (v) dépenses du logement en ce qui concerne les loyers, ou valeur

¹ Des éléments additionnels sont contenus dans : Ahamada [2005].

imputée de ces derniers pour les propriétaires qui occupent un logement (valeur locative) ; (vi) dépenses d'éducation (directes – inscription, etc.) et indirectes (transport) ; (vii) dépenses de fonctionnement des ménages : eau, électricité, enlèvement des ordures ; (viii) dépenses de santé; (ix) autres dépenses du ménage (impôts, cérémonies, noces, funérailles, cadeaux)² ; (x) transferts versés (monnaie et nature) ; (xi) valeur imputée des avantages en nature de l'emploi rémunéré concernant les diverses occupations (animaux, logement, transport)³. Il est à souligner que le passage de la mesure du niveau de vie des ménages à l'appréciation du bien-être des individus ne repose pas sur l'élaboration d'une échelle d'équivalence, cette dernière impliquant une estimation du coût des enfants par rapport aux adultes, d'une part, et une évaluation des économies d'échelle – coût de deux personnes relativement à un individu –, d'autre part. De ce fait, afin de simplifier l'analyse préliminaire de l'IEM, les dépenses des ménages sont évaluées *par tête*, ce qui implique l'absence d'échelle d'équivalence⁴.

En deuxième lieu, l'approche la plus adaptée pour fixer la ligne de pauvreté semble être celle du *coût des besoins de base*⁵. Cette option analytique a été suivie dans le cas présent selon la double démarche suivante⁶.

Premièrement, il s'agit de déterminer une ligne de *pauvreté alimentaire* fondée sur le coût des besoins de base. Tout d'abord, un groupe de référence, supposé être typiquement pauvre, a été déterminé en ordonnant les dépenses totales nominales par tête, et en choisissant le ménage possédant les caractéristiques moyennes – taille, âge, sexe, statut matrimonial, éducation et nationalité du chef – des 20 pour cent les plus pauvres⁷. En outre, la structure de la consommation alimentaire de ce groupe de référence a été identifiée. Le tableau E1, en annexes, affiche la structure et l'ampleur de la consommation des biens alimentaires par tête, ainsi que l'équivalent en calories. Ensuite, les besoins nutritionnels ont constitué l'ancrage quant à la détermination des besoins alimentaires de base. Ainsi, compte tenu de la

² Sauf les dépenses relatives aux projets d'entreprise qui sont des dépenses en capital.

³ Les flux imputés des services des biens durables (valeur d'usage) ne sont pas pris en compte.

⁴ Les enseignements de la littérature sur cette question sont très contrastés.

⁵ Cette méthode est explicitée et illustrée, par exemple, par Bidani, Ravallion [1994], Ravallion [1998].

⁶ La méthode est identique à celle appliquée à l'EBC de 1995. PNUD [2000].

⁷ Ménage comorien monogame de Ngazidja, rural, de 7 personnes, composé du chef – 48,8 ans – de l'épouse, vivant dans le ménage, de quatre enfants – 8, 11, 13 et 16 ans –, ainsi qu'une personne jeune apparentée au chef de ménage. Aucune personne du ménage ne vit à l'étranger, et tous les membres sont nés au lieu de résidence actuel.

structure par âge et par sexe de la population comorienne en 2004, et des recommandations internationales en la matière, l'énergie nutritionnelle alimentaire adéquate moyenne a été estimée à 2 204 calories par personne et par jour⁸. Toutefois, afin de préserver les possibilités de comparaison avec 1995, le montant de 2 160 calories a été maintenu. Le tableau E1, en annexes, montre l'ajustement à la hausse ou à la baisse des quantités de biens du panier de référence – tout en maintenant les mêmes quantités relatives –, jusqu'à ce que le besoin calorique alimentaire de 2 160 calories soit atteint. Enfin, à partir du panier de biens sélectionnés, on procède à une évaluation aux prix locaux de chaque île, afin d'élaborer une ligne de pauvreté alimentaire par île. A cet égard, les informations fournies par le questionnaire relatif aux prix ont été utilisées. Selon cette approche, en 2004, les lignes nominales de pauvreté alimentaire sont de 182 248, 139 510 et 151 226 FC par tête et par an, respectivement, à Ngazidja, Ndzouani et Mwali.

Deuxièmement, l'évaluation de la part des dépenses non alimentaires nécessite une méthode d'investigation différente, notamment à cause de l'insuffisance des données en matière de prix non alimentaires. A cet égard, une option possible – bien que normative – consiste à définir un bien « non alimentaire de base » comme étant celui que l'on souhaite suffisamment pour renoncer au bien « alimentaire de base ». En d'autres termes, il s'agit de déterminer le niveau des dépenses non alimentaires impliquant une substitution en termes de biens de base inhérents à la ligne de pauvreté alimentaire. En vérité, une plage de niveaux de consommation correspond probablement à ce processus de substitution, les plus pauvres ayant également des dépenses non alimentaires, parfois relativement importantes. Ainsi, plusieurs solutions sont possibles pour identifier quelle part des dépenses alimentaires utiliser : (i) la part des dépenses alimentaires moyennes de ceux dont les **dépenses totales** équivalent à la ligne de pauvreté alimentaire (A) ; (ii) la part des dépenses alimentaires moyennes de ceux dont les **dépenses alimentaires** équivalent à la ligne de pauvreté alimentaire (B) ; (iii) la part des dépenses alimentaires moyennes d'une proportion de la population située au bas de la distribution – par exemple, 20 ou 25 pour cent (C) ; (iv) ajout à la ligne de pauvreté alimentaire des dépenses non alimentaires de ceux dont les **dépenses totales** équivalent à la ligne de pauvreté alimentaire (D).

La figure 1.2 montre la relation prédite entre les dépenses totales et les divers niveaux des dépenses alimentaires. Sur chacun des axes, les dépenses alimentaires nécessaires pour atteindre les besoins nutritionnels Z^f ont été portées (voir la ligne à 45°). Plusieurs commentaires peuvent être formulés.

⁸ Les besoins nutritionnels ont été déterminés à partir de FAO [1995], tableau E1, en annexes. Voir aussi FAO [1992].

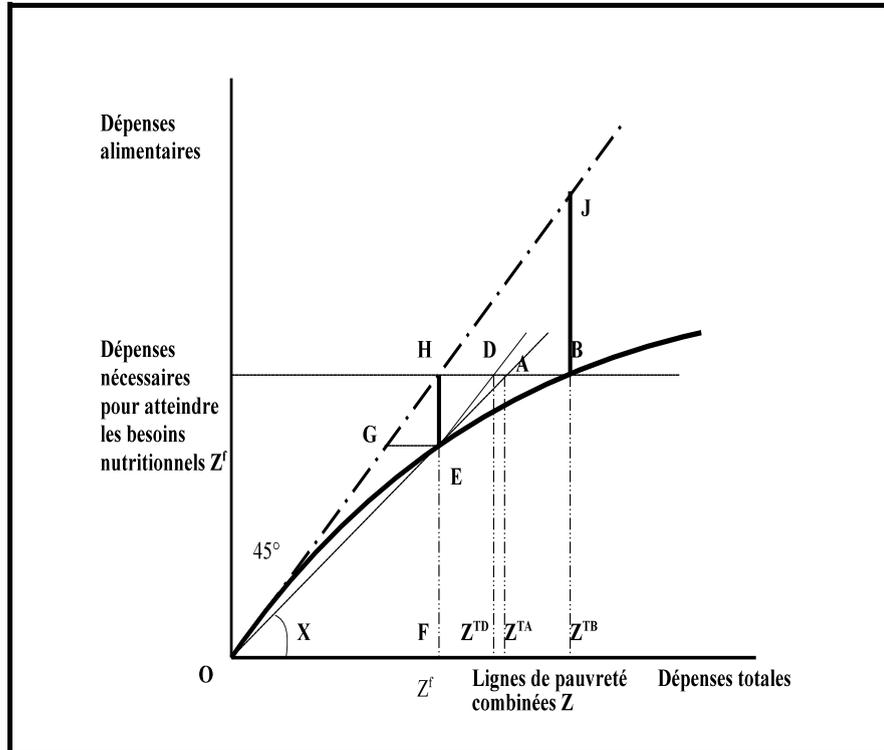


Figure 1.2 : Méthodes d'évaluation du coût des besoins de base non alimentaires

La procédure A fait référence à la part des dépenses alimentaires moyennes de ceux dont les *dépenses totales* équivalent à la ligne de pauvreté alimentaire. On voit que les dépenses totales équivalent à la ligne de pauvreté alimentaire, Z^f , au point E de la figure 1.2. Donc, la part alimentaire au point E est donnée par la tangente de l'angle x – pente de la ligne OE –, ce qui implique une ligne de pauvreté totale équivalent à la hauteur de la ligne OE qui va de l'origine aux dépenses alimentaires Z^f , soit le point A. OZ^{TA} est la ligne de pauvreté totale. La procédure B utilise la part des dépenses alimentaires moyennes de ceux dont les *dépenses alimentaires* équivalent à la ligne de pauvreté alimentaire. Ceux qui consomment Z^f en nourriture sont localisés en B. Leur part est donnée par la tangente de l'angle formé par la ligne allant de l'origine en B, ce qui donne la ligne de pauvreté totale = OZ^{TB} . Ainsi, on voit que la ligne de pauvreté selon B est plus généreuse que pour A, puisque la part alimentaire utilisée pour B est plus faible que pour A. En fait, A cible sur une part alimentaire d'une population plutôt pauvre : ceux qui, au total, dépensent seulement la ligne de pauvreté alimentaire. La méthode B cible sur une population moins pauvre : celle qui, pour les

dépenses alimentaires seulement, dépense la ligne de pauvreté alimentaire. Puisque la part des dépenses alimentaires tend à décliner avec le niveau de vie, la part alimentaire de B est plus faible que celle de la méthode A. Finalement, la méthode D considère les *dépenses non alimentaires* de ceux dont le total des dépenses équivaut à Z^f . Comme pour A, ces individus sont relatifs au point E. Leur dépenses non alimentaires sont données par HE. En ajoutant ces dépenses non alimentaires à ZF, on obtient une ligne de pauvreté totale donnée par D – ED est parallèle à la ligne à 45°. Effectivement, Ravallion et Bidani indiquent qu’il semble plus adéquat de déterminer la valeur escomptée des dépenses non alimentaires effectuées par un ménage juste en mesure de satisfaire ses besoins alimentaires. En admettant que le bien non alimentaire soit un bien normal, cette valeur correspondra également à la dépense minimale des biens non alimentaires des ménages capables d’acquérir le panier alimentaire de base. La figure 1.2 illustre cette approche. Supposons que les dépenses alimentaires s’accroissent avec les dépenses totales de consommation des ménages, et que, conformément à la loi d’Engel, l’élasticité de la demande de biens alimentaires soit inférieure à l’unité. De plus, supposons l’existence d’un montant unique de dépenses nécessaire pour satisfaire les besoins nutritionnels – ligne de pauvreté alimentaire Z^f . A cet égard, parmi les ménages capables d’atteindre leurs besoins nutritionnels, le plus faible niveau des dépenses non alimentaires – impliquant une substitution des biens alimentaires de base – est donné par le segment HE. Ce dernier représente le montant des dépenses non alimentaires de base, et la ligne de pauvreté totale – biens alimentaires et non alimentaires – est Z – soit, $Z^f + HE = OZ^{TD}$.

Sur un plan pratique, cette dernière approche, donnant la plus faible ligne de pauvreté, est obtenue comme suit. L’estimation économétrique d’une relation entre la part des dépenses alimentaires dans les dépenses totales et le log du ratio des dépenses totales – alimentaires et non alimentaires – au coût des besoins de base, y compris la prise en compte d’autres variables appropriées, permet de déterminer HE. Ainsi, pour le ménage i situé dans l’île j , il vient :

$$s_{ij} = \alpha_j + \beta_j \ln(y_{ij}/z_j^f) + \beta_j [\ln(y_{ij}/z_j^f)]^2 + \text{autres variables} \quad [1]$$

où s_{ij} représente la part des dépenses alimentaires dans la dépense totale y_{ij} , alors que z_j^f est le coût des besoins alimentaires de base, et que α et β sont des paramètres à estimer. La constante α_j mesure la part des dépenses alimentaires moyennes des ménages justes en mesure d’obtenir les besoins de base nécessaires, c’est-à-dire lorsque $y_{ij} = z_j^f$ – plus, éventuellement, des éléments inhérents aux autres variables. Par ailleurs, on montre que la ligne de pauvreté totale est obtenue en ajustant vers le haut la ligne de pauvreté

alimentaire, l'accroissement proportionnel étant donné par la part estimée des dépenses non alimentaires correspondant au seuil de pauvreté alimentaire, soit :

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

Dans l'équation [2], $\lambda_j = \alpha_j + \eta_j \bar{E}_v + \varepsilon_j \bar{A}_k + \gamma_j \bar{D} + \rho_j \bar{N}$, où, pour les 20 pour cent les plus pauvres : (i) \bar{E}_v = niveaux moyens d'éducation – $v = 2$ à 4 ; (ii) \bar{A}_k = proportions moyennes des classes d'âge – $k = 2$ à 4 ; (iii) \bar{D} = situation moyenne par rapport au mariage – $1 = \text{marié}$; (iv) \bar{N} = situation moyenne par rapport au sexe – $1 = \text{homme}$. Le tableau E2, en annexes, affiche les estimations économétriques pour chaque île de l'équation [1], et permet de produire les trois lignes de pauvreté suivantes – FC par tête et par an : (i) Ngazidja : 285 144 ; (ii) Ndzouani : 217 287 ; (iii) Mwali : 274 725. A cet égard, l'île de Ngazidja est prise comme référence, et les dépenses et revenus des ménages sont déflatés selon les diverses lignes de pauvreté obtenues.

En troisième lieu, les mesures cardinales de la pauvreté mettent en oeuvre des indices additifs et décomposables, permettant d'estimer non seulement la proportion des pauvres, mais également leur situation par rapport au seuil de pauvreté – profondeur et inégalité. Par ailleurs, des mesures ordinales sont également présentées – tests de dominance stochastique de deuxième ordre –, afin de tester les résultats obtenus.

En quatrième lieu, la détermination des groupes socio-économiques a été effectuée en prenant en considération – partiellement –, le critère de vulnérabilité sur le marché du travail⁹. A cet égard, une option pragmatique est d'articuler les segments du marché du travail autour des concepts de protection, de régularité et d'autonomie. Sur un plan conceptuel, la « précarité du travail » recouvre plusieurs aspects. Tout d'abord, il y a le degré de certitude de la continuité du travail. Les emplois précaires sont ceux qui ont un horizon de temps très court ou pour lesquels le risque de chômage est élevé. Le travail irrégulier appartient à cette catégorie. Ensuite, le mode de contrôle du travail doit être pris en compte. Moins forte est la sécurité du travail, moins le travailleur contrôle les conditions de travail, les salaires, etc. Enfin, intervient la protection, c'est-à-dire dans quelle mesure les individus sont protégés par les lois, l'organisation collective, les coutumes, et ont accès à la protection sociale. Cette optique s'inscrit dans l'objectif de promotion du « travail décent », récemment avancé par l'Organisation internationale du

⁹ Lachaud [1994a], [1994b].

travail¹⁰. En effet, le concept de travail décent est fondé sur l'idée que les hommes et les femmes souhaitent que le travail engendre un accès à un niveau de vie décent. Le travail décent signifie l'accès ou le dépassement des standards sociaux conventionnels, en imposant un seuil en termes de travail et d'emploi qui incorpore les droits universels, et qui soit, pour une société donnée, cohérent avec les valeurs et les objectifs. Bien qu'il soit fondé sur les réalités, les valeurs et les objectifs d'une société, le travail décent est un aussi un concept dynamique, son contenu évoluant avec le progrès économique et social d'une société¹¹. En fait, l'approche qualitative de l'emploi, implicite au concept de vulnérabilité, est au coeur du « travail décent ». Ainsi, la qualité de l'emploi doit incorporer un ensemble de dimensions : salaires, bénéfices non salariaux, régularité de l'emploi, durée et termes des contrats d'emploi, protection sociale – santé, chômage, pension –, représentation – syndicats –, durée du travail, intensité du travail, risque occupationnel, participation aux décisions, possibilités de carrière, promotions, statut social du travail, etc.

Dans cette optique, une classification des statuts du travail, par rapport à la *semaine précédent* l'enquête, articulée à la vulnérabilité a été effectuée. Ainsi, la stratification du marché du travail utilisée se présente comme suit :

(i) Les « salariés protégés ». Il s'agit d'individus rémunérés en contrepartie d'une activité salariée, publique, privée ou au sein d'organisations internationales, ambassades, organisations non gouvernementales, urbaine ou rurale. Ces salariés effectuent un travail *continu*, dans le cadre d'un contrat à *durée indéterminée*, et disposent d'au moins un des éléments de *protection sociale suivants* : congés payés, congés de maladie, retraite, soins médicaux gratuits ou subventionnés, et autres avantages sociaux ;

(ii) Les « salariés non protégés » sont des individus rémunérés en contrepartie d'une activité salariée, continue ou non, publique ou privée, urbaine ou rurale, possédant un contrat autre qu'à durée indéterminée, et ne bénéficiant que de l'un des éléments de protection sociale précédemment indiqués ;

(iii) Les « micro-entrepreneurs » : travailleurs à propre compte non agricoles, urbains ou ruraux, avec des employés ;

(iv) Les « indépendants informels » : travailleurs à propre compte non

¹⁰ OIT [1999].

¹¹ Dans cette optique, l'objectif de travail décent résulte de quatre options stratégiques : (i) réaliser les principes fondamentaux et les droits au travail ; (ii) créer de meilleures opportunités de travail et de revenus ; (iii) étendre la protection sociale ; (iv) promouvoir le dialogue social.

agricoles, urbains ou ruraux, sans employés ;

(v) Les « agriculteurs vivriers » constituent un groupe, qui, selon la Classification internationale industrielle type – ISIC – de 1968, produisent les biens suivants¹² : (a) céréales – blé, maïs, riz paddy, autres céréales ; (b) tubercules et légumes à cosse sec – pomme de terre, igname, manioc, taro et macabo, patate douces, autres racines et tubercules à amidon, haricots secs, pois de terre, autres légumes à cosse secs ; (c) plantes oléagineuses : arachides, noix de palme et amandes de palmiste, coprah, autres plantes oléagineuses ; (d) autres cultures – canne à sucre, tabac brut, latex, plantes aromatiques ou médicinales ;

(vi) Les « agriculteurs de rente » englobent les personnes qui, selon la Classification internationale industrielle type – ISIC – de 1968, se consacrent aux productions suivantes : (a) café coque, thé brut, et café marchand ; (b) bananes plantains et douces ; (c) ananas ; (d) mangues, mangoustans, goyaves, agrumes, dattes, fruits et noix de cajou, et autres fruits ; (e) vanille et autres épices. Par ailleurs, les activités de l’horticulture, des pépinières et de légumes frais sont associées à ces productions¹³ ;

(vii) Les « éleveurs et divers » regroupent les individus qui se consacrent à l’élevage de bovins – bovins sur pied, lait de vache brut –, d’ovins, de caprins et d’équidés – ovins sur pied, caprins sur pied, équidés sur pied, lait de chèvre ou de brebis brut, laine et poils –, de volailles – volailles, oeufs –, et d’autres animaux. En outre, quelques autres activités, relativement rares, ont été associées aux précédentes : miel, produits d’origine animale, cultures et élevage associés, activités annexes à la culture et à l’élevage, chasse, piégeage, repeuplement en gibier, sylviculture et exploitation forestière, produits forestiers et de cueillette, et activités annexes à la sylviculture et à l’exploitation forestière ;

(viii) Les « pêcheurs et divers » se consacrent à la pêche, artisanale et industrielle, à la pisciculture, et à l’aquaculture ;

(ix) Les « apprentis et aides familiaux » regroupent les apprentis, et les travailleurs familiaux non rémunérés¹⁴ ;

(x) Les « chômeurs » englobent les personnes, avec expérience professionnelle ou s’insérant pour la première fois sur le marché du travail, ayant déclaré ne pas avoir eu d’emploi au cours de la *semaine de référence*, et fait des démarches actives pour rechercher un travail¹⁵.

¹² Voir Hussmanns, Mehran, Verma [1990].

¹³ Les agriculteurs qui se consacrent à ces productions sont peu nombreux.

¹⁴ Quelques cas ne pouvant pas se rattacher aux autres catégories ont été classés dans les « apprentis et aides familiaux ».

¹⁵ Il est à remarquer que la variable Q5G9 – « Au cours des 7 derniers jours, avez-vous

(xi) Les « inactifs » regroupent tous les individus qui n'exercent aucune activité économique et qui n'ont pas été identifiés comme des chômeurs.

Il est à remarquer que la génération des groupes socio-économiques est fondée sur une approche « a priori », qui n'utilise pas, par exemple, l'analyse en classification hiérarchique, susceptible de produire une détermination « a posteriori »¹⁶.

B. *Les dimensions de la pauvreté monétaire*

a) Les dépenses des ménages

Les tableaux 1.2 et 2.2 présentent les paramètres statistiques des dépenses des ménages selon le niveau de vie, le statut socio-économique et le sexe du chef de famille, l'île et le milieu. Plusieurs commentaires peuvent être présentés.

Premièrement, s'agissant de 2004, on observe que les dépenses annuelles moyennes des ménages s'élèvent à 698,5 milliers de FC, un montant qui exhibe de fortes disparités, compte tenu de l'ampleur de l'écart type – 1659,1 milliers de FC. Par ailleurs, le montant des dépenses moyennes équivaut à plus de deux fois la valeur du revenu national par habitant, estimée par la comptabilité nationale.

Deuxièmement, contrairement à l'Afrique subsaharienne, on constate de faibles disparités de bien-être, en particulier selon le milieu et les groupes socio-économiques. En effet, les écarts des dépenses par tête inter-îles sont assez faibles – 661,3, 764,1 et 502,5 milliers de FC, respectivement, à Ngazidja, Ndzouani et Mwali –, une situation qui prévaut également selon le milieu. Ainsi, à Ndzouani, la moyenne des dépenses des ménages est quasi-identique dans les milieux rural et urbain, tandis qu'elle est supérieure dans les zones rurales de Ngazidja, comparativement à Moroni. En outre, les dépenses moyennes des agriculteurs de rente, et des éleveurs, sont beaucoup plus élevées que celles des travailleurs salariés, une situation qui s'inscrit à contre-courant de ce qui était observé en 1995. De plus, on notera que les dépenses moyennes des ménages gérés par une femme sont supérieures à celles des familles ayant un homme à leur tête. En fait, soulignons que les

recherché activement un travail ? » – est insuffisamment renseignée. Par contre, la variable Q5G11 – « Qu'avez-vous fait au cours des 7 derniers jours pour trouver un travail ? » –, semble plus adaptée pour appréhender le chômage. Dans ce contexte, cinq démarches ont été identifiées : demandes auprès des employeurs, visites aux entreprises, contacts avec des amis ou des relations, actions pour créer une entreprises, et autres démarches.

¹⁶ Voir sur ce point : Lachaud [1994a], [1994b].

Tableau 1.2 : Paramètres statistiques des dépenses des ménages selon le niveau de vie, la localisation géographique, le statut économique et le sexe du chef de ménage – Comores 1995–2004

Année	1995 – prix 2004 ²			2004			Variation	
	– milliers		N	– milliers		N	2004/1995	
	FC/tête/an			FC/tête/an			%/	%/
Paramètre							an	période
	Moyenne	σ		Moyenne	σ			
Niveau de vie³								
Pauvres	165,0	661,0	943	185,8	610,1	1101	1,3	12,6
Intermédiaires	396,8	681,7	551	438,7	103,4	1140	1,1	10,6
Riches ¹	957,1	561,9	498	1853,1	3031,4	746	7,6	93,6
Statut travail chef ménage								
Salarié protégé	526,4	475,8	132	670,8	642,9	212	2,7	27,4
Salarié non protégé	541,7	507,6	127	658,8	929,3	496	2,2	21,6
Micro-entrepreneur	625,1	365,9	22	541,6	705,6	71	-1,6	-13,4
Indépendant informel	456,2	409,7	201	745,6	1077,7	264	5,6	63,4
Agriculteur vivrier ⁴	334,2	373,6	284	655,4	1396,6	483	7,8	96,1
Agriculteur de rente ⁵	338,2	272,5	449	810,8	1448,7	327	10,2	139,7
Éleveur & divers ⁵	407,9	364,6	337	935,4	1890,2	157	9,7	129,3
Pêcheur & divers ⁶	316,9	294,7	106	511,0	705,1	73	5,5	61,2
Apprenti & aide familial	431,0	349,4	12	546,4	574,7	151	2,7	26,8
Chômeur	606,7	625,6	68	612,4	747,2	97	0,1	0,9
Inactif	562,4	621,9	254	720,2	2942,2	568	2,8	28,1
Ile/milieu								
Ngazidja	536,4	505,6	986	661,3	1941,5	1433	2,4	23,3
Moroni	662,0	552,5	144	578,4	535,2	273	-1,5	-12,6
Urbain secondaire	424,8	272,0	36	897,6	903,8	118	8,7	111,3
Rural	518,9	501,6	806	656,2	2238,8	1042	2,6	26,5
Ndzouani	308,9	269,7	863	764,1	1414,8	1368	10,6	147,3
Urbain	350,4	279,8	252	763,5	1207,1	384	9,0	117,9
Rural	291,8	263,7	611	764,3	1488,5	985	11,3	161,9
Mwali	387,1	461,7	143	502,5	606,3	185	2,9	29,8
Urbain	520,8	528,2	36	552,7	758,5	102	0,7	6,1
Rural	342,1	430,4	107	441,1	332,9	83	2,9	28,9
Sexe du chef de ménage								
Homme	401,8	386,0	1497	680,5	1758,4	2345	6,0	69,4
Femme	503,7	536,2	495	764,7	1229,7	642	4,7	51,8
Ensemble	427,1	430,4	-	698,5	1659,1	-	5,6	63,5
Ménages – N	-	-	1992	-	-	2987	-	-

(1) Les 25 pour cent des ménages du haut de la distribution ; (2) Les dépenses réelles de 1995 sont multipliées par le ratio des lignes de pauvreté : 285144/170337 FC par tête et par an ; (3) Le calcul des dépenses par tête implique une échelle d'équivalence comme suit : $EQ = (A + E)^{\theta}$, où A = adultes, E = enfants, et $\theta=1$ (élasticité-taille) ; (4) Dénommés « agriculteurs divers-transformation » en 1995 ; (5) Dénommés « agriculteurs-rente-éleveurs » en 1995 ; (6) Dénommés « Agriculteurs-pêcheurs » en 1995.

Source : EBC 1995 & EIM 2004.

disparités de l'indicateur de bien-être qui viennent d'être évoquées, ne préjugent pas de l'ampleur relative de la pauvreté. En effet, on observe que les groupes socio-économiques ou les milieux ayant les dépenses moyennes les plus élevées ont aussi les disparités intra-groupes les plus fortes. En

Tableau 2.2 : Structure des dépenses des ménages selon le niveau de vie, la localisation géographique, le statut économique et le sexe du chef de ménage – Comores 2004

Dépenses Paramètre	Moyenne annuelle – milliers FC ²						Ratio des dépenses alimentai- res per capita réelles/ dépenses per capita réelles (4)/(2)
	Dépenses totales réelles	Dépenses/ tête réelles	Dépenses alimentai- res totales réelles	Dépenses alimentai- res/tête réelles	Dépenses non ali- mentaires totales réelles	Dépenses non ali- mentaires/ tête réelles	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
Niveau de vie							
Pauvres	1276,2	185,8	840,8	122,3	450,1	65,6	0,647
Intermédiaires	2389,2	438,7	1576,2	289,2	815,9	150,0	0,659
Riches ¹	8336,5	1853,1	4212,7	990,0	4132,3	865,1	0,608
Statut travail chef mén.							
Salarié protégé	3354,9	670,8	1914,1	387,9	1440,7	282,9	0,599
Salarié non protégé	3204,9	658,8	1833,4	373,5	1386,7	288,3	0,637
Micro-entrepreneur	3147,2	541,6	1570,5	287,0	1634,8	265,2	0,586
Indépendant informel	3464,3	745,6	1684,3	383,9	1791,6	364,3	0,620
Agriculteur vivrier	3350,2	655,4	2547,0	489,5	822,4	169,6	0,675
Agriculteur de rente	4200,6	810,8	1826,3	365,5	2381,2	446,6	0,647
Éleveur & divers	5768,5	935,4	1239,9	224,3	4538,7	712,9	0,596
Pêcheur & divers	2763,7	511,0	2041,4	371,1	722,3	139,8	0,677
Apprenti & aide familial	2774,5	546,4	1785,3	359,5	989,3	186,9	0,676
Chômeur	3103,0	612,4	1810,0	366,5	1292,9	245,9	0,650
Inactif	3213,8	720,2	2194,5	478,1	1046,1	247,9	0,641
Ile/milieu							
<i>Ngazidja</i>	3188,0	661,3	2376,1	483,8	846,1	184,5	0,656
Moroni	2100,2	578,4	1166,7	343,9	952,9	240,1	0,593
Urbain secondaire	4339,2	897,6	2829,5	566,7	1509,7	330,8	0,574
Rural	3342,8	656,2	2640,7	510,8	742,8	153,2	0,681
<i>Ndzouani</i>	3896,8	764,1	1599,4	331,0	2300,1	433,7	0,625
Urbain	3824,0	763,5	1889,6	383,7	1938,7	380,7	0,623
Rural	3925,1	764,3	1486,4	310,4	2440,8	454,3	0,625
<i>Mwali</i>	2394,0	502,5	1600,9	337,5	793,0	165,0	0,665
Urbain	2419,2	552,7	1491,1	346,2	928,1	206,5	0,618
Rural	2363,2	441,1	1735,1	326,8	628,1	114,2	0,721
Sexe du chef de ménage							
Homme	3594,8	680,5	2033,3	383,8	1573,4	298,9	0,640
Femme	2983,5	764,7	1735,1	479,3	1273,1	292,1	0,649
Ensemble	3463,4	698,5	1969,6	404,2	1508,9	297,4	0,642
Ménages – N	2987	2987	2984	2984	2987	2987	2984

(1) Les 25 pour cent des ménages du haut de la distribution ; (2) Le calcul des dépenses par tête implique une échelle d'équivalence comme suit : $EQ = (A + E)^{1-\theta}$, où A = adultes, E = enfants, et $\theta = 1$ (élasticité-taille).

Source : EIM 2004.

d'autres termes, la configuration des dépenses, précédemment indiquée, n'est pas nécessairement un bon indicateur de la structure de la pauvreté des différents groupes.

Tableau 3.2 : Mesures de la pauvreté selon les ménages et les individus, et la localisation géographique¹ – Comores 2004

Paramètre	FGT ²						P0	Consommation réelle par tête (000 FC)	N ⁴
	Ménages			Individus					
	Incidence (α=0)		Intensité (α=1)	Inégalité (α=2)					
	Valeur - P0	Contribution ³	Valeur - P1	Contribution ³	Valeur - P2	Contribution ³			
<i>Ngazidja</i>	0,353 (0,015)	0,460 (0,018)	0,120 (0,006)	0,449 (0,021)	0,058 (0,004)	0,452 (0,025)	0,427 (0,018)	661,3 (1941,5)	1433
Moroni	0,278 (0,033)	0,069 (0,009)	0,095 (0,014)	0,067 (0,011)	0,044 (0,009)	0,065 (0,013)	0,374 (0,043)	578,4 (535,2)	273
Urbain secondaire	0,195 (0,039)	0,021 (0,005)	0,054 (0,013)	0,017 (0,004)	0,021 (0,006)	0,013 (0,004)	0,279 (0,055)	897,6 (903,8)	118
Rural	0,391 (0,018)	0,370 (0,017)	0,134 (0,008)	0,365 (0,020)	0,066 (0,005)	0,373 (0,025)	0,454 (0,020)	656,2 (2238,8)	1042
<i>Ndzouani</i>	0,384 (0,016)	0,477 (0,018)	0,138 (0,007)	0,492 (0,021)	0,066 (0,004)	0,492 (0,025)	0,464 (0,018)	764,1 (1414,8)	1368
Urbain	0,252 (0,023)	0,088 (0,009)	0,085 (0,009)	0,085 (0,010)	0,037 (0,005)	0,078 (0,011)	0,313 (0,028)	763,5 (1207,1)	384
Rural	0,435 (0,019)	0,389 (0,018)	0,158 (0,009)	0,407 (0,021)	0,077 (0,005)	0,414 (0,025)	0,521 (0,022)	764,3 (1488,5)	985
<i>Mwali</i>	0,378 (0,027)	0,064 (0,006)	0,123 (0,011)	0,059 (0,007)	0,056 (0,007)	0,056 (0,008)	0,491 (0,031)	502,5 (606,3)	185
Urbain	0,375 (0,035)	0,035 (0,004)	0,126 (0,015)	0,034 (0,005)	0,057 (0,009)	0,032 (0,005)	0,481 (0,040)	552,7 (758,5)	102
Rural	0,383 (0,042)	0,029 (0,004)	0,119 (0,018)	0,026 (0,004)	0,055 (0,010)	0,025 (0,005)	0,502 (0,048)	441,1 (332,9)	83
Ensemble	0,369 (0,010)	1,000 (0,000)	0,128 (0,005)	1,000 (0,000)	0,062 (0,003)	1,000 (0,000)	0,448 (0,012)	698,5 (1659,1)	2987

(1) Toutes les mesures de la pauvreté *n'ont pas* été multipliées par 100, et les écarts types sont entre parenthèses. La ligne de pauvreté est de 285144 FC par tête et par an ; (2) Indices de la classe Foster, Greer et Thorbecke ; (3) Contribution relative C_{ij} ; (4) N pondéré.

Sources : EIM 2004.

Troisièmement, le tableau 2.2 montre que l'essentiel du budget des ménages est consacré à l'alimentation : 64,2 pour cent. Néanmoins, quelques divergences prévalent selon le niveau de vie, les groupes socio-économiques et le milieu. Par exemple, les pauvres consacrent 64,7 pour cent de leurs dépenses à l'alimentation, contre 60,8 pour cent pour les riches. De même, il existe un écart important quant à la structure de la consommation entre les habitants de Moroni et les ruraux de Ngazidja, puisque, respectivement, 59,3 et 68,0 pour cent du budget des ménages est consacré à l'alimentation.

b) Ile, milieu et pauvreté

Le tableau 3.2, ci-dessus, présentant les mesures FGT de pauvreté,

appelle plusieurs observations¹⁷.

En premier lieu, pour l'ensemble du pays, l'incidence de la pauvreté parmi les ménages s'élève à 36,9 pour cent, ce qui, sous certaines hypothèses, conduit à un ratio de pauvreté de 44,8 pour cent parmi les individus. Compte tenu de la valeur de l'intensité de la pauvreté – 12,8 pour cent des ménages –, il apparaît que les dépenses des pauvres équivalent à 65,3 pour cent de la ligne de pauvreté de 285 144 FC par tête et par an. On notera aussi que les mesures de la pauvreté sont statistiquement significatives, étant donné la valeur des écarts types entre parenthèses.

En deuxième lieu, on observe des écarts de pauvreté selon les îles. 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. Dans ces conditions, les dépenses moyennes des pauvres pour ces trois îles – Ngazidja, Ndzouani et Mwali – sont, respectivement, de 66,0, 64,1 et 67,5 pour cent de la ligne de pauvreté. Cette observation est à rapprocher du fait que les indicateurs $P_{\alpha>0}$ pour Mwali tendent à être au moins aussi bons que ceux de Ngazidja. De ce fait, l'ordre des mesures de la pauvreté inter-îles est incertain, une conclusion que vérifie le test de dominance stochastique de deuxième ordre, présenté à la figure 2.2. En effet, si la courbe TIP¹⁸ de Ndzouani domine celles des deux autres îles, le chevauchement de celles de Ngazidja et de Mwali ne permet pas d'apporter une conclusion définitive quant à l'ampleur relative des privations pour ces dernières. En d'autres termes, étant donné les trois distributions des dépenses par tête de Ngazidja, Ndzouani et Mwali, et une ligne commune de pauvreté $z = 285\ 144$ FC, la dominance de $\Gamma_{\text{Ndzouani}} \text{ TIP}$ sur Γ_{Ngazidja} et $\Gamma_{\text{Mwali}} \text{ TIP}$ serait une condition nécessaire et suffisante pour s'assurer que $Q(\text{Ngazidja}|z') \leq Q(\text{Ndzouani}|z')$, pour toutes les lignes de pauvreté $z' \leq z$, et pour toutes les mesures de privations $Q \subseteq Q$. Par contre, $Q(\text{Ngazidja}|z') \# Q(\text{Mwali}|z')$ est incertain.

En troisième lieu, en fait, la pauvreté prévaut surtout en milieu rural. En effet, en termes de ménages, l'incidence est de 39,1, 43,5 et 38,3 pour cent, respectivement, dans les zones rurales de Ngazidja, Ndzouani et Mwali. Or, dans les villes – excepté Mwali –, l'incidence de la pauvreté concerne environ un ménage sur quatre. Les mesures de la pauvreté en termes d'individus soulignent également la forte incidence de la pauvreté rurale :

¹⁷ Des éléments d'analyses sont contenus dans : Abdullah Ben, Mouhidine [2005].

¹⁸ TIP = Trois « I » de la pauvreté : Incidence, Intensité et Inégalité. Jenkins, Lambert [1997].

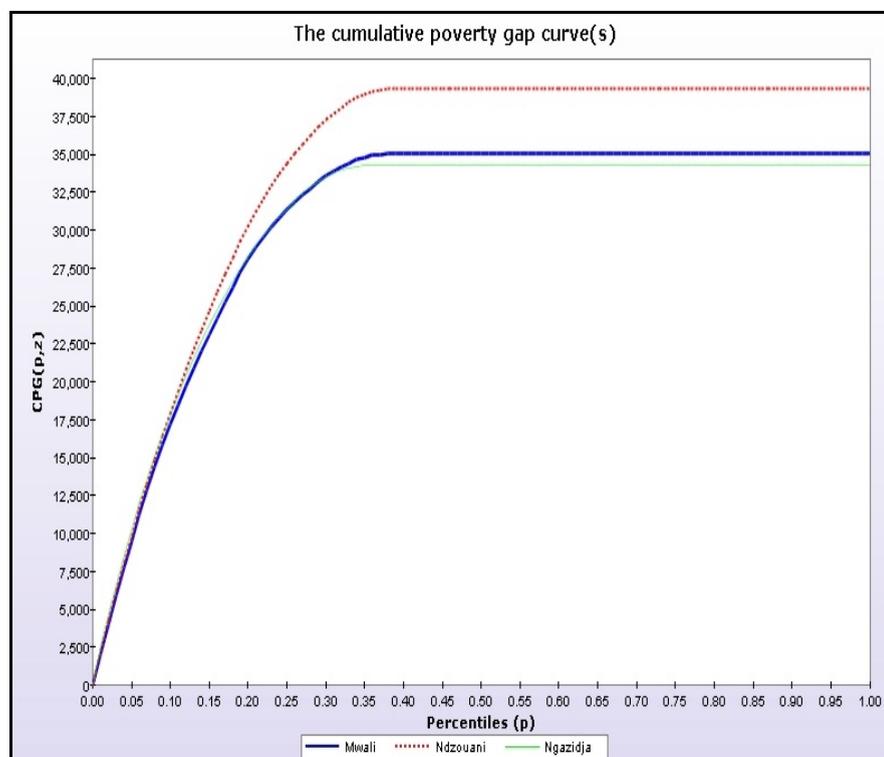


Figure 2.2 : Courbes TIP selon les îles – Comores 2004

45,4, 52,1 et 50,2 pour cent, respectivement, dans les zones rurales de Ngazidja, Ndzouani et Mwali. Ainsi, le milieu rural contribue à 78,8 pour cent de la pauvreté des familles aux Comores. Dans ces conditions, l'effort de développement doit prioritairement être en direction des campagnes.

c) Statut socio-économique et pauvreté

Le tableau 4.2 désagrège les indices de pauvreté selon le statut socio-économique du chef de ménage, et semble faire apparaître quatre groupes relativement distincts. Un premier groupe est composé des ménages dont le chef est un salarié protégé, c'est-à-dire d'un individu bénéficiant d'une certaine protection sociale en termes de statut de travail et d'avantages sociaux¹⁹. L'incidence de la pauvreté des ménages est de 25,5 pour cent,

¹⁹ Les « salariés protégés » ont les caractéristiques suivantes : salarié, travail continu, contrat à durée déterminée, et au moins un autre élément de protection en termes de congés, de retraite, etc. Par contre, les salariés « non protégés » ont un travail continu ou non, un

Tableau 4.2 : Mesures de la pauvreté selon les ménages et les individus, et le statut du chef de ménage – 14 ans et plus¹ – Comores 2004⁵

Paramètre	FGT ²						P0	Consom- mation réelle par tête (000 FC)	N ⁴
	Ménages			Individus					
	Incidence ($\alpha=0$)		Intensité ($\alpha=1$)	Inégalité ($\alpha=2$)					
	Valeur – P0	Contribu- -tion ³	Valeur – P1	Contribu- -tion ³	Valeur – P2	Contribu- -tion ³			
Salarié protégé	0,255 (0,031)	0,047 (0,006)	0,071 (0,011)	0,038 (0,006)	0,030 (0,006)	0,033 (0,007)	0,337 (0,039)	670,8 (642,9)	212
Salarié non protégé	0,358 (0,022)	0,158 (0,011)	0,121 (0,009)	0,155 (0,013)	0,057 (0,006)	0,149 (0,015)	0,444 (0,025)	658,8 (929,3)	496
Micro-entrepreneur	0,464 (0,060)	0,029 (0,005)	0,167 (0,028)	0,031 (0,006)	0,082 (0,019)	0,031 (0,008)	0,522 (0,065)	541,6 (705,6)	71
Indépendant informel	0,313 (0,029)	0,072 (0,008)	0,099 (0,012)	0,066 (0,009)	0,048 (0,008)	0,065 (0,011)	0,386 (0,035)	745,6 (1077,7)	264
Agriculteur vivrier	0,383 (0,022)	0,176 (0,012)	0,131 (0,010)	0,173 (0,014)	0,064 (0,006)	0,174 (0,017)	0,473 (0,025)	655,4 (1396,6)	483
Agriculteur de rente	0,388 (0,026)	0,126 (0,010)	0,141 (0,012)	0,133 (0,012)	0,069 (0,007)	0,133 (0,015)	0,475 (0,029)	810,8 (1448,7)	327
Éleveur & divers	0,486 (0,041)	0,066 (0,008)	0,183 (0,019)	0,072 (0,009)	0,088 (0,012)	0,071 (0,011)	0,535 (0,044)	935,4 (1890,0)	157
Pêcheur & divers	0,535 (0,059)	0,035 (0,006)	0,181 (0,028)	0,034 (0,007)	0,088 (0,017)	0,034 (0,008)	0,603 (0,062)	511,0 (705,1)	73
Apprenti & aide fam.	0,351 (0,035)	0,061 (0,007)	0,125 (0,016)	0,062 (0,009)	0,065 (0,011)	0,067 (0,012)	0,420 (0,041)	546,4 (574,5)	151
Chômeur	0,394 (0,050)	0,034 (0,006)	0,126 (0,022)	0,032 (0,006)	0,062 (0,015)	0,032 (0,008)	0,467 (0,059)	612,4 (747,3)	97
Inactif	0,380 (0,021)	0,196 (0,012)	0,138 (0,009)	0,305 (0,015)	0,069 (0,006)	0,211 (0,018)	0,471 (0,024)	720,2 (2942,3)	568
Ensemble	0,373 (0,009)	1,000 (0,000)	0,129 (0,004)	1,000 (0,000)	0,063 (0,002)	1,000 (0,000)	0,456 (0,010)	697,1 (1672,3)	2899 ⁵

(1) Toutes les mesures de la pauvreté *n'ont pas* été multipliées par 100, et les écarts types sont entre parenthèses. La ligne de pauvreté est de 285144 FC par tête et par an ; (2) Indices de la classe Foster, Greer et Thorbecke ; (3) Contribution relative C_{ij} ; (4) N pondéré ; (5) Compte tenu du nombre de cas non renseignés pour certains groupes socio-économiques, la valeur de N est inférieure à celle de l'ensemble des ménages.

Sources : EIM 2004.

tandis que le ratio en termes d'individus est de 33,7 pour cent. Cela signifie que, compte tenu de la valeur de l'intensité de la pauvreté – 7,1 pour cent –, les dépenses moyennes des ménages des salariés protégés équivalent à 72,2 pour cent de la ligne de pauvreté. Ainsi, même pour les groupes dirigés par un salarié protégé, les privations monétaires touchent environ le tiers des personnes qui y sont rattachées. Mais, ce groupe ne contribue qu'à 4,7 pour cent de la pauvreté nationale des ménages.

contrat autre qu'indéterminé, et au plus un autre élément de protection sociale.

Un deuxième groupe rassemble les familles gérées par un salarié non protégé, un indépendant du secteur informel et un apprenti ou aide familial. L'incidence de la pauvreté parmi les ménages est comprise entre 30 et 35 pour cent environ, soit approximativement 40 à 45 pour cent des individus. Pour ce segment, les dépenses moyennes s'élèvent à 64-68 pour cent du seuil de pauvreté, et la contribution à l'incidence de la pauvreté nationale des ménages est de 29,1 pour cent.

Un troisième segment est composé de quatre sous-groupes ayant à leur tête : (i) un agriculteur vivrier ; (ii) un agriculteur de rente ; (iii) un chômeur ; (iv) un inactif. Le ratio de pauvreté des ménages, assez homogène, est compris entre 38 et 39 pour cent, tandis que celui des individus est de l'ordre de 47 pour cent. Pour ce segment, les dépenses moyennes équivalent à environ le tiers du seuil de pauvreté, et la contribution à la pauvreté nationale est de 53,2 pour cent. Néanmoins, les deux groupes des agriculteurs ont un poids de 30,2 pour cent dans l'explication de la pauvreté du pays.

Le dernier groupe englobe les familles gérées par les micro-entrepreneurs, les éleveurs et les pêcheurs ayant, respectivement, un taux de pauvreté de 46,4, 48,6 et 53,5 pour cent – 52,2, 53,5 et 60,3 pour cent en termes d'individus. Les dépenses de ces familles démunies sont, respectivement, de 64,0, 62,3 et 66,0 pour cent du seuil de privations, et elles contribuent à 13,0 pour cent de la pauvreté nationale.

En définitive, le tableau 4.2 montre que trois groupes socio-économiques expliquent près des deux tiers de la pauvreté nationale : les ménages d'agriculteurs – 30,2 pour cent –, les familles de salariés non protégés – 15,8 pour cent –, et les ménages ayant à leur tête un inactif – 19,6 pour cent. En outre, on observe que ces groupes n'ont pas les dépenses moyennes les plus faibles, mais que les disparités au sein de ces derniers sont très importantes – écarts types élevés.

C. *La dynamique de pauvreté monétaire*

a) Augmentation des dépenses réelles des ménages

Le tableau 2.2 montre que les dépenses moyennes réelles des ménages – aux prix de 2004 – auraient augmenté annuellement de 5,6 pour cent entre 1995 et 2004 – 2,4, 10,6 et 2,9 pour cent, respectivement, à Ngazidja, Ndzouani et Mwali. *En fait, les comparaisons des dépenses des ménages – et de pauvreté – entre 1995 et 2004 exigent une grande prudence, pour plusieurs raisons.*

Tout d'abord, la structure et les fondements de l'échantillon de 2004 sont assez différents de celui de 1995. Le premier est fondé sur les données du recensement de la population de 2003, et s'efforce de mieux représenter

l'île de Mwali. Or, l'EBC de 1995 a pour base le recensement de 1991, et traite indifféremment la représentativité des différentes îles.

Ensuite, la période de référence retenue pour les dépenses diverge dans les deux enquêtes. L'EBC de 1995 appréhende les dépenses alimentaires et non alimentaires des ménages en un seul passage, en demandant les fréquences et les montants des achats par unité de temps – mois, semaine, jour, année. Par contre, l'EIM de 2004 a adopté le système des deux passages pour les dépenses, ce qui permet de raccourcir la période d'évocation des souvenirs. Pour les articles rarement achetés, une période d'une année est prise en compte, sans grand risque d'erreur par défaillance de mémoire, alors que pour les articles achetés couramment, il est essentiel de prendre une période d'évocation des souvenirs et une période de référence plus courtes, deux semaines par exemple. En d'autres termes, la période de référence à laquelle s'appliquent les questions relatives aux dépenses varie suivant les catégories, et est basée sur la fréquence avec laquelle un article donné est normalement acheté par le ménage. Ainsi, pour les articles achetés : (i) moins d'une fois par mois ; (ii) plus d'une fois par mois, mais moins d'une fois par semaine ; (iii) chaque semaine ou plus souvent, la période de référence se rapporte, respectivement, aux : (i) 12 derniers mois ; (ii) 3 derniers mois, et ; (iii) deux dernières semaines ou depuis la dernière visite. Il est à remarquer que cette approche s'applique à la fois aux produits non alimentaires et alimentaires, bien que ces derniers soient susceptibles d'être plus sensibles aux variations saisonnières et que, lorsqu'ils sont achetés, ils le sont au moins une fois par mois. Pour cette raison, le déroulement des questions inhérentes aux produits alimentaires est légèrement différent.

Enfin, si la nature des produits pour lesquels les informations collectées sont quasi-identiques pour les deux enquêtes, les composantes des dépenses pour 2004 sont plus diversifiées. En particulier, contrairement à 1995, les dépenses de 2004 englobent : (i) la valeur imputée du logement déterminée par île – et non globalement –, la valeur imputée des avantages en nature de l'emploi rémunéré concernant les diverses occupations (animaux, logement, transport), les dépenses indirectes d'éducation, les transferts reçus – et non les transferts nets. Dans ces conditions, il est probable que l'indicateur de bien-être de 1995 souffre de plusieurs biais – surtout en ce qui concerne la période de référence –, contribuant à une sous-estimation, comparativement à 2004. Ajoutons, que le panier de biens pour estimer la ligne de pauvreté en 2004 est de 23 produits, contre 10 en 1995, et que dans ce dernier cas, les informations sur les prix souffraient d'une grande incertitude – notamment, pour Ndzouani et Mwali –, compte tenu de

l'absence d'une enquête relative aux prix²⁰.

Ces réserves doivent être gardées à l'esprit lors des comparaisons entre les informations de l'EBC de 1995 et celles de l'IEM de 2004²¹.

b) Baisse de la pauvreté nationale

Le tableau 5.2 affiche les taux de pauvreté – $\alpha = 0$ – selon l'île et le milieu pour 1995 et 2004. Sous les réserves précédemment indiquées, il suggère plusieurs commentaires.

Aux Comores, la pauvreté aurait sensiblement diminué entre 1995 et 2004, les ratios de pauvreté en termes de ménages et d'individus étant passés au cours de la période, respectivement, de 47,3 à 36,9 pour cent, et de 54,6 à 44,8 pour cent.

A cet égard, on note que ce résultat est statistiquement significatif. D'une part, la statistique η est significative pour les trois mesures FGT, respectivement, -7,35, -9,88 et -10,14 pour l'incidence, l'intensité et l'inégalité de la pauvreté. D'autre part, le figure 3.2 affiche une courbe TIP pour 1995 qui domine complètement celle de 2004. De ce fait, étant donné les deux distributions des dépenses *réelles* par tête de 1995 et 2004, et une ligne commune de pauvreté $z = 285\,144$ FC, la dominance de $\Gamma_{\text{Comores } 95}$ TIP sur $\Gamma_{\text{Comores } 2004}$ TIP serait une condition nécessaire et suffisante pour s'assurer que $Q(\text{Comores } 2004 | z') \leq Q(\text{Comores } 1995 | z')$, pour toutes les lignes de pauvreté $z' \leq z$, et pour toutes les mesures de privation $Q \subseteq Q$. En d'autres termes, la pauvreté monétaire a significativement diminué entre 1995 et 2004.

Ce résultat appelle deux observations. Premièrement, même s'il doit être considéré, a priori, avec une extrême prudence, compte tenu de l'incertitude qui prévaut quant aux comparaisons des informations de 1995 et de 2004 – y compris la fragilité des informations relatives aux prix pour l'élaboration de la ligne de pauvreté de 1995 –, cela ne signifie pas que la pauvreté n'a pas décliné au cours de la période. A cet égard, une analyse micro-multidimensionnelle non monétaire, présentée ci-après, conforte cette tendance.

Deuxièmement, la tentation de recourir à l'évolution des comptes nationaux – montrant une baisse annuelle du PIB par tête de 1,3 pour cent entre 1993 et 2003 – pour appréhender la dynamique de pauvreté

²⁰ On notera également que la période des enquêtes de l'EBC et de l'IEM ne sont pas exactement identiques : août-octobre dans le premier cas, et mai-août dans le second cas. De ce fait, la consommation des ménages a pu être un peu plus biaisée à la hausse en 2004, du fait de la réalisation de l'enquête en plein période de congés des résidents à l'étranger.

²¹ Sur ces questions, voir Deaton [2002], [2003].

Tableau 5.2 : Evolution de l'incidence de la pauvreté – $\alpha=0$ – selon les ménages et les individus, et la localisation géographique¹ – Comores 1995-2004

Paramètre	1995				2004				Statistique η^4 – ménages			N ³	
	Ménages		Individus		Ménages		Individus		FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)	1995	2004
	Valeur	Contri- bution ²											
<i>Ngazidja</i>	0,343 (0,015)	0,358 (0,018)	0,408 (0,018)	0,381 (0,017)	0,353 (0,015)	0,460 (0,018)	0,427 (0,018)	0,517 (0,019)	0,52	-0,55	-0,89	986	1433
Moroni	0,285 (0,038)	0,043 (0,007)	0,339 (0,046)	0,042 (0,007)	0,278 (0,033)	0,069 (0,009)	0,374 (0,043)	0,062 (0,009)	-0,15	-0,50	-0,84	144	273
Urb. sec.	0,306 (0,077)	0,012 (0,003)	0,384 (0,092)	0,015 (0,005)	0,195 (0,039)	0,021 (0,005)	0,279 (0,055)	0,024 (0,006)	-1,29	-1,58	-1,47	36	118
Rural	0,355 (0,017)	0,303 (0,015)	0,420 (0,020)	0,324 (0,017)	0,391 (0,018)	0,370 (0,017)	0,454 (0,020)	0,365 (0,018)	1,59	0,48	0,08	806	1042
<i>Ndzouani</i>	0,608 (0,017)	0,557 (0,018)	0,701 (0,016)	0,533 (0,018)	0,384 (0,016)	0,477 (0,018)	0,464 (0,018)	0,479 (0,019)	-10,59*	-12,15*	-11,56*	863	1368
Urbain	0,536 (0,031)	0,143 (0,011)	0,615 (0,033)	0,148 (0,013)	0,252 (0,023)	0,088 (0,009)	0,313 (0,028)	0,088 (0,010)	-7,37*	-7,13*	-6,31*	252	384
Rural	0,638 (0,019)	0,414 (0,016)	0,740 (0,018)	0,385 (0,017)	0,435 (0,019)	0,389 (0,018)	0,521 (0,022)	0,391 (0,019)	-8,13*	-10,19*	-9,97*	611	985
<i>Mwali</i>	0,559 (0,042)	0,085 (0,006)	0,637 (0,043)	0,086 (0,010)	0,378 (0,027)	0,064 (0,006)	0,491 (0,031)	0,070 (0,007)	-3,31*	-4,74*	-4,80*	143	185
Urbain	0,444 (0,083)	0,017 (0,004)	0,484 (0,091)	0,018 (0,005)	0,375 (0,035)	0,035 (0,004)	0,481 (0,040)	0,035 (0,005)	-0,73	-0,47	-0,43	36	102
Rural	0,598 (0,047)	0,068 (0,008)	0,694 (0,046)	0,068 (0,009)	0,383 (0,042)	0,029 (0,004)	0,502 (0,048)	0,034 (0,005)	-3,02	-4,83*	-4,87*	107	83
Ensemble	0,473 (0,011)	1,000 (0,000)	0,546 (0,012)	1,000 (0,000)	0,369 (0,010)	1,000 (0,000)	0,448 (0,012)	1,000 (0,000)	-7,35*	-9,88*	-10,14*	1992	2987
Statistique η^4 – ménages	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)	-	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)	-	-	-	-	-	-
Ngazidja- Ndzouani	-11,82*	-12,63*	-11,25*	-	-1,68**	-2,19*	-1,62**	-	-	-	-	-	-
Ngazidja- Mwali	-4,90*	-5,28*	-4,81*	-	-0,67	-0,18	0,21	-	-	-	-	-	-
Ndzouani- Mwali	1,09	0,78	0,63	-	0,14	0,93	1,08	-	-	-	-	-	-

(1) Toutes les mesures de la pauvreté n'ont pas été multipliées par 100, et les écarts types sont entre parenthèses. La ligne de pauvreté est de 170 337 par tête et par an en 1995, et de 285144 FC par tête et par an en 2004 ; (2) Contribution relative C_{ij} ; (3) N pondéré (ménages) en 2004 ; (4) Kakwani [1990]. Une étoile signifie que les écarts de pauvreté sont significatifs à 5 pour cent.

Sources : EBC 1995 & EIM 2004.

est dangereuse, et à contre-courant de ce qu'enseigne la littérature actuelle. En effet, les arguments avancés récemment par Deaton (2002 ; 2003), selon lesquels « il y a quelques raisons générales de supposer que les enquêtes sont probablement plus précises [que les compte nationaux] lorsqu'il s'agit de mesurer la pauvreté » (Deaton, 2002, p.2.15), ont une certaine force. Tout d'abord, les informations issues des comptes nationaux ne sont pas nécessairement plus précises que celles émanant des enquêtes. La consommation finale est un « résidu », issu des statistiques de production des différents biens, lorsque la consommation de l'Etat, les consommations

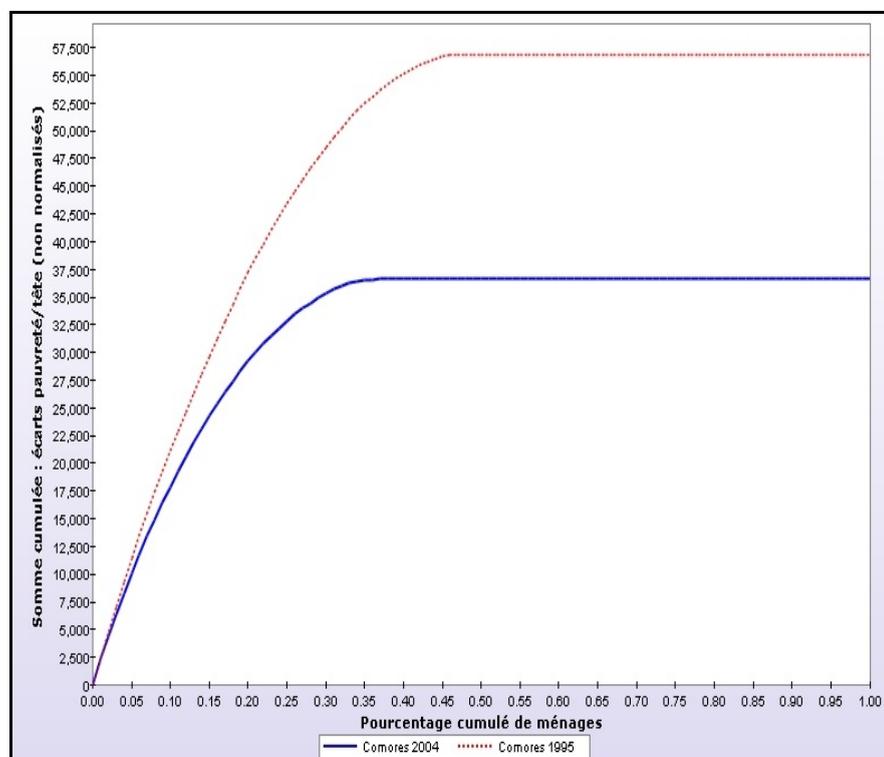


Figure 3.2 : Courbes TIP et dynamique de pauvreté – Comores 1995-2004

intermédiaires, l'investissement, et les exportations nettes ont été déduites. Beaucoup de ces calculs étant faits en volume, le recours à des indices de prix est indispensable. L'absence de mesure directe de la consommation nationale peut induire la présence de nombreuses erreurs cumulatives, et conduire à exclure beaucoup de services hors marchés – auto-consommation, cadeaux, salaires en nature. Ensuite, la part des revenus issue des activités informelles dans le PIB décroît avec le niveau de développement. Par conséquent, la « formalisation » croissante de l'économie conduit à surestimer la croissance du PIB – de plus en plus d'activités informelles sont enregistrées par les comptes nationaux. Enfin, des divergences conceptuelles prévalent entre la consommation de la comptabilité nationale et les dépenses des ménages appréhendées par les enquêtes²².

²² Voir Lachaud [2004] pour une analyse relative au Burkina Faso.

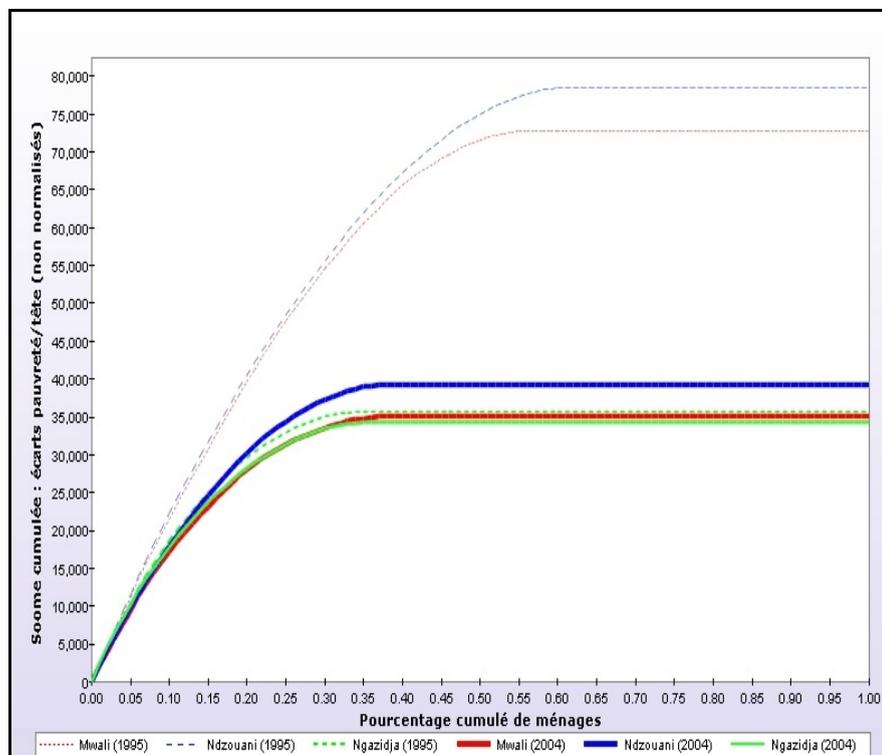


Figure 4.2 : Courbes TIP et dynamique de pauvreté selon les îles – Comores 1995-2004

c) Changement de la pauvreté insulaire

Le tableau 5.2 fait apparaître des changements majeurs quant à la pauvreté insulaire entre 1995 et 2004.

Tout d'abord, on observe un fort déclin de la pauvreté monétaire à Ndzouani et Mwali, tant en termes de ménages que d'individus. Ainsi, au cours de la période, à Ndzouani et à Mwali, le ratio de pauvreté des familles serait passé, respectivement, de 60,8 à 38,4 pour cent, et de 55,9 à 37,8 pour cent – en termes d'individus, respectivement, de 70,1 à 46,4 pour cent, et de 63,7 à 49,1 pour cent. A cet égard, les statistiques η du tableau 5.2, et le test de dominance stochastique, présenté à la figure 4.2, assurent la robustesse de cette évolution, quelle que soit la valeur du coefficient d'aversion α pour la pauvreté. Par contre, l'évolution des privations n'aurait pas statistiquement changé à Ngazidja, comme l'attestent la statistique η et la mesure de la pauvreté ordinaire affichée à la figure 4.2. En effet, si les courbes TIP de Ndzouani et de Mwali pour 1995 sont en dessus de celles de 2004, celles de Ngazidja pour ces deux années tendent à se confondre.

Ensuite, l'évolution précédemment décrite prévaut également selon le milieu. D'une part, la pauvreté monétaire a significativement décliné à la fois dans les secteurs urbain et rural de Ndzouani, ainsi qu'en milieu rural de Mwali. D'autre part, les privations monétaires sont demeurées quasiment stables dans les différents milieux de Ngazidja, sauf pour les centres urbains secondaires –, bien que cette évolution ne soit pas statistiquement significative.

A ce stade de l'analyse, il apparaît assez difficile d'expliquer cette nouvelle configuration de la pauvreté, la tendance à la baisse des revenus de transferts externes – tableau E6, en annexes –, surtout dirigés vers Ngazidja, ne pouvant pas constituer l'unique déterminant²³.

2. Bien-être ex ante et vulnérabilité

Bien que la précédente approche soit en mesure de mettre en relief des caractéristiques essentielles de la pauvreté, des dimensions de cette dernière semblent encore insuffisamment explorées, une situation susceptible de limiter un ciblage efficace des actions de lutte contre la pauvreté. Pour cette raison, l'étude explore la relation entre la vulnérabilité et les privations.

A. Concepts et méthode²⁴

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

²³ Lors d'un séminaire sur la pauvreté, organisé le 17 février 2005 à Moroni par la Direction de la statistique, trois causes possibles de cette tendance ont été évoquées : (i) développement des AGR à Ndzouani ; (ii) progression du secteur informel – dans les trois îles ; (iii) augmentation de la masse salariale – dans les trois îles.

²⁴ Les développements qui suivent sont issus de Lachaud [2003a].

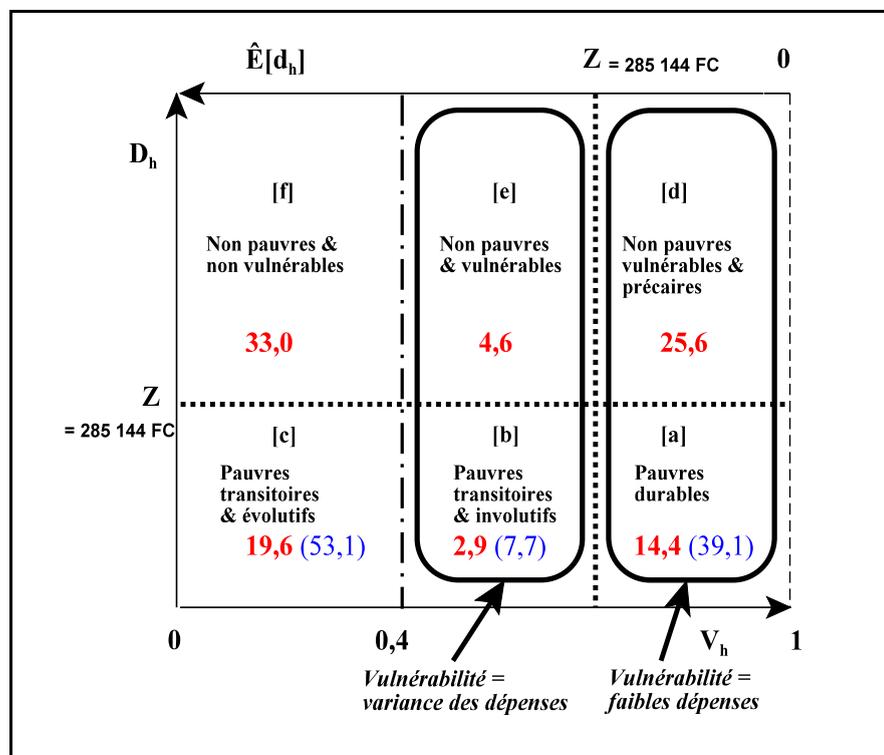


Figure 5.2 : Stratification des ménages selon la pauvreté et la vulnérabilité – Comores 2004

intégrant d'emblée la dimension temporelle du bien-être des ménages. Par exemple, la 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 à l'annexe A, permet d'opérer une stratification des ménages comoriens en six groupes :

(a) *ménages pauvres durables* : ménages dont les consommations par tête *actuelle et estimée*²⁵ 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 0,4²⁶ ;

(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 ;

(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*

²⁵ Il s'agit de la consommation prédite en fonction des caractéristiques des ménages, ces dernières expliquant également la variance de la consommation par tête.

²⁶ 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 ».

– 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 5.2 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.

B. *Pauvreté durable et transitoire, et vulnérabilité*

a) L'approche globale

La stratification *ex ante* des ménages, fondée sur la pauvreté et la vulnérabilité, inhérentes à l'enquête intégrale auprès des ménages de 2004, est présentée au tableau 6.2. Elle appelle plusieurs commentaires.

En premier lieu, *la vulnérabilité des ménages, c'est-à-dire ceux qui ont une probabilité d'au moins 40 pour cent d'être pauvres à court terme, est une situation un peu plus répandue que la pauvreté*. En effet, en 2004, alors que 36,8 pour cent des ménages sont « pauvres », 47,4 pour cent sont « très vulnérables » – tableau 6.2, avant-dernière colonne. Ainsi, la proportion de la population exposée au risque de pauvreté à court terme – c'est-à-dire, vulnérable – est sensiblement plus importante que l'incidence de la pauvreté observée. Dans ces conditions, a priori, les politiques de lutte contre la pauvreté peuvent apparaître restrictives en termes de progrès social, dans la mesure où elles ne prennent que partiellement en compte le risque de privations – le risque moyen de pauvreté identique au ratio de pauvreté. Certes, ce résultat dépend du seuil de vulnérabilité adopté dans la recherche. Néanmoins, il met en évidence un différentiel d'appréhension du bien-être de la population, consécutivement aux approches *ex ante* et *ex post*. Par ailleurs, le tableau 6.2 montre que, pour l'ensemble des ménages, le niveau moyen de vulnérabilité s'élève à 0,405, valeur assez proche du ratio de pauvreté des ménages.

En deuxième lieu, *les stratifications des ménages en termes de pauvreté et de vulnérabilité se recourent*. Tout d'abord, si 36,4 pour cent des ménages très vulnérables sont pauvres, 37,3 pour cent de ceux qui sont faiblement vulnérables ont également un niveau de vie inférieur au seuil de pauvreté. De même, alors que 46,9 pour cent des ménages pauvres ont au moins 40 pour cent de chance de demeurer pauvres à court terme, 47,8 pour cent des groupes non pauvres ont la même chance de basculer dans la pauvreté dans un avenir proche. D'ailleurs, fort logiquement, il apparaît que la probabilité moyenne de vulnérabilité est la plus élevée pour les très vulnérables – 0,736. Toutefois, elle s'élève à 0,414 et 0,389 pour les ménages non pauvres et pauvres. Ensuite, le niveau de vie moyen des ménages pauvres

Tableau 6.2 : Stratification des ménages selon l'incidence de la pauvreté et de la vulnérabilité – Comores 2004¹

Paramètre	Dépenses/ tête/an (000 FC)	Proportion de pauvres	Probabilité moyenne de vulnérabilité	Proportion de vulnérabilité élevée	Ensemble ³	N
2004 – Seuil de pauvreté = 285 144 FC par tête & par an ; seuil de vulnérabilité : p ≥ 0,4						
Stratification agrégée²						
Pauvres	185,6	1,000	0,389	0,469	0,368	1 097
Non pauvres	999,1	0,000	0,414	0,478	0,632	1 882
Très vulnérables	580,9	0,364	0,736	1,000	0,474	1 413
Faiblement vulnérables	806,5	0,373	0,107	0,000	0,526	1 566
Stratification désagrégée²						
(a) Pauvres durables	189,1	0,391	0,762	0,303	0,144	429
(b) Pauvres transitoires & involutifs	186,6	0,077	0,450	0,060	0,029	85
(c) Pauvres transitoires & évolutifs	182,8	0,531	0,106	0,000	0,196	583
(d) Non pauvres vulnérables & précaires	807,8	0,000	0,803	0,540	0,256	764
(e) Non pauvres vulnérables	788,4	0,000	0,448	0,096	0,046	136
(f) Non pauvres	1176,9	0,000	0,107	0,000	0,330	983
Total	699,5	1,000	0,405	1,000	1,000	2 979
N	2979	1097	2979	1413	2979	2979

(1) Voir le texte pour les modalités de la stratification désagrégée ; (2) En ce qui concerne la stratification agrégée, voir le texte. L'analyse porte sur 2979 ménages (au lieu de 2987) à cause de manquants dans l'analyse de régression ; (3) La somme des pauvres et des non pauvres est égale à 1, de même que la somme des vulnérables et faiblement vulnérables.

Source : EIM 2004.

est environ trois fois plus faible que celui des ménages très vulnérables, une situation logique puisque beaucoup de ces derniers ont des ressources supérieures à la ligne de pauvreté. Ainsi, en 2004, les dépenses par tête annuelles sont de 185,6 et 580,9 milliers de FC, respectivement, pour les ménages pauvres et très vulnérables. De plus, le tableau 6.2 indique que le rapport des dépenses par tête entre les non pauvres et les pauvres est de 5,4, contre 1,4 entre les groupes faiblement vulnérables et ceux qui sont très vulnérables.

En troisième lieu, *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 60,8 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 vulnérables²⁷. Cela signifie que, parmi les 46,8 pour cent des ménages à la fois pauvres et très vulnérables²⁸, 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 dernières²⁹. A cet égard, il est à remarquer 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 – 0,450³⁰. 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 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.

En dernier lieu, *des catégories de ménages non pauvres semblent particulièrement exposées au risque de pauvreté dans un avenir proche*. En effet, 25,6 pour cent de l’ensemble des familles, bien que non pauvres, ont une consommation estimée inférieure au seuil de pauvreté, et ont au moins 40 pour cent de chance de devenir pauvres à court terme. Ils sont dénommés « non pauvres vulnérables et précaires », et leur probabilité moyenne de vulnérabilité est assez élevée, soit 0,803 – tableau 6.2. En outre, ils représentent plus de 80 pour cent des ménages à la fois non pauvres et vulnérables, le solde étant constitué des « non pauvres vulnérables », c’est-à-dire des familles qui ont une consommation escomptée supérieure au seuil de pauvreté³¹. Ainsi, l’EIM montre que les ménages très vulnérables sont constitués de deux principales catégories : d’une part, les pauvres durables – 30,3 pour cent –, et, d’autre part, les non pauvres vulnérables et précaires – 54,0 pour cent. Ces deux sous-ensembles, vulnérables en termes de pauvreté à cause d’une *faiblesse des dépenses par tête*, représentent,

²⁷ 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.

²⁸ $39,1 + 7,7 = 46,8$ pour cent.

²⁹ $(39,1/46,8)*100 = 83,5$ pour cent.

³⁰ Elle est de 0,106 pour les pauvres transitoires et évolutifs.

³¹ La colonne 4 du tableau 6.2 montre que ces deux groupes englobent, respectivement, 54,0 et 9,6 pour cent des ménages très vulnérables.

Tableau 7.2 : Pauvreté durable et transitoire selon les îles et le milieu – Comores 2004¹

Ile/milieu	Ngazidja			Ndzouani			Mwali			Grand		
	Total	Moroni	Urbain Rural	Total	Urbain	Rural	Total	Urbain	Rural	Total	N ²	
Pauvres	FGT(0) (erreur type)											
Pauvres durables	0,426	0,429	0,347	0,431	0,299	0,465	0,261	0,821	0,809	0,835	0,391	429
	(0,026)	(0,071)	(0,107)	(0,029)	(0,024)	(0,053)	(0,026)	(0,035)	(0,046)	(0,054)	(0,017)	
Pauvres transitoires & involutifs	0,088	0,061	0,084	0,093	0,071	0,012	0,084	0,051	0,061	0,039	0,7,7	85
	(0,015)	(0,034)	(0,059)	(0,017)	(0,014)	(0,012)	(0,017)	(0,020)	(0,029)	(0,027)	(0,010)	
Pauvres transitoires & évolutifs	0,485	0,510	0,569	0,476	0,630	0,523	0,654	0,129	0,130	0,127	0,531	583
	(0,026)	(0,072)	(0,112)	(0,029)	(0,025)	(0,053)	(0,028)	(0,031)	(0,039)	(0,035)	(0,018)	
Contribution totale	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	-
Ensemble	0,352	0,274	0,195	0,391	0,384	0,252	0,435	0,378	0,375	0,383	0,368	-
	(0,015)	(0,033)	(0,039)	(0,018)	(0,016)	(0,024)	(0,019)	(0,027)	(0,035)	(0,043)	(0,010)	
Distribution	0,457	0,068	0,021	0,368	0,479	0,088	0,390	0,065	0,035	0,029	1,000	1 097
Non pauvres	Distribution (% ligne)											
Non pauvres	0,408	0,431	0,374	0,410	0,354	0,371	0,345	0,774	0,730	0,827	0,406	764
vulnérables précaires	(0,492)	(0,111)	(0,043)	(0,338)	(0,391)	(0,139)	(0,252)	(0,116)	(0,060)	(0,056)	(1,000)	
Non pauvres	0,079	0,061	0,053	0,089	0,070	0,087	0,061	0,026	0,032	0,019	0,072	135
vulnérables	(0,541)	(0,089)	(0,037)	(0,415)	(0,437)	(0,185)	(0,252)	(0,022)	(0,015)	(0,007)	(1,000)	
Non pauvres	0,513	0,508	0,600	0,501	0,576	0,542	0,594	0,200	0,238	0,158	0,522	982
	(0,482)	(0,102)	(0,058)	(0,321)	(0,495)	(0,158)	(0,337)	(0,023)	(0,015)	(0,008)	(1,000)	
Distribution	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	-	-
	(0,490)	(0,105)	(0,051)	(0,335)	(0,449)	(0,152)	(0,296)	(0,061)	(0,034)	(0,028)	1,000	1 881
Distribution totale	0,478	0,091	0,04	0,347	0,462	0,129	0,331	0,062	0,034	0,028	1,000	2979

(1) Voir le texte pour les définitions ; (2) Nombre de ménages de l'échantillon.
Source : EIM 2004.

respectivement, 14,4 et 25,6 pour cent de la totalité des ménages – tableau 6.2, colonnes 4 et 5. Par contre, les ménages dont la vulnérabilité est due à une *variabilité des ressources*, constituent 7,5 pour cent de l'ensemble des ménages, et 15,6 pour cent des groupes très vulnérables – pauvres transitoires-involutifs (6,0 pour cent) et non pauvres vulnérables (9,6 pour cent).

b) La dimension insulaire

La décomposition des formes de pauvreté selon les îles et le milieu est affichée au tableau 7.2, et appelle plusieurs commentaires.

En premier lieu, il apparaît que les formes de pauvreté varient sensiblement selon les îles. A Ngazidja, la distribution entre les pauvretés durable et transitoire est assez équilibrée, puisque 42,6 et 48,5 pour cent des ménages pauvres sont, respectivement, pauvres durables et pauvres

transitoires et involutifs. Par contre, la pauvreté chronique prédomine à Mwali – 82,1 pour cent des ménages pauvres –, tandis qu'à Ndzouani l'inverse prévaut : près des deux tiers des ménages – 63,0 pour cent – sont transitoirement pauvres et faiblement vulnérables. Par ailleurs, le tableau 7.2 montre que la proportion des non pauvres très vulnérables est également très inégalement répartie selon les îles : 40,8, 35,4 et 77,4, respectivement, à Ngazidja, Ndzouani et Mwali.

Ainsi, les informations relatives à la pauvreté ex post appauvrissent considérablement l'analyse. Par exemple, alors que le tableau 5.2 indique que les taux de pauvreté monétaire varient assez peu selon les îles, le tableau 7.2 présente une configuration assez hétérogène des formes de privations en fonction de la localisation géographique. Par exemple, à Mwali, non seulement 82,1 pour cent des pauvres subissent des privations chroniques, mais également 77,4 pour cent des non pauvres ont au moins 40 pour cent de chance de devenir pauvres à court terme. De même, à Ngazidja, si 48,5 pour cent des ménages pauvres ont au moins 40 pour cent de chance de ne plus l'être à court terme, une proportion quasi-équivalente – 40,8 pour cent – a la même probabilité de basculer rapidement dans la pauvreté. C'est seulement à Ndzouani que la proportion de pauvres susceptibles de ne plus l'être à court terme, excède considérablement la proportion des non pauvres ayant une forte probabilité de le devenir – respectivement, 63,0 et 35,4 pour cent.

En deuxième lieu, la prise en compte du milieu n'altère pas fondamentalement ce schéma, sauf à Ndzouani où, dans les zones urbaines, la pauvreté durable tend à être aussi importante que la pauvreté transitoire et évolutive – respectivement, 46,5 et 52,3 pour cent.

Sans aucun doute, ce type d'informations peut contribuer à mieux cibler les politiques de lutte contre la pauvreté, dans la mesure où les formes durable et transitoire des privations monétaires appellent des actions sensiblement différentes. La faiblesse chronique des ressources implique probablement, dans une perspective de long terme, l'accès à davantage d'actifs productifs, alors que la variabilité des moyens monétaires exige des mesures plus ponctuelles, de court ou moyen terme.

3. Pauvreté monétaire et inégalité

L'étude de la pauvreté implique une investigation des relations qui prévalent entre cette dernière et l'inégalité des ressources des ménages. Dans la recherche, trois directions d'analyse sont poursuivies : les dimensions et l'évolution de l'inégalité des ressources des ménages, la spécification des élasticités par rapport aux dépenses et à l'inégalité, et la décomposition des mesures de la pauvreté selon les effets de croissance et de distribution.

1. Dimensions et évolution de l'inégalité

A. Les indicateurs d'inégalité

Les tableaux 1.3 et 2.3 affichent plusieurs indicateurs d'inégalité des dépenses par tête des ménages, selon le milieu, les îles et le sexe du chef de ménage, ainsi que la décomposition inter et intra-groupes de l'indice de Gini. Ils appellent plusieurs observations.

Premièrement, au niveau national, au cours de la période 1995-2004, *l'inégalité des dépenses par tête a considérablement augmenté*. En effet, tous les indicateurs d'inégalité mettent en évidence une nette croissance des disparités des ressources per capita des ménages¹. Ainsi, l'indice de Gini a augmenté de 25,7 pour cent – 0,443 à 0,557 –, tandis que l'indice d'entropie de Theil a été rehaussé de 109,5 pour cent – 0,348 à 0,729. Dans une certaine mesure, ce résultat contraste avec la littérature économique tendant à montrer une relative stabilité de l'inégalité dans le temps². Mais, il est à remarquer que ce résultat est obtenu en l'absence d'économies d'échelle des ménages. Or, d'autres recherches ont montré que l'indice de Gini variait avec l'élasticité-taille, et, en particulier, avait tendance à décliner lorsque cette dernière était inférieure à un³.

¹ L'approche est fondée sur l'inégalité des ressources des ménages per capita. De ce fait, les individus ne se voient pas attribuer la moyenne des ressources du ménage. D'autres indicateurs d'inégalité sont dans : Abdallah, Kassim [2005].

² Sauf pour les pays de l'Est. Deininger, Squire [1998].

³ Lachaud [2000] montre, qu'en 1994-95, l'indice de Gini au Burkina Faso varie de 0,53 à 0,45 lorsque l'élasticité-taille varie de 1 à 0,4.

Tableau 1.3 : Mesures d'inégalité des dépenses par tête en termes de ménages selon le milieu et l'année, et décomposition de l'indice de Gini – Comores 1995-2004

Année/île	1995 ⁹				2004 ⁹				Variation 2004/1995 (%)			
	Nga-zidja	Ndzou-ani	Mwali	Ensemble	Nga-zidja	Ndzou-ani	Mwali	Ensemble	Nga-zidja	Ndzou-ani	Mwali	Total
Mesures d'inégalité												
Gini ¹	0,420 (0,011)	0,414 (0,010)	0,480 (0,036)	0,443 (0,008)	0,523 (0,040)	0,595 (0,018)	0,422 (0,031)	0,557 (0,020)	24,5	43,7	-12,1	25,7
Atkinson ²	0,144 (0,008)	0,137 (0,007)	0,187 (0,028)	0,159 (0,006)	0,151 (0,008)	0,231 (0,015)	0,116 (0,011)	0,190 (0,009)	4,9	68,6	-38,0	19,5
Entropie :												
Déviatio log. moyenne ³	0,312 (0,016)	0,295 (0,014)	0,397 (0,058)	0,346 (0,013)	0,484 (0,080)	0,622 (0,041)	0,302 (0,045)	0,541 (0,042)	55,1	110,8	-23,9	56,4
Theil ⁴	0,313 (0,021)	0,292 (0,016)	0,428 (0,080)	0,348 (0,017)	0,715 (0,227)	0,764 (0,053)	0,359 (0,081)	0,729 (0,105)	128,4	161,6	-16,1	109,5
Coefficient de variation ⁵	0,942 (0,049)	0,872 (0,037)	1,188 (0,173)	1,007 (0,042)	2,935 (0,962)	1,851 (0,105)	1,203 (0,244)	2,375 (0,550)	211,6	112,3	1,3	135,8
Variance logarithmique ⁶	0,729 (0,039)	0,675 (0,034)	0,883 (0,127)	0,806 (0,029)	0,980 (0,109)	1,317 (0,104)	0,617 (0,072)	1,110 (0,074)	34,4	95,1	-30,1	37,7
Variance des logarithmes ⁷	0,631 (0,030)	0,588 (0,026)	0,725 (0,083)	0,687 (0,021)	0,745 (0,045)	0,930 (0,054)	0,526 (0,048)	0,817 (0,033)	18,1	58,2	-27,4	18,9
Ecart moyen relatif ⁸	0,604 (0,019)	0,604 (0,020)	0,709 (0,051)	0,642 (0,014)	0,762 (0,019)	0,909 (0,020)	0,605 (0,031)	0,826 (0,013)	26,2	50,5	-14,7	28,7
Décomposition de Gini : île¹⁰												
Inégalité intra- groupes	-	-	-	0,367	-	-	-	0,530	-	-	-	44,4
Inégalité inter- groupes	-	-	-	0,076	-	-	-	0,027	-	-	-	-64,5

(1) Calculé avec le paramètre $\rho = 2$, donnant des pondérations égales à toutes les distances (p-L(p)), où L(p) = courbe de Lorenz et p = percentile des ménages ; (2) L'indice d'Atkinson est évalué à partir d'une fonction de bien-être social n'attribuant pas d'importance au rang des dépenses par tête – $\rho = 1$ –, mais considérant qu'un accroissement du niveau de vie des pauvres est plus souhaitable qu'une augmentation de celui des riches – $\epsilon > 1$, soit 0,5 dans ce cas ; (3) $I(0) = I(0)$; (4) $I(0) = I(1)$; (5) Si $I(0) = I(2)$, on obtient la moitié du coefficient de variation au carré. Le coefficient de variation est égal au rapport entre l'écart type des dépenses par tête et la moyenne de ces dernières ; (6)

$$\int_0^1 (\ln(x(p)) - \ln(\mu))^2 dp ; \text{ où } \mu \text{ représente les dépenses moyennes par tête ; (7) } \int_0^1 \ln(x(p)) - \int_0^1 \ln(x(p)) dp ; \text{ (8)}$$

Moyenne de l'écart absolu par rapport aux dépenses par tête moyennes, normalisée par les dépenses par tête moyennes ; (9) Entre parenthèses, l'écart type ; (10) Approche de Shapley.

Source : EBC 1995 & EIM 2004.

Deuxièmement, néanmoins, le tableau 1.3 met en évidence des disparités d'évolution selon les îles. Au cours de la période 1995-2004, l'inégalité des dépenses per capita a surtout augmenté à Ndzouani, et, dans une moindre mesure, à Ngazidja, alors que l'inverse a prévalu à Mwali. En effet, au cours de la période, à Ndzouani, l'indice de Gini est passé de 0,414 à 0,595, alors qu'à Ngazidja il a augmenté de 0,420 à 0,523, soit une augmentation de 43,7 pour cent dans le premier cas, et de 24,5 pour cent dans le second cas. Or, à Mwali, l'indice de Gini a décliné de 12,1 pour cent entre 1995 et 2004 – 0,480 à 0,422. La prise en compte des autres indicateurs

Tableau 2.3 : Mesures d'inégalité des dépenses par tête en termes de ménages selon le sexe du chef de ménage et l'année, et décomposition de l'indice de Gini – Comores 1995-2004

Année/milieu	1995 ⁹		2004 ⁹		Variation 2004/1995 (%)	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Mesures d'inégalité						
Coefficient de Gini ¹	0,432 (0,009)	0,462 (0,017)	0,500 (0,007)	0,555 (0,020)	15,7	20,1
Indices d'entropie : <i>Theil</i> ²	0,326 (0,018)	0,383 (0,032)	0,539 (0,025)	0,651 (0,070)	65,5	70,0
Décomposition de Gini : genre³						
Inégalité intra-groupes	-	0,419	-	0,494	-	17,9
Inégalité inter-groupes	-	0,024	-	0,013	-	-45,8

(1) Calculé avec le paramètre $\rho = 2$, donnant des pondérations égales à toutes les distances ($p-L(p)$), où $L(p)$ = courbe de Lorenz et p = percentile des ménages ; (2) $I(\theta) = I(1)$; (3) Approche de Shapley.
Source : EBC 1995 & EIM 2004.

d'inégalité conduit à des conclusions comparables, bien que, pour certains d'entre eux – Theil et coefficient de variation –, l'aggravation de l'inégalité des dépenses par tête pour les deux plus grandes îles soit encore plus importante. On remarquera que, pour chacune des périodes, l'essentiel de l'inégalité nationale est expliqué par les disparités au sein de chaque île – 82,8 et 95,2 pour cent de l'indice de Gini, respectivement, en 1995 et 2004 –, ces dernières ayant eu tendance à croître dans le temps. Cela signifie que le développement économique tend à renforcer les inégalités *intra-groupes*, et que les différentes îles ont tendance à devenir moins homogènes. Quoiqu'il en soit, l'évolution qui prévaut au cours des dix dernières années montre une montée de l'inégalité à Ngazidja et à Ndzouani, et une réduction à Mwali, une situation qui n'a pas favorisé le déclin de la pauvreté.

Troisièmement, le tableau 2.3 affiche la décomposition de l'indice de Gini selon le genre du chef de ménage. Entre 1995 et 2004, on observe que l'inégalité a augmenté dans les ménages gérés par les hommes et les femmes – respectivement, 15,7 et 20,1 pour cent pour l'indice de Gini. A cet égard, on doit rappeler que les dépenses réelles ont augmenté au cours de la période de 69,4 pour cent dans les ménages masculins, et de 51,8 pour cent dans les ménages féminins – tableau 1.2. Sans aucun doute, l'effet inégalité a probablement, en partie, contrecarré l'effet croissance quant à l'impact sur les privations des ménages.

B. La décomposition des sources de l'inégalité

a) Concepts et méthode

Les résultats précédents incitent à appréhender les facteurs du *niveau* de l'inégalité des dépenses par tête des ménages. La méthode, exposée à l'annexe B, fait référence à une décomposition de l'inégalité fondée sur la régression. En d'autres termes, à partir de l'estimation d'une relation entre les dépenses par tête des ménages et un ensemble de k facteurs exogènes, il s'agit d'évaluer la contribution proportionnelle de la source de revenu des dépenses k à l'inégalité générale. En outre, cette option analytique permet de mesurer la contribution des facteurs à la variation d'inégalité entre deux périodes⁴.

Dans l'étude, les équations du niveau de vie des ménages, indiquées par [1] à l'annexe B, sont estimées pour l'année 2004, et chacune des îles de l'Union des Comores. Ainsi, on suppose, a priori, que les rendements des caractéristiques des ménages varient dans les différentes îles. La variable dépendante se réfère au logarithme des dépenses nominales par tête des ménages. En fait, l'option analytique quant à la décomposition de l'inégalité, décrite à l'annexe B, dépend fortement de la forme des équations de régression. Les variables indépendantes, quasi-identiques pour les différentes îles, prennent en considération : (i) le niveau d'instruction du chef de ménage – y compris l'école coranique –, et les années d'instruction des autres membres adultes du ménage ; (ii) l'âge, le sexe, et le statut matrimonial du chef de ménage ; (iii) le type de ménage, et la démographie du ménage : nombre de personnes selon la classe d'âge ; (iv) la proportion de personnes employées dans le ménage ; (v) le statut du chef de ménage sur le marché du travail, les catégories étant légèrement différenciées selon les diverses îles pour tenir compte de leurs spécificités ; (vi) l'île et le milieu ; (vii) l'existence de transferts externes et internes⁵.

b) Les facteurs du niveau de l'inégalité

Le tableau 3.3, affiche la décomposition des sources de l'inégalité du bien-être pour 2004, et regroupe la contribution des différents facteurs selon l'équation [4] – annexe B. Il appelle plusieurs commentaires.

Premièrement, *l'ensemble des Comores*. Le résidu explique la plus

⁴ Les facteurs du changement de l'inégalité ne sont pas examinés. Sur la décomposition de l'inégalité, voir aussi : Abdallah, Kassim [2005].

⁵ Les équations sont présentées ci-après, en annexes – tableau E3.

Tableau 3.3 : Décomposition de l'inégalité du niveau de vie des ménages selon les îles par groupe de variables explicatives – Comores 2004

Paramètre Variable	Log des dépenses par tête 2004			
	Ensemble	Ngazidja	Ndzouani	Mwali
Instruction du chef	0,020	0,017	0,027	0,018
Ecole Coranique	0,004	0,000	0,012	0,003
Instruction autres membres	0,003	0,010	-0,002	0,010
Démographie du chef	0,000	-0,001	0,003	-0,012
Démographie ménage	0,150	0,158	0,102	0,354
Existence de transferts externes	0,001	0,008	0,000	0,000
Existence de transferts internes	0,002	0,000	0,004	0,000
Proportion d'employés/ménage	0,011	0,009	0,013	0,044
Statut du travail	0,006	0,016	0,028	0,030
Ile/milieu	0,010	0,021	0,002	-0,004
Résidu	0,791	0,761	0,811	0,558
Somme	1,000	1,000	1,000	1,000

Source : EIM 2004.

grande partie de l'inégalité du niveau de vie des ménages. En effet, les trois quarts des sources de l'inégalité pourraient être attribués à des facteurs non observés, des variables omises ou des erreurs de mesure. Cela signifie que le modèle sous-jacent ne met en relief aucune source d'inégalité quantitativement décisive. Néanmoins, parmi les facteurs significatifs, une hiérarchisation des sources de l'inégalité semble pouvoir être opérée⁶. A cet égard, on rappelle que s_k indique la part de l'inégalité imputable au fait que le facteur X_k est inégalement distribué parmi les ménages – équation [3] à l'annexe B⁷. Ainsi, le modèle logarithmique montre que la démographie du ménage – surtout le nombre d'enfants de 5-14 ans – contribue à 15,0 pour cent de l'inégalité, c'est-à-dire à plus de 78,5 pour cent de la contribution des facteurs significatifs. Un deuxième sous-ensemble rassemble trois facteurs contribuant chacun à 1-2 pour cent de l'inégalité : l'instruction du chef de ménage – 2,0 pour cent –, la proportion d'employés par ménage – 1,1 pour cent –, et la localisation spatiale – 1,0 pour cent. Ces trois facteurs représentent 21,5 pour cent de la contribution des facteurs significatifs. Les autres facteurs occupent une place modeste, bien que le statut du travail du chef de ménage et l'existence de transferts, externes ou internes, accroissent l'inégalité des dépenses.

Deuxièmement, il existe quelques divergences selon *les îles*. Tout

⁶ L'analyse est seulement menée par rapport aux facteurs agrégés.

⁷ De plus, lorsque s_k est >0 , le facteur k accroît l'inégalité, et inversement.

d'abord, le résidu n'explique que 55,8 pour cent de l'inégalité du bien-être des ménages à Mwali, contre 76,1 et 81,1 pour cent, respectivement, à Ngazidja et Ndzouani. Par ailleurs, si la démographie du ménage constitue le facteur déterminant de l'inégalité dans les trois îles, sa contribution est nettement plus importante à Mwali – 35,4 pour cent –, comparativement à Ngazidja – 15,8 pour cent – et Ndzouani – 10,2 pour cent. Une observation similaire peut être faite en ce qui concerne l'impact de la proportion des personnes employées par ménages, ce facteur contribuant à 4,4 pour cent de l'inégalité à Mwali, contre seulement 0,9 pour cent à Ngazidja. On observe également que l'éducation du chef de ménage a un poids plus important à Ndzouani – 2,7 pour cent –, relativement aux autres îles. De même, la contribution du statut du travail du chef de ménage est la plus faible à Ngazidja. Enfin, l'existence des transferts externes concourt à rehausser l'inégalité des dépenses uniquement à Ngazidja, une observation qui est à relier au fait que cette source de revenus est la plus importante dans cette île, comme cela sera ultérieurement montré.

2. Elasticité des dépenses et inégalité

L'examen de la sensibilité de la pauvreté aux dépenses et à l'inégalité, ainsi que les relations avec les agrégats nationaux ou les dépenses réelles, revêt une certaine importance.

A. Concepts et méthode

L'analyse de la relation entre la pauvreté et l'inégalité est fondée sur l'approche de Kakwani⁸. Cette dernière consiste à dériver des élasticités de la pauvreté par rapport aux dépenses moyennes et à l'inégalité – mesurée par la courbe de Lorenz –, afin d'estimer les variations de la pauvreté inhérente aux changements des ressources des ménages et de l'indice de Gini.

S'agissant des dépenses, cette approche permet non seulement d'évaluer l'élasticité du ratio de pauvreté par rapport aux ressources moyennes – pourcentage de pauvres qui franchissent la ligne de pauvreté à la suite d'une élévation des dépenses moyennes de un pour cent –, mais également la sensibilité des dépenses par rapport à l'intensité et à l'inégalité de la pauvreté. L'estimation de l'élasticité inégalité est plus controversée, dans la mesure où l'inégalité peut varier de différentes façons. Bien qu'un accord puisse exister sur le choix d'un indicateur d'inégalité, plusieurs possibilités prévalent quant à l'obtention d'une variation donnée de cet

⁸ Kakwani [1993].

indicateur, même en admettant la constance des dépenses moyennes. De ce fait, il n'existe pas de relation stable entre les indices d'inégalité et de pauvreté. Néanmoins, on peut admettre, à la suite de Kakwani, que la courbe de Lorenz se déplace en fonction d'un paramètre λ , et que ce dernier correspond à la variation proportionnelle de l'indice de Gini. Dans ce contexte, si l'on admet que le ratio de pauvreté varie de $H=f(z)$ à $H^*=f(z^*)$, à la suite d'un changement de l'inégalité – la dépense moyenne étant constante –, on montre qu'un déplacement de la courbe de Lorenz équivaut à une variation de la ligne de pauvreté de z à z^* , la distribution originelle des dépenses étant prise en compte.

Par ailleurs, dans la mesure où la pauvreté est affectée par les dépenses moyennes et l'inégalité de ces dernières, on peut définir un taux marginal proportionnel de substitution entre ces deux composantes, qui indique le pourcentage d'accroissement nécessaire des dépenses moyennes pour que la pauvreté ne change pas, consécutivement à une variation de un pour cent de l'indice de Gini. Ce taux est égal au rapport – précédé du signe moins – entre l'élasticité de l'inégalité et l'élasticité des dépenses.

Quelques éléments relatifs à cette méthode, permettant de fixer les idées, sont présentés à l'annexe C.

B. Sensibilité de la pauvreté aux dépenses et à l'inégalité

Les éléments méthodologiques présentés à l'annexe C ont permis de produire le tableau 4.3, où sont affichées, pour 1995 et 2004, les élasticités des indices de pauvreté par rapport aux *dépenses réelles par tête des ménages* et à l'indice de Gini, ainsi que les taux marginaux de substitution. A cet égard, plusieurs observations peuvent être présentées.

Premièrement, en 2004, au niveau de l'ensemble de l'économie, la valeur absolue des élasticités par rapport aux dépenses par tête est sensiblement supérieure à l'unité pour toutes les mesures de la pauvreté. Par exemple, une élévation de 1 pour cent des dépenses par tête induit une réduction du ratio et de l'intensité de la pauvreté – P0 et P1 –, respectivement, de 1,64 et 1,87 pour cent, toutes choses égales par ailleurs. Par conséquent, la pauvreté est susceptible de diminuer plus rapidement que le taux de croissance du niveau de vie, pourvu que ce dernier ne génère pas une élévation de l'inégalité. Mais, un tel résultat suggère aussi une forte probabilité d'augmentation de la pauvreté dans le cas où la croissance économique – ou l'évolution des dépenses moyennes – serait négative, d'autant que, lorsque cela se produit, l'inégalité des revenus a tendance à s'accroître. Par ailleurs, on observe une tendance à la *hausse* des élasticités

Tableau 4.3 : Elasticités des indices décomposables de pauvreté¹ par rapport au niveau de vie – dépenses par tête – et à l'indice de Gini des dépenses, et taux marginaux de substitution – Comores 1995 & 2004

Paramètre	Indices de pauvreté	1995 ³			2004 ⁴				
		Mesure de la pauvreté ²	Elasticités / dépenses par tête	Elasticités / indice de Gini	Taux marginaux de substitution ⁵	Mesure de la pauvreté ²	Elasticités / dépenses par tête	Elasticités / indice de Gini	Taux marginaux de substitution ⁵
Pays	P0	0,473	-0,954 (0,037)	0,475 (0,011)	0,493	0,369	-1,643 (0,049)	2,034 (0,068)	1,238
	P1	0,199	-1,373 (0,043)	0,498 (0,034)	0,363	0,128	-1,871 (0,062)	1,450 (0,124)	0,775
	P2	0,109	-1,645 (0,045)	0,996 (0,068)	0,605	0,062	-2,170 (0,069)	2,900 (0,249)	1,336
Ngazidja	P0	0,343	-0,896 (0,040)	1,085 (0,046)	1,211	0,355	-1,559 (0,063)	1,575 (0,080)	1,010
	P1	0,125	-1,092 (0,054)	0,881 (0,057)	0,807	0,120	-1,814 (0,087)	1,319 (0,207)	0,727
	P2	0,063	-1,131 (0,055)	1,762 (0,113)	1,558	0,058	-2,018 (0,097)	2,639 (0,414)	1,308
Ndzouani	P0	0,608	-0,968 (0,065)	0,065 (0,002)	0,067	0,384	-1,677 (0,076)	1,593 (0,078)	0,950
	P1	0,275	-1,670 (0,066)	0,084 (0,032)	0,050	0,138	-1,914 (0,087)	1,680 (0,163)	0,878
	P2	0,156	-2,171 (0,076)	0,167 (0,064)	0,077	0,066	-2,328 (0,102)	3,360 (0,325)	1,443
Mwali	P0	0,559	-0,960 (0,128)	0,290 (0,022)	0,302	0,378	-1,766 (0,147)	1,165 (0,113)	0,660
	P1	0,255	-1,524 (0,137)	0,358 (0,136)	0,235	0,123	-1,989 (0,163)	0,762 (0,118)	0,383
	P2	0,145	-2,012 (0,165)	0,715 (0,273)	0,355	0,056	-2,174 (0,192)	1,525 (0,236)	0,701

(1) Les mesures de la pauvreté P0 ($\alpha = 0$), P1 ($\alpha = 1$) et P2 ($\alpha = 2$) sont des indices de pauvreté décomposables qui expriment, respectivement, l'incidence, l'intensité et l'inégalité de la pauvreté. Dans ce cas, α représente une mesure de l'aversion pour l'inégalité ; (2) Dans la présente analyse, la mesure de la pauvreté est réalisée en termes de ménages ; (3) Dépenses par tête et par an égales à 170 337 FC – approche nutritionnelle ; (4) Dépenses par tête et par an égales à 285 144 FC – approche nutritionnelle ; (5) Le taux marginal de substitution entre les dépenses par tête et l'inégalité des dépenses est égal au rapport entre l'élasticité de Gini et l'élasticité des dépenses moyennes – précédé du signe moins.

Source : EBC 1995 & EIM 2004.

des dépenses entre 1995 et 2004, celles de P0 et de P1 étant, respectivement de -0,95 et -1,37 en 1995. Le tableau 4.3 montre également que la valeur absolue des élasticité est sensible aux transferts des dépenses parmi les plus pauvres, et croît avec α – le coefficient d'aversion pour la pauvreté. De ce fait, une croissance économique qui n'induit pas une élévation de l'inégalité des dépenses est susceptible de profiter plus aux très pauvres qu'aux autres classes sociales. En fait, selon le tableau 4.3, la pauvreté peut s'accroître si l'inégalité des dépenses s'accroît au cours du processus de croissance

économique. En effet, pour l'ensemble de l'économie, les mesures de la pauvreté ont tendance à réagir beaucoup plus à la variation de l'inégalité des dépenses qu'à la variation des dépenses moyennes. Ainsi, en 2004, les élasticité de la pauvreté par rapport à l'inégalité sont, pour les mesures P0 et P2, plus élevées que les élasticité relatives aux dépenses – respectivement, 2,03 et 2,90, contre -1,64 et -2,17. Ces ratios expriment les taux marginaux de substitution pour les mesures de P0 et de P2. En d'autres termes, en 2004, une élévation des dépenses par tête de, respectivement, 1,2 et 1,3 pour cent est nécessaire pour stabiliser P0 et P2, afin de compenser une augmentation de l'indice de Gini de 1 pour cent. Néanmoins, le tableau 4.3 montre que pour 1995, l'inverse prévaut – tout comme pour P1, en 2004 –, et les valeurs des élasticité inégalité sont généralement plus faibles. Par conséquent, en 1995, les taux marginaux de substitution sont inférieurs à 1. *Dans ces conditions, entre 1995 et 2004, le pourcentage d'accroissement des dépenses par tête nécessaire pour stabiliser les mesures de la pauvreté, consécutivement à une élévation de l'inégalité de 1 pour cent, s'est accru.*

Deuxièmement, la décomposition de la pauvreté selon les îles exhibe une relative hétérogénéité. Tout d'abord, en 2004, pour les différentes mesures de la pauvreté, si les élasticité de la pauvreté par rapport aux dépenses par tête tendent à être comparables selon les îles, les élasticité inégalité apparaissent relativement plus faibles à Mwali, et, dans une moindre mesure, à Ndzouani. De ce fait, à Ngazidja, pour P0 et P2, les taux marginaux de substitution sont supérieurs à 1. Ainsi, à Ngazidja et Ndzouani, une élévation des dépenses par tête, respectivement, de 1,3 et 1,4 pour cent est nécessaire pour stabiliser P2, afin de compenser une augmentation de l'indice de Gini de 1 pour cent, alors que pour Mwali il suffit de 0,7 pour cent. Ce différentiel inter-îles prévaut en 1995, et est même plus accentué, compte tenu de la faiblesse des élasticité relatives à l'inégalité des dépenses par tête.

Ces résultats sont susceptibles de mettre en évidence une plus grande fragilité sociale en 2004, comparativement à 1995, à l'égard de la croissance économique et de la variation de l'inégalité des revenus, malgré la plus faible sensibilité de la pauvreté aux dépenses, les taux marginaux de substitution ayant une valeur beaucoup moins grande en 1995. De ce fait, la compensation en termes de croissance des dépenses pour stabiliser la pauvreté, consécutivement à une aggravation de l'inégalité, est plus élevée en 2004 qu'en 1995. Néanmoins, cette conclusion prévaut uniquement pour Ndzouani et Mwali, les taux de substitution ayant relativement baissé à Ngazidja au cours de la période. Evidemment, de tels résultats doivent être considérés avec prudence, dans la mesure où ils sont fonction des hypothèses formulées pour l'évaluation des élasticité inégalité.

3. Décomposition des effets de croissance et d'inégalité

Compte tenu des résultats précédents, la décomposition de la variation de la pauvreté au cours de la période 1995-2004, en termes d'effets de croissance des dépenses et d'inégalité, présente un réel intérêt pour mieux appréhender la dynamique de pauvreté⁹. Préalablement, quelques rappels conceptuels et méthodologiques sont présentés.

A. Concepts et méthode

Ravallion et Datt ont proposé une décomposition simple des changements de la pauvreté, permettant de différencier et de quantifier l'importance relative de l'effet de croissance et de l'effet de distribution¹⁰. La variation de la pauvreté est décomposée en une somme de trois éléments : (i) une composante de croissance qui appréhende le changement de la pauvreté qui aurait été observé si la courbe de Lorenz ne s'était pas modifiée – variation de la moyenne des dépenses à courbe de Lorenz constante à une date donnée ; (ii) une composante de distribution qui indique le changement de la pauvreté qui aurait été observé à cause d'une variation de la courbe de Lorenz, alors que la moyenne des dépenses est constante à une date donnée ; (iii) un résidu – interaction entre les effets de croissance et les effets de distribution.

Malgré la controverse inhérente au résidu, la présente étude fait également référence à l'approche de Kakwani et Subbarao, qui présentent une décomposition des composantes liées à la croissance et à l'inégalité, cette dernière étant déterminée comme la différence entre la variation actuelle de la pauvreté et la composante liée à la croissance. Cette option analytique, quelque peu arbitraire, donne des résultats comparables à celle de Ravallion et Datt. De toute manière, le résidu en lui-même n'a pas d'interprétation précise. Quelques éléments méthodologiques permettent de fixer les idées. Soient :

- (i) $O_{00} = O(U_0, L_0(p))$ = indice de pauvreté pour l'année de base 0 ;
- (ii) $O_{11} = O(U_1, L_1(p))$ = indice de pauvreté pour l'année de base 1 ;
- (iii) $T = O_{11} - O_{00}$ = variation de la pauvreté ;

⁹ Les réserves précédemment formulées quant aux possibilités de comparaison entre les données de 1995 et 2004 doivent être gardées à l'esprit.

¹⁰ Ravallion, Datt [1991].

- (iv) $O_{10} = O(U_1, L_0(p))$ = indice de pauvreté pour l'année de base 1 – Lorenz constante;
- (v) $O_{01} = O(U_0, L_1(p))$ = indice de pauvreté pour l'année de base 1 – dépenses constantes;
- (vi) U_i et $L_i(p)$ étant, respectivement, les dépenses moyennes et la courbe de Lorenz de l'année i , p variant de 0 à 1.

Kakawani et Subbarao définissent les deux effets comme suit¹¹ :

$$G = 1/2 (O_{10} - O_{00} + O_{11} - O_{01}) = \text{pur effet de croissance} \quad [3]$$

$$I = 1/2 (O_{01} - O_{00} + O_{11} - O_{10}) = \text{pur effet de distribution} \quad [4]$$

$$\text{avec } T = G + I \quad [5]$$

Il est à remarquer que cette approche permet de mettre en évidence ce qui est appelé le « biais de pauvreté de croissance ». Celui-ci indique la réduction de la pauvreté inhérente au processus de croissance pro-pauvres – ou anti-pauvres –, c'est-à-dire, l'étendue par laquelle le processus de croissance s'écarte d'une distribution neutre. Il est égal à l'effet de distribution de la décomposition de Kawani et Subbarao, précédé du signe moins¹².

B. Effets de croissance et d'inégalité

Le tableau 5.3 présente les résultats de la décomposition des effets de croissance et d'inégalité pour P0 et P1, au cours de la période 1995-2004, et conduit à formuler plusieurs observations.

En premier lieu, au niveau national, on constate que la composante distribution est *positive*. Cela signifie que les changements dans la distribution intervenus aux Comores ont contribué à *accroître* la pauvreté – incidence et intensité. En d'autres termes, la diminution de la pauvreté entre 1995 et 2004 aurait été plus élevée en l'absence de l'augmentation des inégalités. En effet, le tableau 5.3 montre que, pour l'ensemble de l'économie, si l'inégalité des dépenses réelles per capita avait été constante au cours de la période, l'incidence et l'intensité de la pauvreté auraient *décliné*, respectivement, de 22,8 et 12,6 points de pourcentage. Le biais de pauvreté de croissance exprime cette situation, ce qui peut être interprété comme la prévalence d'un processus de développement *pro-riches*,

¹¹ Kakawani, Subbarao [1992].

¹² McCulloch, Baulch [1999].

Tableau 5.3 : Décomposition de la variation de la pauvreté au cours de la période 1995-2004 selon les effets de croissance et de distribution – Comores

Paramètre	Variation pauvreté 1995-2004 – ménages ⁴	Kakawani–Subbarao ¹			Ravallion – Datt ⁶			
		Effet dû à la crois- sance ²	Effet dû à l'inégalité ³	Biais de pauvreté croissance ⁵	Effet dû à la crois- sance ²	Effet dû à l'inégalité ³	Résidu	
Ensemble	P0	-0,105 (0,015)	-0,228 (0,007)	0,124 (0,007)	-0,124 (0,007)	-0,219 (0,023)	0,133 (0,025)	-0,018
	P1	-0,071 (0,007)	-0,126 (0,016)	0,055 (0,016)	-0,055 (0,016)	-0,109 (0,022)	0,071 (0,012)	-0,033
Ngazidja	P0	0,010 (0,021)	-0,094 (0,009)	0,104 (0,009)	-0,104 (0,009)	-0,090 (0,036)	0,108 (0,046)	-0,007
	P1	-0,005 (0,009)	-0,047 (0,022)	0,042 (0,022)	-0,042 (0,022)	-0,041 (0,023)	0,048 (0,021)	-0,013
Moroni	P0	-0,007 (0,050)	0,049 (0,013)	-0,056 (0,013)	0,056 (0,013)	0,049 (0,035)	-0,057 (0,045)	0,001
	P1	-0,010 (0,022)	0,024 (0,019)	-0,035 (0,019)	0,035 (0,019)	0,026 (0,019)	-0,033 (0,021)	-0,003
Urbain secondaire	P0	-0,110 (0,086)	-0,263 (0,039)	0,153 (0,039)	-0,153 (0,039)	-0,250 (0,086)	0,166 (0,076)	-0,027
	P1	-0,053 (0,034)	-0,118 (0,017)	0,065 (0,017)	-0,065 (0,017)	-0,098 (0,031)	0,085 (0,034)	-0,040
Rural	P0	0,036 (0,025)	-0,111 (0,011)	0,147 (0,011)	-0,147 (0,011)	-0,110 (0,049)	0,148 (0,064)	-0,002
	P1	0,005 (0,011)	-0,056 (0,031)	0,060 (0,031)	-0,060 (0,031)	-0,046 (0,032)	0,070 (0,030)	-0,018
Ndzouani	P0	-0,225 (0,023)	-0,404 (0,012)	0,179 (0,012)	-0,179 (0,012)	-0,419 (0,030)	0,163 (0,019)	0,032
	P1	-0,137 (0,012)	-0,254 (0,028)	0,116 (0,028)	-0,116 (0,028)	-0,219 (0,049)	0,151 (0,012)	-0,070
Urbain	P0	-0,283 (0,039)	-0,407 (0,020)	0,123 (0,020)	-0,123 (0,020)	-0,385 (0,048)	0,145 (0,037)	-0,044
	P1	-0,131 (0,019)	-0,201 (0,028)	0,070 (0,028)	-0,070 (0,028)	-0,172 (0,046)	0,099 (0,020)	-0,058
Rural	P0	-0,204 (0,028)	-0,412 (0,015)	0,209 (0,015)	-0,209 (0,015)	-0,445 (0,037)	0,176 (0,020)	0,066
	P1	-0,141 (0,015)	-0,277 (0,039)	0,136 (0,039)	-0,136 (0,039)	-0,241 (0,072)	0,172 (0,014)	-0,072
Mwali	P0	-0,181 (0,050)	-0,121 (0,017)	-0,060 (0,017)	0,060 (0,017)	-0,119 (0,062)	-0,058 (0,058)	-0,004
	P1	-0,132 (0,026)	-0,074 (0,032)	-0,059 (0,032)	0,059 (0,032)	-0,075 (0,037)	-0,059 (0,028)	0,001
Urbain	P0	-0,070 (0,090)	-0,025 (0,017)	-0,044 (0,017)	0,044 (0,017)	-0,028 (0,111)	-0,047 (0,089)	0,005
	P1	-0,019 (0,039)	-0,017 (0,052)	-0,003 (0,052)	0,003 (0,052)	-0,018 (0,057)	-0,003 (0,046)	0,003
Rural	P0	-0,215 (0,064)	-0,113 (0,023)	-0,102 (0,023)	-0,124 (0,023)	-0,103 (0,068)	-0,092 (0,071)	-0,020
	P1	-0,174 (0,033)	-0,076 (0,037)	-0,098 (0,017)	-0,055 (0,017)	-0,077 (0,044)	-0,099 (0,033)	0,002

(1) La décomposition suit celle de Kakawani, Subbarao [1992] ; (2) Effet pur de croissance défini comme la variation du niveau de la pauvreté consécutive à la variation des dépenses moyennes, à distribution constante des dépenses ; (3) Effet pur de distribution défini comme la variation du niveau de la pauvreté consécutive à la variation de la distribution des dépenses, à niveau constant des dépenses moyennes ; (4) Somme des effets de croissance et de distribution – et du résidu pour l'approche de Ravallion et Datt. La ligne de pauvreté est de 285 144 FC par tête et par an, les dépenses de 1995 ayant été déflatées par le rapport des lignes de pauvreté : 285 144 FC ; (5) Le biais de pauvreté de croissance indique la réduction de la pauvreté inhérente au processus de croissance pro-pauvres – ou anti-pauvres –, c'est-à-dire, l'étendue par laquelle le processus de croissance s'écarte d'une distribution neutre. Il est égal à l'effet de distribution de la décomposition de Kawani, précédé du signe moins – McCulloch, Baulch [1999] ; (6) La décomposition suit celle de Ravallion, Datt [1991].
Source : EBC 1995 & EIM 2004.

comparativement à une situation où la répartition est neutre. Cette question sera abordée ultérieurement. En fait, la composante liée à l'inégalité est *positive*, mais n'excède pas la composante de la croissance. Par conséquent, la baisse de la pauvreté, constatée au cours de la période au niveau national, est imputable à la progression des dépenses réelles, précédemment mise en évidence, l'effet de distribution ayant été trop faible pour contrebalancer l'évolution des ressources des ménages. On note également que ces résultats sont indépendants de la méthode adoptée.

En deuxième lieu, l'analyse selon les îles affiche une situation contrastée. Tout d'abord, il apparaît que pour Ngazidja, la composante distribution est aussi *positive*, mais surpasse l'effet croissance négatif. C'est le premier qui a accentué l'ampleur – faible – de la pauvreté urbaine¹³. En effet, si l'inégalité avait été constante au cours de la période, le ratio de pauvreté à Ngazidja aurait diminué de 0,9 points de pourcentage, à cause de la progression des dépenses – 10,4 points de pourcentage pour P0. Cette observation doit être reliée au fait que, dans cette île, les inégalités ont crû – l'indice de Gini est passé de 0,420 à 0,523 entre 1995 et 2004 ; tableau 1.3 –, et les élasticités inégalité sont souvent plus élevées que les élasticités dépenses – tableau 4.3. Par contre, à Ndzouani, la composante distribution, bien que positive, ne surpasse pas l'effet de croissance des dépenses qui est *négatif*. En d'autres termes, la forte baisse de la pauvreté à Ndzouani entre 1995 et 2004, statistiquement significative, s'explique par la progression des ressources des ménages au cours de la période. Ainsi, si la distribution des dépenses avait été neutre dans cette île, le ratio et l'intensité de la pauvreté auraient été réduits, respectivement, de 40,4 et 25,4 points de pourcentage. Enfin, Mwali est un cas particulier dans la mesure où la composante distribution a *accentué* la baisse de la pauvreté. Ainsi, par exemple, si la distribution des dépenses avait été neutre, le ratio de pauvreté n'aurait décliné que de 12,1 points de pourcentage, contre 18,1 points de pourcentage actuellement.

En troisième lieu, l'analyse selon le milieu fait apparaître des situations disparates. Le tableau 5.3 montre que dans les zones rurales où la pauvreté a statistiquement et significativement décliné¹⁴ – Ndzouani et Mwali –, les effets d'inégalité ont, soit réduit la baisse de la pauvreté – Ndzouani –, soit accentué la réduction des privations – Mwali. La même observation prévaut pour le milieu urbain de ces deux îles. Par contre, dans le cas de Ngazidja, les variations des mesures de la pauvreté n'étant pas

¹³ Le tableau 5.2 montre, cependant, que le différentiel de pauvreté au cours de la période n'est pas significatif.

¹⁴ Tableau 5.2.

statistiquement significatives au cours de la période, l'opportunité de l'analyse de décomposition est moindre.

C. « *Effet de diffusion* » versus croissance
« *pro-pauvres* »

Au cours des années 1950 et 1960, le processus de « diffusion » de la croissance économique était considéré comme un élément clé des stratégies de développement. La conception du développement était essentiellement quantitative : le développement industriel permet le progrès technique dans l'économie, l'augmentation de la productivité de la main-d'oeuvre, l'accumulation du capital et le bien-être. Or, dès la fin des années 1960, il apparaissait qu'il ne suffisait pas d'accélérer la croissance économique pour réaliser le développement économique et social. Et, au cours des années 1990, le débat quant aux relations qui prévalent entre la croissance, l'inégalité et la pauvreté s'est à nouveau animé, en particulier dans le contexte de la globalisation. Mais, il existe des divergences sur cette question qui dépendent, en partie, des différences conceptuelles et méthodologiques qui sous-tendent la plupart des études, et, en partie, de la relation supposée entre la croissance et la pauvreté¹⁵.

Fondamentalement, une croissance pro-pauvres est celle qui contribue à réduire la pauvreté, c'est-à-dire qui améliore le niveau de bien-être des individus ou des ménages, notamment des plus pauvres, en termes monétaires et/ou non monétaires. Evidemment, il existe un accord pour soutenir que toute croissance économique est typiquement pro-pauvres. Toutefois, cela ne signifie pas que toutes les politiques favorables à la croissance contribuent à réduire la pauvreté, compte tenu des implications possibles en termes de distribution, et de l'hétérogénéité de l'impact de la croissance sur la pauvreté. Par ailleurs, on fait aussi remarquer que les pauvres ont un niveau de bien-être plus faible que les riches parce qu'ils manquent de ressources pour satisfaire leurs besoins de base. Précisément, les mécanismes du marché génèrent un processus de croissance qui favorise davantage les riches que les pauvres. Il en est ainsi parce que les premiers ont des avantages inhérents à l'économie de marché en termes d'actifs physiques, financiers ou humains. De plus, dans maints pays en développement, les gouvernements mettent souvent en oeuvre, sciemment ou non, des politiques biaisées en faveur des riches, ce qui contribue à maintenir, voire à accentuer, les écarts entre les groupes sociaux. Par conséquent, rehausser le bien-être global de la société appelle des politiques ayant la capacité de réduire ces disparités. En

¹⁵ Ravallion [2003] ; Kakwani, Pernia [2000].

définitive, promouvoir une croissance pro-pauvres requiert une stratégie délibérément biaisée en faveur des pauvres, de manière à ce que la création des richesses profite plus que proportionnellement à ces derniers. Cette affirmation ne signifie pas que la croissance n'est pas en mesure de réduire la pauvreté. Elle indique seulement que, dans beaucoup de pays en développement, l'ampleur et la persistance de la pauvreté appellent des programmes d'action qui soient en mesure de combiner des réformes économiques encourageant la croissance avec des politiques appropriées, afin de s'assurer que les pauvres puissent pleinement participer aux opportunités laissées de côté par la croissance.

Le tableau 6.3 affiche quelques éléments d'analyse quant aux effets de croissance et d'inégalité en termes de réduction de la pauvreté, les aspects techniques des indicateurs d'une croissance pro-pauvres étant présentés à l'annexe D¹⁶.

Premièrement, au niveau de l'économie, l'examen des effets de croissance et d'inégalité sur la pauvreté, fondés sur les élasticités, semble mettre en évidence un *processus de croissance pro-riches* au cours de la période 1995-2004. En d'autres termes, les changements inhérents à l'inégalité, associés au processus de croissance, ont contribué à freiner la baisse de la pauvreté. En effet, la comparaison des deux enquêtes – sous les réserves précédemment indiquées – montre que la pauvreté en termes d'incidence, de profondeur ou d'inégalité a baissé moins que ce que ce qui pouvait être escompté par le biais de l'évolution des dépenses. A cet égard, l'effet dû à la croissance – élasticité-croissance $\hat{\eta}$, à inégalité constante – suggère qu'une hausse de un pour cent des dépenses par tête aurait induit une baisse du ratio de pauvreté de 0,359 pour cent. Or, l'élasticité totale de pauvreté $\hat{\omega}$ est de -0,164, ce qui signifie qu'à une croissance de un pour cent des dépenses réelles par tête est associée une baisse de 0,164 pour cent du taux de pauvreté. Dans ces conditions, l'indice de croissance pro-pauvres est positif – $\phi = \hat{\omega} / \hat{\eta} = 0,457$ – parce que la hausse des dépenses est accompagnée d'une baisse de la pauvreté. En fait, le caractère pro-riches de la croissance positive des dépenses est imputable à l'interférence négative de l'inégalité qui a contribué à limiter la réduction de la pauvreté. Le tableau 6.3 montre que l'effet inégalité, à croissance constante – $\hat{\imath}$ – a freiné l'effet de croissance, puisqu'une hausse de un pour cent des dépenses par tête est associée à une hausse de 0,195 pour cent du ratio de pauvreté, via l'effet inégalité. Il en résulte un taux de croissance d'équivalent pauvreté de 29,02 – $\hat{\alpha}^* = \phi \hat{\alpha}$. On rappelle qu'il représente le taux de croissance qui générerait le même niveau de réduction de la pauvreté que le taux actuel $\hat{\alpha}$, en présence d'un processus

¹⁶ L'approche suit : Kakwani, Pernia [2000].

Tableau 6.3 : Effets de croissance et d'inégalité sur la réduction de la pauvreté selon les îles – Comores 1995-2004

Paramètre	Pauvreté (ménages)		Variation annuelle de la pauvreté 2004/1995 en % – ménages ⁷	Elasticité de la pauvreté ⁴	Expliquée par ¹		Indice de croissance pro-pauvres ⁵	Taux de croissance d'équivalent-pauvreté ⁶
	1995	2004			Effet dû à la croissance ²	Effet dû à l'inégalité ³		
Ensemble								
Ratio de pauvreté	47,3	36,9	-2,72	-0,164	-0,359	0,195	0,457	29,020
Profondeur pauvreté	19,9	12,8	-4,78	-0,111	-0,198	0,087	0,561	35,624
Inégalité pauvreté	10,9	6,2	-6,08	-0,075	-0,124	0,049	0,605	38,418
Ngazidja								
Ratio de pauvreté	34,3	35,3	0,32	0,043	-0,403	0,446	-0,107	-2,493
Profondeur pauvreté	12,5	12,0	-0,45	-0,022	-0,202	0,180	0,109	2,540
Inégalité pauvreté	6,3	5,8	-0,91	-0,022	-0,112	0,090	0,196	4,567
Ndzouani								
Ratio de pauvreté	60,8	38,4	-4,98	-0,152	-0,274	0,122	0,555	81,752
Profondeur pauvreté	27,5	13,8	-7,37	-0,093	-0,172	0,079	0,541	79,689
Inégalité pauvreté	15,6	6,6	9,11	-0,061	-0,116	0,055	0,526	77,480
Mwali								
Ratio de pauvreté	55,9	37,8	-4,25	-0,607	-0,406	-0,201	1,495	44,551
Profondeur pauvreté	25,5	12,3	-7,78	-0,446	-0,248	-0,198	1,798	53,580
Inégalité pauvreté	14,5	5,6	-10,03	-0,299	-0,158	-0,141	1,892	56,382

(1) La décomposition fait référence à celles de Kakwani et Subbarao [1992], et Kakwani (2000) ; (2) Variation de la pauvreté consécutive à une variation de un pour cent des dépenses des ménages par tête, à inégalité constante. Il s'agit du rapport entre l'effet pur de croissance – variation du niveau de la pauvreté consécutive à la variation des dépenses moyennes, à distribution constante des dépenses – et le taux de croissance des dépenses par tête des ménages entre 1995 et 2004 – estimé à 63,5, 23,3, 147,3 et 29,8 pour cent, aux prix de 2004, respectivement, pour le pays, Ngazidja, Ndzouani et Mwali ; (3) Variation de la pauvreté consécutive à une variation de l'inégalité, à dépenses constantes. Il s'agit du rapport entre l'effet pur de la distribution – variation du niveau de la pauvreté consécutive à la variation de la distribution des dépenses, à niveau constant des dépenses moyennes – et le taux de croissance des dépenses par tête des ménages entre 1995 et 2004 – estimé à 63,5, 23,3, 147,3 et 29,8 pour cent, aux prix de 2004, respectivement, pour le pays, Ngazidja, Ndzouani et Mwali ; (4) Somme des effets de croissance et de distribution ; la ligne de pauvreté est de 285 144 FC par tête et par an ; (5) L'indice de croissance pro-pauvres est le ratio entre l'élasticité totale de la pauvreté et l'élasticité-croissance (Kakwani, Pernia 2000) ; (6) Le taux de croissance d'équivalent-pauvreté est égal au produit de l'indice de croissance pro-pauvres par le taux de croissance des dépenses par tête des ménages (Kakwani, Khandker, Son 2002) ; (7) Les taux de croissance annuels sont calculés par rapport à 9 années.

Source : EBC 1995 & EIM 2004.

de croissance non accompagné d'un quelconque changement d'inégalité. Puisque les dépenses par tête ont augmenté de 63,5 pour cent au cours de la période – tableau 1.2 –, un taux de croissance d'équivalent-pauvreté de 29,02 pour cent signifie que 34,5 pour cent de croissance ont été perdus – (63,5 - 29,0) – à cause d'une évolution de la distribution des dépenses plus défavorable aux pauvres. La prise en considération de la profondeur et de l'inégalité de la pauvreté valide également le processus de croissance pro-

riches.

Deuxièmement, la prise en considération des îles relativise, dans une certaine mesure, l'appréciation précédente quant au processus de croissance pro-riches.

Tout d'abord, à Ngazidja, les changements inhérents à l'inégalité, liés au processus de croissance, ont contribué à la progression du ratio de pauvreté P0. Cette dernière a faiblement progressé, alors que les dépenses par tête ont augmenté de 23,3 pour cent au cours de la période. L'effet dû à la croissance montre qu'une hausse de un pour cent des dépenses par tête aurait entraîné une baisse du taux de pauvreté de 0,430 pour cent. Mais, l'effet inégalité, à croissance constante, a contrebalancé l'effet de croissance, puisqu'une hausse de un pour cent des dépenses par tête est associée à une augmentation de 0,446 pour cent de l'incidence de la pauvreté, via l'effet inégalité. En définitive, l'élasticité totale de pauvreté est assez faible, et s'élève à 0,043 : une hausse de 0,043 pour cent du ratio de pauvreté est associée à une croissance de un pour cent des dépenses réelles par tête. Par conséquent, l'indice de croissance pro-pauvres a une valeur négative $-0,107$, dans la mesure où la hausse des dépenses est accompagnée d'une hausse de la pauvreté. Puisque les dépenses par tête ont augmenté de 23,3 pour cent au cours de la période, un taux de croissance d'équivalent pauvreté de $-2,493$ pour cent signifie que 25,8 pour cent de croissance ont été perdus $-(23,3)-(-2,493)$ – à cause des modifications de la distribution des dépenses en défaveur des pauvres. En outre, le tableau 1.2 montre que les changements quant aux modifications des dépenses par tête semblent avoir davantage profité aux plus pauvres. S'agissant des autres mesures de la pauvreté – P1 et P2 –, malgré la réduction de cette dernière et un taux de croissance d'équivalent pauvreté positif, la perte de croissance est encore significative.

Ensuite, à Ndzouani, la configuration du processus de croissance présente des similitudes avec le schéma précédent. Certes, l'élasticité totale de pauvreté $\hat{\omega}$ est négative pour les trois indices de pauvreté, mais le taux de croissance d'équivalent pauvreté $\hat{\alpha}^*$ – tableau 6.3, dernière colonne – demeure largement inférieur à $\hat{\alpha}$. Evidemment, $\hat{\alpha}^*$ étant compris entre 0 et $\hat{\alpha}$, la croissance des dépenses est associée à une élévation de l'inégalité, mais la pauvreté a diminué.

Enfin, le cas de Mwali se distingue des précédents dans la mesure où l'effet d'inégalité renforce l'effet de croissance. Par exemple, s'agissant de P0, l'effet dû à la croissance – élasticité-croissance $\hat{\eta}$, à inégalité constante – suggère qu'une hausse de un pour cent des dépenses par tête aurait induit une baisse du ratio de pauvreté de 0,406 pour cent. Or, l'élasticité totale de pauvreté $\hat{\omega}$ est de $-0,607$, ce qui signifie qu'à une croissance de un pour cent des dépenses réelles par tête est associée une baisse de 0,607 pour cent du taux de pauvreté. Dans ces conditions, l'indice de croissance pro-pauvres est

négatif, et le taux de croissance d'équivalent pauvreté $\hat{\alpha}^*$ de 44,551 – tableau 6.3, dernière colonne – demeure largement supérieur à $\hat{\alpha} - 29,8$. Par conséquent, *un processus de croissance pro-pauvres aurait prévalu à Mwali.*

4. Analyse des déterminants de la pauvreté monétaire

La présente étude propose d'explorer les déterminants des dimensions de la pauvreté à l'aide d'un modèle logistique multinomial. Après avoir indiqué quelques éléments conceptuels, les principaux résultats inhérents à ce dernier et une analyse de sensibilité sont présentés.

1. Concepts et méthode

Les modèles probabilistes peuvent révéler une certaine fécondité pour représenter la distribution empirique ex post 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 celui des pauvres. Dans ce contexte, le modèle logistique multinomial peut être utilisé, en supposant que les termes aléatoires ont une distribution logistique. Notons cependant qu'une estimation linéaire est présentée, cette dernière ayant été utilisée pour appréhender les déterminants de l'inégalité des dépenses¹.

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 :

$$\text{Prob}[Q_i = j] = \frac{\exp(\alpha_j' X_i)}{1 + \sum_{j=1}^J \exp(\alpha_j' X_i)} \quad [6]$$

Dans l'équation [6], i et j sont les indices, respectivement, des ménages et des choix, tandis que α 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

¹ Le modèle linéaire établit une relation entre le log des dépenses par tête et un ensemble de facteurs explicatif. Voir le tableau E3, à l'annexe E.

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 – n'est pas important, bien que le nombre des segments du niveau de vie ne soit pas fixé². 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.

Les variables explicatives des modèles se réfèrent à : (i) l'instruction du chef de ménage – y compris l'école coranique –, et des autres membres ; (ii) la démographie du chef du ménage – âge, sexe, et statut matrimonial – et du groupe – importance relative des classes d'âge ; (iii) l'existence de transferts externes et internes ; (iv) la proportion de personnes employées dans le ménage ; (v) le statut du travail du chef de ménage ; (vi) la localisation géographique du groupe. Examinons les enseignements de l'approche économétrique, successivement au niveau national et pour les différentes îles.

2. Les enseignements de l'analyse économétrique

A. L'approche globale

Les coefficients et les effets marginaux de l'estimation logistique multinomiale, au niveau national pour 2004, sont affichés au tableau 1.4.

Premièrement, le tableau 1.4 met en évidence le rôle de *l'instruction du chef du ménage, et, dans une moindre mesure, celui des autres membres* qui composent le groupe quant à l'explication de la pauvreté. En effet, tous les coefficients relatifs à l'instruction du chef de ménage sont négatifs et significatifs, et croissent avec le niveau de scolarisation. Il en est de même des effets marginaux. *Cela signifie que, toutes choses égales par ailleurs, le*

² 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. L'hypothèse IIA n'est pas testée dans l'étude.

Tableau 1.4 : Coefficients de régression de l'estimation logistique multinomiale des déterminants du niveau de vie des ménages pour l'ensemble des îles – Comores 2004¹

Paramètre Variables	Log des chances – β – d'appartenir à la strate j (1 à 3) comparativement à celle des riches ¹¹ – normalisés à 0 –, et variation de probabilité (effet marginal) consécutive aux variations des caractéristiques						Moyenne
	1 = Pauvres			2 = Intermédiaires			
	β	t ²	Ef. mg.	β	t ²	Ef. mg.	
Constante	-1,3760	-2,205*	-0,3090*	-0,0307	-0,055	0,2024**	-
Instruction du chef							
Primaire	-0,4369	-2,518*	-0,0603*	-0,2577	-1,620**	0,0033	0,1311
Secondaire 1c ² .	-0,5179	-2,550*	-0,0653**	-0,3456	-1,862**	-0,0058	0,0930
Secondaire 2c ² .	-0,8109	-3,111*	-0,1430*	-0,2746	-1,275	0,0563	0,0597
Supérieur	-1,7810	-4,798*	-0,2146*	-1,2544	-4,736*	-0,0363	0,0355
Ecole coranique	0,5642	4,355*	0,0114	0,7683	6,249*	0,1026*	0,7664
Inst. autres membres⁴							
Années	0,0593	1,137	-0,0045	0,1181	2,643*	0,0199*	2,8767
(Années) ² /100	-1,2106	-2,443*	-0,1268	-0,9776	-2,549*	-0,0553	0,2118
Démographie du chef							
Age	-0,0393	-1,677**	-0,0030	-0,0386	-1,826**	-0,0034	46,4539
(Age) ² /100	0,0411	1,707**	0,0040	0,0347	1,582	0,0022	23,8274
Sexe	0,0446	0,227	0,0016	0,0556	0,326	0,0068	0,7852
Marié	-0,0327	-0,162	-0,0308	0,1531	0,878	0,0426	0,8035
Démographie du ménage							
Nombre < 5 ans	1,1670	6,306*	0,1815*	0,5543	3,123*	-0,0419	0,7452
(Nombre < 5 ans) ²	14,1695	-1,947*	-2,9436*	-1,8827	-0,264	1,6998	0,0142
Nombre 5-14 ans	0,6109	6,162*	0,0887*	0,3310	3,493*	-0,0119	1,6580
(Nombre 5-14 ans) ²	-3,4541	-1,680**	-0,3848	-2,6391	-1,273	-0,1211	0,0541
Nombre 15-60 ans	0,5420	4,766*	0,0995*	0,1576	1,505	-0,0439*	3,0374
(Nombre 15-60 ans) ²	-2,7752	-2,172*	-0,5686*	-0,4207	-0,349	0,3201	0,1228
Nombre >60 ans	0,4748	1,692**	0,0698	0,2516	0,980	-0,0106	0,3177
(Nombre >60 ans) ²	12,0700	-0,873	-2,8389	0,5687	0,047	1,9815	0,0044
Transferts							
Externes ⁷	-0,1418	-1,032	-0,0179	-0,0944	-0,751	-0,0015	0,2015
Internes ⁸	0,5033	2,343*	0,0985*	0,1062	0,521	-0,0507	0,0750
Prop. employés/ménage	-0,0065	-2,350*	-0,0010*	-0,0029	-1,222	0,0002	32,2278
Statut du travail du chef							
Salaire non protégé	0,2904	1,288	0,0685**	-0,0150	-0,076	-0,0480	0,1663
Micro-entrepreneur	0,4380	1,105	0,1426*	-0,2800	-0,722	-0,1356**	0,0238
Indépendant informel	-0,2391	-0,903	-0,0401	-0,0945	-0,412	0,0132	0,0886
Agriculteur vivrier	0,1938	0,782	-0,0076	0,3398	1,536	0,0538	0,1622
Agriculteurs de rente	-0,1900	-0,759	-0,0053	-0,2491	-1,111	-0,0321	0,1087
Éleveur & divers	0,5306	1,690**	0,1253*	-0,0282	-0,093	-0,0879	0,0520
Pêcheur & divers	0,5048	1,217	0,1124**	0,0173	0,043	-0,0727	0,0246
Apprenti & aide familial	0,0736	0,231	-0,0268	0,2857	0,995	0,0589	0,0503
Chômeur	0,3983	1,104	0,0453	0,2983	0,910	0,0124	0,0326
Inactif	0,4387	1,846**	0,0751**	0,1632	0,759	-0,0268	0,1897
Région/milieu¹⁰							
Ngazidja urbain secondaire	-1,4895	-4,369*	-0,1756*	-1,0744	-3,886*	-0,0365	0,0397
Ngazidja rural	-0,2321	-1,067	-0,0010	-0,3397	-1,787**	-0,0480	0,3469
Ndzouani urbain	-0,6784	-2,769*	-0,1145*	-0,2632	-1,269	0,0388	0,1288
Ndzouani rural	-0,1884	-0,841	0,0076	-0,3316	-1,690**	-0,0526	0,3308
Mwali urbain	-0,1710	-0,484	0,0000	-0,2557	-0,801	-0,0367	0,0342
Mwali rural	-0,3981	-0,989	-0,0598	-0,2025	-0,553	0,0110	0,0280
Log vraisemblance				-2 795,71			
χ^2 (sig)				855,56 (0,000)			
Pseudo-R ²				0,133			
N				2 979			

(1) La variable dépendante est normalisée à zéro pour les 25 pour cent du haut de la distribution ; (2) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Base = sans instruction ; (4) Y compris la formation professionnelle après le CEPE ; (5) Y compris la formation professionnelle après le BEPC ; (6) Sauf le chef ; (7) Existence de transferts de l'étranger, y compris quelques transferts internes simultanément dans le ménage – environ 2,5 pour cent des ménages ; (8) Transferts uniquement internes aux Comores ; (9) Base = salarié non protégé ; (10) Base = Moroni ; (11) La strate des riches est relatives au dernier quartile de la distribution des dépenses réelles par tête.

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

Source : EIM 2004.

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. Par ailleurs, on note que le coefficient relatif à l’école coranique est positif et significatif. Naturellement, l’impact relatif de l’éducation du chef de ménage est moins important pour le segment des intermédiaires que pour les groupes pauvres. D’ailleurs, l’élasticité de la probabilité par rapport à l’instruction du chef du niveau secondaire premier cycle, par exemple, est de -0,017 pour les pauvres, et de -0,001 pour les intermédiaires³. En d’autres termes, l’absence d’instruction est un facteur de pauvreté. A cet égard, il est intéressant de noter que l’effet de l’école coranique est beaucoup plus important pour le groupe des intermédiaires, comparativement aux pauvres, les élasticités étant, respectivement, de 0,02 et 0,47. En outre, l’effet de l’instruction pour les autres membres du ménage a un signe positif, mais n’est pas significatif pour les pauvres. Par contre, pour le groupe des intermédiaires, une augmentation de 10 pour cent des années d’instruction des autres membres accroît la probabilité d’appartenir à cette strate de 0,01 pour cent.

La *démographie du chef de ménage* a également une influence sur la pauvreté. Tout d’abord, on observe que la probabilité d’appartenir au segment des pauvres croît avec l’*âge*, et que l’effet quadratique est significatif. Par contre, le fait pour un ménage d’être géré par un *homme* n’influence pas la probabilité d’appartenance au segment des plus démunis, toutes choses égales par ailleurs. De même, l’impact sur la pauvreté n’est pas lié au statut matrimonial du chef de ménage – marié.

La *structure démographique des ménages* a aussi un impact sur leur niveau de vie. En général, les ménages ayant un nombre important d’enfants de moins de 15 ans ont, toutes choses égales par ailleurs, sensiblement plus de chances d’appartenir à des groupes pauvres que non pauvres. La plupart des coefficients et des effets marginaux sont significatifs. L’effet est aussi observé pour les ménages englobant beaucoup de personnes de 15-60 ans, même si les coefficients sont plus faibles. Par exemple, l’élasticité de probabilité de pauvreté est de 0,38 pour les moins de 5 ans, et de 0,86 pour les adultes. Sans aucun doute, la démographie des ménages constitue un facteur important de pauvreté, une observation à relier à l’impact de la taille des ménages sur l’inégalité des dépenses, précédemment indiqué – tableau 3.3.

L’estimation économétrique met également en évidence le *rôle des transferts* dans l’explication de la pauvreté. Toutefois, seule l’existence des transferts externes tendrait à réduire l’ampleur des privations, mais le

³ Les élasticités ne sont pas présentées dans l’étude, bien qu’elles soient commentées.

Tableau 2A.4 : Coefficients de régression de l'estimation logistique multinomiale des déterminants du niveau de vie des ménages à Ngazidja – Comores 2004¹

Paramètre	Log des chances – β – d'appartenir à la strate j (1 à 3) comparativement à celle des riches ¹¹ – normalisés à 0 –, et variation de probabilité (effet marginal) consécutive aux variations des caractéristiques					
	1 = Pauvres			2 = Intermédiaires		
	β	t ²	Ef. mg.	β	t ²	Ef. mg.
Constante	-0,2118	-0,228	-0,2422	1,3064	1,556	0,3529
Instruction chef						
Primaire	-0,5398	-2,126*	-0,0424	-0,5293	-2,251*	-0,0498
Secondaire 1c ²	-0,3219	-1,085	-0,0163	-0,3758	-1,360	-0,0444
Secondaire 2c ²	-0,8110	-2,193*	-0,0895	-0,6226	-1,953*	-0,0323
Supérieur	-1,7754	-3,507*	-0,1641	-1,5765	-3,926*	-0,1233
Ecole coranique	0,1132	0,573	-0,0676*	0,6250	3,221*	0,1368
Inst. aut. memb.⁴						
Années	0,0473	0,634	-0,0088	0,1307	2,012*	0,0251
(Années) ² /100	-1,0524	-1,485	-0,0953	-0,9479	-1,673**	-0,0763
Démographie chef						
Age	-0,0901	-2,574*	-0,0042	-0,1073	-3,355*	-0,0129
(Age) ² /100	0,0913	2,577*	0,0054	0,1012	3,094*	0,0112
Sexe	0,2243	0,835	0,0245	0,1738	0,744	0,0093
Marié	0,0003	0,001	-0,0249	0,1681	0,702	0,0413
Démog. du ménage						
Nombre < 5 ans	0,9284	2,924*	0,1215*	0,5848	1,905**	0,0055
(Nombre < 5 ans) ²	9,1319	-0,621	-1,3074	-5,0013	-0,345	0,1301
Nombre 5-14 ans	0,6020	3,890*	0,1023*	0,2216	1,515	-0,0351
(Nombre 5-14 ans) ²	-4,8425	-1,385	-1,0157*	-0,4875	-0,143	0,6015
Nombre 15-60 ans	0,7708	4,934*	0,1219*	0,3446	2,463*	-0,0300
(Nombre 15-60ans) ²	-4,8809	-2,909*	-0,8335*	-1,7684	-1,173	0,2921
Nombre >60 ans	0,4790	1,322	0,0702	0,2515	0,742	-0,0095
(Nombre >60 ans) ²	22,7451	-1,344	-4,0489	-7,1372	-0,462	1,6328
Transferts						
Externes ⁵	-0,5428	-2,749*	-0,0824*	-0,2657	-1,486	0,0154
Internes ⁸	0,5005	1,204	0,0430	0,4663	1,227	0,0401
Prop. emp/ménage	-0,0071	-1,621**	-0,0008	-0,0048	-1,291	-0,0001
Statut travail chef						
Salaire non protégé	0,3882	1,185	0,0618	0,1707	0,580	-0,0158
Micro-entrepreneur	-0,0856	-0,150	0,0795	-0,6633	-1,213	-0,1504
Indépend. informel	-0,1673	-0,421	-0,0703	0,2197	0,635	0,0790
Agriculteur vivrier	-0,4606	-1,285	-0,0504	-0,3565	-1,093	-0,0190
Agriculteur de rente	0,3099	0,781	0,0247	0,3011	0,827	0,0279
Éleveus & divers	0,3794	0,623	0,1915	-0,7133	-1,031	-0,2320
Pêcheur & divers	-0,7645	-1,091	-0,0544	-0,7878	-1,195	-0,0799
Apprenti, aide fam.	-0,3440	-0,819	-0,1015	0,1626	0,433	0,0912
Chômeur	1,6478	2,626*	,1507**	1,4738	2,511*	0,1170
Inactif	0,2829	0,831	0,0668	-0,0220	-0,070	-0,0475
Région/milieu¹⁰						
Ngazidja urb. sec.	-1,3356	-3,755*	-0,1516*	-0,9969	-3,365*	-0,0462
Ngazidja rural	0,0072	0,031	0,0265	-0,1672	-0,796	-0,0422
Ndzouani urbain	-	-	-	-	-	-
Ndzouani rural	-	-	-	-	-	-
Mwali urbain	-	-	-	-	-	-
Mwali rural	-	-	-	-	-	-
Log vraisemblance			-1 301,32			
χ^2 (sig)			399,02 (0,000)			
Pseudo-R ²			0,133			
R. vrais. χ^2 (sig) ¹³ :						
Ngazidja/Ndzouani			140,65 (0,00)			
Ngazidja/Mwali			-			
Ndzouani/Mwali			-			
N			1 383			

(1) La variable dépendante est normalisée à zéro pour les 25 pour cent du haut de la distribution ; (2) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Base = sans instruction ; (4) Y compris la formation professionnelle après le CEPE ; (5) Y compris la formation professionnelle après le BEPC ; (6) Sauf le chef ; (7) Existence de transferts de l'étranger, y compris quelques transferts internes simultanément dans le ménage - environ 2,5 pour cent des ménages ; (8) Transferts uniquement internes aux Comores ; (9) Base = salarié non protégé ; (10) Base = Moroni pour Ngazidja, urbain pour Ndzouani et Mwali ; (11) La strate des riches est relative au dernier quartile de la distribution des dépenses réelles par tête ; (12) Secondaire 2^{me} cycle et supérieur ; (13) Les ratios de vraisemblance sont calculés avec la variable relative à l'instruction comme à Mwali.

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

Source : EIM 2004.

Tableau 2B.4 : Coefficients de régression de l'estimation logistique multinomiale des déterminants du niveau de vie des ménages à Ndzhouani – Comores 2004¹

Paramètre	Log des chances – β – d'appartenir à la strate j (1 à 3) comparativement à celle des riches ¹¹ – normalisés à 0 –, et variation de probabilité (effet marginal) consécutive aux variations des caractéristiques					
	1 = Pauvres			2 = Intermédiaires		
	β	t ²	Ef. mg.	β	t ²	Ef. mg.
Constante	-3,4948	-3,344*	-0,5665*	-1,5492	-1,637**	0,1810
Instruction chef⁸						
Primaire	-0,5189	-1,767**	-0,0747	-0,2884	-1,066	0,0125
Secondaire 1c ²	-0,7718	-2,286*	-0,0863	-0,5831	-1,896**	-0,0191
Secondaire 2c ²	-1,1269	-2,560*	-0,2068*	-0,3491	-0,980	0,0953
Supérieur	-1,5462	-2,456*	-0,1801	-1,1244	-2,658*	-0,0276
Ecole coranique	1,0471	5,212*	0,0892*	0,9656	5,166*	0,0688*
Inst. aut. memb.⁴						
Années	0,0419	,470	-0,0097	0,1216	1,602	0,0231
(Années) ² /100	-1,1470	-1,342	-0,0959	-1,0686	-1,669**	-0,0781
Démographie chef						
Age	0,0191	,465	-0,0029	0,0459	1,225	0,8001
(Age) ² /100	-0,0213	-,490	0,0045	-0,0590	-1,485	-0,0110
Sexe	-0,1619	-,438	-0,0509	0,0820	0,250	0,0461
Marié	-0,0142	-,039	-0,0156	0,0766	0,234	0,0211
Démog. du ménage						
Nombre < 5 ans	1,4459	5,078*	0,2467*	0,5638	2,097*	-0,0938*
(Nombre < 5 ans) ²	-21,2945	-2,103*	-4,6437*	-2,0226	-0,206	2,9243*
Nombre 5-14 ans	0,7079	4,335*	0,0835*	0,5078	3,270*	0,0109
(Nombre 5-14 ans) ²	-4,2010	-1,293	0,0043	-6,1285	-1,848**	-0,8298
Nombre 15-60 ans	0,3238	1,462	0,1038*	-0,1763	-0,851	-0,0953*
(Nombre 15-60ans) ²	-1,0303	-,385	-0,5891	2,1707	0,851	0,6985*
Nombre >60 ans	0,6497	1,116	0,0351	0,7248	1,353	0,0735
(Nombre >60 ans) ²	1,7683	,057	1,9421	-9,5209	-0,342	-2,6217
Transferts						
Externes ⁵	0,4185	1,842**	0,0797*	0,1116	0,528	-0,0398
Internes ⁵	0,5825	1,872**	0,2236*	-0,5461	-1,730**	-0,2276*
Prop. emp/ménage	-0,0075	-1,743**	-0,0010	-0,0044	-1,172	0,0001
Statut travail chef⁹						
Salaire non protégé	0,4445	1,201	0,1238*0	-0,1255	-0,394	-0,1022
Micro-entrepreneur	1,3121	1,870**	,1939*	0,6985	1,022	-0,0392
Indépend. informel	-0,1294	-,309	0,0019	-0,1998	-0,551	-0,0282
Agriculteur vivrier	0,9282	2,258*	0,0446	1,0704	2,973*	0,1137*
Agriculteur de rente	-0,4014	-1,007	-0,0123	-0,5059	-1,450	-0,0597
Eleveus & divers	0,7852	1,738**	0,1554*	0,1731	0,414	-0,0836
Pêcheur & divers	1,6414	2,337*	0,2382*	0,9010	1,316	-0,0424
Apprenti, aide fam.	1,9198	2,143*	0,2675*	1,1231	1,301	-0,0326
Chômeur	-0,4618	-,810	-0,0423	-0,4070	-0,822	-0,0257
Inactif	0,6615	1,627**	0,0677	0,5392	1,503	0,0261
Région/milieu¹⁰						
Ngazidja urb. sec.	-	-	-	-	-	-
Ngazidja rural	-	-	-	-	-	-
Ndzhouani urbain	-	-	-	-	-	-0,1004*
Ndzhouani rural	0,3315	1,432	0,1082*	-0,1921	-0,937	-
Mwali urbain	-	-	-	-	-	-
Mwali rural	-	-	-	-	-	-
Log vraisemblance						-1 076,70
χ^2 (sig)						465,12 (0,000)
Pseudo-R ²						0,178
R. vrais. χ^2 (sig) ¹³ :						
Ngazidja/Ndzhouani						-
Ngazidja/Mwali						-
Ndzhouani/Mwali						144,24 (0,000)
N						1 212

(1) La variable dépendante est normalisée à zéro pour les 25 pour cent du haut de la distribution ; (2) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Base = sans instruction ; (4) Y compris la formation professionnelle après le CEPE ; (5) Y compris la formation professionnelle après le BEPC ; (6) Sauf le chef ; (7) Existence de transferts de l'étranger, y compris quelques transferts internes simultanément dans le ménage – environ 2,5 pour cent des ménages ; (8) Transferts uniquement internes aux Comores ; (9) Base = salarié non protégé ; (10) Base = Moroni pour Ngazidja, urbain pour Ndzhouani et Mwali ; (11) La strate des riches est relative au dernier quartile de la distribution des dépenses réelles par tête ; (12) Secondaire 2^{ème} cycle et supérieur ; (13) Les ratios de vraisemblance sont calculés avec la variable relative à l'instruction comme à Mwali.

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

Source : EIM 2004.

Tableau 2C.4 : Coefficients de régression de l'estimation logistique multinomiale des déterminants du niveau de vie des ménages à Mwali – Comores 2004¹

Paramètre	Log des chances – β – d'appartenir à la strate j (1 à 3) comparativement à celle des riches ¹¹ – normalisés à 0 –, et variation de probabilité (effet marginal) consécutive aux variations des caractéristiques					
	1 = Pauvres			2 = Intermédiaires		
	β	t ²	Ef. mg.	β	t ²	Ef. mg.
Constante	-1,6611	-0,650	-0,2702	-0,5577	-0,266	0,1462
Instruction chef⁸						
Primaire	-0,0426	-0,074	-0,1183	0,6344	1,281	0,1655*
Secondaire 1c ²	-1,8316	-2,583*	-0,3631	-0,2353	-0,400	0,2559*
Secondaire 2c ²	-1,2681	-1,458	-0,3846*	0,6124	0,921	0,3705*
Supérieur						
Ecole coranique						
Inst. aut. memb.⁴						
Années	0,1149	0,613	0,0227	0,0150	0,098	-0,0159
(Années) ² /100	-1,7434	-1,011	-0,2818	-0,5958	-0,460	0,1508
Démographie chef						
Age	-0,0695	-0,876	-0,0098	-0,0319	-0,482	0,0039
(Age) ² /100	0,1005	1,193	0,0126	0,0553	0,778	-0,0034
Sexe	0,9926	1,286	0,2895*	-0,4121	-0,775	-0,2732*
Marié	-1,5862	-1,954*	-0,2849*	-0,3760	-0,601	0,1786
Démog. du ménage						
Nombre < 5 ans	2,4772	3,639*	0,3000*	1,4309	2,309*	-0,0685
(Nombre < 5 ans) ²	-38,3425	-1,523	-4,3491	23,8651	-0,985	0,6331
Nombre 5-14 ans	1,2382	3,338*	0,1646*	0,6298	1,925*	-0,0555
(Nombre 5-14 ans) ²	-10,8399	-1,579	-0,9071	-8,6239	-1,336	-0,2891
Nombre 15-60 ans	0,7531	1,313	0,0210	0,8436	1,619**	0,0810
(Nombre 15-60ans) ²	0,8572	0,108	1,2581	-6,2253	-0,831	-1,6999
Nombre >60 ans	-1,6188	-1,450	-0,0900	-1,5524	-1,526	-0,11091
(Nombre >60 ans) ²	124,887	2,014*	6,5915	121,830	2,049*	8,9367
Transferts						
Externes ⁸	-0,8605	-1,262	-0,1717	-0,1042	-0,197	0,1218
Internes ⁸	-0,0922	-0,154	-0,1793*	0,9259	1,852**	0,2467*
Prop. emp/ménage	-0,0288	-2,250*	-0,0053*	-0,0055	-0,688	0,0035*
Statut travail chef⁹						
Salaire non protégé	-2,0005	-2,071*	-0,2911*	-0,8711	-1,073	0,1263
Micro-entrepreneur	-1,8838	-1,329	0,7022	-6,5050	-0,950	-1,2989
Indépend. informel	-3,0993	-2,679*	-0,3790*	-1,7688	-1,972*	0,0911
Agriculteur vivrier	-0,8522	-0,709	0,0104	-1,1538	-1,076	-0,1414
Agriculteur de rente	-1,1516	-1,171	-0,0527	-1,1699	-1,351	-0,0940
Eleveus & divers	0,6321	0,543	0,1789	-0,2309	-0,218	-0,11661
Pêcheur & divers	-0,9869	-0,700	-0,1098	-0,6264	-0,576	0,0132
Apprenti, aide fam.	-1,7590	-1,540	-0,1339	-1,4765	-1,462	-0,0613
Chômeur	-0,8107	-0,558	-0,1263	-0,3044	-0,248	0,0633
Inactif	-0,8507	-0,704	-0,0137	-1,0115	-0,978	-0,1061
Région/milieu¹⁰						
Ngazidja urb. sec.	-	-	-	-	-	-
Ngazidja rural	-	-	-	-	-	-
Ndzouani urbain	-	-	-	-	-	-
Ndzouani rural	-	-	-	-	-	-
Mwali urbain	-	-	-	-	-	-
Mwali rural	-0,8844	-2,055*	-0,2141*	0,1123	0,309	0,1799*
Log vraisemblance			-275,98			
χ^2 (sig)			259,74 (0,000)			
Pseudo-R ²			0,320			
R. vrais. χ^2 (sig) ¹³ :						
Ngazidja/Ndzouani			-			
Ngazidja/Mwali			128,50 (0,000)			
Ndzouani/Mwali			-			
N			384			

(1) La variable dépendante est normalisée à zéro pour les 25 pour cent du haut de la distribution ; (2) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Base = sans instruction ; (4) Y compris la formation professionnelle après le CEPE ; (5) Y compris la formation professionnelle après le BEPC ; (6) Sauf le chef ; (7) Existence de transferts de l'étranger, y compris quelques transferts internes simultanément dans le ménage – environ 2,5 pour cent des ménages ; (8) Transferts uniquement internes aux Comores ; (9) Base = salarié non protégé ; (10) Base = Moroni pour Ngazidja, urbain pour Ndzouani et Mwali ; (11) La strate des riches est relatives au dernier quartile de la distribution des dépenses réelles par tête ; (12) Secondaire 2^{me} cycle et supérieur ; (13) Les ratios de vraisemblance sont calculés avec la variable relative à l'instruction comme à Mwali.

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

Source : EIM 2004.

coefficient négatif n'est pas significatif. Par contre, le fait pour les ménages de bénéficier de transferts internes – uniquement aux Comores – est susceptible d'accroître leur pauvreté. Par conséquent, l'origine du capital social aurait un rôle dans l'accès différencié au niveau de vie des ménages. A cet égard, le tableau E3, en annexes, affichant les coefficients de l'estimation linéaire, montre que le seuil de signification du coefficient des transferts externes est proche de 10 pour cent. Sur ce point, la désagrégation des résultats selon les îles apportera des informations intéressantes.

Le tableau 1.4 met aussi en relief le *rôle du marché du travail* en termes de niveau de vie des ménages. Tout d'abord, la proportion d'employés par ménage est négativement liée à la pauvreté : toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de 10 pour cent du taux d'emploi familial réduit la probabilité relative de pauvreté de 0,96 pour cent. Ensuite, s'agissant du statut du travail du chef de ménage, on observe que seuls les ménages dont le chef est éleveur ou inactif ont davantage de chance d'être pauvres que non pauvres, toutes choses égales par ailleurs, si l'on en juge pas le seuil de signification des coefficients et des effets marginaux. Néanmoins, les effets marginaux concernant les salariés non protégés, les micro-entrepreneurs et les pêcheurs sont aussi positifs et significatifs, ce qui implique que les ménages gérés par un individu ayant ces statuts ont aussi plus de chance d'être pauvres que riches, comparativement aux salariés protégés. D'ailleurs, les effets marginaux sont les plus élevés pour les micro-entrepreneurs, les pêcheurs et les éleveurs – respectivement, 0,14, 0,13 et 0,11. Par conséquent, l'accès au marché du travail est un déterminant important de la pauvreté des ménages. Notons que le statut des agriculteurs n'est pas plus défavorable que celui des salariés protégés, lorsque l'on contrôle par les autres facteurs. Ce résultat relativise les observations effectuées à partir des indicateurs de pauvreté, affichés au tableau 4.2.

La *localisation géographique* des familles ne conforte pas réellement l'analyse précédente, dans la mesure où seule la localisation dans le milieu urbain de Ngazidja – excepté Moroni – et de Ndzouani réduit la probabilité de pauvreté, comparativement à Moroni.

B. Caractéristiques communes et spécificités insulaires

Les estimations économétriques inhérentes aux îles, présentées aux tableaux 2A.4, 2B.4 et 2C.4, appellent deux remarques⁴.

Premièrement, des similitudes prévalent entre les différentes îles quant

⁴ On notera que les ratios de vraisemblance affichés aux tableaux 2A.4, 2B.4 et 2C.4 autorisent une analyse selon les diverses îles.

aux déterminants de la pauvreté. Tout d'abord, les tableaux 2.4 soulignent l'impact statistiquement significatif sur la probabilité relative de pauvreté de l'instruction du chef du ménage, y compris l'éducation fondée sur l'école coranique, sauf, dans une certaine mesure, à Mwali. Toutefois, on observe que les élasticités sont un peu plus élevées à Ngazidja qu'à Ndzouani. Par exemple, en ce qui concerne le secondaire deuxième cycle, l'élasticité de probabilité de pauvreté est de -0,30 à Ngazidja, contre -0,16 à Ndzouani. Quoiqu'il en soit, il existe une relation inverse entre l'instruction du chef de ménage et le niveau de vie de ces derniers, quelle que soit la localisation géographique. Ensuite, la structure démographique des groupes, notamment la dimension du ménage, accroît la probabilité relative d'appartenance à des familles pauvres, plutôt que riches, bien que l'impact de la présence des adultes soit moins net à Mwali. Enfin, la proportion d'employés dans les ménages est corrélée négativement avec le niveau de vie. Mais, les élasticités de probabilité de pauvreté sont assez variables selon les îles : -0,069, -0,108 et -0,527, respectivement, à Ngazidja, Ndzouani et Mwali. En d'autres termes, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de 10 pour cent du taux d'emploi familial réduit la probabilité relative de pauvreté de 0,69 pour cent à Ngazidja, mais de 5,27 pour cent à Mwali. Ainsi, quelle que soit la localisation géographique, rehausser le taux d'emploi au sein des ménages est un facteur de réduction des privations monétaires.

Deuxièmement, des différences et des spécificités inter-îles sont mises en lumière par les tableaux 2.4. Tout d'abord, la démographie du chef du ménage. Il apparaît que l'âge du chef de ménage a un impact sur la probabilité de pauvreté uniquement à Ngazidja. De même, le fait que le ménage soit géré par une personne de sexe masculin ou mariée, procure un supplément de ressources uniquement à Mwali. Ensuite, le rôle des transferts. D'une part, le fait de recevoir des envois de fonds de l'étranger a un effet positif sur la pauvreté à Ngazidja, mais négatif à Ndzouani. En d'autres termes, l'existence de transferts en provenance de l'étranger contribue à réduire la pauvreté à Ngazidja et à l'accroître à Ndzouani, mais n'influence pas le log des chances d'appartenir au groupe des pauvres, plutôt que des riches à Mwali. Ce résultat est en accord avec les conclusions émanant de l'EBC de 1995⁵. Inversement, l'existence de transferts internes est positivement corrélée avec la probabilité de pauvreté à Ngazidja et à Ndzouani, alors que l'inverse est observé en ce qui concerne Mwali. Sans aucun doute, l'hétérogénéité de la mobilisation du capital social a un impact différencié sur le niveau de vie des ménages. Les tableaux 2.4 mettent également en exergue le rôle différencié des statuts socio-économiques du

⁵ PNUD [2000].

chef de ménage selon les îles. A Ngazidja, les ménages gérés par les chômeurs semblent les plus exposés à la pauvreté, comparativement aux salariés protégés. Par contre, à Ndzhouani, ce sont surtout les ménages dont le chef est agriculteur vivrier, éleveur, pêcheur, micro-entrepreneur ou apprenti qui ont le plus de chance d'être pauvres, plutôt que riches, comparativement à ceux qui ont à leur tête un salarié protégé, toutes choses égales par ailleurs. Mais, curieusement, à Mwali, les ménages dont le chef est salarié non protégé ou employé dans le secteur informel ont une moins grande probabilité de pauvreté relative, comparativement aux groupes gérés par un individu bénéficiant d'une certaine protection sur le marché du travail. Enfin, soulignons que la localisation spatiale en termes de milieu exhibe quelques différences selon les îles. A Ngazidja, les ménages des petites agglomérations semblent moins exposés au risque de pauvreté que ceux de Moroni, toutes choses égales par ailleurs. Par contre, le risque de pauvreté est plus grand en milieu rural de Ndzhouani, alors que l'inverse prévaut à Mwali.

3. Analyse de sensibilité

L'analyse de sensibilité permet de mieux appréhender les effets des changements structurels et démographiques sur la pauvreté. A cet égard, le tableau 3.4 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

On observe que les ménages dont le chef est éleveur, pêcheur ou micro-entrepreneur ont la probabilité la plus élevée d'être localisés dans le segment des pauvres, plutôt que dans celui des riches. En effet, pour ces ménages, les probabilités moyennes d'appartenir aux segments pauvre et riche sont, respectivement, de : (i) 0,51 et 0,19 ; (ii) 0,52 et 0,17 ; (iii) 0,49 et 0,21. Toutefois, les agriculteurs, les inactifs et les salariés non protégés ont des probabilités prédites de pauvreté de l'ordre de 0,36-0,38. Ces résultats sont assez cohérents avec les mesures de la pauvreté présentées au tableau 4.2. Naturellement, la probabilité prédite de pauvreté est la plus faible pour les salariés protégés. 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.

Tableau 3.4 : Analyse de sensibilité : effets des changements structurels et démographiques sur la distribution du niveau de vie 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 ¹											
	Comores			Ngazidja			Ndzuani			Mwali		
	Pau- vres	Inter- mé- diaires	Riches	Pau- vres	Inter- mé- diaires	Riches	Pau- vres	Inter- mé- diaires	Riches	Pau- vres	Inter- mé- diaires	Riches
Statut du travail du chef												
Salarié protégé	0,2651	0,4285	0,3063	0,2813	0,4095	0,3091	0,2379	0,4194	0,3428	0,3077	0,6128	0,0795
Salarié non protégé	0,3550	0,3642	0,2808	0,3491	0,3774	0,2735	0,3781	0,3277	0,2942	0,2172	0,5493	0,2334
Micro-entrepreneur	0,4955	0,2907	0,2138	0,3878	0,2871	0,3251	0,5519	0,3286	0,1194	0,8576	0,0026	0,1399
Indépendant informel	0,2980	0,4162	0,2857	0,2745	0,4558	0,2697	0,3329	0,3771	0,2900	0,1951	0,4246	0,3803
Agriculteur vivrier	0,3860	0,4153	0,1987	0,3403	0,3734	0,2863	0,4121	0,4467	0,1412	0,5034	0,3566	0,1399
Agriculteurs de rente	0,3624	0,3433	0,2943	0,3986	0,3932	0,2082	0,3151	0,2999	0,3850	0,4330	0,3580	0,2090
Eleveur & divers	0,5114	0,2959	0,1927	0,5862	0,2009	0,2129	0,4999	0,3034	0,1967	0,4536	0,4321	0,1142
Pêcheur & divers	0,5251	0,3006	0,1743	0,3068	0,2925	0,4007	0,6346	0,2806	0,0848	0,2846	0,4967	0,2187
Apprenti & aide familial	0,3383	0,4501	0,2116	0,2862	0,4794	0,2344	0,5094	0,3965	0,0941	0,4515	0,3221	0,2264
Chômeur	0,3577	0,4031	0,2392	0,4139	0,4659	0,1201	0,2894	0,3375	0,3732	0,4263	0,4122	0,1614
Inactif	0,3781	0,3789	0,2431	0,3853	0,3609	0,2538	0,3579	0,4185	0,2236	0,4093	0,3695	0,2212
Education chef ménage												
Sans instruction	0,4004	0,3711	0,2285	0,3748	0,3852	0,2399	0,4201	0,3615	0,2184	0,4526	0,3297	0,2178
Primaire	0,3538	0,4007	0,2455	0,3368	0,3904	0,2728	0,3814	0,3830	0,2357	0,3191	0,5260	0,1549
Secondaire 1c.	0,3435	0,4161	0,2403	0,3571	0,4174	0,2255	0,3374	0,4076	0,2550	0,2920	0,4551	0,2529
Secondaire 2c.	0,2229	0,4558	0,3213	0,2512	0,4269	0,3219	0,1905	0,4460	0,3635	0,1902	0,6353	0,1744
Supérieur	0,1159	0,3010	0,5831	0,1480	0,2714	0,5806	0,0934	0,3099	0,5966	0,0815	0,7577	0,1608
Educ. aut. memb. (an.)												
Zéro	0,3608	0,3610	0,2782	0,3196	0,3519	0,3285	0,3939	0,3603	0,2459	0,3098	0,4208	0,2694
≤6	0,4416	0,3813	0,1770	0,4298	0,3847	0,1855	0,4538	0,3705	0,1757	0,4670	0,4079	0,1251
7-10	0,2940	0,4377	0,2682	0,2762	0,4589	0,2649	0,2972	0,4156	0,2872	0,4432	0,4091	0,1477
≥11	0,1168	0,4321	0,4511	0,1345	0,4557	0,4098	0,0821	0,3953	0,5226	0,2182	0,4709	0,3109
Age chef ménage (an.)												
≤25	0,2823	0,4488	0,2689	0,2463	0,5112	0,2425	0,2889	0,3777	0,3334	0,3347	0,4078	0,2575
26-35	0,3661	0,3997	0,2342	0,3378	0,4242	0,2380	0,3926	0,3817	0,2256	0,3488	0,4388	0,2124
36-45	0,3877	0,3702	0,2422	0,3595	0,3645	0,2760	0,4176	0,3680	0,2144	0,4195	0,3964	0,1841
≥46	0,3663	0,3735	0,2602	0,3621	0,3743	0,2635	0,3645	0,3660	0,2695	0,3773	0,4196	0,2031
Sexe du chef												
Femme	0,3030	0,3865	0,3104	0,2966	0,3801	0,3233	0,3066	0,3956	0,2977	0,3381	0,3840	0,2778
Homme	0,3861	0,3804	0,2335	0,3702	0,3899	0,2398	0,4012	0,3652	0,2337	0,3887	0,4260	0,1853
Taille du ménage												
1-2	0,1211	0,3493	0,5297	0,1295	0,3366	0,5339	0,1101	0,3504	0,5395	0,0748	0,3239	0,6013
3-5	0,2583	0,4212	0,3205	0,2643	0,4151	0,3206	0,2580	0,4227	0,3193	0,2005	0,5364	0,2631
6-9	0,4728	0,3775	0,1497	0,4497	0,3902	0,1600	0,4937	0,3567	0,1496	0,5155	0,3993	0,0852
≥10	0,6587	0,2824	0,0590	0,5845	0,3456	0,0699	0,7191	0,2291	0,0518	0,8233	0,1616	0,0150
Exis.transferts externes												
Non	0,3751	0,3815	0,2434	0,3694	0,3861	0,2445	0,3782	0,3726	0,2493	0,3938	0,4083	0,1979
Oui	0,3413	0,3827	0,2760	0,2884	0,3929	0,3187	0,4046	0,3640	0,2314	0,2407	0,4976	0,2617
Exis. transferts internes												
Non	0,3639	0,3845	0,2516	0,3520	0,3845	0,2635	0,3728	0,3842	0,2430	0,3978	0,3866	0,2156
Oui	0,4219	0,3477	0,2304	0,3583	0,4517	0,1900	0,4885	0,2405	0,2710	0,2794	0,5733	0,1472
Emploi/ménage (%)												
Zéro	0,3575	0,3971	0,2453	0,3507	0,3956	0,2537	0,3574	0,4025	0,2401	0,4533	0,3280	0,2187
1-25	0,4673	0,3676	0,1650	0,4413	0,3855	0,1731	0,4868	0,3471	0,1662	0,5285	0,3702	0,1013
26-50	0,3471	0,3875	0,2654	0,3170	0,3982	0,2848	0,3770	0,3711	0,2519	0,3198	0,4589	0,2212
51-75	0,3151	0,3861	0,2988	0,2227	0,3745	0,4029	0,3602	0,3808	0,2589	0,1801	0,6526	0,1673
76-100	0,1787	0,3645	0,4568	0,1186	0,3199	0,5615	0,2291	0,3735	0,3975	0,0238	0,4736	0,5026
Localisation spatiale												
Moroni	0,2737	0,4413	0,2849	0,2737	0,4413	0,2849	-	-	-	-	-	-
Ngazidja urbain second.	0,1954	0,3486	0,4560	0,1954	0,3486	0,4560	-	-	-	-	-	-
Ngazidja rural	0,3909	0,3778	0,2312	0,3909	0,3778	0,2312	-	-	-	-	-	-
Ndzuani urbain	0,2523	0,4373	0,3105	-	-	-	0,2523	0,4373	0,3105	-	-	-
Ndzuani rural	0,4347	0,3449	0,2203	-	-	-	0,4347	0,3449	0,2203	-	-	-
Mwali urbain	0,3747	0,3974	0,2279	-	-	-	-	-	-	0,3747	0,3974	0,2279
Mwali rural	0,3826	0,4418	0,1756	-	-	-	-	-	-	0,3826	0,4418	0,1756
Total	0,3683	0,3817	0,2500	0,3523	0,3875	0,2602	0,3836	0,3708	0,2456	0,3783	0,4174	0,2043

(1) Les autres paramètres demeurent inchangés. Le total peut ne pas être égal à 100 compte tenu des arrondis. Voir le tableau 1.4 et le texte pour la signification de quelques variables.

Source : EIM 2004.

Naturellement, l'effet de l'instruction sur le niveau de vie apparaît nettement. Toutes choses égales par ailleurs, les ménages dont le chef est sans instruction ont au moins deux fois plus de chance d'être dans le segment des pauvres que ceux qui sont gérés par une personne ayant le niveau du secondaire. De même, l'accès des chefs de ménage à l'enseignement supérieur, comparativement à ceux qui sont sans instruction, induit presque trois fois plus de chance d'être à la tête de groupes ayant le niveau de vie le plus élevé – riches. Toutefois, il importe de remarquer que l'effet de l'accès aux niveaux primaire et secondaire premier cycle, comparativement à une situation de non-instruction, ne réduit que dans des proportions modérées la probabilité d'appartenir au segment le plus bas de la distribution. En fait, c'est surtout l'accès aux niveaux secondaire et supérieur qui est susceptible de réduire la probabilité de pauvreté et/ou la vulnérabilité des ménages. Par exemple, la première colonne du tableau 3.4 indique que la probabilité de pauvreté des ménages dont le chef possède le niveau d'instruction du secondaire premier cycle est de 0,34, alors qu'elle s'élève à 0,40 et 0,35 pour ceux qui sont gérés par une personne, respectivement, sans instruction et ayant le niveau du primaire. Ainsi, d'une manière générale, les ménages ayant à leur tête une personne sans instruction ont quatre chances sur dix d'être pauvres. La prise en compte de l'instruction des autres membres du ménage conduit à des résultats relativement similaires. Par exemple, toutes choses égales par ailleurs, les ménages dont les membres autres que le chef sont sans instruction, ont presque quatre fois plus de chance d'être pauvres que ceux englobant des individus ayant au moins 11 années d'instruction.

La prise en compte des facteurs démographiques corrobore également les commentaires précédents, inhérents aux estimations multinomiales. Tout d'abord, en ce qui concerne le segment des pauvres, l'âge du chef de ménage est, dans une certaine mesure, directement relié à l'élévation de la probabilité prédite pour les ménages d'être localisés dans cette strate. Par exemple, lorsque l'âge du chef de ménage passe de moins de 26 ans à 36-45 ans, la probabilité de pauvreté croît de 0,10 environ – 0,28 à 0,38. Néanmoins, la probabilité de richesse est relativement stable quel que soit l'âge du chef de ménage. A cet égard, on rappelle que les variables relatives à l'âge sont statistiquement non significatives dans l'estimation multinomiale relative au niveau national. Ensuite, toutes choses égales par ailleurs, les ménages gérés par une femme ont moins de chance d'être exposés à la pauvreté, un résultat obtenu alors que l'estimation économétrique ne permet pas de conclure sur ce point – tableau 1.4. Ainsi, la probabilité moyenne des ménages féminins d'être pauvres est de 0,30, contre 0,39 pour les ménages masculins. En fait, en 2004, il apparaît que les ménages féminins et masculins ont, respectivement, une chance sur trois et une chance sur quatre d'être riches, une situation qui s'est d'ailleurs légèrement dégradée pour les premiers,

comparativement aux seconds, si l'on en juge par la dynamique des dépenses – tableau 1.2. Enfin, on notera l'influence de la taille des ménages. Les ménages de une à deux personnes ont environ quatre fois et demi moins de chance d'être pauvres que ceux qui comportent six à neuf personnes, et trois fois et demi plus de chance d'être riches que les précédents.

Le tableau 3.4 montre également que, paradoxalement, rehausser l'emploi productif par ménage n'a pas un effet linéaire en termes de réduction de la pauvreté. Ainsi, on observe que la probabilité de pauvreté des ménages est de 0,36 lorsque ces derniers n'ont aucun actifs, mais s'élève à 0,48 lorsque la proportion de ces derniers est entre 1 et 25 pour cent. Par contre, elle décroît ensuite régulièrement pour atteindre 0,18 en présence d'une proportion d'actifs comprise entre 75 et 100 pour cent. Un raisonnement analogue prévaut pour le segment des riches. En réalité, ce résultat peut s'expliquer par la présence de nombreux apprentis et aides familiaux non rémunérés.

L'impact des transferts semble apparaître à partir des informations affichées au tableau 3.4. Les ménages ayant des transferts externes ont une plus faible probabilité de pauvreté, comparativement à ceux qui n'en reçoivent pas : respectivement, 0,34 et 0,37. Par contre, l'inverse prévaut en présence de transferts internes. 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 probablement 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.

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 qu'ils sont localisés dans le milieu rural, notamment à Ndzouani, un résultat qui s'inscrit à contre-courant de l'analyse économétrique précédente. Par contre, cette dernière, ainsi que l'exercice de simulation, montrent bien que les ménages localisés dans les petits centres urbains de Ngazidja ont la plus faible probabilité de pauvreté – et la plus forte probabilité d'être riches.

B. L'approche 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, le statut du travail du chef de ménage affecte quelque peu différemment le niveau de vie des familles selon les îles. A Ngazidja, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité prédite de pauvreté est la plus élevée pour les ménages dont le chef est éleveur – 0,59 –, et, dans une

moindre mesure, pour ceux gérés par un chômeur, un agriculteur de rente, ou un micro-entrepreneur – environ 0,40. Par contre, à Ndzouani, la probabilité de pauvreté des ménages de pêcheurs et de micro-entrepreneurs est la plus élevée – respectivement, 0,63 et 0,55 –, bien que la vulnérabilité de ceux ayant à leur tête un apprenti, un éleveur ou un agriculteur vivrier soit aussi importante. A Mwali, la probabilité prédite de pauvreté est considérable pour les ménages de micro-entrepreneurs – 0,85 –, et demeure plus homogène pour un groupe constitué des familles gérées par un agriculteur, un éleveur, un apprenti, un chômeur et un inactif – environ 0,40-0,50.

Deuxièmement, l'effet de l'instruction du chef de ménage suit la tendance précédemment décrite au niveau national. Dans toutes les îles, la probabilité prédite de pauvreté diminue fortement avec l'élévation du niveau d'instruction du chef de ménage. Toutefois, les écarts de probabilité semblent un peu plus marqués à Ndzouani et Mwali, qu'à Ngazidja. Par exemple, le ratio des probabilités de pauvreté entre les ménages dont le chef est sans instruction et ceux ayant à leur tête un diplômé du supérieur est de 2,5 à Ngazidja, alors qu'il est de 4,5 à Ndzouani et de 5,5 à Mwali. La prise en compte de l'instruction des autres membres du ménage produits des commentaires analogues, tandis que l'effet de l'âge du chef de famille apparaît assez homogène selon les îles.

Troisièmement, bien que la probabilité de pauvreté soit inversement reliée à la taille du ménage, le tableau 3.4 suggère des disparités inter-îles. En effet, à Ngazidja, les ménages de 1-2 personnes ont quatre fois et demi moins de chance d'être pauvres que ceux de 10 personnes et plus, alors qu'à Ndzouani et Mwali, les ratios sont, respectivement, de 6,5 et 11,0. Néanmoins, les écarts sont atténués lorsque les comparaisons sont effectuées entre les ménages de 1-2 personnes et ceux de 6-9 individus. Il est à remarquer également que dans toutes les îles, les ménages gérés par une femme ont une plus faible probabilité de pauvreté que ceux dirigés par un homme, et que l'écart de probabilité est le plus faible à Mwali.

Quatrièmement, l'incidence des transferts met en évidence de fortes disparités selon les îles. Sans aucun doute, l'impact des transferts externe réduit la probabilité de pauvreté à Ngazidja – 0,29 et 0,37, respectivement, en présence et absence d'envois de fonds –, et à Mwali – 0,24 et 0,39 –, alors que l'inverse prévaut à Ndzouani – 0,40 et 0,38. Par contre, l'existence de transferts intra ou inter-îles n'a aucun impact à Ngazidja, tandis que l'effet est de hausser et baisser la probabilité de pauvreté, respectivement, à Ndzouani et Mwali. Dans ce contexte, on notera que l'effet du milieu est en accord avec l'analyse économétrique : dans toutes les îles, la probabilité de pauvreté prédite des ménages est la plus importante dans le milieu rural.

Cinquièmement, le rôle de l'emploi dans les ménages est intéressant. L'effet est assez faible à Ndzouani, moyen à Ngazidja et élevé à Mwali. En

d'autres termes, à Ndzouani, les ménages n'ayant aucun employé ont autant de chance d'être pauvres que ceux qui ont entre 50 et 75 pour cent de personnes occupées – respectivement, 0,36 et 0,35. Par contre, à Mwali, le fait d'avoir entre la moitié et les trois quarts des personnes employées dans le ménage divise la probabilité prédite de pauvreté par 2,5, comparativement à ceux où l'emploi est inexistant. Ngazidja occupe une position intermédiaire, puisque le ratio précédent est de 1,5. Dans ces conditions, il se pourrait que le « chômage déguisé » prévale surtout à Ndzouani. Néanmoins, il est à remarquer que le tableau E3, en annexes, vérifie l'impact positif de la proportion d'employés par ménage sur le niveau de vie – log des dépenses par tête – pour les trois îles.

5. Les dimensions non monétaires de la pauvreté

Certaines critiques ont suggéré que des approches *non monétaires* étaient susceptibles de fournir des informations sur des dimensions fondamentales du bien-être pour les individus, laissées de côté par le concept d'utilité. Par exemple, l'approche des capacités de A.Sen considère que les consommateurs désirent les biens pour leur valeur *instrumentale*, et non pour leur *utilité directe*. Ainsi, dans la mesure où les biens peuvent être représentés comme des blocs de « caractéristiques », il est concevable d'exprimer les comportements individuels en termes d'exécution d'une fonction de production spécifique, permettant de transformer les caractéristiques incorporées dans les biens en satisfaction des besoins – « fonctionnements » –, processus déterminant les potentialités d'action des individus. Evidemment, les réalisations d'un individu par rapport aux « fonctionnements » peuvent procurer une certaine satisfaction, c'est-à-dire une utilité. Par conséquent, cette conceptualisation implique que l'utilité n'est pas une variable objectif, mais le sous-produit d'un processus. Il est à remarquer que cette approche de la pauvreté a d'importantes conséquences au niveau empirique, puisque l'insuffisance des facultés élémentaires nécessaires pour atteindre certains minima acceptables d'un ensemble de besoins de base, peut être, en principe, *directement* appréhendée – même si les éléments quantitatifs disponibles ne permettent de déterminer que les « fonctionnements » observés reliés au niveau de *bien-être effectif*, alors que l'espace des capacités, englobant les combinaisons de fonctionnements, se réfère à la liberté de réaliser le bien-être.

Dans ce contexte, des études préliminaires ont montré qu'une mesure de la pauvreté en termes de dépenses monétaires des ménages a, *dans une certaine mesure*, la capacité de capturer des dimensions essentielles du bien-être suggérées par l'approche des droits, mais que la coexistence des deux « espaces » introduit une information additionnelle indispensable en termes d'évaluation de la pauvreté et de promotion du développement humain¹. Pour cette raison, la crédibilité d'une analyse des états sociaux implique à la fois une analyse monétaire et non monétaire de la pauvreté.

¹ Lachaud [2002].

Dans la présente étude, les approches non monétaires sont mises en oeuvre successivement, d'une part, à l'aide d'indices partiels, relatifs à l'habitat, l'éducation, et la santé, et, d'autre part, par le biais d'indicateurs multidimensionnels, susceptibles de résumer les conditions de vie des ménages².

1. Les indicateurs partiels

A. Habitat et environnement sanitaire

Le tableau 1.5, relatif à l'habitat des ménages, met en évidence des disparités inter-îles et selon le niveau de vie des ménages.

En effet, on observe une plus grande précarité de l'habitat à Ndzouani et Mwali, comparativement à Ngazidja³. Si l'on considère que le pisé ou les feuilles de cocotier pour les murs, la paille et les feuilles pour le toit, et la terre battue pour le sol, constituent des matériaux caractérisant un habitat très précaire en termes de qualité de logement, les individus vivant à Ndzouani et Mwali apparaissent relativement défavorisés. Ainsi, selon ces trois critères simultanément pris en compte, à Ndzouani, il apparaît que 30 à 40 pour cent des ménages vivent dans un habitat très précaire, tandis que la proportion est encore plus élevée à Mwali – 50 à plus de 60 pour cent. Par contre, à Ngazidja, la précarité de l'habitat ne concerne qu'environ 10 pour cent des ménages. La prise en compte de la dimension du logement – nombre de pièces – s'inscrit dans ce schéma. Dans ces conditions, au niveau national, la grande précarité de l'habitat concernerait environ 25 à 30 pour cent des ménages.

Par ailleurs, si le tableau 1.5 met en relief une relation directe entre la précarité de l'habitat et le niveau de vie monétaire, les disparités semblent moins élevées qu'entre les îles. Par exemple, 29,2 pour cent des ménages pauvres ont un logement dont le toit est en pisé ou feuilles de cocotier, contre 21,7 pour cent dans les ménages riches. Un constat analogue prévaut en ce qui concerne la nature des murs et du sol, ainsi que pour la dimension du logement. A cet égard, les ménages les plus pauvres, englobant le plus de personnes, ont les logements les plus exigües, ce qui implique 2,6 personnes par pièce pour les plus démunis, et 1,4 pour les riches. Soulignons que si 86,6 pour cent des ménages sont propriétaires de leur logement, cela ne signifie

² Une analyse détaillée des indicateurs partiels non monétaires a été réalisée par : Ahmed, Msaidie [2005].

³ Il est à noter que 73,5 pour cent des ménages vivent essentiellement dans deux types de logements : la maison individuelle et le logement traditionnel.

Tableau 1.5 : Paramètres relatifs à l'habitat des ménages selon les îles et le niveau de vie des ménages – pourcentage¹ – Comores 2004

Paramètre	Ile			Niveau de vie des ménages			Ensemble	N
	Indicateur	Ngazidja	Ndzouani	Mwali	Pauvres	Intermédiaires		
Nature des murs	-	-	-	-	-	-	-	2 969
Dur	35,7	49,2	21,2	32,5	39,9	55,1	41,0	1217
Tôle ondulée	48,5	5,3	2,7	30,7	25,6	18,7	25,8	765
Terre/brique de terre	4,0	3,7	26,1	5,9	6,1	3,1	5,3	156
Planche, bois	1,4	0,8	2,2	1,3	1,1	1,2	1,2	35
Pisé	0,3	3,7	34,8	3,7	4,5	3,6	4,0	118
Feuilles de cocotier	9,6	37,0	12,5	25,5	22,1	18,1	22,4	664
Autre	0,6	0,4	0,5	0,4	0,7	0,1	0,5	14
Nature du toit	-	-	-	-	-	-	-	2970
Béton	25,8	37,6	12,4	20,6	31,9	42,6	30,4	903
Béton traditionnel	3,6	4,2	1,1	3,8	3,4	4,0	3,7	110
Tôle ondulée	64,2	27,0	16,8	48,9	43,6	38,1	44,1	1311
Paille, feuilles	6,1	31,0	68,6	26,2	21,1	14,8	21,4	637
Autre	0,2	0,3	1,1	0,5	0,0	0,4	0,3	9
Nature du sol	-	-	-	-	-	-	-	2971
Ciment	70,7	48,3	41,3	56,4	59,4	60,6	58,6	1741
Dalflex	2,4	2,5	0,5	0,5	3,4	3,4	2,3	69
Carreaux	5,6	2,1	1,6	1,0	3,2	8,5	3,7	110
Cailloux, petites pierres	17,1	3,5	2,2	13,0	9,0	6,9	9,9	296
Terre battue	1,3	43,4	53,8	28,2	23,0	18,9	23,9	710
Autre	3,0	0,1	0,5	0,8	2,0	1,8	1,5	45
Nombre de pièces²	3,5	2,2	2,5	2,7	2,8	3,0	2,8	2949
Statut d'occupation	-	-	-	-	-	-	-	2909
Propriétaire	80,6	92,0	91,8	88,4	85,7	85,5	86,6	2520
Locataire	10,4	2,2	3,3	4,8	6,6	7,3	6,2	178
Locataire à titre gratuit	8,9	5,9	4,9	6,8	7,7	7,3	7,3	211

(1) Pour chaque rubrique, le total en colonne équivaut à 100 ; (2) Hors salle de bain, toilettes et cuisine.

Source : EIM 2004.

pas que ce dernier appartienne au chef de ménage, la plupart du temps un homme. En effet, dans la société comorienne, l'homme habite chez la femme.

Les informations affichées au tableau 2.5 montrent également des disparités importantes inter-îles et selon le niveau de vie en termes de services et d'aménagement du logement. Ainsi, la proportion de ménages utilisant l'électricité comme source d'éclairage est deux fois plus importante à Ngazidja qu'à Ndzouani et Mwali – 53,6 pour cent, contre, respectivement, 22,6 et 28,4 pour cent –, tout comme dans les ménages riches, comparativement aux ménages pauvres – respectivement, 48,9 et 27,0 pour cent. Au niveau national, 37,8 pour cent des ménages utilisent l'électricité comme source d'éclairage. Une observation comparable peut être formulée en ce qui concerne l'utilisation du pétrole comme source d'énergie pour la préparation des repas. Toutefois, le bois demeure la source d'énergie dominante quant à la préparation des repas, puisque environ les trois quarts des ménages y ont recouru. A cet égard, le rôle des femmes quant à la fourniture du bois, notamment en milieu rural, est très important. En outre, les disparités entre les îles sont assez faibles – 66,9 et 80,9 pour cent des familles, respectivement, à Ngazidja et Ndzouani –, tout comme entre les pauvres et les riches – respectivement, 84,9 et 63,7 pour cent des ménages. Cette observation suggère une attention accrue à l'impact environnemental

Tableau 2.5 : Paramètres relatifs aux services et aménagement du logement des ménages selon les îles, le niveau de vie des ménages – pourcentage¹ – Comores 2004

Paramètre Indicateur	Île			Niveau de vie des ménages			Ensemble	N
	Ngazidja	Ndzouani	Mwali	Pauvres	Intermédiaires	Riches		
Source d'eau pour la boisson	-	-	-	-	-	-	-	2935
Robinet logement	8,3	26,1	20,4	12,5	18,3	22,9	17,3	508
Robinet cour/concession	2,6	22,6	21,5	12,2	13,0	14,2	13,0	383
Robinet public, borne fontaine	21,2	39,4	36,5	35,8	32,1	20,7	30,6	898
Puits/citernes - log. cours, etc.	11,3	0,1	1,1	4,9	6,1	5,5	5,5	162
Puits/citernes non protégés	2,6	0,0	0,0	1,7	1,2	0,7	1,2	36
Puits/citernes publics	1,2	0,1	7,7	1,2	1,0	1,1	1,1	32
Source	0,0	4,1	0,0	0,2	0,2	7,2	1,9	56
Rivière/ruisseau	0,0	1,3	3,3	0,7	1,1	0,5	0,8	24
Mare/lac	0,4	0,1	0,0	0,3	0,2	0,3	0,2	7
Eau de puits/citerne	50,9	0,0	0,0	25,2	23,4	23,9	24,2	710
Camion citerne	0,9	0,1	0,6	0,6	0,3	0,8	0,5	15
Eau en bouteille	0,1	0,2	0,0	0,0	0,3	0,3	0,2	5
Autre	0,4	5,7	8,8	4,8	2,9	1,9	3,4	99
Enlèvement des ordures	-	-	-	-	-	-	-	2951
Camion d'ordures	18,7	14,9	16,3	14,3	14,3	24,1	16,8	496
Jetées	63,9	71,0	66,8	69,9	68,5	61,9	67,4	1988
Brûlées	16,1	13,3	15,8	14,5	16,5	12,7	14,8	437
Enterrées	0,9	0,4	0,5	0,6	0,7	0,7	0,6	18
Pas jetées/restent par terre	0,4	0,4	0,5	0,7	0,0	0,5	0,4	12
Toilettes	-	-	-	-	-	-	-	2956
Chasse d'eau personnelle	7,0	8,2	1,1	0,9	4,8	20,2	7,2	213
Chasse d'eau en commun	2,2	1,9	3,3	1,9	2,2	2,3	2,1	63
Fosse/létrine rudimentaires	26,8	47,1	29,5	43,8	39,2	21,0	36,3	1073
Fosse/létrines améliorées	25,6	32,0	18,6	25,7	28,0	31,7	28,1	831
Trou ouvert	37,1	9,7	39,3	25,8	24,1	23,7	24,7	729
Sceau	0,0	0,1	1,1	0,1	0,1	0,3	0,1	4
Pas de toilette/nature	1,3	0,7	7,1	1,7	1,4	0,8	1,4	41
Autre	0,0	0,1	0,0	0,0	0,2	0,0	0,1	2
Source d'éclairage	-	-	-	-	-	-	-	2935
Electricité	53,6	22,6	28,4	27,0	40,8	48,9	37,8	1108
Générateur individuel	1,3	1,6	2,2	1,3	1,4	1,9	1,5	44
Générateur collectif	0,3	1,3	1,1	1,0	0,4	1,1	0,8	23
Lampe à pétrole/gaz	39,8	73,8	66,1	67,4	53,8	46,7	57,1	1676
Bougies/torches	5,1	0,4	1,6	3,1	3,4	1,4	2,7	80
Aucune	0,0	0,2	0,5	0,2	0,2	0,0	0,1	4
Combustible prép. repas	-	-	-	-	-	-	-	2946
Bois	66,9	80,9	87,3	84,9	72,0	63,7	74,6	2198
Charbon de bois	0,8	0,7	0,6	0,7	0,7	0,8	0,7	22
Gaz	4,3	0,4	0,6	1,8	1,9	3,7	2,3	67
Pétrole	27,7	17,7	11,0	12,4	25,0	31,8	22,1	650
Electricité	0,1	0,0	0,6	0,1	0,1	0,0	0,1	2
Autre	0,2	0,3	0,0	0,2	0,4	0,0	0,2	7

(1) Pour chaque rubrique, le total en colonne équivaut à 100.
Source : EIM 2004.

de l'utilisation intensive du bois de chauffe. Le critère de l'enlèvement des ordures met en évidence des écarts également faibles selon les îles et le niveau de vie, et seulement 16,8 pour cent des ménages comoriens sont desservis par un système d'enlèvement des ordures, une observation également critique en termes d'impact environnemental. Une remarque similaire prévaut en ce qui concerne les toilettes, l'aménagement avec une chasse d'eau ne concernant que 10 pour cent des ménages environ. Toutefois, on observe que les logements des familles riches sont beaucoup mieux aménagés par rapport à cette infrastructure, puisque 22,5 pour cent d'entre eux ont accès à une chasse d'eau, contre 2,8 pour cent pour les pauvres.

Enfin, le tableau 2.5 montre que 30,3 pour cent des ménages ont la possibilité d'utiliser un robinet d'eau courante, dans le logement ou la concession – 37,1 et 24,7 pour cent, respectivement, pour les riches et les pauvres.

B. *L'accès à l'éducation*

a) Théorie du capital humain et évidence empirique

L'accès à l'éducation revêt une importance spécifique pour le développement. En effet, au début des années 1960, l'approche de Schultz et de ses collègues, Becker et Mincer, visait l'incorporation des décisions individuelles quant à l'éducation, la formation, la santé, la migration, etc., dans la théorie micro-économique. Le concept de capital humain avait pour objet de renforcer cette dernière en résolvant certains paradoxes importants, antérieurement expliqués d'une manière ponctuelle, notamment les changements quant à la l'évolution de la distribution des revenus favorable au travail⁴. Schultz attribua la part essentielle de l'accroissement de la part du travail à « l'investissement dans l'homme », ce qui a contribué à élever ses capacités productives. A cet égard, l'investissement humain, englobant au départ les dépenses d'éducation et le revenu abandonné au cours de la scolarité, fut ensuite étendu pour inclure l'expérience acquise sur le tas. Fondamentalement, les phénomènes ci-avant énumérés sont fondés sur des décisions individuelles en termes d'investissement visant à maximiser les gains au cours de la vie entière⁵.

L'approche du capital humain suggère que le meilleur moyen d'assurer une plus grande égalité entre différents groupes sociaux est d'égaliser les dotations individuelles en capital humain. Cela pourrait être réalisé en favorisant l'accès à faible coût de l'enseignement supérieur, et en réduisant drastiquement les coûts d'opportunité de ce dernier⁶. Afin de renforcer cette argumentation, il fut même indiqué que le rendement privé et social de l'éducation est supérieur au taux de rendement du capital physique.

⁴ Par exemple, la baisse du ratio capital-revenu et des revenus de la propriété relativement aux salaires serait moins évidente si l'éducation et la formation étaient incorporées au « capital ».

⁵ Il s'agissait également, selon Schultz, de développer une explication empiriquement testable – et cohérente avec les critères de décision micro-économiques – de la demande croissante d'éducation aux niveaux supérieur et technique. Dans ce contexte, la méthode du taux de rendement était utilisée pour rationaliser l'expansion importante des investissements en matière d'éducation et de formation, ainsi que les décisions d'allocation des ressources parmi différents programmes ou types d'éducation et de formation.

⁶ Selon Schultz, les coûts d'opportunité sont supérieurs aux coûts directs.

En d'autres termes, il existe un sous-investissement en matière d'éducation et de formation. Dans ce contexte, il faut ajouter qu'une contribution analytique importante a été l'incorporation de la formation à la notion de capital humain. La distinction fondamentale entre la formation générale et la formation spécifique explique l'évolution différentielle des gains selon l'âge pour divers emplois, dans la mesure où ces derniers traduisent des combinaisons et des calendriers différents en termes d'instruction, de formation et d'expérience.

Cette nouvelle spécification du modèle a induit une variété de recherches empiriques s'efforçant d'estimer des fonctions de gains, afin d'appréhender l'impact de l'éducation sur le différentiel de revenus. Dans le cas des Comores, les analyses ultérieures, fondées sur l'estimation des fonctions de gains, mettront en évidence la forte rentabilité de l'investissement en éducation, notamment pour les femmes. Par exemple, les femmes ayant eu accès au deuxième cycle du secondaire obtiennent des gains plus élevés de 89,6 pour cent, par rapport à celles qui sont sans instruction, toutes choses égales par ailleurs. Or, pour les hommes, le taux de rendement marginal de ce niveau d'instruction est de 52,1 pour cent. Par ailleurs, les disparités sont encore plus élevées en ce qui concerne l'enseignement supérieur : 403,5 et 131,9 pour cent. En définitive, l'essence de la théorie du capital humain est que les individus – et/ou les ménages – investissent en eux-mêmes dans leur intérêt pour profiter de gains futurs sur leur vie entière⁷. Le capital humain qui en résulte génère une élévation de la productivité qui, une fois valorisée sur le marché, induit des gains supérieurs. Ces accroissements de rémunérations peuvent être comparés au coût du capital humain de manière à produire un taux de rendement. Ainsi, l'élément clé de la théorie du capital humain réside dans la relation présumée entre l'éducation, la productivité et le marché du travail, ce dernier étant essentiellement concurrentiel. Bien que de nombreuses critiques aient été formulées à l'encontre de l'approche du capital humain⁸, une telle orientation se révèle utile pour les pays désireux de promouvoir la croissance économique, d'autant que les bénéfices de l'investissement en capital humain dépassent les simples considérations monétaires.

⁷ Il est à remarquer que le développement du capital humain a deux dimensions. D'une part, la demande sociale d'éducation traduit l'aspect consommation, c'est-à-dire la fourniture d'un service qui induit une utilité plus importante que la consommation d'autres biens. D'autre part, la demande économique d'éducation est plus directement liée à la décision d'investissement.

⁸ En particulier : (i) déception quant aux effets constatés des investissements massifs en capital humain ; (ii) résultats empiriques en contradiction avec les prédictions théoriques ; (iii) contestation des prémisses de base de la théorie du capital humain.

b) Infrastructures et ressources financières

Le système éducatif de l'Union des Comores est organisé en cinq composantes, d'importance inégale. La présentation schématique de quelques éléments permet de fixer les idées⁹.

Le premier niveau est l'*éducation préélémentaire*, structurée autour de deux types d'enseignements. D'une part, l'*école coranique*, institution autonome et de type communautaire, a pour objectif de dispenser un enseignement religieux, visant à renforcer la culture et la religion islamique. Les enseignements sont individualisés, et dispensés en shikomori et en arabe. Ils concernent les enfants à partir de 3 ans jusqu'à leur « majorité spirituelle ». Bien que cet enseignement ne soit pas organisé en niveaux comme dans le système formel, les élèves ayant un niveau approximativement comparable sont regroupés autour du maître. Il est à remarquer qu'à partir de 1998, un effort a été tenté pour mieux intégrer cet enseignement dans le système éducatif formel¹⁰. D'autre part, l'*école maternelle*, institution relativement récente et de type occidental, accueille les enfants de 3 à 5 ans. Elle est organisée dans des institutions privées, localisées en milieu urbain, dispensant un enseignement en français, réparti en trois niveaux : petite, moyenne et grande section.

Le deuxième niveau est constitué par l'*éducation élémentaire*, et concerne les enfants de 6-11 ans. Comme dans la plupart des pays francophones, il comprend trois cycles d'enseignement de deux ans – cours préparatoire, cours élémentaire et cours moyen –, à la suite desquels est délivré le Diplôme de fin d'études élémentaires. A cet égard, la carte scolaire est structurée en 17 circonscriptions régionales d'inspection pédagogique – 10 à Ngazidja, 5 à Ndzouani, et 2 à Mwali –, où environ 295 écoles publiques y sont implantées, consécutivement avec 85 établissements privés¹¹.

Le troisième niveau, relatif à l'*enseignement secondaire*, accueille les enfants de 12-16 ans, à l'issue du concours d'entrée en 6^e. Il est organisé autour de deux structures, correspondant aux premier et deuxième cycles. D'une part, les collèges publics – cycles d'observation (6^e et 5^e) et d'orientation (4^e et 3^e) –, sanctionnant l'enseignement par le Brevet d'études du premier cycle, sont au nombre de 47 – surtout localisés à Ngazidja. Mais, les collèges islamiques et privés semblent en augmentation – environ 89.

⁹ Union des Comores [2004].

¹⁰ Ainsi, en 2001, une expérience pilote de l'école coranique a été lancée, en partenariat avec l'UNICEF.

¹¹ La détérioration des établissements publics serait à l'origine d'une croissance des établissements privés.

D'autre part, les lycées accueillent les élèves de 16 à 18 ans qui suivent la seconde, la première et la terminale, à l'issue de laquelle est délivré le baccalauréat¹². On dénombre 10 lycées publics et 62 établissements privés. Dans ce contexte, l'*enseignement technique et la formation professionnelle* sont assez peu développés. Actuellement, seuls deux établissements – Ecole nationale technique et professionnelle à Ndzouani, et Centre national horticole à Ngazidja – accueillent les élèves du secondaire.

L'*enseignement supérieur* s'est récemment développé avec la création de l'Université des Comores depuis l'année universitaire de 2003-04¹³. Actuellement, le niveau de l'enseignement supérieur et de la recherche est organisé autour de : (i) quatre facultés – Lettres et Sciences Humaines ; Droit et Sciences Economiques ; Sciences et Techniques ; Imam Chafiou ; (ii) deux instituts – Institut de formation des enseignants de recherche en éducation ; Institut Universitaire de Technologie ; (iii) Ecole de Médecine et de Santé Publique. Néanmoins, beaucoup d'étudiants – environ 4000 – sont en formation à l'étranger.

Le système de l'apprentissage, dispensé dans des centres de formation, ateliers ou chantiers, permet d'acquérir des qualifications dans plusieurs domaines : secrétariat, gestion, menuiserie, maçonnerie, tôlerie, soudure, froid, peinture, couture, plomberie, etc.

Sans aucun doute, le bas niveau de vie et la crise économique limitent les moyens qui peuvent être alloués au secteur de l'éducation. Ainsi, la part du budget de l'Etat consacrée à ce dernier – dépenses en capital et dépenses courantes – aurait décliné de 21,6 à 19,8 pour cent entre 1994 et 2001, bien que les moyens consacrés à l'éducation aient progressé de 5 pour cent au cours de la période. Dans ces conditions, la part du budget de l'éducation en proportion du PIB serait passée de 3,9 à 5,2 pour cent entre 1994 et 2001. A cet égard, on note, fort logiquement, que l'enseignement primaire, accueillant la majorité des effectifs, absorbe près de la moitié des ressources. Mais, la majeure partie du budget de l'éducation est consacrée aux dépenses en personnels – 65 pour cent dans le primaire, et plus de 95 pour cent dans les autres cycles¹⁴. Selon l'enquête coût-efficacité de 2003, les parents d'élèves et les communautés participent à hauteur de 20 pour cent aux dépenses de fonctionnement et d'investissement du secteur de l'éducation. Indiquons que les autorités comoriennes ont élaboré en 2004 un *Plan d'action de*

¹² Les séries sont littéraires – A1 et A4 –, scientifiques – C et D –, et pré-professionnelle – G.

¹³ Auparavant, seules quelques institutions dispensaient une formation en deux ans après le baccalauréat.

¹⁴ Union des Comores [2004].

l'éducation pour tous à l'horizon 2015, afin de spécifier les actions et les moyens pour atteindre les objectifs du millénaire¹⁵.

Dans ce contexte, l'enquête intégrale auprès des ménages apporte des informations additionnelles. En effet, le tableau E7, en annexes, permet de formuler plusieurs commentaires. Tout d'abord, les dépenses moyennes d'éducation des ménages *ayant des enfants scolarisés* sont de 118,5 milliers de FC par an, soit 3,1 pour cent des *ressources totales* des familles. Ensuite, elles varient considérablement selon le niveau de vie des ménages et les îles. En effet, les dépenses d'éducation s'élèvent annuellement à 200,5 et 64,4 milliers de FC, respectivement, dans les ménages riches et pauvres, et leur part dans les *ressources totales* est inversement liée au niveau de vie – 1,9 et 4,6 pour cent, respectivement. De même, si les familles de Ngazidja et de Ndzuani ont des dépenses totales réelles d'éducation comparables – respectivement, 127,4 et 117,5 milliers de FC –, celles de Mwali consacrent beaucoup moins de moyens à l'instruction des enfants – 54,2 milliers de FC. Enfin, les dépenses d'éducation *par enfant scolarisé* s'élèvent, en moyenne, à 44,6 milliers de FC. Mais, les ménages riches dépensent quatre fois plus que les familles pauvres par enfant scolarisé – respectivement, 86,5 et 20,3 milliers de FC. De même, à Mwali, les moyens alloués à chaque enfant scolarisé sont environ deux fois moins élevés que dans les autres îles.

c) Accès à l'instruction et capital humain

L'enquête intégrale auprès des ménages permet de mettre en évidence quelques indicateurs de l'accès à l'instruction.

En premier lieu, considérons le niveau d'instruction des individus de 7 ans et plus, et employés. Le tableau 3.5 montre que près de la moitié des comoriens employés sont sans instruction, et que 29,4 pour cent possèdent au plus le niveau primaire. De ce fait, seulement 2,3 pour cent des personnes pourvues d'un emploi ont eu accès à l'enseignement supérieur, et le nombre moyen d'années d'instruction est de 3,2. Dans une certaine mesure, ce faible niveau d'instruction constitue un handicap en termes d'efficacité du système productif.

Naturellement, on observe des disparités selon le niveau de vie des ménages et le statut sur le marché du travail. Néanmoins, il apparaît que la proportion de personnes sans instruction et ayant une occupation est quasi-identique dans les ménages pauvres et riches : respectivement, 50,7 et 49,4 pour cent. Par contre, la proportion d'employés ayant eu accès à l'enseignement secondaire est un peu plus élevée dans les ménages riches,

¹⁵ Union des Comores [2004].

Tableau 3.5 : Niveau et années d'instruction des individus – 7 ans et plus – selon le statut sur le marché du travail et le niveau de vie¹ – Comores 2004

Paramètre	Statut sur le marché du travail											Grand total	N
	Sala- rié proté- gé	Salarié non proté- gé	Micro- entre- neur	Indé- pen- dant infor- mel	Agricul- -teur vivrier	Agricul- -teur de rente	Ele- veur & divers	Pê- cheur & divers	Ap- cheur & aide familial	Chô- meur	Inactif		
Pauvres													
Sans instruction	27,7	58,7	78,3	80,0	92,3	77,2	84,1	82,6	77,3	60,4	38,9	50,7	2855
Primaire	15,7	15,5	15,2	8,1	5,3	14,9	12,7	13,0	12,8	23,0	42,6	32,7	1845
Secondaire 1c ²	26,5	15,5	0,0	6,2	2,4	6,4	2,4	4,3	6,4	11,7	13,3	11,5	647
Secondaire 2c ³	19,3	8,1	4,3	5,2	0,0	1,5	0,8	0,0	3,5	3,9	4,5	4,3	240
Supérieur	10,8	2,2	2,2	0,5	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,9	0,7	0,8	47
Années educ. ⁴	7,2	3,5	1,6	1,6	0,4	1,3	0,7	0,9	1,5	2,6	3,2	2,8	5634
Riches⁵													
Sans instruction	31,1	39,2	40,7	56,7	85,2	81,1	91,1	85,7	80,9	76,2	35,4	49,4	1249
Primaire	6,6	12,9	18,5	24,1	11,1	8,6	4,4	7,1	6,7	11,3	34,5	23,9	605
Secondaire 1c ²	15,1	12,4	25,9	9,2	2,6	6,5	4,4	7,1	6,7	8,3	17,4	13,4	338
Secondaire 2c ³	17,0	16,7	14,8	8,5	1,1	2,2	0,0	0,0	2,2	3,0	9,3	8,2	208
Supérieur	30,2	18,7	0,0	1,4	0,0	1,6	0,0	0,0	3,4	1,2	3,4	5,0	127
Années educ. ⁴	7,9	6,3	4,9	3,0	0,8	1,4	0,4	1,3	1,5	1,7	4,4	3,8	2527
Ensemble													
Sans instruction	27,1	50,3	63,3	68,1	89,4	76,0	87,4	78,4	78,7	61,7	38,1	49,8	6461
Primaire	10,9	15,4	19,3	15,7	7,0	13,5	9,6	14,8	10,9	20,9	39,1	29,4	3815
Secondaire 1c ²	19,3	14,8	10,1	9,2	3,0	7,4	2,1	5,7	6,3	11,4	14,5	12,4	1604
Secondaire 2c ³	22,7	11,6	6,4	6,5	0,5	1,6	0,8	1,1	2,9	4,9	6,5	6,1	794
Supérieur	19,9	7,9	0,9	0,5	0,1	1,6	0,0	0,0	1,1	1,1	1,8	2,3	295
Années educ. ⁴	7,8	4,6	2,6	2,4	0,6	1,6	0,6	1,3	1,5	2,6	3,7	3,2	12969
N	321	785	109	573	1070	578	239	88	442	656	8108	100,0	-

(1) Il s'agit de la dernière classe terminée ou en cours ; (2) Y compris la formation professionnelle avant ou après CEPE ; (3) Y compris la formation professionnelle après BEPC ; (4) les années ont été reconstituées selon le niveau d'instruction ; (5) 25 pour cent du haut de la distribution.

Source : EIM 2004.

comparativement aux ménages pauvres. Ainsi, dans ces derniers, 16,6 pour cent des individus ont au moins le niveau du secondaire premier cycle, contre 26,6 pour cent dans les premiers. Les disparités selon le statut du marché du travail sont plus nettes. Seulement 27,1 pour cent des salariés protégés sont sans instruction, contre près des deux tiers des travailleurs du secteur informel, et environ 75 à 85 pour cent des agriculteurs, éleveurs et pêcheurs. Cependant, la moitié des salariés non protégés sont sans instruction, et seulement le tiers d'entre eux ont eu accès au moins au secondaire premier cycle, contre 61,9 pour cent des salariés protégés. Dans une certaine mesure, maints salariés non protégés ont de faibles qualifications. Enfin, il apparaît que les écarts en termes d'instruction selon le niveau de vie sont d'autant plus importants que les individus occupent des emplois relativement protégés. Par exemple, la proportion des sans instruction ayant un emploi dans l'agriculture, la pêche ou l'élevage est assez stable, indépendamment du niveau de vie des ménages. Par contre, la proportion de diplômés est

Tableau 4.5 : Taux nets de scolarisation¹ et d'alphabétisation² selon le milieu, le niveau de vie et le sexe – Comores 2004³

Paramètre	Ngazidja			Ndzuani			Mwali			Ensemble		
	Pau- vres	Ri- ches	Total									
Taux d'alphabétisation (≥ 15 ans)	48,3	49,3	49,8	58,7	61,7	63,3	69,6	69,2	71,3	54,9	55,5	56,5
<i>Hommes</i>	50,8	53,2	53,1	63,4	67,0	68,2	71,1	65,8	73,4	57,4	59,9	60,6
<i>Femmes</i>	45,7	45,9	46,8	53,3	56,6	58,4	68,1	70,7	69,2	50,0	51,4	52,7
Taux de scol. primaire 6-11 ans	71,1	84,7	73,7	65,3	64,8	63,9	67,7	62,6	72,1	67,9	74,4	68,8
<i>Hommes</i>	72,4	79,7	72,4	71,9	67,8	67,9	60,1	76,9	69,7	71,3	73,5	69,9
<i>Femmes</i>	70,9	87,5	74,4	60,7	63,6	60,5	70,3	52,1	72,0	65,0	74,5	67,0
Taux de scol. secondaire 12-18 ans	69,9	70,4	70,8	60,3	56,2	60,1	75,7	60,2	70,9	66,1	63,6	66,2
<i>Hommes</i>	72,0	74,1	72,5	68,1	67,4	67,3	74,8	64,7	73,9	70,5	70,7	70,4
<i>Femmes</i>	67,1	68,7	69,2	54,3	49,4	54,7	75,5	62,7	71,3	61,8	59,7	62,9
N (≥ 15 ans)	2248	1207	5644	1727	984	4235	281	99	620	4256	2290	10499

(1) Le taux net de scolarisation – par rapport aux 12 derniers mois – est calculé en divisant le nombre d'enfants en âge de fréquenter un niveau d'enseignement donné – par exemple 6-11 ans pour le primaire – et en cours de scolarisation par le nombre d'enfants en âge de fréquenter ce même niveau ;

(2) Individus de 15 ans et plus : (i) Sachant lire un petit texte en français ou en comorien ; (ii) Sachant écrire un petit texte en français ou en comorien ; (3) Les riches correspondent aux 25 pour cent du haut de la distribution.

Source : EIM 2004.

Tableau 5.5 : Taux nets de scolarisation¹ selon le sexe et le statut du chef de ménage sur le marché du travail – Comores 2004

Paramètre	Statut du chef de ménage										Grand total ²	
	Salarié protégé	Salarié non protégé	Micro-entrepreneur	Indépendant informel	Agricul-teur vivrier	Agricul-teur de rente	Ele-veur & divers	Pê-cheur & divers	Ap- & aide familial	Chô-meur		Inactif
Taux de scol. prim. 6-11 ans	87,2	73,5	64,1	74,9	58,3	64,9	60,0	54,0	78,4	76,5	70,7	69,1
<i>Hommes</i>	85,7	77,3	66,4	72,4	60,6	70,2	60,4	57,9	74,5	76,6	68,7	70,0
<i>Femmes</i>	90,9	69,8	64,9	77,5	55,3	59,6	57,1	50,9	77,6	82,0	73,0	67,6
Taux de scol. sec. 12-18 ans	85,0	64,6	63,5	66,5	60,3	72,5	50,9	49,5	67,9	69,9	67,3	66,1
<i>Hommes</i>	84,8	68,8	75,7	75,7	66,4	71,7	60,4	57,0	64,3	81,0	71,1	70,5
<i>Femmes</i>	82,8	64,3	54,1	61,4	55,2	67,6	49,4	45,9	72,3	55,0	64,9	62,7
N	212	497	71	264	483	327	157	73	151	97	568	2900

(1) Le taux net de scolarisation est calculé en divisant le nombre d'enfants en âge de fréquenter un niveau d'enseignement donné – par exemple 6-11 ans pour le primaire – et en cours de scolarisation par le nombre d'enfants en âge de fréquenter ce même niveau ; (2) Les pourcentages sont légèrement différents par rapport au tableau précédent à cause des cas non renseignés pour les groupes socio-économiques.

Source : EIM 2004.

beaucoup plus importante pour les salariés protégés riches que pauvres¹⁶. Soulignons aussi un écart sensible d'instruction entre les travailleurs du secteur informel riches et pauvres. Dans le premier cas, environ 40 à 50 pour cent sont sans instruction, contre 80 pour cent dans le second cas.

En deuxième lieu, le tableau 4.5 montre que le taux d'alphabétisation des adultes – 15 ans et plus – s'établit à 56,5 pour cent, une statistique qui, d'une part, est en accord avec les informations du *Rapport mondial sur le développement humain* du PNUD de 2004¹⁷, et, d'autre part, semble traduire un recul sensible de l'analphabétisme par rapport à 1995¹⁸. Néanmoins, ce taux est légèrement inférieur à celui qui a été enregistré lors de l'enquête MICS de 2000 – 59,1 pour cent. Notons également que le taux d'alphabétisation des femmes est inférieur de huit points de pourcentage par rapport à celui des hommes, une disparité relativement indépendante du niveau de vie – y compris au sein de chaque île. Par ailleurs, le taux d'alphabétisation ne varie quasiment pas entre les ménages pauvres et riches, alors que les disparités selon les îles sont assez sensibles : respectivement, 49,8, 63,3 et 71,3 pour cent à Ngazidja, Ndzouani et Mwali.

En troisième lieu, selon l'EIM, les taux de scolarisation nets du primaire – 6-11 ans – et du secondaire – 12-18 ans – s'établissent, respectivement, à 68,8 et 66,2 pour cent. Si ces pourcentages globaux semblent révéler des progrès par rapport à 1998/99¹⁹, ils sont légèrement en retrait par rapport à ceux avancés par le Ministère de l'éducation nationale. En effet, selon ce dernier, le taux net de scolarisation du primaire, par exemple, serait de 73,0 pour cent²⁰. En fait, il est assez rare que les taux de scolarisation déterminés par les enquêtes et les institutions éducatives concordent, bien que dans le cas présent les disparités soient assez faibles.

Quoiqu'il en soit, le tableau 4.5 met en même temps en évidence le retard de la scolarisation des filles par rapport à celle des garçons, un processus croissant avec le niveau d'instruction. Ainsi, les taux nets de scolarisation du primaire des garçons et des filles sont, respectivement, de

¹⁶ Mais, pour les salariés protégés, l'incidence des sans instruction est identique dans les ménages riches et pauvres.

¹⁷ Selon le PNUD, le taux d'alphabétisation était de 56,2 pour cent en 2002. PNUD [2004].

¹⁸ En 1995, le taux d'alphabétisation était estimé à 37,3 pour cent. PNUD [2000].

¹⁹ Le rapport de l'enquête MICS 2000, citant des sources du Ministère de l'Education Nationale, indique que le taux net de scolarisation primaire était de 60,2 pour cent en 1998/99 – respectivement, 64,9 et 55,4 pour cent pour les garçons et les filles. République Fédérale Islamique des Comores, Direction Générale du Plan [2001], p.34.

²⁰ Union des Comores [2004].

69,9 et 67,0 pour cent, alors qu'ils s'élèvent dans le secondaire, respectivement, à 70,4 et 62,9 pour cent. En outre, on observe, fort logiquement, que les taux de scolarisation sont plus élevés dans les ménages riches que pauvres, notamment en ce qui concerne le primaire – 74,4 et 67,9 pour cent, respectivement. Néanmoins, cette situation ne prévaut que pour Ngazidja, les taux de scolarisation du primaire étant assez proches selon le niveau de vie des ménages dans les deux autres îles. En fait, le tableau 4.5 révèle une situation assez disparate selon les îles lorsque l'on croise la scolarisation du primaire, par exemple, avec le genre et le niveau de vie. A Ngazidja, les taux de scolarisation du primaire sont favorables aux filles, surtout dans les ménages riches, contrairement aux ménages pauvres. En ce qui concerne Ndzouani, les filles sont systématiquement défavorisées, quel que soit le niveau de vie des familles. Enfin, à Mwali, les filles sont surtout défavorisées dans les ménages riches. Par ailleurs, le tableau 5.5 met en évidence la relation entre les taux de scolarisation et le statut du chef de ménage sur le marché du travail. Sans aucun doute, les ménages gérés par un salarié protégé scolarisent davantage les enfants, y compris les filles, le taux net du primaire étant de 87,2 pour cent. Par contre, pour les agriculteurs, les éleveurs et les pêcheurs, les taux de scolarisation nets sont de l'ordre de 60 à 55 pour cent. Dans ces conditions, on peut s'attendre à un ralentissement de la mobilité sociale, un phénomène qui sera également abordé ultérieurement par rapport au travail des enfants.

En quatrième lieu, l'enquête intégrale auprès des ménages met en évidence d'autres aspects concernant l'instruction²¹.

Tout d'abord, les ménages comoriens préfèrent toujours envoyer d'abord leurs enfants à l'école coranique. Ce type d'institution est considéré comme une structure d'intégration sociale par l'éducation islamique. Ainsi, 80,4 pour cent des enfants de 3 à 5 ans accèdent à ce type d'école – 81,3 et 79,5 pour cent, respectivement, des garçons et des filles.

Ensuite, la prise en compte du type d'établissement fréquenté montre que les trois quarts des écoliers sont scolarisés dans les établissements publics – 77,7 et 73,6 pour cent, respectivement, des garçons et des filles. De ce fait, le secteur privé contribue à 23,8 pour cent de la scolarisation. Toutefois, ce dernier est beaucoup plus important à Ngazidja – 33,7 pour cent – que dans les autres îles – environ 15 pour cent. S'agissant du secondaire, la proportion des établissements privés fréquentés est un peu plus élevée – 36,2 pour cent, contre 63,3 pour le public –, et les disparités sont encore plus nettes entre les îles – près de la moitié à Ngazidja et environ un quart dans les autres îles.

²¹ Ahmed, Msaidie [2005].

Enfin, si moins de un pour cent des enfants abandonnent l'école avant d'achever leur cycle primaire, le phénomène est plus élevé dans le secondaire – 5,2 pour cent. Dans ce contexte, il est à remarquer que peu de jeunes comoriens apprennent un métier – 3,5 pour cent –, un phénomène qui doit être relié au fait que près d'un quart des enfants de 7-17 ans ne sont pas scolarisés et ne travaillent pas – tableau 6.7. Sans aucun doute, les potentialités de l'apprentissage apparaissent sous-exploitées.

C. *L'accès à la santé*

L'accès à la santé représente un autre élément de la formation du capital humain. Après avoir indiqué quelques aspects du système de santé, des dimensions de l'accès à cette dernière sont explorées.

a) Infrastructures et ressources financières

Aux Comores, le système de santé est structuré en trois niveaux²². Tout d'abord, le niveau central est composé des institutions suivantes : (i) Cabinet du ministre ; (ii) Secrétariat général ; (iii) Direction nationale de la santé ; (iv) Directions et services chargés de la coordination des programmes et projets de santé ; (v) Hôpital de référence Le Marouf, et ; (vi) Pharmacie nationale des Comores. Ensuite, au niveau des îles, on trouve l'administration sanitaire et des Centres hospitaliers régionaux. Enfin, le dernier niveau est constitué de Districts sanitaires – 7 à Ngazidja, 7 à Ndzouani et 3 à Mwali –, couverts par deux Centres médicaux chirurgicaux à Ngazidja et Ndzouani, et trois Centres médicaux urbains pour chaque île. Par ailleurs, ces trois niveaux sont complétés par un réseau de dispensaires – Armées, CARITAS –, un service privé, 49 postes de santé périphériques, et diverses structures de santé communautaire. Dans ces conditions, la spécificité de l'Union des Comores, par rapport à l'Afrique subsaharienne, est une accessibilité moyenne à un centre santé de 63 pour cent dans un rayon de 5 km.

Naturellement, la faiblesse des moyens explique la qualité mitigée des services de santé – rupture des stocks de médicaments, faible personnel qualifié, manque d'encadrement, possibilités limitées de formation –, malgré la réhabilitation récente de plusieurs structures sanitaires, et le développement du secteur privé. A cela s'ajoutent des insuffisances du système de collecte, d'analyse et d'exploitation des données sanitaires²³.

²² Union des Comores [2005].

²³ Récemment, un Schéma directeur du système d'information sanitaire et un Plan intégré de surveillance des maladies ont été adoptés.

En même temps, on note que la part du budget de l'Etat consacrée à la santé a décliné en valeur relative, et est passée de 5 à 3 pour cent entre 2000 et 2003. En outre, 70 à 90 pour cent des dépenses de santé sont allouées au paiement des salaires²⁴. Ainsi, en 2001, les dépenses publiques et privées de santé s'élèvent, respectivement, à 1,9 et 1,2 pour cent du PIB, tandis que les ressources par habitant consacrées à la santé seraient de 29 dollars PPA²⁵.

Le tableau E8, en annexes, apporte des informations additionnelles quant aux ressources des ménages consacrées à la santé. On constate que les dépenses annuelles de santé *par ménage*, relatives à la morbidité, la vaccination des enfants, et les soins post-natals et prénatals, s'élèvent à 27,3 milliers de FC – respectivement, 23,0 et 24,8 milliers de FC pour les ménages pauvres et riches²⁶ –, soit 0,8 pour cent des ressources totales des familles. Par ailleurs, il existe de fortes disparités selon les îles, les dépenses annuelles moyennes étant de 39,6, 15,1 et 29,1 milliers de FC, respectivement à Ngazidja, Ndzouani et Mwali. Enfin, la part des ressources allouées à la santé est inversement reliée au niveau de vie – 1,7 et 0,3 pour cent, respectivement, pour les familles pauvres et riches.

b) Dimensions de l'accès à la santé

L'enquête intégrale auprès des ménages permet de mettre en évidence plusieurs dimensions de l'accès à la santé en 2004.

En premier lieu, la morbidité et l'accès aux infrastructures. Il apparaît que 17,6 pour cent des personnes interrogées ont souffert d'une maladie ou d'une blessure au cours des 15 derniers jours précédant l'enquête, la proportion étant d'ailleurs un peu plus élevée dans les ménages riches, comparativement aux familles pauvres, comme cela était attendu. Dans la grande majorité des cas – 82,2 pour cent –, la maladie – essentiellement, le paludisme, et, dans une moindre mesure, les infections respiratoires aiguës – explique cette situation sanitaire. Dans ce contexte, les personnels fréquemment consultés sont les médecins – 65,3 pour cent –, les infirmiers – 21,0 pour cent –, et les guérisseurs – 6,0 pour cent. Toutefois, des disparités prévalent selon les îles, et les médecins sont le plus souvent consultés à Moroni. A cet égard, les personnes souffrantes ont surtout consulté dans les hôpitaux publics – 63,0 pour cent –, la mobilisation du secteur privé n'étant que de 37,0 pour cent. Naturellement, le secteur privé est surtout fréquenté

²⁴ Union des Comores [2005].

²⁵ PNUD [2004].

²⁶ Les valeurs concernent les ménages ayant effectivement eu une dépense de santé. Voir les notes de E8.

à Ngazidja, et 23,8 pour cent des consultations ont eu lieu dans des cliniques privées. Ajoutons, que 15,0 pour cent des malades ont été hospitalisés, et que plus de la moitié d'entre eux ont acheté des médicaments pour améliorer leur état de santé.

En deuxième lieu, la malnutrition des enfants. Les données relatives au statut anthropométrique des enfants de moins de 60 mois, issues de l'EIM, peuvent être comparées aux tableaux de croissance du National Center for Health Statistics – NCHS²⁷. A cet égard, il est habituel de distinguer trois formes de malnutrition. Tout d'abord, la malnutrition protéino-énergétique indique un état pathologique résultant de la carence relative ou absolue d'une des plus essentielles substances nutritives et/ou calories. Les formes les plus extrêmes de malnutrition protéino-énergétique se caractérisent par une atrophie musculaire sévère, résultant d'une perte de poids et/ou un retard dans la croissance où la croissance linéaire – taille – n'est pas atteinte. Le seuil considéré pour cette malnutrition aiguë ou chronique – *insuffisance pondérale* ou poids pour âge –, relativement sensible aux fluctuations de court terme des possibilités d'accès à la santé, correspond à 80 pour cent de la médiane de référence pour le rapport poids/âge, ou à moins de deux écarts types au-dessous de la valeur de la médiane. Ensuite, la malnutrition chronique ou *retard de croissance* – taille pour âge – traduit un état de déficience nutritionnelle lié à de fréquents épisodes de malnutrition aiguë ou à de longues périodes de déficience alimentaire, souvent combinés à une mauvaise santé persistante ou périodique dans les premières années de la vie. Cette forme de malnutrition est plutôt inhérente au statut de santé de *longue période*. Un enfant qui se situe à moins de 90 pour cent de la médiane de référence pour le rapport taille/âge, ou à deux écarts types au-dessous d'elle, est classé comme atteint de « malnutrition chronique » ou de « retard de croissance ». Enfin, l'*émaciation* ou malnutrition aiguë traduit un état de déficience nutritionnelle d'apparition récente liée à une privation soudaine de nourriture, à une mauvaise ingestion ou à une faible consommation de substances nutritives qui ont pour résultat une perte rapide de poids. Les prévalences les plus fortes sont observées pendant les périodes de famine, les disettes saisonnières ou les maladies graves. Un enfant qui se situe à moins de 80 pour cent de la médiane de référence pour le rapport poids/taille, ou à deux écarts types au-dessous d'elle, est classé comme atteint de « malnutrition aiguë » ou « émacié ». Cet indicateur – poids pour taille – est relatif au statut nutritionnel de *court terme*²⁸.

²⁷ Nations unies [1993].

²⁸ On notera que, pour les enfants de 25 à 36 mois, les seuils sont corrigés selon que ces derniers sont mesurés couchés ou debout.

En fait, les tableaux du NCHS suggèrent plusieurs manières d'appréhender la malnutrition des enfants, et deux d'entre elles appellent une attention particulière. D'une part, l'option *relative* conduit à mesurer la malnutrition à partir de la proportion d'un indicateur par rapport à sa médiane de référence, indépendamment de tout seuil inhérent à cette dernière considéré comme traduisant une situation de déficience nutritionnelle. D'autre part, l'approche *absolue* utilise les seuils précédemment indiqués pour opérer la distinction entre la prévalence et l'absence de malnutrition. Bien que cette dichotomie entre les indicateurs « faibles » et « non faibles » comporte une part d'arbitraire, d'une part, et doive être effectuée en fonction de la configuration des données, d'autre part, elle fonde l'appréhension du statut nutritionnel des enfants de moins de 60 mois de la présente étude. Dans ces conditions, le niveau nutritionnel moyen des enfants est spécifié par rapport à un seuil de faible nutrition, ce dernier étant de *moins deux fois l'écart type au-dessous de la médiane de référence* – ou $-2 * Z\text{-score}^{29}$. Ainsi, la variable relative à la nutrition équivaut à un si l'enfant de moins de 60 mois souffre d'insuffisance pondérale, de retard de croissance ou d'émaciation, et à zéro autrement. C'est cette variable qui permet de spécifier le statut nutritionnel – malnutrition – des enfants pour les trois îles.

Le tableau 6.5 affiche les paramètres du statut nutritionnel des enfants de moins de 60 mois selon les îles, le niveau de vie et le sexe des enfants, et appelle plusieurs commentaires³⁰.

Premièrement, on observe que certaines formes de malnutrition des enfants demeurent encore assez élevées, et que les progrès ont été relativement faibles au cours des huit dernières années. En effet, au niveau national, les taux de retard de croissance, d'émaciation et d'insuffisance pondérale sont, respectivement, de 44,0, 7,9 et 24,9 pour cent. Or, selon l'enquête démographique et de santé de 1996, ces trois taux étaient estimés, respectivement, à 33,8, 8,3 et 25,8 pour cent³¹.

Deuxièmement, les disparités de malnutrition selon le genre sont faibles, et ne sont pas en défaveur des filles. Par exemple, le taux de retard de croissance est de 44,9 et 43,1 pour cent, respectivement, pour les garçons et les filles. Il en est de même pour les deux autres formes de malnutrition. Il est à remarquer que l'EDS de 1996 indiquait un résultat comparable, les taux

²⁹ Ou $-2 * Z\text{-score}$. $Z\text{-score} = [(valeur\ de\ l'individu) - (valeur\ médiane\ de\ la\ population\ de\ référence)] / valeur\ de\ l'écart\ type\ de\ la\ population\ de\ référence$. Le seuil de moins de trois écarts types n'est pas considéré.

³⁰ Les commentaires relatifs aux coefficients de concentration seront effectués ultérieurement.

³¹ Mondooha, Schoemaker, Barrere [1997].

Tableau 6.5 : Paramètre du statut nutritionnel des enfants de moins de 60 mois selon les îles, le niveau de vie des ménages et le sexe des enfants – incidence en pourcentage – Comores 2004

Paramètre Indicateur/année/sexe	Ile			Niveau de vie des ménages			Ensemble	N
	Nga- zidja	Ndzouani	Mwali	Pauvres	Intermé- diaires	Riches		
Retard de croissance								
<i>Filles</i>								
Incidence moyenne (%) ¹	34,1	49,3	39,3	41,3	45,3	43,9	43,1	794
Indice concentration/incidence (écart type)	0,092 (0,063)	0,056 (0,034)	0,007 (0,084)	-0,010 (0,043)	0,016 (0,045)	0,193 (0,073)	0,026 (0,027)	
<i>Garçons</i>								
Incidence moyenne (%) ¹	30,5	53,2	48,0	42,0	45,3	52,2	44,9	835
Indice concentration/incidence (écart type)	-0,009 (0,058)	0,016 (0,030)	0,028 (0,063)	-0,044 (0,042)	-0,048 (0,043)	0,064 (0,058)	0,025 (0,029)	
<i>Ensemble</i>								
Incidence moyenne (%) ¹	32,3	51,3	44,2	41,7	45,3	48,3	44,0	1629
Indice concentration/incidence (écart type)	0,037 (0,043)	0,035 (0,023)	0,020 (0,051)	-0,029 (0,030)	-0,018 (0,031)	0,117 (0,046)	0,025 (0,020)	
Emaciation								
<i>Filles</i>								
Incidence moyenne (%) ¹	4,1	9,4	3,4	8,6	5,5	5,0	7,1	794
Indice concentration/incidence (écart type)	-0,049 (0,240)	-0,109 (0,101)	0,167 (0,353)	-0,037 (0,117)	0,152 (0,157)	0,309 (0,193)	-0,185 (0,074)	
<i>Garçons</i>								
Incidence moyenne (%) ¹	5,4	11,1	6,4	10,5	9,0	3,0	8,8	830
Indice concentration/incidence (écart type)	-0,397 (0,131)	-0,151 (0,087)	0,344 (0,172)	-0,140 (0,107)	-0,168 (0,115)	0,550 (0,192)	-0,110 (0,096)	
<i>Ensemble</i>								
Incidence moyenne (%) ¹	4,8	10,3	5,1	9,6	7,4	4,0	7,9	1615
Indice concentration/incidence (écart type)	-0,253 (0,133)	-0,129 (0,067)	0,298 (0,152)	-0,096 (0,080)	-0,042 (0,097)	0,418 (0,148)	-0,150 (0,059)	
Insuffisance pondérale								
<i>Filles</i>								
Incidence moyenne (%) ¹	12,9	27,0	16,4	24,2	20,0	12,8	21,1	794
Indice concentration/incidence (écart type)	-0,136 (0,113)	-0,079 (0,055)	-0,153 (0,128)	-0,017 (0,064)	-0,161 (0,082)	0,250 (0,163)	-0,116 (0,048)	
<i>Garçons</i>								
Incidence moyenne (%) ¹	13,4	37,5	28,4	30,6	25,3	28,9	28,4	835
Indice concentration/incidence (écart type)	-0,072 (0,110)	-0,025 (0,043)	0,056 (0,100)	-0,041 (0,053)	-0,049 (0,072)	0,173 (0,101)	-0,040 (0,040)	
<i>Ensemble</i>								
Incidence moyenne (%) ¹	13,2	32,4	23,1	27,4	22,7	21,3	24,9	1629
Indice concentration/incidence (écart type)	-0,109 (0,080)	-0,047 (0,034)	-0,007 (0,080)	-0,035 (0,041)	-0,094 (0,055)	0,174 (0,091)	-0,071 (0,031)	

(1) L'incidence des indicateurs de malnutrition est appréhendée par rapport au seuil de moins de deux écarts réduits ou Z-score.

Source : EIM 2004.

de malnutrition des garçons étant légèrement supérieurs à ceux des filles.

Troisièmement, le tableau 6.5 tend à mettre en évidence une relation inverse entre le niveau de vie des ménages et la malnutrition des enfants, sauf en ce qui concerne le retard de croissance, une situation qui est indépendante du sexe des enfants. Ainsi, dans les ménages pauvres, les taux d'insuffisance

pondérale et d'émaciation sont, respectivement, de 27,4 et 9,6 pour cent, contre, respectivement, 21,3 et 4,0 pour cent dans les ménages riches.

Quatrièmement, il existe des écarts sensibles de malnutrition des enfants selon les îles, et l'EIM confirme globalement l'importance relative des taux selon les îles. En effet, le tableau 6.5 indique que la malnutrition des enfants est la plus faible à Ngazidja, et la plus élevée à Ndzouani. Par ailleurs, pour certaines formes de malnutrition, les disparités inter-îles sont assez importantes. Par exemple, le taux de retard de croissance est de 32,3 pour cent à Ngazidja, mais de 51,3 pour cent à Ndzouani. Il en est de même pour le taux d'insuffisance pondérale, respectivement, de 13,2 et 32,4 pour cent. Sans aucun doute, un effort particulier doit être fait pour réduire la malnutrition des enfants à Ndzouani.

En troisième lieu, la mortalité des enfants. L'EIM ne permet pas de distinguer la mortalité infantile de la mortalité infanto-juvénile³². Toutefois, elle autorise l'évaluation de la mortalité des enfants pour les femmes de 15-49 ans. Evidemment, cette information demeure assez imparfaite. Néanmoins, le tableau produit quelques informations intéressantes. Tout d'abord, il apparaît que le taux de mortalité des enfants des femmes de 15-49 ans est de 70,7 pour mille naissances vivantes, et qu'il croît – naturellement³³ – avec l'âge des mères. Bien que non comparable, on peut rapprocher ce taux à celui de la mortalité infanto-juvénile, estimé selon l'EDS à 112,6 pour mille en 1996, pour la période de 10 ans précédant l'enquête. Ensuite, les taux sont un peu plus élevés pour les garçons que pour les filles – respectivement, 75,9 et 73,0 pour mille. On note également que les taux de mortalité des enfants tendent à décliner avec l'instruction des mères, mais les évolutions sont irrégulières. Enfin, les taux de mortalité des enfants sont les plus élevés à Mwali, et les plus faibles à Ndzouani. De même, la mortalité est d'autant plus élevée que les ménages sont riches. Ces deux derniers résultats apparaissent surprenants, d'autant que l'incidence de la pauvreté monétaire et les taux de malnutrition des enfants de moins de 60 mois sont les plus élevés à Ndzouani.

En quatrième lieu, la vaccination, les soins post-natals et prénatals, et la contraception. Selon l'enquête, la couverture vaccinale pour les enfants de 7 ans et moins est de 81,3 pour cent, et quelques disparités prévalent entre les îles – 78,5 et 89,7 pour cent, respectivement à Ngazidja et Mwali –, et le niveau de vie – 83,0 et 76,0 pour cent, respectivement, pour les ménages pauvres et riches. Lorsque la vaccination n'a pas été réalisée, les raisons les

³² L'âge du décès des enfants n'est pas renseigné, et il est impossible d'apparier les mères et les enfants.

³³ La fécondité et la mortalité sont observées à des périodes différentes de la période de procréation des femmes.

Tableau 7.5 : Taux de mortalité des enfants des femmes de 15-49 ans selon le niveau de vie, la localisation géographique, l'instruction et l'âge¹ – Comores 2004

Sexe	Filles		Garçons		Ensemble	
	%	N	%	N	%	N
Niveau de vie						
Pauvres	59,7	778	64,1	768	56,5	880
Intermédiaires	76,8	667	82,7	691	76,6	796
Riches ²	97,5	318	89,9	309	90,7	395
Ile						
Ngazidja	86,6	830	89,7	806	80,0	975
Ndzouani	55,5	830	59,6	853	58,3	970
Mwali	104,5	103	100,2	110	95,3	126
Instruction des mères						
Sans instruction	77,3	1338	75,3	1352	70,4	1565
Primaire	62,1	219	95,1	217	74,9	251
Secondaire 1c	53,8	125	61,0	117	62,0	149
Secondaire 2c et plus	67,7	83	59,0	82	78,0	106
Age des mères						
15- 19 ans	70,8	53	42,5	62	51,8	89
20- 24 ans	81,4	198	43,4	189	56,3	281
25- 29 ans	59,9	291	51,8	307	57,1	370
30- 34 ans	47,2	390	73,0	380	64,6	435
35- 39 ans	80,6	341	73,0	320	70,9	363
40- 49 ans	92,9	490	110,5	510	95,9	534
Ensemble	73	1764	75,9	1768	70,7	2071
Coefficient de concentration	0,073	-	0,154	-	0,084	-
(écart type)	-	(0,046)	-	(0,028)	-	(0,041)

(1) L'enquête n'ayant pas enregistré la date des décès des enfants, ni les naissances pour chaque femme, les taux de mortalité infantile et infanto-juvénile ne peuvent pas être indiqués ; (2) Les 25 pour cent des ménages du haut de la distribution.

Source : EIM 2004.

plus fréquemment invoquées varient selon les îles : manque de vaccins à Ngazidja, manque de moyens à Mwali, et mauvaise information à Ndzouani. La proportion des enfants de 5 ans et moins, ayant été amenés dans une formation médicale pour les soins post-natals, est très faible – 39,0 pour cent –, surtout à Ngazidja, ce qui peut paraître paradoxal. En moyenne, les ménages dépensent annuellement 16,9 milliers de FC pour ces consultations – tableau E8, en annexes. En fait, les dépenses annuelles effectuées par ménage pour ces soins sont beaucoup plus importantes à Ngazidja – 25,1 milliers de FC – qu'à Ndzouani – 8,2 milliers de FC. Soulignons que l'allaitement maternel est assez fréquent aux Comores – 83,0 pour cent des mères –, tant dans les ménages pauvres que riches. En moyenne, une femme donne naissance à 4,3 enfants, mais la fécondité est inversement reliée au niveau d'instruction. Cependant, une forte proportion de femmes ayant eu des grossesses ont donné naissances à des morts-nés – 23,0 pour cent –, surtout

en milieu rural – 44,2 pour cent, contre 20,0 dans les villes. Or, l'enquête révèle que 75,0 pour cent des femmes ont eu des soins prénatals, bien que des disparités prévalent selon les îles – respectivement, 81,0, 72,0 et 64,0 pour cent à Ngazidja, Ndzouani et Mwali. En fait, il existe une relation étroite entre l'accès aux soins prénatals et le niveau de vie. A cet égard, le tableau E8, en annexes, montre que, pour ces soins, les dépenses annuelles des ménages riches et intermédiaires sont, respectivement, de 11,7 et 15,9 milliers de FC, contre 9,2 milliers de FC pour les pauvres. Dans ce contexte, il est à remarquer que dans les deux tiers des cas, ce sont surtout les sages-femmes qui sont consultées. Ajoutons que la prévalence de la contraception est relativement faible – 14,0 pour cent –, et que l'accès aux moyens de contraception est surtout inhérent à l'hôpital.

En dernier lieu, le profil épidémiologique des Comores demeure dominé par le paludisme, les maladies diarrhéiques, les parasitoses intestinales, la filariose lymphatique, et les infections respiratoires aiguës³⁴. Par ailleurs, le maintien d'une faible prévalence du VIH appelle un effort soutenu. Dans ce contexte, l'enquête intégrale auprès des ménages apporte quelques informations. S'agissant du paludisme, premier motif de consultation – 30,0 pour cent en 1999 –, l'usage de la moustiquaire imprégnée se révèle être un moyen efficace de prévention. Ainsi, 72,0 pour cent des ménages sont en possession d'une moustiquaire³⁵, bien que des disparités prévalent selon les îles – 88,0, 70,0 et 68,0 pour cent, respectivement, à Mwali, Ndzouani et Ngazidja. Par contre, l'utilisation des moustiquaires imprégnées est beaucoup moins répandue, notamment dans les ménages pauvres. En fait, un cinquième de la population ne connaît pas l'existence de la moustiquaire imprégnée. Sans aucun doute, la faiblesse des ressources des familles limite l'utilisation des moustiquaires. En ce qui concerne le VIH/SIDA, la grande majorité de la population connaît l'existence du phénomène – 90,0 pour cent –, et les trois quarts sont informés de l'existence de moyens de protection empêchant d'attraper ce virus. En fait, si 69,0 pour cent de la population pratiquent l'abstinence pour éviter de contracter cette maladie, près d'un cinquième pensent à la possibilité d'une transmission par des moyens surnaturels. Ajoutons que 70,0 pour cent de la population estime possible la transmission du VIH de la mère à l'enfant. Dans ce contexte, il est à noter que la majorité des personnes adopteraient une attitude discriminatoire vis à vis des porteurs du VIH. Par exemple, seulement 39,0 pour cent des individus accepteraient qu'un porteur du virus continue à travailler. Cette attitude est susceptible de poser un redoutable problème

³⁴ Union des Comores [2005].

³⁵ On note que 40,0 pour cent des ménages ont deux moustiquaires.

social si cette maladie venait à progresser.

2. L'approche micro-multidimensionnelle

A. Concepts et méthode

L'étude met en oeuvre également une mesure micro-multidimensionnelle de la pauvreté en termes de capacités, fondée sur un indice décomposable à la fois selon des sous-groupes et des attributs – ou facteurs – inhérents aux ménages ou aux individus. A cet égard, l'indice utilisé – Chakravarty, Mukherjee et Ranade (1997) ; Bourguignon, Chakravarty (1998 ; 2002) –, représente une extension de la décomposition unidimensionnelle des mesures FGT, et, en même temps, une tentative de rendre opérationnelle l'approche des « capacités » de Sen. Alors que les indices FGT opèrent une décomposition uniquement selon des sous-groupes, l'approche de Chakravarty, Mukherjee et Ranade génère un indice de pauvreté additif à la fois selon les sous-groupes et les attributs. Dans cette optique, la mesure générale de la pauvreté qui en résulte représente une moyenne pondérée des indices particuliers des sous-groupes et des facteurs, les pondérations étant, respectivement, les parts de la population des sous-groupes et les niveaux de pauvreté individuels ou des ménages en termes de besoins essentiels. Ainsi, la double décomposition est en mesure de spécifier les combinaisons de « sous-groupes-attributs » pour lesquelles les niveaux de pauvreté sont les plus élevés. Par ailleurs, il est possible d'évaluer les contributions des différents sous-groupes et facteurs à la pauvreté de l'ensemble de la population. Quelques éléments inhérents à cet indice permettent de fixer les idées³⁶.

Supposons un indice de pauvreté multidimensionnel P , représenté par $P(X ; z)$, indiquant un niveau de pauvreté associé avec la matrice X des besoins essentiels, et des seuils minima acceptables z de ces derniers. Soit $x_{ij} \in X$ la quantité du j ème besoin essentiel possédée par l'individu i ($i=1, \dots, n$)³⁷. Pour chaque besoin essentiel, un niveau de subsistance, correspondant à un minimum acceptable, est déterminé. Soit $z=(z_1, z_2, \dots, z_k)$ le vecteur des seuils minima des k attributs, où $z \in \mathbb{R}_{++}^k$, l'ensemble strictement

³⁶ La notation est celle de Chakravarty, Mukherjee, Ranade (1997).

³⁷ S'il y a n personnes, la i ème possède un vecteur k de $x_i \in \mathbb{R}_+^k$ de besoins essentiels, où \mathbb{R}_+^k est l'ensemble positif de l'espace euclidien \mathbb{R}^k . M^n représente l'ensemble de toutes les matrices $n \times k$ constituées par des nombres réels positifs. Ainsi, $X \in M^n$ indique une combinaison sous forme matricielle de k attributs – ou besoins essentiels – possédés par n personnes. La i ème ligne de X est x_i – le vecteur k de besoins essentiels de i –, tandis que la j ème colonne de X représente la répartition des besoins essentiels j parmi les n personnes.

positif de R^k . Une personne i est considérée comme pauvre en termes de l'attribut j si sa dotation en besoin essentiel j n'excède pas le niveau de subsistance, soit : $x_{ij} \leq z_j$ ³⁸. A cet égard, il importe de remarquer *qu'une personne ou un ménage est considéré comme pauvre si $x_{ij} \leq z_j$ pour au moins un j* . Cela signifie qu'une personne est pauvre même si cette situation ne prévaut pas pour tous les besoins essentiels considérés. Par ailleurs, pour tout $X \in M$, la taille correspondante de la population est $n(X)$ – ou n –, et l'ensemble des pauvres par rapport au besoin essentiel j est $S_j(X)$ – ou $S_j = \{1 \leq i \leq n ; x_{ij} \leq z_j\}$. En outre, la mesure de S_j , le nombre de pauvres par rapport à j est $q_j(x)$ ou q_j . En supposant que a_j représente la pondération accordée aux besoins essentiels j ³⁹, et que $g(t) = [f(t) - c] / (1 - c)$ soit une fonction de dénuement telle que la valeur réelle g , définie sur $[0, \infty]$, soit continue, décroissante et convexe⁴⁰, l'indice normalisé de pauvreté micro-multidimensionnel sur l'intervalle $[0, 1]$ est exprimé par [7].

$$P(X; z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k a_j g(x_{ij} / z_j) \tag{7}$$

Chakravarty, Mukherjee et Ranade montrent que l'indice $P(X ; z)$ satisfait les principaux axiomes de la pauvreté, ce qui confère à l'analyse une certaine robustesse⁴¹. En fait, les indices $P(X ; z)$ dépendront de la forme que l'on donnera à g lors de l'agrégation des manques des différentes personnes pour les différents attributs. A cet égard, Chakravarty, Mukherjee et Ranade explorent plusieurs formes de la fonction g , parmi lesquelles deux d'entre elles retiennent l'attention de la présente recherche.

En premier lieu, lorsque $f_1(t) = (1 - t^e)$, pour $0 \leq t \leq 1$, avec $0 \leq e \leq 1$, et $f_1(t) = 0$ pour $t > 1$, [7] devient :

³⁸ Dans la présente étude, on considérera $x_{ij} < z_j$.

³⁹ On note que les a_j sont des constantes > 0 telles que : $\sum_{j=1}^k a_j = 1$.

⁴⁰ $c < 1$ est une constante. En outre, $g(0) = 1$ et $g(t) = 0$ pour tout $t \geq 1$. En fait, la fonction g associée $g(x_{ij}/z_j)$ peut être considérée comme une fonction de privation ressentie par la personne i lorsque la quantité de l'attribut j possédée est inférieure ou égale au niveau de subsistance. Si $g(0) = 1$, la privation est maximale puisque l'individu n'a rien. Par contre, si $g(t) = 0$ pour $t \geq 1$, l'individu n'est pas pauvre puisque les dotations en besoins essentiels sont supérieures au niveau de subsistance.

⁴¹ Les axiomes examinés par Chakravarty, Mukherjee et Ranade (1997) sont les suivants : symétrie, focalisation, monotonie, principe de population, continuité, non-croissance de la pauvreté par ajout de personnes riches, non décroissance des niveaux de subsistance des besoins essentiels, invariance d'échelle, normalisation, décomposition en sous-groupes, décomposition selon les attributs, transfert et augmentation de la pauvreté avec réorganisation croissante des besoins de base.

$$P_e(X; z) = 1/n \sum_{j=1}^k \sum_{i \in S_j} a_j [1 - (x_{ij}/z_j)^e] \quad [8]$$

Dans ce cas, e reflète le degré d'aversion pour la pauvreté, et P_e s'accroît lorsque e s'élève⁴². Si $e=1$, P_e peut s'écrire selon [9].

$$P_1(X; z) = 1/n \sum_{j=1}^k \sum_{i \in S_j} a_j [(z_j - x_{ij})/z_j] = \sum_{j=1}^k a_j H_j I_j \quad [9]$$

où $H_j = q_j/n$ est le ratio de pauvreté pour l'attribut j , tandis que le ratio d'écart de pauvreté pour le besoin essentiel j est donné par $\sum_{i \in S_j} [(z_j - x_{ij})/z_j]$. Ainsi, lorsque H_j est donné, une élévation de I_j accroît l'indice de pauvreté.

En deuxième lieu, si g est exprimé par $f_2(t) = (1-t)^\alpha$, pour $0 \leq t \leq 1$, avec $\alpha \geq 1$, et $f_2(t) = 0$ pour $t > 1$, [7] s'écrit selon [10]⁴³.

$$P_\alpha(X; z) = 1/n \sum_{j=1}^k \sum_{i \in S_j} a_j [1 - (x_{ij}/z_j)]^\alpha \quad [10]$$

L'analyse de Chakravarty, Mukherjee et Ranade permet également de calculer les contributions des sous-groupes et des facteurs à la pauvreté nationale. La contribution du sous-groupe i , en pourcentage, à l'ensemble de la pauvreté est exprimée par : $\{(n_i/n) * [P(X^i; z)/P(X; z)] * 100\}$, où n_i est l'effectif des individus ou des ménages du groupe i , $P(X^i; z)$ l'indice de pauvreté du groupe i , et $P(X; z)$ l'indice de la pauvreté globale. Quant à la contribution du facteur j à la pauvreté totale en pourcentage, elle est calculée selon : $\{a_j * [P(x_j; z_j)/P(X; z)] * 100\}$, où $P(x_j; z_j)$ est l'indice de pauvreté du facteur j .

La présente étude propose une évaluation de cet indicateur de pauvreté des ménages pour 1995 et 2004, à partir de quatre dimensions du bien-être, appréhendées par les actifs suivants – tableau E6, en annexes.

Premièrement, les *actifs physiques* des ménages concernent deux éléments : les caractéristiques de l'habitation et la disponibilité de biens durables. Les éléments relatifs à l'habitat et au confort, pris en compte par l'EBC et l'EIM, concernent plusieurs aspects, stratifiés comme l'indique le

⁴²Et si $e \rightarrow 0$, $P_e \rightarrow 0$. Si les a_j sont tous égaux ($1/k$), l'équation [8] peut alors aisément s'écrire comme suit :
$$P_e(X; z) = 1/nk \sum_{j=1}^k \sum_{i \in S_j} [1 - (x_{ij}/z_j)^e] .$$

⁴³ Lorsque $\alpha=1$, l'indice coïncide avec le cas où $e=1$. De même, si les coefficients de pondération sont identiques, le premier sigma est précédé du rapport $1/nk$. Voir également Chakravarty, Mukherjee, Ranade (1997) pour une décomposition lorsque $\alpha=2$.

tableau E6, en annexes⁴⁴: (i) nature des murs ; (ii) nature de la toiture ; (iii) nature du sol ; (iv) nombre de personnes par pièce ; (v) type d'aisance ; (vi) mode d'accès à l'eau pour la boisson ; (x) énergie pour la cuisson des aliments ; (xi) énergie pour l'éclairage. Les avoirs du ménage comprennent les biens appartenant au ménage de plein droit ou acquis à crédit, mais excluent ceux qui sont partagés avec un tiers. A cet égard, l'étude considère un nombre de biens fonctionnels du ménage, liés aux transports, à l'habitation ou à la communication – tableau E6, en annexes : machine à laver ; réfrigérateur ; télévision ; radio ; machine à coudre ; cuisinière ; bicyclette ; mobylette ; moto ; automobile ; téléphone/fax ; magnétoscope ; chaîne musicale ; congélateur ; moulinette ; ventilateur. La prise en compte des actifs précédemment spécifiés appelle plusieurs observations. Tout d'abord, des actifs identifiés par les enquêtes n'ont pas été intégrés dans l'analyse, soit parce que leur disponibilité relevait surtout de l'exercice d'une activité économique spécifique dans un milieu donné – tracteur, charrue, charrette –, soit parce que les informations collectées n'étaient pas suffisamment homogènes selon les investigations – terre, cheptel. Ensuite, il existe une incertitude quant à la spécification de certains avoirs des ménages. En effet, les enquêtes indiquent l'existence des actifs, mais ne permettent pas de préciser les quantités. Par conséquent, l'étude suppose implicitement qu'un seul élément de l'actif recensé est disponible par ménage.

Deuxièmement, les *actifs humains* ont été mesurés selon deux indicateurs. D'une part, le niveau d'instruction du chef de ménage. D'autre part, le taux combiné de l'inverse du taux de scolarisation net des 6-11 ans et du taux d'analphabétisme des 15 ans et plus, la pondération étant, respectivement, des deux tiers et du tiers.

Troisièmement, les *actifs sociaux* sont appréhendés, pour chaque année, par le rapport entre le montant des transferts réels reçus per capita – déflatés par les lignes de pauvreté –, et le seuil de pauvreté. La prise en considération de cette forme de capital social s'explique par la tradition d'émigration des comoriens vers l'Europe et les pays voisins, source de transferts importants.

Toutes les catégories d'actifs affichées au tableau E6, en annexes, ont été préalablement regroupées selon des niveaux de « précarité » – valeur = 0 – ou de « non-précarité » – valeur = 1. Par la suite, au sein des quatre groupes, une sommation a été effectuée, et un niveau de subsistance a été choisi, de préférence proche de la médiane des sous-catégories. S'agissant de l'habitat, le niveau de subsistance choisi est $z = 4$, ce qui correspond à *au plus trois handicaps sur huit*. Pour les biens durables, le seuil de subsistance est

⁴⁴ Pour chaque actif, l'énumération des catégories suit un ordre de précarité croissante.

$z=2$, soit *au plus un handicap sur seize*. L'éducation et le capital social se voient attribuer un niveau de subsistance $z=1$, ce qui implique *deux handicaps sur deux dans le premier cas*, et *une absence ou de faibles transferts réels* dans le second cas.

Ces quatre dimensions du bien être permettent d'évaluer la pauvreté non monétaire selon les îles, et les milieux rural et urbain, tandis que la statistique η , testant l'hypothèse nulle que les écarts de pauvreté de deux échantillons sont statistiquement non significatifs, est présentée. Dans l'étude, l'indice micro-multidimensionnel est calcul par rapport à [10] pour des valeurs de $\alpha = 0$ et 2 – tableau 8.5⁴⁵.

B. Indicateur multidimensionnel et dynamique de pauvreté

Les tableaux 8A.5 et 8B.5 présentent les décompositions de la pauvreté non monétaire des ménages, $P_{(\alpha=0,2)}$, selon leur localisation géographique et l'accès aux actifs. Plusieurs commentaires peuvent être formulés.

Premièrement, l'indicateur multidimensionnel de pauvreté $P_{(\alpha=0)}$ est de 0,609, tandis que la valeur de $P_{(\alpha=2)}$ est de 0,104. A cet égard, en prenant préalablement la référence $P_{(\alpha=0)}$, on observe que la pauvreté non monétaire à Ngazidja est la plus faible – 0,557 –, et qu'elle contribue à 43,9 pour cent de la pauvreté nationale. C'est à Mwali et à Ndzouani que la pauvreté non monétaire est la plus élevée, respectivement, 0,625 et 0,661, cette dernière île contribuant à près de la moitié de la pauvreté non monétaire nationale. En outre, l'incidence de la pauvreté non monétaire est la plus élevée dans les zones rurales des différentes îles : 0,607, 0,732 et 0,694, respectivement, à Ngazidja, Ndzouani et Mwali. Ainsi, les milieux ruraux des deux principales îles contribuent aux trois quarts de la pauvreté non monétaire nationale. L'analyse avec $P_{(\alpha=2)}$ produits des résultats comparables, par ailleurs cohérents avec les enseignements de l'estimation de la pauvreté monétaire.

Les tableaux 8.5 montre également que l'incidence de la pauvreté varie selon les actifs, et qu'elle est la plus forte pour les actifs physique et social – respectivement, 70,9, 60,0 et 77,8 pour cent pour l'habitat, les biens durables et les transferts. Par contre, l'incidence de la pauvreté $P_{(\alpha=0)}$ par rapport à l'éducation n'est que de 35,0 pour cent. Dans ces conditions, ce dernier actif ne contribue qu'à 14,4 pour cent de la pauvreté nationale, alors que la part de l'habitat, des biens durables et des transferts est,

⁴⁵ Le calcul pour $\alpha=1$ n'est pas présentés, mais des commentaires seront indiqués dans le texte. En outre, le tableau 8.5 présente la statistique η pour $\alpha=1$.

Tableau 8A.5 : Décomposition des mesures de la pauvreté non monétaire $P_{(\alpha=0,2)}$ des ménages selon leur localisation spatiale et l'accès aux actifs, et statistique η testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté selon les groupes considérés – Comores 1995

Région/milieu	Actif physique		Actif humain	Actif social	Moyenne générale	Contribution – %	N
Paramètre	Habitat ²	Biens durables ³	Education ⁴	Transferts ⁵			
Pauvreté non monétaire – $\alpha = 0^1$							
Ile/milieu							
<i>Ngazidja</i>	0,784	0,743	0,496	0,655	0,669	0,468	990
Moroni	0,382	0,576	0,243	0,813	0,503	0,051	144
Urbain secondaire	0,583	0,500	0,444	0,667	0,549	0,014	36
Rural	0,864	0,784	0,543	0,626	0,704	0,403	810
<i>Ndzouani</i>	0,787	0,838	0,652	0,713	0,747	0,456	864
Urbain	0,532	0,710	0,456	0,659	0,589	0,105	252
Rural	0,892	0,891	0,732	0,735	0,813	0,351	612
<i>Mwali</i>	0,874	0,853	0,468	0,818	0,753	0,076	143
Urbain	0,667	0,694	0,417	0,778	0,639	0,016	36
Rural	0,944	0,907	0,486	0,832	0,792	0,060	107
Moyenne générale	0,792	0,792	0,561	0,691	0,709	-	-
Contribution – %	27,9	27,9	19,8	24,4	-	100,0	-
N	1997	1997	1997	1997	-	-	1997
η^6 Ngazidja-Ndzouani	-	-	-	-	-3,70*	-	-
η^6 Ngazidja-Mwali	-	-	-	-	-2,15*	-	-
η^6 Ndzouani-Mwali	-	-	-	-	-0,15	-	-
Pauvreté non monétaire – $\alpha = 2^1$							
Ile/milieu							
<i>Ngazidja</i>	0,029	0,122	0,124	0,164	0,110	0,433	990
Moroni	0,011	0,078	0,061	0,203	0,088	0,051	144
Urbain secondaire	0,019	0,089	0,111	0,167	0,096	0,014	36
Rural	0,033	0,131	0,136	0,156	0,114	0,370	810
<i>Ndzouani</i>	0,044	0,168	0,163	0,178	0,138	0,476	864
Urbain	0,019	0,126	0,114	0,165	0,106	0,107	252
Rural	0,054	0,185	0,183	0,184	0,151	0,371	612
<i>Mwali</i>	0,112	0,180	0,117	0,204	0,153	0,087	143
Urbain	0,065	0,148	0,104	0,194	0,128	0,018	36
Rural	0,127	0,192	0,121	0,208	0,162	0,069	107
Moyenne générale	0,041	0,146	0,140	0,173	0,125	-	-
Contribution – %	8,2	29,2	28,0	34,6	-	100,0	-
N	1997	1997	1997	1997	-	-	1997

(1) Voir le texte. Les pondérations sont égales : $a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = 1/4$; (2) Les scores relatifs aux niveaux de précarité – 0 = non précaire ; 1 = précaire – des huit actifs de l'habitat – voir texte – sont additionnés, et le niveau de subsistance est de 4, c'est-à-dire qu'il correspond à *au plus trois handicaps sur huit* ; (3) Les scores relatifs aux niveaux de précarité – 0 = non précaire ; 1 = précaire – des seize actifs des biens durables – voir texte – sont additionnés, et le niveau de subsistance est de 2, c'est-à-dire qu'il correspond à *au plus un handicap sur seize* ; (4) Les scores relatifs aux niveaux de précarité – 0 = non précaire ; 1 = précaire – des deux actifs liés à l'instruction – voir texte – sont additionnés, et le niveau de subsistance est de 1, c'est-à-dire qu'il correspond à *deux handicaps sur deux* ; (5) Le niveau de subsistance est de 1, c'est-à-dire qu'il correspond à *l'absence de transferts réels par tête ou à des montants très faibles en termes de seuil de pauvreté* ; (6) Kakwani [1990] ; (7) Les informations ne sont pas reproduites pour $\alpha = 1$.
 Une (*) signifie que les écarts de pauvreté sont significatifs à 5 pour cent.
 Source : EIM 2004.

Tableau 8B.5 : Décomposition des mesures de la pauvreté non monétaire $P_{(\alpha=0,2)}$ des ménages selon leur localisation spatiale et l'accès aux actifs, et statistique η testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté selon les groupes considérés – Comores 2004

Région/milieu	Actif physique		Actif humain	Actif social	Moyenne générale	Contribution – %	η 2005/1994 ⁶	N
Paramètre	Habitat ²	Biens durables ³	Education ⁴	Transferts ⁵				
Pauvreté non monétaire – $\alpha = 0$¹								
Ile/milieu								
<i>Ngazidja</i>	0,658	0,471	0,338	0,762	0,557	0,439	-5,63*	1433
Moroni	0,322	0,467	0,250	0,839	0,469	0,071	-0,66	273
Urbain secondaire	0,265	0,157	0,194	0,665	0,320	0,021	-2,45*	118
Rural	0,790	0,508	0,378	0,753	0,607	0,348	-4,40*	1042
<i>Ndzouani</i>	0,746	0,722	0,382	0,795	0,661	0,498	-4,40*	1368
Urbain	0,437	0,472	0,206	0,805	0,480	0,101	-2,72*	384
Rural	0,866	0,820	0,450	0,791	0,732	0,396	-3,83*	985
<i>Mwali</i>	0,840	0,686	0,208	0,765	0,625	0,064	-2,53*	185
Urbain	0,765	0,589	0,162	0,755	0,568	0,032	-0,76	102
Rural	0,931	0,804	0,265	0,778	0,694	0,032	-1,53	83
Moyenne générale	0,709	0,600	0,350	0,778	0,609	-	-7,39*	-
Contribution – %	29,1	24,6	14,4	31,9	-	100,0	-	-
N	2987	2987	2987	2987	-	-	-	2987
η^6 Ngazidja-Ndzouani	-	-	-	-	-5,67*	-	-	-
η^6 Ngazidja-Mwali	-	-	-	-	-1,79**	-	-	-
η^6 Ndzouani-Mwali	-	-	-	-	0,95	-	-	-
Pauvreté non monétaire – $\alpha = 2$¹								
Ile/milieu								
<i>Ngazidja</i>	0,016	0,076	0,085	0,191	0,092	0,423	-1,50	1433
Moroni	0,005	0,081	0,062	0,210	0,090	0,079	0,07	273
Urbain secondaire	0,007	0,028	0,048	0,166	0,062	0,024	-0,65	118
Rural	0,020	0,081	0,094	0,188	0,096	0,320	1,30	1042
<i>Ndzouani</i>	0,041	0,132	0,096	0,199	0,117	0,513	-1,50	1368
Urbain	0,024	0,076	0,052	0,201	0,088	0,108	-0,77	384
Rural	0,048	0,154	0,113	0,198	0,128	0,405	-1,33	985
<i>Mwali</i>	0,073	0,113	0,052	0,191	0,107	0,064	-1,28	185
Urbain	0,067	0,103	0,040	0,189	0,100	0,033	-0,45	102
Rural	0,080	0,126	0,066	0,194	0,117	0,031	-0,95	83
Moyenne générale	0,031	0,104	0,088	0,194	0,104	-	-2,35*	-
Contribution – %	7,4	24,9	21,1	46,5	-	100,0	-	-
N	2987	2987	2987	2987	-	-	-	2987
<i>Pour mémoire : $\eta^6 \alpha = 1$:⁷</i>								
<i>Ensemble</i>	-	-	-	-	-	-	-2,39*	-
<i>Ngazidja</i>	-	-	-	-	-	-	-1,68**	-
<i>Ndzouani</i>	-	-	-	-	-	-	-1,52	-
<i>Mwali</i>	-	-	-	-	-	-	-1,18	-

(1) Voir le texte. Les pondérations sont égales : $a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = 1/4$; (2) Les scores relatifs aux niveaux de précarité – 0 = non précaire ; 1 = précaire – des huit actifs de l'habitat – voir texte – sont additionnés, et le niveau de subsistance est de 4, c'est-à-dire qu'il correspond à *au plus trois handicaps sur huit* ; (3) Les scores relatifs aux niveaux de précarité – 0 = non précaire ; 1 = précaire – des seize actifs des biens durables – voir texte – sont additionnés, et le niveau de subsistance est de 2, c'est-à-dire qu'il correspond à *au plus un handicap sur seize* ; (4) Les scores relatifs aux niveaux de précarité – 0 = non précaire ; 1 = précaire – des deux actifs liés à l'instruction – voir texte – sont additionnés, et le niveau de subsistance est de 1, c'est-à-dire qu'il correspond à *deux handicaps sur deux* ; (5) Le niveau de subsistance est de 1, c'est-à-dire qu'il correspond à *l'absence de transferts réels par tête ou à des montants très faibles en termes de seuil de pauvreté* ; (6) Kakwani [1990] ; (7) Les informations ne sont pas reproduites pour $\alpha = 1$.

Une (*) signifie que les écarts de pauvreté sont significatifs à 5 pour cent.

Source : EIM 2004.

respectivement, de 29,1, 24,6 et 31,9 pour cent. D'une manière générale, l'incidence relative de la pauvreté selon les actifs est assez homogène au sein des îles et milieux, comparativement à la hiérarchie précédemment indiquée. Par exemple, le poids relatif de l'éducation est le plus faible dans chaque île, tandis que les déficits des différents actifs s'observent essentiellement dans les zones rurales. Il est à remarquer que l'inégalité de la pauvreté non monétaire, $P_{(\alpha=2)}$, rehausse considérablement le poids relatif des transferts – 46,5 pour cent –, ainsi que celui de l'éducation – 21,1 pour cent – dans l'explication de la pauvreté nationale. Par conséquent, ce sont les très pauvres qui souffrent surtout d'un déficit de transferts, d'instruction, et de biens durables.

Deuxièmement, les tableaux 8.5 mettent en évidence *une baisse de la pauvreté non monétaire entre 1995 et 2004, un mouvement qui tendrait à valider la diminution de la pauvreté monétaire*, précédemment mise en évidence⁴⁶. En effet, l'indicateur multidimensionnel $P_{(\alpha=0)}$ est passé de 0,709 à 0,609, ce qui suggère une hausse quant à l'accès aux biens de base pris en considération. Par ailleurs, la statistique η , égale à -7,39 et statistiquement significative, permet de rejeter l'hypothèse nulle que les écarts de pauvreté des deux échantillons – 1995 et 2004 – sont statistiquement non significatifs. De la même manière, l'indicateur $P_{(\alpha=2)}$ a régressé de 0,125 à 0,104, et la statistique η est significative – -2,35. En outre, le bas du tableau 8B.5 montre que $P_{(\alpha=1)}$ a significativement décliné au niveau national et pour Ngazidja.

Si l'on prend en compte l'incidence de la pauvreté non monétaire, $P_{(\alpha=0)}$, il apparaît que la baisse observée entre 1995 et 2004 est essentiellement imputable aux progrès en matière d'instruction, et, dans une moindre mesure, à un meilleur accès aux biens durables et à une amélioration de la qualité de l'habitat. Par contre, le poids des transferts a décliné, le déficit passant de 69,1 à 77,8 pour cent, un mouvement qui n'a pas été en mesure de contrebalancer les progrès réalisés dans les autres domaines. D'ailleurs, le tableau E6, en annexes, montre qu'entre 1995 et 2004, le pourcentage des ménages n'ayant pas de transferts est passé de 61,5 à 71,5 pour cent.

L'analyse selon les îles et le milieu met en évidence quelques disparités. Tout d'abord, la considération de $P_{(\alpha=0)}$ montre que la statistique η est significative pour toutes les îles et milieux, sauf pour Moroni et les zones urbaine et rurale de Mwali. Par contre, bien que $P_{(\alpha=2)}$ ait significativement diminué au niveau national, la statistique η n'est significative pour aucune île et milieu. Cela signifie que si l'incidence de la pauvreté non monétaire a diminué – c'est-à-dire que la proportion de ménages exclus de la disponibilité des actifs pris en compte a décliné –, l'inégalité des

⁴⁶ Avec quelques réticences, il est vrai.

privations non monétaires a beaucoup moins changé. Ensuite, la réduction de la pauvreté non monétaire $P_{(\alpha=0)}$ a été variable selon les îles et les milieux. A cet égard, les tableaux 8.5 indiquent que la réduction des privations non monétaires a été la plus importante à Mwali, et, dans une moindre mesure, à Ngazidja – -12,8 et -11,2 points de pourcentage. Par contre, à Ndzouani, la réduction de $P_{(\alpha=0)}$ a été de -8,6 points de pourcentage. Notons aussi la forte réduction des privations non monétaires dans le milieu urbain secondaire de Ngazidja – -22,9 points de pourcentage –, en grande partie à cause de la meilleure disponibilité des actifs physiques et de la stabilité des transferts. Enfin, les progrès selon les actifs en termes de $P_{(\alpha=0)}$ ont été assez inégaux au sein des différentes îles. Par exemple, l'accès à l'instruction a beaucoup plus progressé à Ndzouani et à Mwali qu'à Ngazidja. Par contre, une tendance inverse semble prévaloir quant aux transferts, le déficit étant passé de 65,5 à 76,2 pour cent à Ngazidja, alors qu'il a décliné à Mwali, et peu augmenté à Ndzouani.

3. Les inégalités socio-économiques de santé

A. Concepts et méthode

Une investigation des *disparités socio-économiques* en matière de santé présente un intérêt évident en termes de politiques économiques. A cet égard, plusieurs indicateurs peuvent être utilisés. Quelques éléments méthodologiques, fondés sur l'inégalité socio-économique de la malnutrition des enfants, sont préalablement présentés⁴⁷.

Tout d'abord, la courbe de concentration de la malnutrition, notée $L(s)$, associe le pourcentage cumulé d'enfants souffrant de malnutrition – axe des ordonnées – au pourcentage cumulé des enfants, ordonné par ordre croissant du niveau de vie des ménages – axe des abscisses. Par exemple, la figure 1.5, ci-après, affiche les courbes de concentration du statut nutritionnel des enfants pour 2004. Ainsi, l'axe des ordonnées se réfère à la proportion cumulée des enfants souffrant de malnutrition – retard de croissance, émaciation et insuffisance pondérale –, tandis que l'axe des abscisses indique le pourcentage cumulé des enfants, ordonné par ordre croissant du bien-être des ménages auxquels ils appartiennent, ce dernier étant déterminé par rapport aux dépenses par tête des familles. Il est à remarquer que la courbe affichée sur la figure 1.5 présente des similitudes avec la courbe de Lorenz. Cependant, il importe de souligner qu'elle considère la malnutrition selon le

⁴⁷ Kakwani, Wagstaff, van Doorslaer [1997].

niveau de vie des ménages, et non selon la malnutrition. En d'autres termes, la figure 1.5 n'est pas fondée sur le classement de la variable dont la distribution est analysée – la malnutrition des enfants –, mais par rapport au statut économique des ménages. L'interprétation de la courbe de concentration est assez simple. Lorsque $L(s)$ coïncide avec la diagonale à 45°, les taux de malnutrition sont identiques pour tous les enfants, quel que soit le niveau de vie du ménage auquel ils appartiennent. Comme le montre la figure 1.5, pour les Comores en 2004, $L(s)$ se situe au-dessus de la diagonale pour l'émaciation et l'insuffisance pondérale, ce qui implique que les groupes les plus aisés en termes économiques sont aussi les plus favorisés par rapport à ces deux formes de malnutrition des enfants. Wagstaff qualifie cette situation d'inégalité « pro-riches ». Par contre, lorsque $L(s)$ est située en dessous de la diagonale – ce qui semble être le cas pour le retard de croissance –, les plus pauvres sont favorisés en termes de malnutrition des enfants – « inégalité pro-pauvres ». Naturellement, plus la courbe de concentration s'éloigne de la diagonale, plus l'inégalité de la malnutrition des enfants est importante. Ajoutons qu'il est possible d'appréhender la dominance d'une courbe de concentration $L^1(s)$ sur une autre courbe $L^2(s)$. En effet, si $L^1(s)$ est constamment plus près de la diagonale que $L^2(s)$, on peut soutenir que l'inégalité de la malnutrition appréhendée par $L^1(s)$ est, sans ambiguïté, plus faible que celle relative à $L^2(s)$.

En fait, malgré l'intérêt des courbes de concentration, la quantification des inégalités de santé à l'aide d'un indice demeure utile, notamment lorsque les courbes se coupent. A cet égard, les deux indices les plus utilisés dans les études relatives aux inégalités en matière de santé et de mortalité sont, d'une part, l'indice d'inégalité relative – RII –, et, d'autre part, l'indice de concentration – CI. La présente recherche fait référence à ce dernier⁴⁸. L'indice de concentration, noté C , est égal à deux fois l'aire comprise entre $L(s)$ et la diagonale, soit:

$$C = 1-2 \int_0^1 L(s) ds \quad [11]$$

où $C = 0$ lorsque $L(s)$ coïncide avec la diagonale, et est négatif (positif) si $L(s)$ est située au-dessus (en dessous) de la diagonale. Dans l'étude, l'inégalité de la malnutrition est appréhendée à l'aide de données

⁴⁸ Il est à remarquer que C peut aussi être estimé par rapport à l'indice relatif d'inégalité RII. En effet, on montre que RII est le coefficient de régression liant le taux de la malnutrition relatif des enfants, μ_i/μ , à son rang relatif, R_i . En fait, RII et C sont liés par $\beta=C/2\sigma_{R_i}^2$, où $\sigma_{R_i}^2$ est la variance de R_i . Si ces deux approches produisent des résultats comparables, l'indice de concentration demeure plus attractif dans la mesure où il permet des comparaisons graphiques.

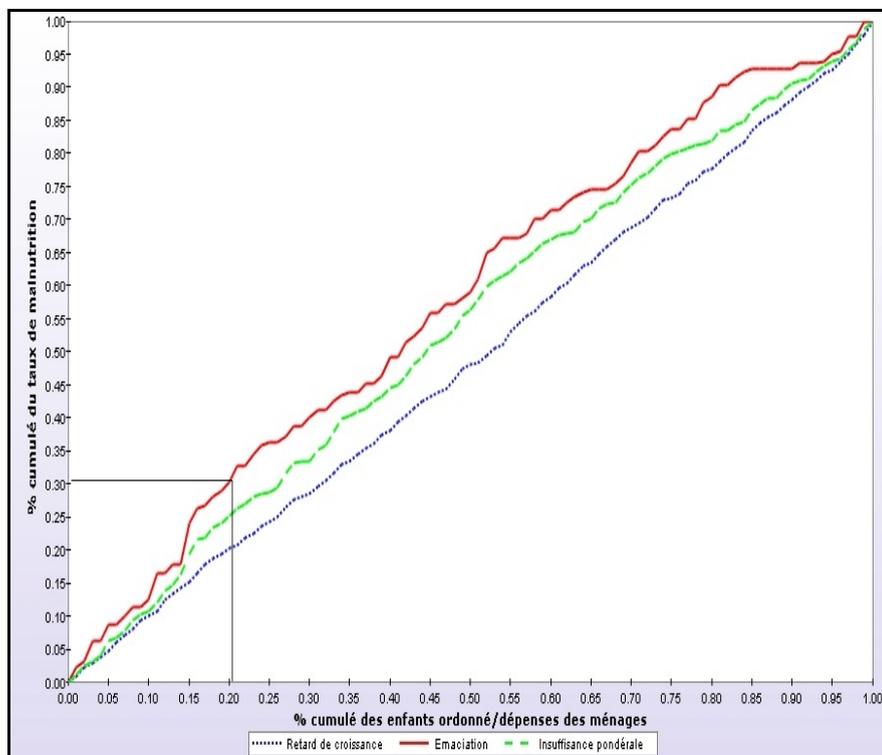


Figure 1.5 : **Courbes de concentration du statut nutritionnel des enfants de moins de 60 mois – Comores 2004**

individuelles, par rapport au niveau de vie des ménages dont le rang relatif est noté R_i ⁴⁹. Soit x_i ($i=1, \dots, n$) le score en matière de santé du $i^{\text{ème}}$ individu – taux de malnutrition. Les n individus sont ordonnés selon le niveau de vie des ménages, du plus pauvre au plus riche. De ce fait, l'indice de concentration peut être calculé comme suit :

$$C = 2/n \cdot \mu \sum_{i=1}^n x_i R_i - 1 \quad [12]$$

où : $\mu = 1/n \sum_{i=1}^n x_i$ indique la moyenne du score en matière de malnutrition.

Ainsi, il apparaît que C met en évidence une sensibilité de l'inégalité de la malnutrition des enfants par rapport à la dimension socio-économique des

⁴⁹Voir Kakwani, Wagstaff, van Doorslaer [1997], lorsque l'inégalité de santé est appréhendée à l'aide de données groupées.

ménages⁵⁰.

La présente étude utilise cet estimateur de la variance. Toutefois, la statistique η , permettant de tester l'hypothèse nulle que les différences d'indice de concentration de deux échantillons, inhérents aux deux années, sont statistiquement non significatives, n'est pas présentée⁵¹.

B. L'inégalité socio-économique de la malnutrition

Le tableau 6.5, précédemment présenté, affiche les coefficients de concentration de la malnutrition des enfants de moins de 60 mois.

A cet égard, on constate que les coefficients de concentration sont négatifs pour l'émaciation et l'insuffisance pondérale, ce qui traduit une malnutrition « pro-riches ». Cette situation apparaît assez clairement sur la figure 1.5, puisque les courbes de concentration pour ces deux formes de malnutrition sont situées au-dessus de la ligne à 45°. En d'autres termes, l'incidence de ces deux formes de malnutrition est d'autant plus forte que les ménages sont plus démunis. Par exemple, sur la figure 1.5, si l'on trace un verticale à partir des 20 pour cent des enfants les plus pauvres, on observe une incidence de l'émaciation de 30 pour cent environ. Or, si les taux de malnutrition étaient identiques pour tous les enfants, quel que soit le niveau de vie du ménage auquel ils appartiennent, les 20 pour cent les plus pauvres devraient avoir un taux de malnutrition de 20 pour cent – ligne à 45°.

Par contre, s'agissant du retard de croissance, qui est un indicateur de long terme, les coefficients sont positifs, et la courbe de concentration est quasiment confondue avec la diagonale. On remarque également que, compte tenu de la valeur de l'erreur type, les coefficients de concentration relatifs à cette forme de malnutrition sont peu significatifs.

Le tableau 6.5 montre également que l'inégalité socio-économique de

⁵⁰ Par ailleurs, on montre aisément que l'erreur type est :

$$\text{var}(C) = 1/n [1/n \sum_{t=1}^n a_t^2 - (1+C)^2] \quad \text{avec : } a_t = x_t/\mu * (2R_t - 1 - C) + 2 - q_t - q_{t-1}, \quad \text{et}$$

$$\bar{q}_i = \sum_{j=1}^i x_j / \sum_{j=1}^n x_j \quad \text{Cette approche est identique à la mesure de l'inégalité de la mortalité}$$

infantile. Lachaud [2003a].

⁵¹ $\eta = (C_{99} - C_{93}) / \sqrt{(w_{99}^2/n + w_{93}^2/n)}$, où n=nombre de strates de l'échantillon. Cette statistique suit une distribution asymptotique normale avec une moyenne nulle et une variance unitaire.

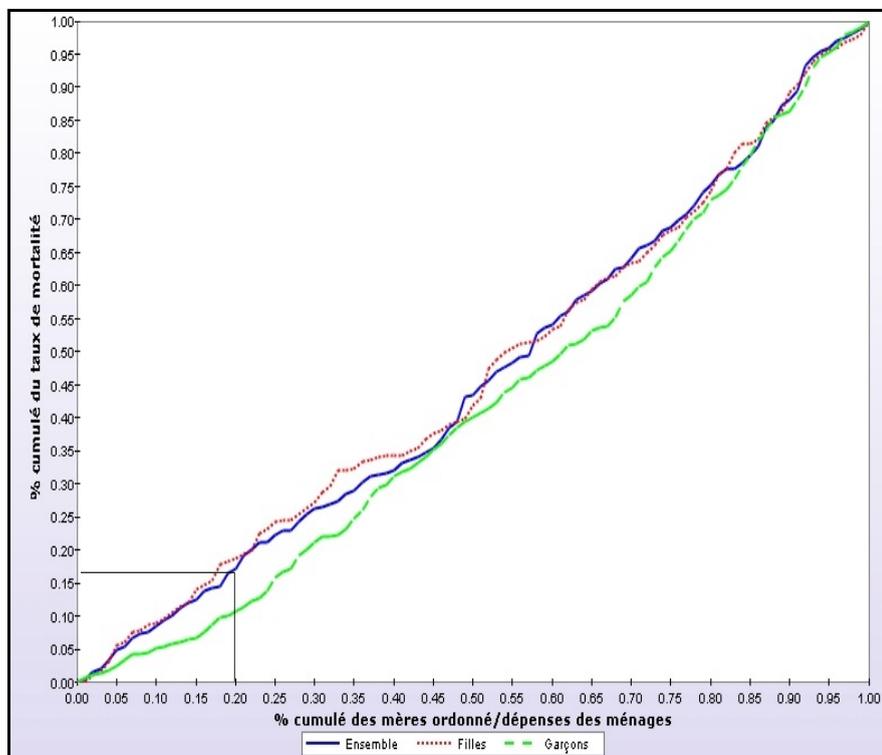


Figure 2.5 : Courbes de concentration du taux de mortalité des enfants – Comores 2004

l'émaciation et du retard de croissance est plus forte pour les filles que pour les garçons⁵². Cela signifie que, comme cela a été précédemment indiqué, bien que le *niveau moyen* de la nutrition des filles soit un peu meilleur que celui des garçons, les *disparités de malnutrition* sont en défaveur des filles dans les ménages les plus pauvres. En d'autres termes, les courbes de concentration de l'émaciation et de l'insuffisance pondérale de filles – non présentées – se situe au-dessus de la diagonale à 45°, et dominent celles des garçons.

Des disparités de malnutrition des enfants prévalent également selon les îles. L'inégalité socio-économique de la malnutrition, en ce qui concerne l'émaciation et l'insuffisance pondérale, est beaucoup plus forte à Ngazidja, comparativement aux autres îles. Comme précédemment, alors que le niveau de la malnutrition est plus faible à Ngazidja, les disparités socio-économiques en matière de malnutrition sont plus élevées. Ce phénomène, observé

⁵² Plus les coefficients sont négatifs, plus l'inégalité est élevée.

également en Afrique subsaharienne, s'explique par l'urbanisation qui s'accompagne de progrès en matière de malnutrition, mais qui génère en même temps des inégalités accrues. Cette relation inverse pose un redoutable problème de politique économique.

Finalement, comme l'on pouvait s'y attendre, les coefficients de concentration sont négatifs pour les ménages pauvres – y compris pour le retard de croissance –, et positifs pour les ménages riches – tableau 6.5.

C. *L'inégalité socio-économique de la mortalité des enfants*

La figure 2.5 présente les courbes de concentration de la mortalité des enfants selon le sexe. Contrairement à la malnutrition, les courbes sont situées en dessous de la diagonale à 45°, ce qui traduit une inégalité socio-économique de la mortalité « pro-pauvres ». En effet, sur la figure 2.5, si l'on trace une verticale à partir des 20 pour cent des enfants les plus pauvres, on observe que l'incidence de la mortalité est inférieure à 20 pour cent. Or, si les taux de mortalité étaient identiques pour tous les enfants, quel que soit le niveau de vie du ménage auquel ils appartiennent, les 20 pour cent les plus pauvres devraient avoir un taux de mortalité de 20 pour cent. A cet égard, le coefficient de concentration, présenté au tableau 7.5 est positif et significatif.

En fait, la figure 2.5 montre que l'inégalité pro-pauvres de la mortalité des enfants s'observe surtout pour les garçons. La courbe de concentration pour ces derniers s'éloigne beaucoup plus de la diagonale, comparativement à celle des filles. D'ailleurs, le tableau 7.5 affiche un coefficient de concentration relatif aux garçons beaucoup plus élevé que celui des filles – 0,154 et 0,073, respectivement.

6. *Emploi, chômage et pauvreté*

La présente étude est fondée sur l'idée que la pauvreté dépend de la disponibilité et du rendement d'un ensemble d'actifs physiques, humains et sociaux, régis à la fois par les marchés et un ensemble d'institutions, de normes et de valeurs. De ce fait, la richesse des individus, des ménages et des communautés en termes d'actifs, contribue probablement à réduire le risque de pauvreté et de vulnérabilité, et à accroître la capacité de gestion du risque. En particulier, la capacité de mobilisation et de valorisation des actifs liés au marché du travail présente un intérêt majeur par rapport au bien-être des individus¹.

1. La structure de l'offre de travail

L'appréhension de l'offre de travail permet de spécifier la participation au marché du travail de la population en âge de travailler, et l'ampleur relative de la main-d'oeuvre disponible pour la production des biens et des services. Le taux d'offre de travail – ou taux d'activité – est le rapport entre la population active – somme des personnes ayant un emploi et des chômeurs – et la population en âge de travailler. L'utilité de cet indicateur est multiple : (i) analyse des déterminants de la taille et de la composition des ressources humaines ; (ii) projection de main-d'oeuvre ; (iii) analyse du fonctionnement du marché du travail ; (iv) élaboration des politiques d'emploi et de formation.

Dans la mesure où le taux d'offre des travailleurs est subordonné à la structure des familles, ainsi qu'à un ensemble de paramètres individuels, une présentation succincte des caractéristiques des ménages est préalablement proposée.

A. Dimension et taux de dépendance des ménages

Les tableaux 1.6 et 2.6 présentent la dimension et le taux de dépendance des ménages selon l'île, le niveau de vie, le type de ménage et le sexe de celui qui gère ce dernier, et appelle plusieurs observations.

¹ Des éléments d'analyse sont présentés dans : M'Sa Saidi, Msoma [2005].

Tableau 1.6 : Dimension des ménages selon le type de ménage, le sexe du chef de ménage et l'île – Comores 2004

Paramètre	Type de ménage ¹			Ensemble	N
	Mono-parental	Nucléaire	Elargi		
Ensemble					
Taille moyenne (écart-type)	3,4 (2,3)	5,4 (2,4)	6,7 (2,7)	5,8 (2,8)	2987
<i>Chef de ménage masculin</i>					
Taille moyenne (écart-type)	2,2 (2,3)	5,4 (2,4)	7,1 (2,7)	6,1 (2,8)	2342
Pourcentage	2,8	49,7	47,5	100,0	
<i>Chef de ménage féminin</i>					
Taille moyenne (écart-type)	3,7 (2,1)	4,8 (2,4)	5,3 (2,5)	4,6 (2,4)	645
Pourcentage	40,2	7,1	52,9	100,0	
N	324	1210	1453	-	2987
%	10,8	40,5	48,6	100,0	-
Ngazidja					
Taille moyenne (écart-type)	2,9 (2,1)	4,6 (2,1)	6,7 (2,8)	5,7 (2,9)	1433
<i>Chef de ménage masculin</i>					
Taille moyenne (écart-type)	1,3 (1,0)	4,6 (2,1)	7,2 (2,7)	6,0 (2,9)	1082
Pourcentage	3,1	36,1	60,7	100,0	
<i>Chef de ménage féminin</i>					
Taille moyenne (écart-type)	3,4 (2,1)	4,4 (2,6)	5,3 (2,5)	4,7 (2,5)	351
Pourcentage	32,8	2,8	64,4	100,0	
N	149	402	883	-	1433
%	10,4	28,1	61,6	100,0	-
Ndzouani					
Taille moyenne (écart-type)	3,8 (2,3)	5,8 (3,4)	6,7 (2,7)	5,8 (2,7)	1358
<i>Chef de ménage masculin</i>					
Taille moyenne (écart-type)	3,5 (3,2)	5,8 (2,5)	7,0 (2,6)	6,2 (2,6)	1113
Pourcentage	2,3	64,4	33,2	100,0	
<i>Chef de ménage féminin</i>					
Taille moyenne (écart-type)	3,9 (2,1)	4,9 (2,4)	5,0 (2,2)	4,4 (2,3)	255
Pourcentage	51,8	11,4	36,9	100,0	
N	157	747	464	-	1368
%	11,5	54,6	33,9	100,0	-
Mwali					
Taille moyenne (écart-type)	3,2 (2,4)	5,2 (2,3)	6,8 (2,7)	5,9 (2,8)	185
<i>Chef de ménage masculin</i>					
Taille moyenne (écart-type)	1,9 (2,2)	5,3 (2,3)	7,0 (2,6)	6,1 (2,7)	147
Pourcentage	4,1	37,4	58,5	100,0	
<i>Chef de ménage féminin</i>					
Taille moyenne (écart-type)	3,9 (2,3)	4,5 (2,9)	5,8 (3,1)	5,1 (3,0)	38
Pourcentage	28,9	15,8	55,3	100,0	
N	17	61	107	-	185
%	9,2	33,0	57,8	100,0	-

(1) Monoparental : un seul parent avec ou sans enfants, sans autres membres ; nucléaire : deux parents avec ou sans enfants, sans autres membres ; élargi : autres ménages avec autres membres.

Source : EIM 2004.

En premier lieu, la taille moyenne des ménages en 2004 est de 5,8 personnes, et a légèrement décliné depuis 1995 – 6,3 personnes. En outre, elle est inégalement affectée par les paramètres pris en compte. En effet, la dimension des ménages varie surtout avec le niveau de vie du groupe, le type de ménage et le sexe de celui qui le dirige. Ainsi, les ménages pauvres

Tableau 2.6 : Dimension et taux de dépendance des ménages selon le niveau de vie, le sexe du chef de ménage et l'île – Comores 2004

Niveau de vie/sexe	Pauvres			Intermédiaires			Riches ²			Ensemble		
	Total	Chef hom-me	Chef fem-me	Total	Chef hom-me	Chef fem-me	Total	Chef hom-me	Chef fem-me	Total	Chef hom-me	Chef fem-me
Ensemble (N pondéré)	1101	906	195	1140	893	247	746	546	200	2987	2345	642
Taille moyenne	7,0	7,3	5,9	5,6	5,9	4,5	4,3	4,6	3,4	5,8	6,1	4,6
Adultes (> 14 ans)	3,7	3,8	3,2	3,3	3,3	3,1	2,9	3,0	2,4	3,4	3,5	2,9
Taux dépendance global (statut) ¹	4,2	4,0	5,5	3,3	3,2	3,7	2,5	2,4	2,8	3,4	3,4	3,9
Ngazidja (N pondéré)	506	402	104	556	424	132	372	258	114	1433	1084	350
Taille moyenne	6,9	7,1	6,0	5,6	5,9	4,8	4,2	4,5	3,3	5,7	6,1	4,7
Adultes (> 14 ans)	4,2	4,3	3,7	3,7	3,7	3,4	2,9	3,2	2,4	3,7	3,8	3,2
Taux dépendance global (statut) ¹	4,8	4,5	6,5	3,6	3,4	4,6	2,6	2,4	3,7	3,8	3,5	4,9
Ndzouani (N pondéré)	525	447	78	507	407	101	336	260	76	1368	1114	254
Taille moyenne	7,1	7,3	5,6	5,5	5,9	4,1	4,4	4,6	3,6	5,8	6,2	4,4
Adultes (> 14 ans)	2,2	3,3	2,6	2,9	3,0	2,7	2,8	2,9	2,4	3,0	3,1	2,6
Taux de dépendance global (statut) ¹	3,9	3,8	4,4	3,2	3,3	2,9	2,4	2,5	2,1	3,3	3,3	3,0
Mwali (N pondéré)	70	57	13	77	63	15	38	27	11	185	147	38
Taille moyenne	7,7	7,8	7,1	5,4	5,6	4,7	3,7	4,1	2,9	5,9	6,1	5,1
Adultes (> 14 ans)	3,9	4,0	3,2	3,0	3,0	3,1	2,4	2,6	1,9	3,2	3,3	2,8
Taux dépendance global (statut) ¹	3,7	3,5	5,6	2,3	2,3	2,7	1,8	1,7	2,4	2,8	2,6	3,5

(1) Le taux de dépendance est calculé par rapport au statut des individus en faisant le rapport entre, d'une part, les inactifs et les chômeurs – en principe, ceux qui n'ont pas de revenu –, et d'autre part, l'ensemble des autres individus – en principe, ceux qui ont un revenu, y compris les apprentis et les aides familiaux. Il est à noter que le fait de considérer ces derniers comme des apporteurs de revenus entraîne vraisemblablement une sous-estimation des taux de dépendance. Dans le calcul du taux de dépendance global, les enfants sont pris en compte. De plus, 10,6 pour cent des personnes de 7 ans et plus n'ayant pas déclaré d'activité économique sont considérés comme inactifs ; (2) Les « riches » correspondent aux 25 pour cent du haut de la distribution.

Source : EIM 2004.

englobent en moyenne 7,0 personnes, contre 4,3 individus dans les familles riches. De même, la taille des ménages est de 3,4 personnes dans les ménages mono-parentaux, et de 6,7 personnes dans les familles élargies. Cette situation explique, en partie, que les ménages gérés par une femmes englobent en moyenne seulement 4,6 personnes, contre 6,1 individus dans ceux qui ont à leur tête un homme. Cette différenciation selon le genre est indépendante du niveau de vie – tableau 2.6. Néanmoins, dans les ménages mono-parentaux dirigés par une femme, la taille moyenne est supérieure à celle des groupes du même type gérés par un homme. Cependant, la dimension des ménages varie peu selon les îles : 5,7, 5,8 et 5,9 individus, respectivement, à Ngazidja, Ndzouani et Mwali. Notons qu'au sein de chaque île, les variations selon le sexe ou le type de ménage sont relativement homogènes.

En deuxième lieu, le taux de dépendance constitue un indicateur important du rôle des membres actifs en termes de supports économiques dans les ménages. Dans l'étude, le taux de dépendance est calculé par rapport au statut des individus, en faisant le rapport entre, d'une part, les inactifs et

les chômeurs – en principe, ceux qui n’ont pas de revenu –, et d’autre part, l’ensemble des autres individus – en principe, ceux qui ont un revenu, y compris les apprentis et les aides familiaux. Il est à noter que, compte tenu des cas non renseignés, l’enquête n’autorise pas une bonne évaluation du taux de dépendance par rapport aux gains individuels. Par conséquent, le fait de considérer les apprentis et aides familiaux comme des apporteurs de revenus, entraîne vraisemblablement une sous-estimation de ce ratio. Dans le calcul du taux de dépendance, les enfants sont pris en compte.

Pour l’ensemble des Comores, le taux de dépendance en termes de statuts est de 3,4, ce qui signifie qu’un actif occupé supporte en moyenne 3,4 personnes inactives ou au chômage. En fait, le taux de dépendance est quasiment deux fois plus élevé dans les ménages pauvres, comparativement aux ménages riches – 4,2 et 2,5, respectivement. Naturellement, le taux de dépendance demeure un peu plus élevé à Ngazidja – 3,8 –, qu’à Ndzouani – 3,3 – ou Mwali – 2,8. Le poids du chômage pourrait expliquer, en partie, l’ampleur du ratio de dépendance à Ngazidja.

Le tableau 2.6 met également en évidence deux autres éléments d’analyse. Tout d’abord, le taux de dépendance est plus élevé dans les ménages gérés par une femme, comparativement aux ménages masculins – respectivement, 3,9 et 3,4. Ce différentiel se maintient et s’accroît à Ngazidja et Mwali, mais s’inverse à Ndzouani. Ainsi, à Ngazidja, le taux de dépendance des ménages féminins est de 4,9, contre seulement 3,5 pour les ménages masculins. Ensuite, le différentiel des taux de dépendance selon le sexe du chef de ménage tend à s’accroître dans les ménages pauvres, comparativement aux familles riches. Par exemple, au niveau national, dans les familles pauvres, les taux de dépendance des ménages féminins et masculins sont, respectivement, de 5,5 et 4,0, alors que dans les groupes riches ils sont, respectivement, de 2,8 et 2,4. En d’autres termes, si, d’une manière générale, *les ménages féminins semblent plus fragilisés que leurs homologues masculins quant à l’accès au marché du travail, cette disparité de situation a tendance à s’accroître lorsque le niveau de vie baisse.*

B. Dimensions de l’offre de travail

L’EIM permet de dériver les taux d’offre de travail – ou taux d’activité – de la population en fonction d’un ensemble de paramètres. À cet égard, plusieurs éléments d’analyse permettent de spécifier la participation au marché du travail.

Premièrement, le tableau 3.6 montre que le taux d’offre des personnes de 7 ans et plus est de 37,5 pour cent – 49,7 pour cent pour les 15-65 ans. Ce taux demeure relativement bas, non seulement par rapport à ceux qui prévalent en Afrique subsaharienne où l’activité agricole prédomine, mais

Tableau 3.6 : Taux d'offre selon l'âge, l'instruction, le niveau de vie et le sexe – 7 ans et plus – Comores 2004

Paramètre	Ngazidja			Ndzouani			Mwali			Grand total			N
	Hom- mes	Fem- mes	Total										
Age													
7-9 ans	4,3	3,7	4,0	3,8	1,8	2,8	3,0	7,3	4,8	3,9	2,8	3,4	1264
10-14 ans	6,0	7,0	6,5	6,8	9,2	8,0	5,5	6,6	6,0	6,3	8,1	7,2	2237
15-19 ans	10,4	11,0	10,7	20,2	21,5	20,8	19,8	21,4	20,5	15,3	16,1	15,7	1939
20-24 ans	26,6	22,8	24,4	40,5	47,3	44,3	46,5	32,2	38,7	33,4	32,7	33,0	1346
25-29 ans	53,0	31,5	41,8	62,8	50,3	55,5	72,9	45,0	59,4	58,0	40,3	48,4	1134
30-34 ans	70,3	45,2	55,7	90,4	63,2	75,0	82,6	56,4	69,4	80,2	53,7	65,0	962
35-39 ans	87,1	42,9	66,6	91,5	61,5	76,4	96,1	74,0	86,1	89,7	54,0	72,5	894
40-49 ans	82,4	55,6	67,8	92,9	69,1	83,0	94,3	81,3	88,4	88,5	62,4	76,0	1242
50-59 ans	81,9	47,3	63,0	85,9	71,9	78,5	84,6	62,7	74,3	83,7	57,9	69,9	915
≥60 ans	56,5	28,3	42,6	67,4	40,4	55,7	75,9	35,3	57,5	61,5	32,4	47,9	1128
Instruction													
Sans inst.	56,7	36,2	45,1	66,6	52,2	58,3	64,7	53,2	58,5	61,8	44,8	52,1	6506
Primaire	21,9	13,1	17,8	18,9	9,1	14,7	26,8	14,5	22,0	21,0	11,5	16,8	3842
Second. 1c.	32,8	19,9	26,2	36,2	14,6	27,0	43,6	15,4	30,3	35,1	17,8	26,8	1615
Second. 2c.	39,5	26,1	33,1	39,8	22,1	32,7	56,5	36,9	48,8	40,9	25,3	34,0	800
Supérieur	59,0	38,1	51,7	59,5	34,0	50,1	79,5	67,0	73,8	59,9	37,7	51,6	298
Niv. de vie													
Pauvres	34,1	23,4	28,8	40,1	32,8	36,5	37,0	29,1	33,7	37,1	28,1	32,7	5673
Interméd.	44,5	27,5	35,5	46,6	35,3	40,9	52,9	37,5	45,0	46,0	31,4	38,4	4845
Riches ¹	49,3	35,1	41,6	54,6	46,9	50,6	61,3	46,7	54,1	52,4	41,0	46,4	2544
Total	40,9	27,4	33,9	45,2	36,6	40,9	45,6	35,2	40,8	43,2	32,0	37,5	-
N	3082	3300	6376	2886	2917	5803	468	408	876	6436	6625	-	13061

(1) Les 25 pour cent du haut de la distribution.

Sources : EIM 2004.

aussi par rapport aux ratios enregistrés au Moyen-Orient et en Afrique du Nord au cours des années 1990². En outre, le ratio d'offre de travail – 12 ans et plus – aurait décliné de 7,1 points de pourcentage par rapport à 1995 – 51,3 pour cent.

Deuxièmement, le tableau 3.6 met en évidence une forte disparité de participation au marché du travail selon le sexe. En effet, si 43,2 pour cent des hommes de 7 ans et plus participent au marché du travail, le taux n'est que de 32,0 pour cent pour les femmes appartenant à la même tranche d'âge. En outre, cet écart selon le genre est sensiblement plus important à Ngazidja

² Pour les 15 ans et plus, les taux d'offre féminins et masculins sont : (i) Burkina Faso (1995) : 83,5 pour cent ; Côte d'Ivoire (1995) : 66,4 pour cent ; Ghana (1995) : 81,9 pour cent ; (ii) Iran (1996) : 43,3 pour cent ; Israël (2001) : 54,4 pour cent ; Jordanie (2000) : 38,0 pour cent ; Koweït (1995) : 68,0 pour cent ; Syrie (2001) 53,0 pour cent ; Somalie (1995) : 75,0 ; (iii) Maroc (1999) : 54,4 pour cent ; Algérie (1996) : 44,9 pour cent ; Egypte (1999) : 47,5 pour cent. OIT [2003-2004].

Tableau 4.6 : Taux d'offre selon le statut dans le ménage, le milieu et l'âge – 7 ans et plus – Comores 2004

Para- mètre	Ngazidja					Ndzouani					Mwali					Grand total
	Chef de ménage	Hom- mes dai- res	Fem- mes ma- chefs ¹	Fem- mes se- con- dai- res	Total	Chef de ménage	Hom- mes dai- res	Fem- mes ma- chefs ¹	Fem- mes se- con- dai- res	Total	Chef de ménage	Hom- mes dai- res	Fem- mes ma- chefs ¹	Fem- mes se- con- dai- res	Total	
7-9 ans	0,0	4,3	0,0	3,7	4,0	0,0	3,8	0,0	1,8	2,8	0,0	3,0	0,0	7,3	4,8	3,4
10-14 ans	0,0	6,0	0,0	7,0	6,5	100,0	6,8	0,0	9,0	8,0	0,0	5,5	0,0	6,6	6,0	7,2
15-19 ans	39,1	10,5	36,2	8,6	10,7	82,0	19,2	34,8	20,0	20,8	64,1	19,1	54,6	14,4	20,5	15,7
20-24 ans	60,6	23,2	33,0	18,5	24,4	77,9	32,7	59,9	35,5	44,3	73,9	37,5	46,3	16,6	38,7	33,0
25-29 ans	79,3	40,3	35,3	24,3	41,8	88,8	39,4	53,1	32,8	55,5	87,5	58,2	53,9	37,8	59,4	48,4
30-34 ans	78,4	54,3	41,7	45,2	55,7	94,6	71,1	68,7	27,7	75,0	84,9	66,6	56,5	54,5	69,4	65,0
35-39 ans	91,9	63,0	43,3	23,3	66,6	92,8	68,5	62,9	30,2	76,4	97,6	87,1	73,5	72,3	86,1	72,5
40-49 ans	80,2	56,5	58,3	50,3	67,8	93,5	42,7	67,5	40,7	83,0	97,0	80,1	80,9	47,9	88,4	76,0
50-59 ans	75,5	65,0	48,3	42,1	63,0	88,4	67,1	67,4	55,2	78,5	84,2	51,2	61,0	32,6	74,3	69,9
≥60 ans	57,7	28,8	27,4	20,1	42,6	66,5	46,1	54,0	14,8	55,7	72,6	52,6	44,0	30,7	57,5	47,9
Total	73,6	19,7	44,1	14,9	33,9	86,9	18	61,7	15	40,9	85,9	23,6	60,7	15,3	40,8	37,5
N	1413	2014	981	1967	6376	1340	1796	1041	1627	5803	189	318	139	230	876	13061

(1) Femmes mariées au chef.

Sources : EIM 2004.

que dans les autres îles. D'autre part, le tableau 4.6 suggère un écart considérable de participation au marché du travail selon le statut des femmes dans le ménage. Indépendamment de l'île, le taux d'offre des jeunes femmes est environ trois à quatre fois moins important que celui des femmes mariées. Par exemple, à Ndzouani, seulement 15,0 pour cent des femmes secondaires de 7 ans et plus participent au marché du travail, contre 61,7 pour cent pour les femmes mariées – au chef. A Ngazidja, l'écart est un peu moins important : respectivement, 14,9 et 44,1 pour cent. Il faut remarquer également que des disparités d'offre de travail prévalent parmi les hommes, et que les écarts sont même plus marqués. Par exemple, à Ngazidja, les taux d'offre des hommes secondaires et des chefs de ménage – en majorité de sexe masculin – sont, respectivement, de 19,7 et 73,6 pour cent. En définitive, la supériorité de l'offre de travail des hommes par rapport aux femmes s'observe quel que soit le statut dans le ménage, mais le différentiel entre les jeunes hommes et femmes est moins élevé qu'entre le chef de ménage et l'épouse. Quoiqu'il en soit, l'offre de travail des jeunes hommes ou femmes est très faible, une question qui est davantage explorée ci-après.

Troisièmement, l'âge des individus constitue effectivement un facteur de l'offre de travail. A cet égard, les tableaux 3.6 et 4.6 mettent en évidence la présence de courbes en U renversé, quelle que soit l'île, le sexe et le statut dans le ménage : les taux d'offre de travail croissent avec l'âge, puis décroissent. Dans maintes situations, l'entrée tardive sur le marché du travail s'explique par la participation au système éducatif. Néanmoins, quelques spécificités apparaissent. Tout d'abord, la participation au marché du travail

Tableau 5.6 : Taux d'offre selon le statut dans le ménage, le milieu et le niveau d'instruction – 7 ans et plus – Comores 2004

Paramètre	Statut dans le ménage				Grand total	N
	Chef de ménage	Hommes secondaires	Femmes mariées ¹	Femmes secondaires		
Ngazidja						
Sans instruction	70,3	33,7	43,5	24,8	45,1	3061
Primaire	78,4	11,1	34,9	6,6	17,8	1853
Secondaire 1er cycle	79,3	14,5	45,1	11,2	26,2	881
Secondaire 2ème cycle	82,1	16,3	63,2	9,3	33,1	427
Supérieur	87,7	27,5	86,4	24,9	51,7	154
Total	73,6	19,7	53,7	14,9	33,9	-
N	1413	2014	981	1967	-	6376
Ndzouani						
Sans instruction	70,3	37,7	63,9	30,0	58,3	3077
Primaire	78,4	6,5	40,4	3,1	14,7	1672
Secondaire 1er cycle	79,3	11,2	56,7	5,9	27,0	606
Secondaire 2ème cycle	82,1	12,0	57,2	6,9	32,7	317
Bac & plus	87,7	15,5	73,2	16,3	50,1	131
Total	86,9	18,0	61,7	15,0	40,9	-
N	134	1796	1041	1627	-	5803
Mwali						
Sans instruction	79,5	44,4	62,3	36,5	58,5	365
Primaire	95,5	10,0	49,9	5,8	22,0	316
Secondaire 1er cycle	94,5	22,2	46,1	4,8	30,3	129
Secondaire 2ème cycle	95,7	32,0	99,5	15,1	48,8	55
Bac & plus	86,3	71,6	80,3	48,6	73,8	12
Total	85,9	23,6	44,1	15,3	40,8	-
N	189	318	139	230	-	876
Total	80,42	19,24	60,7	15,03	37,5	-
N	942	129	2162	823	-	13056

(1) Femmes mariées au chef.

Sources : EIM 2004.

Tableau 6.6 : Taux d'offre selon le statut dans le ménage, le milieu et le niveau de vie – 7 ans et plus – Comores 2004¹

Paramètre	Ngazidja			Ndzouani			Mwali			Ensemble		Grand total
	Pau-vres	Riches	Total	Pau-vres	Riches	Total	Pau-vres	Riches	Total	Pau-vres	Riches	
Chefs ménage	70,9	74,2	73,6	87,9	88,2	86,9	84,8	84,8	85,9	79,9	81,0	80,4
Hommes sec.	15,5	22,8	19,7	14,9	26,1	18,0	20,0	36,3	23,6	15,6	25,1	19,2
Femmes mariées ²	43,4	54,0	44,1	62,9	65,2	61,7	54,0	68,9	60,7	53,8	60,2	53,7
Femmes sec.	12,0	16,4	14,9	12,2	24,0	15,0	13,4	20,5	15,3	12,2	20,0	15,0
Total	28,8	41,8	33,9	36,5	50,6	40,9	33,7	54,1	40,8	32,7	46,5	37,5
N	2646	1238	6376	2601	1180	5803	426	122	876	5673	2540	13056

(1) Les 25 pour cent du haut de la distribution ; (2) Femmes mariées au chef.

Sources : EIM 2004.

croît particulièrement pour la classe d'âge de 25-29 ans – 48,4 pour cent –, augmente jusqu'à 40-49 ans – 76,0 pour cent –, puis diminue ensuite. Or, pour les individus de 15-19 ans et 20-24 ans, le taux d'offre n'est que, respectivement, de 15,7 et 33,0 pour cent. Ensuite, les courbes en U renversé sont plus plates pour les femmes – surtout celles qui sont mariées – que pour les hommes. Par exemple, pour les hommes, les taux d'offre sont compris entre 80 et 90 pour cent entre 30 et 49 ans, alors qu'ils plafonnent à environ 50-60 pour cent pour les femmes de la même tranche d'âge. Enfin, à Ngazidja, on observe une moindre influence de l'âge sur l'offre de travail, notamment pour les femmes, et le taux d'offre de travail est inférieur de 7 points de pourcentage, comparativement aux autres îles.

Quatrièmement, le niveau d'instruction influence aussi l'offre de travail – tableaux 3.6 et 5.6. A cet égard, les informations relatives à l'EIM semblent indiquer une évolution selon une courbe en U des taux d'offre en fonction de l'instruction. Ainsi, pour les personnes de 7 ans et plus, les taux d'offre sont de 52,1, 16,8, 26,8, 34,0 et 51,6 pour cent, respectivement, pour ceux qui n'ont aucune instruction, le niveau du primaire, ont accédé au secondaire des premier et deuxième cycles, et ont suivi l'enseignement supérieur. Le tableau 5.6 montre une évolution assez semblable pour chaque île. Néanmoins, cette évolution prévaut surtout pour les jeunes hommes et filles, et, dans une moindre mesure, pour les femmes mariées, indépendamment l'île. Par exemple, à Ndzouani, les taux d'offre des chefs de ménage se stabilisent à environ 80 pour cent, quel que soit le niveau d'instruction, alors que pour les autres membres du ménage, la forme en U des courbes d'offre est fonction des années de scolarisation. En fait, la relation entre l'instruction et l'offre de travail peut être aisément expliquée. Les jeunes qui n'ont pas eu accès à l'instruction ou qui n'ont pas pu suivre que le niveau primaire tentent de s'insérer sur le marché du travail, sans nécessairement réussir à trouver un emploi. Par contre, la poursuite des études retarde l'entrée dans la vie active.

Cinquièmement, l'offre de travail des individus âgés de 7 ans et plus apparaît sensible au niveau de vie des ménages. En effet, le tableau 6.6 montre que les taux d'offre de travail des pauvres est seulement de 32,7 pour cent, contre 46,5 pour cent pour les riches. Ce différentiel s'observe dans chacune des îles, bien qu'une tendance à la plus grande participation au marché du travail dans les familles pauvres prévale à Ndzouani – respectivement, 36,5 et 50,6 pour cent pour les pauvres et les riches. Alors que le taux de *chômage déclaré*, un peu *plus élevé* dans les ménages riches, pourrait contribuer à l'explication de ce différentiel de participation au marché du travail, il est possible que le phénomène du *chômage marginal* – non identifié dans l'EIM – constitue un autre facteur justifiant cette situation. En effet, les chômeurs marginaux sont des individus que sont en retrait de la

population active, à cause de l'absence de perspective d'emplois, compte tenu de la conjoncture, des qualifications inadaptées, de l'absence de capital social, etc. Cette observation est à relier à la supériorité des taux de dépendance dans les ménages pauvres, comparativement aux ménages riches.

2. Les systèmes productifs et l'emploi

L'EIM permet de présenter quelques observations relatives aux systèmes productifs et à l'accès à l'emploi. Dans les développements qui suivent, on considère l'emploi des personnes de 7 ans et plus.

A. Systèmes productifs et dualisme économique

La spécificité de l'économie comorienne, évoquée dans l'introduction, explique la structure de l'emploi. En fait, les systèmes productifs qui prévalent dans ce pays mettent en évidence une structure dualiste de l'économie, où prédominent surtout un secteur informel agricole – essentiellement de subsistance – et non agricole, et un secteur tertiaire développé, la base industrielle étant assez limitée.

En premier lieu, le secteur agricole, y compris la pêche et l'élevage, regroupe 57,4 pour cent des emplois, si on lui associe les activités menées en milieu « urbain », et les statuts d'apprenti et d'aide familial – tableau 7.6. On remarquera que 80 à 90 pour cent de ces occupations ont lieu dans les zones rurales, bien que la distinction entre le « rural » et l'« urbain » soit parfois difficile à opérer dans le pays.

Naturellement, la structure de cette composante du système productif varie sensiblement selon les îles. Ainsi, Ndzouani englobe 72,0, 65,8, et 65,8 pour cent, respectivement, des éleveurs, des pêcheurs et des agriculteurs vivriers. De ce fait, le secteur agricole occupe 62,9 pour cent de l'emploi dans cette île, contre 50,1 pour cent à Ngazidja.

Dans ce contexte, le tableau 8.6 montre que le secteur agricole emploie beaucoup de femmes. Elles sont majoritaires dans l'agriculture vivrière – 57,2 pour cent, contre 42,8 pour cent pour les hommes –, à quasi-parité avec les hommes dans l'agriculture de rente, et dominent le statut d'apprenti ou d'aide familial. Ainsi, *le secteur agricole englobe 66,9 pour cent des emplois féminins et 51,2 pour cent des emplois masculins. En d'autres termes, 46,9 pour cent des emplois agricoles sont exercés par des femmes.* Par ailleurs, le tableau 8.6 montre aussi que 66,1 et 67,4 pour cent des emplois, respectivement, des femmes secondaires et mariées, sont fournies par l'agriculture. Naturellement, l'élevage et la pêche n'occupent

Tableau 7.6 : Statut du travail selon l'île et le milieu – 7 ans et plus – Comores 2004

Paramètre	Ngazidja			Ndzouani			Mwali			Ensemble		Grand total	N	
	Moro-ni	Ur-bain	Rural	Ur-bain	Rural	Total	Ur-bain	Rural	Total	Ur-bain	Rural			
Salarié protégé														
%	22,0	25,5	5,9	10,2	13,0	2,7	5,1	10,3	8,5	9,4	16,9	4,4	7,6	
%	21,5	11,5	25,0	58,1	19,8	13,3	33,2	4,7	4,1	8,8	57,5	42,5	100,0	324
Salarié non protégé														
%	36,6	28,5	18,2	22,2	32,2	11,1	16,1	26,5	4,6	15,2	32,2	13,9	18,7	
%	14,7	5,3	31,8	51,8	20,1	22,3	42,4	4,9	0,9	5,8	44,9	55,1	100,0	790
Micro-entrepreneur														
%	5,9	4,9	1,8	2,7	3,8	2,2	2,6	2,0	0,8	1,4	4,3	1,9	2,6	
%	17,1	6,6	22,7	46,4	17,4	32,3	49,7	2,7	1,2	3,9	43,8	56,2	100,0	108
Indép. informel														
%	27,3	9,3	12,5	14,8	14,6	12,8	13,3	11,4	7,1	9,2	17,1	12,4	13,6	
%	15,0	2,4	29,8	47,2	12,4	35,5	48,0	2,9	1,9	4,8	32,7	67,3	100,0	576
Agriculteur vivrier														
%	0,5	2,8	23,4	17,8	14,5	40,0	34,0	10,4	15,7	13,1	8,4	31,4	25,4	
%	0,1	0,4	29,9	30,5	6,7	59,2	65,8	1,4	2,3	3,7	8,6	91,4	100,0	1076
Agriculteur rente														
%	5,4	11,7	15,0	13,1	11,7	13,5	13,0	24,5	20,8	22,6	11,6	14,5	13,7	
%	2,9	3,0	35,6	41,5	9,9	36,9	46,8	6,2	5,6	11,8	21,9	78,1	100,0	582
Eleveurs & divers														
%	0,0	0,7	3,4	2,6	4,5	9,5	8,3	3,2	9,3	6,4	2,5	6,8	5,7	
%	0,0	0,4	19,5	20,0	9,3	62,7	72,0	1,9	6,1	8,0	11,7	88,3	100,0	240
Pêcheurs & divers														
%	0,0	3,4	1,3	1,2	0,5	3,5	2,8	1,8	3,7	2,8	0,9	2,5	2,1	
%	0,0	5,5	19,3	24,9	2,8	63,0	65,8	2,9	6,4	9,4	11,2	88,8	100,0	89
Apprenti & aide f.														
%	2,4	13,3	18,6	15,4	5,1	4,7	4,8	9,9	29,6	20,1	6,1	12,1	10,5	
%	1,7	4,4	57,6	63,8	5,7	16,9	22,6	3,2	10,4	13,7	15,0	85,0	100,0	445
Grand total														
%	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	4231
%	7,5	3,5	32,6	43,5	11,6	37,6	49,3	3,5	3,7	7,2	26,0	74,0	100,0	-
N	317	147	1379	1842	492	1593	2085	146	157	303	1102	3129	-	4231

Source : EIM 2004.

que très peu de femmes.

Enfin, il est à souligner que les individus occupés dans l'agriculture appartiennent surtout à des ménages pauvres. En effet, les informations du tableau 8.6 montrent que 41,4 pour cent des individus employés dans le secteur agricole sont rattachés à des familles pauvres, contre seulement 21,6 pour cent à des ménages riches. Ce résultat est cohérent avec les mesures de la pauvreté affichées au tableau 4.2, et souligne le caractère essentiellement de subsistance de ce secteur d'activité.

En deuxième lieu, le secteur informel non agricole constitue une autre composante du système productif comorien. Si l'on associe les micro-entrepreneurs et les indépendants du secteur informel, la contribution de ce secteur à l'emploi national s'élève à 16,2 pour cent. A cet égard, le tableau 7.6 montre que ces activités sont plus exercées dans les campagnes que dans

les villes. Par exemple, les deux tiers des indépendants du secteur informel non agricole sont localisés dans les zones rurales. Toutefois, en milieu urbain, la part de l'emploi informel est de 24,4 pour cent, contre seulement 14,3 pour cent dans les zones rurales. Par ailleurs, on observe une faiblesse relative des activités informelles à Mwali, comparativement aux deux autres îles. Compte tenu de l'importance de Moroni, l'emploi informel non agricole est relativement plus important à Ngazidja – 17,5 pour cent de l'emploi total de l'île, et le tiers des emplois de la capitale.

Le tableau 8.6 montre que le rôle des femmes dans le secteur informel non agricole est important. En effet, il fournit 19,5 pour cent de l'emploi féminin, bien que la très grande majorité des femmes soient des travailleuses indépendantes, exerçant des activités plutôt marginales. Au total, 48,6 pour cent des emplois du secteur informel non agricole sont occupés par des femmes, la proportion des femmes secondaires et mariées étant relativement similaire.

On note aussi que seulement 24,5 pour cent des personnes localisées dans le secteur informel appartiennent à des ménages riches, et que la majorité sont issues de familles pauvres – 37,6 pour cent – ou intermédiaires – 37,8 pour cent. Ce résultat est aussi en accord avec les informations affichées au tableau 4.2.

En troisième lieu, le secteur moderne occupe principalement les salariés du public et du privé. Si l'on considère que tous les salariés appartiennent au système productif moderne³, ce dernier contribue à 26,3 pour cent de l'emploi national. Toutefois, le salariat non protégé prédomine dans le secteur moderne, puisqu'il concerne environ les deux tiers des emplois. Cela signifie qu'une certaine vulnérabilité des statuts du travail prévaut aussi dans le secteur moderne. D'ailleurs, 51,4 pour cent de l'emploi salarié est identifié dans le secteur rural.

Naturellement, l'emploi salarié occupe une place centrale dans les villes. A cet égard, le tableau 7.6 montre que 39,1 pour cent de l'emploi urbain est inhérent au secteur moderne salarié, contre 18,3 pour cent de l'emploi rural. Mais, des disparités prévalent selon les îles, et Moroni, de par sa fonction administrative, occupe une place particulière. Ainsi, dans la capitale, la part du salariat est de 58,6 pour cent – 22,0 et 36,6 pour cent, respectivement, des emplois salariés protégés et non protégés – de l'emploi total⁴. Néanmoins, dans les centres urbains secondaires de Ngazidja, la part du salariat est aussi importante – 54,0 pour cent –, et même plus élevée que

³ Le secteur informel englobe peu de salariés.

⁴ A Moroni, l'autre pôle important de l'emploi est constitué par les indépendants du secteur informel – 27,3 pour cent.

Tableau 8.6 : Statut du travail selon le statut dans le ménage, le sexe et le niveau de vie – 7 ans et plus – Comores 2004²

Paramètre	Statut dans le ménage				Sexe		Niveau de vie			Grand total	N
	Chefs ménage	Hommes secondaires	Femmes mariées (chef) ¹	Femmes secondaires	Hommes	Femmes	Pauvres	Inter-médiaires	Riches ³		
Salarié protégé											
%	9,5	8,2	4,3	4,2	10,0	4,2	5,1	8,4	10,5	7,6	
%	66,7	15,2	13,1	4,9	77,6	22,4	25,8	41,4	32,8	100,0	324
Salarié non protégé											
%	22,2	25,9	8,7	12,2	24,9	9,5	16,8	19,2	20,8	18,7	
%	63,7	19,6	10,9	5,8	79,4	20,6	34,5	39,0	26,6	100,0	790
Micro-entrepreneur											
%	3,2	3,1	1,3	1,3	3,4	1,3	2,9	2,2	2,7	2,6	
%	66,5	17,2	11,8	4,5	79,6	20,4	43,0	32,3	24,7	100,0	108
Indépendant informel											
%	11,8	10,6	18,4	16,2	10,5	18,2	13,0	14,0	14,0	13,6	
%	46,7	11,0	31,7	10,6	46,1	53,9	36,6	38,9	24,5	100,0	576
Agriculteur vivrier											
%	21,7	14,0	40,0	28,0	18,3	36,0	28,3	26,6	18,9	25,4	
%	45,7	7,8	36,8	9,8	42,8	57,2	42,6	39,6	17,8	100,0	1076
Agriculteur de rente											
%	14,5	9,2	15,3	12,4	12,9	15,1	12,6	12,0	18,3	13,7	
%	56,6	9,4	25,9	8,0	55,7	44,3	35,1	33,1	31,8	100,0	582
Éleveurs & divers											
%	7,0	9,8	1,3	3,0	8,4	1,7	7,8	4,3	4,5	5,7	
%	65,6	24,4	5,2	4,8	88,1	11,9	52,3	28,8	18,9	100,0	240
Pêcheurs & divers											
%	3,3	2,4	0,0	0,0	3,5	0,0	2,9	1,7	1,4	2,1	
%	83,7	16,3	0,0	0,0	100,0	0,0	52,5	31,2	16,4	100,0	89
Apprenti & aide familial											
%	6,7	16,8	10,8	22,7	8,1	14,1	10,6	11,5	8,9	10,5	
%	34,2	22,6	24,0	19,1	46,0	54,0	38,7	41,2	20,1	100,0	445
Grand total											
%	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	4231
%	53,6	14,2	23,4	8,9	59,6	40,4	38,3	37,8	23,9	100,0	-
N	2266	599	989	376	2521	1710	1621	1600	1010	-	4231

(1) Femmes mariées au chef ; (2) Quelques divergences prévalent avec le tableau précédent en ce qui concerne les valeurs absolues, les données relatives au statut du chef de ménage étant incomplètes ; (3) 25 pour cent du haut de la distribution.

Source : EIM 2004.

dans les zones urbaines de Ndzouani et Mwali.

Une autre caractéristique du secteur moderne est la faiblesse de l'emploi féminin. Le tableau 8.6 montre que le salariat ne contribue qu'à 13,7 pour cent de l'emploi des femmes, dont 69,2 pour cent occupent des emplois non protégés – 71,4 pour cent pour les hommes. En fait, la part des femmes dans le salariat est seulement de 21,2 pour cent – respectivement, 22,4 et 20,6 pour cent en tant que salariées protégées et non protégées. A cet égard, on observe que : (i) la proportion des femmes secondaires dans le salariat est deux fois moins forte que pour les femmes mariées ; (ii) les trois quarts des jeunes femmes salariées ont un statut du travail vulnérable, contre les deux tiers pour les femmes mariées.

Cette structure du salariat du secteur moderne explique que seulement 28,4 pour cent des individus qui y travaillent soient localisés dans des ménages riches – 26,6 et 32,8 pour cent, respectivement, des salariés non protégés et protégés. Ainsi, 31,9 pour cent des salariés vivent dans des familles pauvres, une situation en relation avec le niveau non négligeable de pauvreté des familles gérées par un salarié. On rappelle que 25,5 et 35,8 pour cent des ménages dirigés, respectivement, par un salarié protégé et non protégé sont pauvres – tableau 4.2.

B. Insertion sur le marché du travail et caractéristiques individuelles

La prise en compte de l'âge et de l'instruction permet d'affiner la configuration précédente de l'insertion sur le marché du travail. A cet égard, les tableaux 9.6 et 10.6 permettent de présenter quelques commentaires.

Premièrement, les modalités d'insertion sur le marché du travail diffèrent entre les jeunes hommes et femmes. En effet, les dernières sont plus nombreuses à travailler très tôt dans l'agriculture et le secteur informel urbain, comparativement aux premiers. Le tableau 9.6 montre que 18,9 et 14,6 pour cent des filles de 24 ans et moins sont des agricultrices vivrières ou de rente, contre, respectivement, 8,5 et 8,4 pour cent, s'agissant des garçons. Mais, ces derniers sont un peu plus présents dans l'apprentissage, et, surtout, la pêche – une activité réservée aux hommes. De la même manière, 19,5 et 33,1 pour cent des jeunes femmes de 24 ans et moins sont des indépendantes ou des micro-entrepreneurs du secteur informel, contre 15,3 et 6,6 pour cent pour les hommes de la même tranche d'âge. Dans ces conditions, les filles de 24 ans et moins ont deux ports d'entrée majeurs sur le marché du travail. D'une part, l'agriculture contribue à 48,6 pour cent de l'emploi, surtout vivrière – 36,8 pour cent –, et, dans une moindre mesure, de rente – 11,8 pour cent. D'autre part, le secteur informel urbain absorbe 21,3 pour cent des jeunes filles, essentiellement le travail indépendant – 19,0 pour cent. En d'autres termes, *près de 70 pour cent des activités des jeunes filles de 24 ans et moins sont inhérentes à l'agriculture et au secteur informel, le salariat occupant une place très minoritaire – 9,2 pour cent*⁵. Par contre, l'accès au marché du travail des jeunes hommes de la même tranche d'âge est plus diversifié : (i) le salariat (essentiellement non protégé) : 25,8 pour cent ; (ii) le secteur informel urbain, la plupart du temps inhérent au travail indépendant : 15,6 pour cent ; (iii) l'agriculture : 22,0 pour cent ; (iv)

⁵ On note également que 19,1 pour cent des filles de 24 ans et moins sont des apprenties et aides familiales.

Tableau 9.6 : Statut du travail selon le sexe, l'âge et le groupe socio-économique – 7 ans et plus – Comores 2004

Statut Sexe/ âge	Salarié protégé		Salarié non protégé		Micro-entrepreneur		Indépendant informel		Agriculteur vivrier		Agriculteur de rente		Éleveur & divers		Pêcheur & divers		Apprenti & aide familial		Total	
	% col	% lig	% col	% lig	% col	% lig	% col	% lig	% col	% lig	% col	% lig	% col	% lig	% col	% lig	% col	% lig		% col
Hommes																				
7-9 ans	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0
10-14 ans	0,0	0,0	1,1	24,5	0,0	0,0	1,8	17,2	0,7	11,1	0,8	8,7	1,6	12,0	0,0	0,0	3,7	26,5	1,1	100,0
15-19 ans	0,0	0,0	3,1	18,1	4,4	3,6	5,3	13,3	2,0	8,8	3,9	11,9	6,0	12,0	2,8	2,4	15,7	30,1	4,2	100,0
20-24 ans	1,9	3,0	7,2	28,3	2,2	1,2	8,0	13,4	5,5	15,8	3,7	7,5	12,5	16,5	6,3	3,5	8,3	10,7	6,3	100,0
25-29 ans	10,7	10,2	13,4	31,9	15,2	5,0	17,4	17,6	4,9	8,6	6,7	8,3	6,6	5,3	14,4	4,9	10,6	8,3	10,4	100,0
30-34 ans	15,3	12,1	14,7	29,1	7,9	2,2	16,5	13,9	7,9	11,6	14,0	14,4	10,9	7,3	12,9	3,7	8,8	5,7	12,5	100,0
35-39 ans	28,1	17,5	21,5	33,3	16,1	3,4	10,7	7,0	10,5	11,9	13,5	10,8	13,0	6,8	18,4	4,1	10,1	5,1	16,0	100,0
40-49 ans	31,6	14,1	23,6	26,3	30,8	4,7	19,2	9,1	20,4	16,7	22,1	12,7	21,3	8,0	26,9	4,3	11,1	4,0	22,3	100,0
50-59 ans	8,4	6,1	10,4	18,9	15,7	3,9	11,2	8,7	21,0	28,1	17,7	16,7	13,2	8,1	10,4	2,7	11,4	6,8	13,7	100,0
≥60 ans	4,0	3,0	5,1	9,4	7,7	2,0	9,8	7,8	27,1	37,1	17,6	16,9	14,8	9,3	7,8	2,1	20,3	12,4	13,3	100,0
Total ¹	100,0	10,0	100,0	24,9	100,0	3,4	100,0	10,5	100,0	18,3	100,0	12,9	100,0	8,4	100,0	3,5	100,0	8,1	100,0	-
N	253	-	631	-	87	-	267	-	463	-	326	-	213	-	90	-	206	-	2535	-
Femmes																				
7-9 ans	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,5	100,0	0,1	100,0
10-14 ans	1,9	3,5	0,0	0,0	0,0	0,0	1,9	14,8	2,8	44,5	1,8	11,6	0,0	0,0	0,0	0,0	4,2	25,7	2,3	100,0
15-19 ans	2,1	1,6	1,9	3,3	12,5	2,9	4,1	13,3	6,0	38,8	3,7	10,0	10,7	3,2	0,0	0,0	10,6	26,8	5,5	100,0
20-24 ans	5,9	2,3	11,4	10,3	20,6	2,5	13,5	23,0	10,1	34,3	9,1	12,9	10,7	1,7	0,0	0,0	9,8	13,0	10,6	100,0
25-29 ans	14,6	5,5	17,1	14,3	10,9	1,2	11,2	17,8	10,6	33,4	9,2	12,2	20,2	3,0	0,0	0,0	10,3	12,7	11,4	100,0
30-34 ans	22,3	6,1	21,6	13,3	12,7	1,1	16,5	19,3	14,5	33,7	15,9	15,5	9,7	1,0	0,0	0,0	10,9	9,9	15,5	100,0
35-39 ans	12,0	4,3	16,9	13,5	18,4	2,0	12,5	18,9	12,6	37,7	12,5	15,7	15,1	2,1	0,0	0,0	4,9	5,8	12,0	100,0
40-49 ans	33,5	7,1	20,4	9,8	12,5	0,8	22,4	20,5	18,1	32,7	19,7	14,9	22,1	1,9	0,0	0,0	17,3	12,3	19,9	100,0
50-59 ans	5,5	1,6	7,8	5,1	12,4	1,1	11,9	14,9	15,1	37,4	19,3	20,0	5,0	0,6	0,0	0,0	20,0	19,3	14,6	100,0
≥60 ans	2,1	1,1	2,8	3,2	0,0	0,0	6,2	13,7	10,2	44,9	8,8	16,2	6,5	1,3	0,0	0,0	11,4	19,5	8,2	100,0
Total ¹	100,0	4,2	100,0	9,5	100,0	1,3	100,0	18,2	100,0	36,0	100,0	15,1	100,0	1,7	0,0	0,0	100,0	14,1	100,0	-
N	72	-	162	-	22	-	308	-	610	-	255	-	28	-	-	-	238	-	1696	-

(1) La distribution de l'emploi selon le statut du travail et le sexe peut légèrement différer par rapport au tableau précédent à cause du renseignement sur l'âge.

Source : EIM 2004.

l'élevage et la pêche : 17,2 pour cent ; (v) l'apprentissage et l'aide familial : 19,1 pour cent. Ces quelques observations montrent bien la dualité des processus d'insertion sur le marché du travail des individus selon le genre, et les profils professionnels qui en découlent. *Les filles accèdent plus au marché du travail par les « mauvais emplois », et ces ports d'entrée les destinent probablement plus vers des activités à propre compte, souvent marginales. Par contre, les jeunes hommes accèdent au marché du travail plutôt par des « bons emplois » – notamment, le salariat –, qui jouent un rôle important, mais pas exclusif, dans leur carrière professionnelle. Evidemment, dans ce contexte, il faut rappeler que le taux d'offre des hommes est un plus élevé que celui des femmes à Ngazidja – tableau 3.6, par exemple –, pour les 20-24 ans – environ 4 points de pourcentage, précisément là où les possibilités d'emploi salarié sont les plus grandes. Dans ces conditions, à Ngazidja, la configuration du marché du travail féminin pourrait être le révélateur d'un chômage marginal, non identifiable à l'aide de l'EIM.*

Tableau 10.6 : Statut du travail selon le sexe, l'instruction et le groupe socio-économique – 7 ans et plus – Comores 2004

Statut Sexe/ âge	Salarié protégé		Salarié non protégé		Micro-entrepreneur		Indépendant informel		Agriculteur vivrier		Agriculteur de rente		Éleveur & divers		Pêcheur & divers		Apprenti & aide familial		Total		
	% col	% lig	% col	% lig	% col	% lig	% col	% lig	% col	% lig	% col	% lig	% col	% lig	% col	% lig	% col	% lig	% col	% lig	
Hommes																					
Sans inst.	26,0	4,1	51,0	19,9	65,0	3,5	60,7	10,0	84,9	24,3	66,2	13,3	85,6	11,3	77,9	4,3	74,2	9,4	63,9	100,0	
Primaire	12,1	8,1	17,6	29,3	19,9	4,5	18,1	12,8	8,8	10,8	19,4	16,6	11,0	6,2	14,9	3,5	15,1	8,2	15,0	100,0	
Sec. 1c	21,2	20,6	13,7	33,3	7,4	2,5	11,6	12,0	5,1	9,2	10,6	13,3	2,4	1,9	5,8	2,0	6,6	5,2	10,2	100,0	
Sec. 2c	21,3	32,2	10,2	38,3	6,6	3,4	8,9	14,3	0,9	2,5	1,9	3,7	1,0	1,3	1,4	0,8	2,9	3,6	6,6	100,0	
Supérieur	19,3	44,9	7,5	43,3	1,2	0,9	,6	1,6	0,3	1,1	2,0	5,9	0,0	0,0	0,0	0,0	1,2	2,3	4,3	100,0	
Total ¹	100,0	10,0	100,0	24,9	100,0	3,4	100,0	10,5	100,0	18,3	100,0	12,9	100,0	8,4	100,0	3,5	100,0	8,1	100,0	-	
N	253	-	631	-	87	-	267	-	463	-	326	-	213	-	90	-	206	-	2535	-	
Femmes																					
Sans inst.	31,1	1,6	47,6	5,7	58,3	0,9	74,6	16,9	92,9	41,7	88,2	16,6	100,0	2,1	0,0	0,0	82,5	14,5	80,1	100,0	
Primaire	6,8	3,8	6,8	8,5	16,4	2,8	13,5	32,5	5,6	26,8	6,1	12,3	0,0	0,0	0,0	0,0	7,1	13,3	7,5	100,0	
Sec. 1c	12,4	9,1	19,1	31,4	19,6	4,4	7,3	22,7	1,4	8,4	3,5	9,1	0,0	0,0	0,0	0,0	6,2	14,9	5,8	100,0	
Sec. 2c	27,3	26,9	17,1	37,9	5,7	1,7	4,3	18,0	0,1	1,2	1,2	4,1	0,0	0,0	0,0	0,0	3,1	10,2	4,3	100,0	
Supérieur	22,4	42,8	9,4	40,5	0,0	0,0	0,4	3,3	0,0	0,0	1,0	6,5	0,0	0,0	0,0	0,0	1,1	6,9	2,2	100,0	
Total ¹	100,0	4,2	100,0	9,5	100,0	1,3	100,0	18,2	100,0	36,0	100,0	15,1	100,0	1,7	0,0	0,0	100,0	14,1	100,0	-	
N	72	-	162	-	22	-	308	-	610	-	255	-	28	-	-	-	238	-	1696	-	

(1) La distribution de l'emploi selon le statut du travail et le sexe peut légèrement différer par rapport au tableau précédent à cause du renseignement sur l'âge.
Source : EIM 2004.

Deuxièmement, le tableau 10.6 complète les informations présentées au tableau 20 en ce qui concerne l'instruction des individus ayant un emploi. Sans aucun doute, *la localisation de la main-d'oeuvre dans certains segments du marché du travail s'explique aisément par la faiblesse du niveau d'instruction*. Ainsi, 80,1 pour cent des femmes employées sont sans instruction, contre 63,9 pour cent pour les hommes. A cet égard, les trois quarts des femmes ayant une occupation informelle indépendante sont sans instruction – 60,7 pour cent pour les garçons –, tout comme 90 pour cent environ de celles qui sont des agricultrices. Ajoutons que 82,5 pour cent des aides familiales et des apprenties n'ont jamais été à l'école, contre 74,2 pour cent pour les hommes.

C. Occupations et distribution des gains

La compréhension du fonctionnement des marchés du travail implique une analyse de la distribution des gains des individus selon les divers segments, ainsi que des relations qui prévalent avec les dotations en capital humain.

En premier lieu, le tableau 11.6 présente quelques paramètres statistiques de la distribution des gains annuels des activités principales et annexes, y compris les bénéfices liés à ces activités – logement, avantages en nature, transport, etc. – selon le genre. Notons que seulement 78,8 pour cent

des revenus des actifs occupés sont renseignés. A cet égard, deux commentaires suivent.

Tout d'abord, on constate que les gains féminins annuels sont beaucoup moins élevés que ceux des hommes : respectivement, 834,4, et 1302,0 milliers de FC, soit un ratio de 0,641. De plus, la supériorité des gains masculins s'observe dans quasiment toutes les activités, notamment dans celles où les femmes sont majoritairement insérées. Par exemple, dans l'agriculture vivrière, de rente, et le secteur informel indépendant, les ratios des gains femmes/hommes sont, respectivement, de 0,451, 0,719 et 0,913. De même, dans le segment du salariat non protégé, les ressources des femmes sont, en moyenne, équivalentes à la moitié de celles des hommes. D'ailleurs, 56,1 pour cent des gains féminins sont inférieurs au salaire de référence de 300 000 FC par an, contre moins du tiers pour les hommes, un pourcentage considérablement rehaussé dans le cas de l'agriculture – entre les deux tiers et les trois quarts des gains des agricultrices sont inférieurs au salaire de référence.

Ensuite, la distribution des gains selon les activités est assez hétérogène. Le tableau 11.6 montre que les gains annuels des éleveurs sont les plus importants – 3444,7 milliers de FC –, suivis par ceux des micro-entrepreneurs – 2332,8 milliers de FC – et des salariés protégés – 1935,1 milliers de FC. En fait, ces moyennes cachent de fortes disparités, comme le suggèrent les écarts types. De ce fait, seulement 8,7 pour cent des salariés protégés ont des gains inférieurs au salaire de référence, contre 17,8 et 69,0 pour cent, respectivement, pour les micro-entrepreneurs et les éleveurs.

En deuxième lieu, en réalité, l'utilisation d'une méthode pragmatique, permettant d'incorporer les implications majeures des modèles du capital humain optimal dans un cadre économétrique simple, paraît plus opportune. Ce travail d'intégration des théories de l'investissement en éducation dans un cadre empirique, conduit à l'élaboration de « fonctions de gains » du capital humain⁶. Dans le cas présent, il est proposé, dans un premier temps, d'estimer une fonction de gains relatifs à l'ensemble des activités pour les individus de 7 ans et plus ayant un emploi⁷. Dans un deuxième temps, une estimation des déterminants des revenus selon le genre sera effectuée⁸.

S'agissant de la fonction de gains pour l'ensemble des activités, préalablement, un modèle probit binaire de participation au marché du travail

⁶ Voir Becker et Mincer, notamment.

⁷ L'estimation d'une fonction de gains standard pour les non salariés peut poser problème. Une fonction de profits serait plus appropriée.

⁸ Voir la section 7.

Tableau 11.6 : Paramètres statistiques de la distribution des revenus individuels annuels¹ – milliers de FC – des activités principales et annexes des membres du ménage selon le statut sur le marché du travail et le sexe – Comores 2004

Statut Paramètre	Salarié protégé	Salarié non protégé	Micro-entrepreneur	Indépendant informel	Agriculteur vivrier	Agriculteur de rente	Éleveur & divers	Pêcheur & divers	Apprenti & aide familial	Grand total
Hommes										
Moyenne	1959,4	1439,4	2027,0	1495,1	646,0	1250,5	344,1	2065,0	1188,2	1302,0
(écart type)	(5462,7)	(4052,1)	(4995,7)	(31078,6)	(1537,5)	(4866,8)	(482,9)	(2905,6)	(2223,9)	(3772,3)
% < sal. min. ²	6,7	20,5	15,1	26,6	51,2	41,6	69,7	11,1	39,3	31,7
N	229	579	85	249	308	283	181	83	109	2107
Femmes										
Moyenne	1855,2	753,0	3148,6	1364,3	291,4	899,1	354,2	-	618,0	834,4
(écart type)	(5790,5)	(1254,0)	(6671,0)	(3711,1)	(424,8)	(2593,6)	(374,9)	-	(881,4)	(2675,8)
% < sal. min. ²	15,3	46,7	29,8	44,7	74,6	63,3	60,1	-	44,8	56,1
N	70	141	19	264	414	188	13	-	115	1224
Ensemble										
Moyenne	1935,1	1305,2	2232,8	1427,8	442,8	1110,1	3447,9	2065,0	895,6	1130,3
(écart type)	(5531,1)	(3685,5)	(5322,9)	(3428,6)	(1068,3)	(4112,4)	(4757,3)	(2905,6)	(1695,8)	(3417,7)
% < sal. min. ²	8,7	25,4	17,8	35,8	64,6	50,3	69,0	11,1	42,1	40,6
Rapport F/H	0,947	0,523	1,553	0,913	0,451	0,719	1,029	-	0,520	0,641
N	299	720	104	514	722	471	194	83	224	3331

(1) Les informations concernent les activités principales et annexes, et les revenus liés à ces activités – logement, avantages en nature, transport, etc. Les informations sont issues des déclarations directes, les approches indirectes – chiffre d'affaires moins coûts – pour les activités non salariées – agricoles et non agricoles – ne pouvant être rattachées aux individus. Les revenus sont déflatés par les lignes de pauvreté, Ngazidja étant la référence. Les quelques gains des chômeurs et des inactifs ne sont pas pris en compte. Au total, 78,8 pour cent des revenus des actifs occupés sont renseignés ; (2) Revenu de référence pris en compte : 300 000 FC/mois.

Source : EIM 2004.

a été estimé, ce qui a permis l'évaluation du biais de sélection⁹. Dans ce contexte, il est supposé que les gains des individus sur le marché du travail – en fait, le logarithme des ressources annuelles – sont fonction d'un ensemble de paramètres : (i) l'instruction, y compris l'école coranique ; (ii) l'éducation des parents ; (iii) le sexe et le statut matrimonial ; (iv) l'expérience dans l'emploi ; (v) le statut sur le marché du travail selon les segments pris en compte ; (vi) la localisation géographique ; (vii) un ensemble de facteurs non observables représentés par le coefficient lambda de Mills. Le tableau 11.6 présente les résultats obtenus, et appelle plusieurs observations¹⁰.

On observe que l'éducation est un déterminant important des gains obtenus sur le marché du travail, et que les rendements marginaux croissent

⁹ Le biais de sélection est identifié par le coefficient lambda de Mills. L'équation de choix probit n'est pas présentée.

¹⁰ On note que seulement 25,4 pour cent de la variance des gains est expliquée par les facteurs pris en compte dans la régression. En outre, le coefficient de Mills, λ , significatif et négatif, implique l'existence d'un biais de sélection dans la fonction de gains. De ce fait, des facteurs non observables qui affectent négativement la participation au marché du travail, influencent aussi négativement les gains des travailleurs.

Tableau 12.6 : Coefficients de l'équation de gains des individus ayant un emploi – 7 ans et plus – Comores 2004¹

Paramètre	Ensemble des individus occupés		
	β	t^2	Moyenne
Constante	3,7581	68,557	
Instruction³			
Primaire	0,1417	1,727**	0,1254
Secondaire 1 ^{er} cycle	0,3473	3,615*	0,0900
Secondaire 2 ^e cycle	0,4546	4,118*	0,0652
Supérieur	0,9594	6,866*	0,0401
Ecole coranique	-0,2039	-3,365*	0,7646
Education des parents³			
Primaire (père)	0,1611	1,338	0,0481
Secondaire (père)	0,3588	2,117*	0,0232
Primaire (mère)	-0,1215	-0,645	0,0181
Secondaire (mère)	-0,0384	-0,143	0,0085
Démographie			
Sexe – homme	0,7713	13,564*	0,6323
Marié	-0,0085	-0,098	0,7529
Expérience dans l'emploi			
Expérience	-0,0023	-0,372	12,9626
(Expérience) ²	-0,0001	-0,932	308,4626
Statut du travail			
Salarié non protégé ⁴	-0,2988	-2,959*	0,2160
Micro-entrepreneur	0,2176	1,309	0,0312
Indépendant informel	-0,0428	-0,385	0,1546
Agriculteur vivrier	-0,8458	-7,346*	0,2174
Agriculteur de rente	-0,5855	-5,107*	0,1405
Eleveur & divers	-1,0436	-7,304*	0,0579
Pêcheur & divers	0,5093	2,761*	0,0250
Apprenti & aide familial	-0,2585	-1,912**	0,0671
Ile/milieu⁵			
Ngazidja urbain secondaire	-0,0574	-0,370	0,0377
Ngazidja rural	-0,5741	-5,552*	0,2851
Ndzouani urbain	-0,0737	-0,645	0,1363
Ndzouani rural	-0,8558	-8,204*	0,3837
Mwali urbain	-0,7302	-4,623*	0,0391
Mwali rural	-1,1202	-6,995*	0,0392
Lambda – Mills – (λ)⁶	-0,6381	-4,980*	0,6061
R ² ajusté		0,254	
F (sig F)		41,14 (0,000)	
Rho ⁷		-0,429	
N pondéré		3294	

(1) La variable dépendante est le logarithme du revenu annuel de l'activité principale, des activités annexes, y compris les avantages liés au travail ; (2) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; par ailleurs, les erreurs types tiennent compte de l'hétéroscédasticité ; (3) Base = sans instruction ; (4) Base = salariés protégés ; (5) Base = Moroni ; (6) Déterminé à l'aide d'une équation de sélection non reproduite ; (7) Corrélation entre les termes aléatoires de l'équation de gains et l'équation de sélection.

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

Source : EIM 2004..

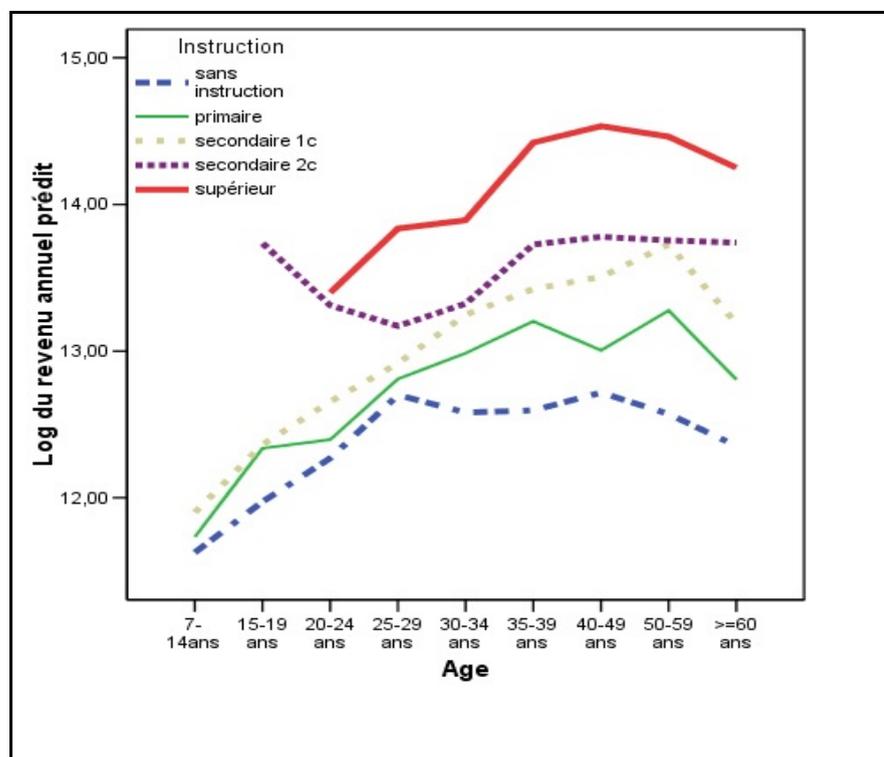


Figure 1.6 : Profils âge-gains prédits selon l'instruction – Comores 2004

avec le niveau d'instruction. Le fait d'avoir le niveau d'instruction primaire rehausse le niveau des gains de 15,2 pour cent par rapport à ceux qui sont sans instruction, mais de 161,0 pour cent lorsque prévaut une formation liée à l'enseignement supérieur. Dans ce contexte, on notera que le rendement de l'instruction coranique est négatif¹¹.

La figure 1.6 met en évidence les profils âge-gains de l'ensemble des participants au marché du travail selon le niveau d'instruction. Alors que pour les individus sans instruction le profil âge-gains est assez plat, la configuration de ce dernier devient relativement pentue dès lors que les individus ont acquis le niveau d'éducation secondaire, et, surtout, celui du supérieur. Ces profils âge-gains sont assez conformes à ce qu'enseigne la théorie du capital humain.

L'estimation économétrique montre que le coefficient de l'expérience dans l'emploi n'est pas significatif, mais que le fait d'être un homme accroît

¹¹ Toutes choses égales par ailleurs, le fait d'avoir suivi l'école coranique réduit les gains du marché du travail de 18,4 pour cent, comparativement à ceux qui sont sans instruction.

les gains annuels de 116,3 pour cent, toutes choses égales par ailleurs. Sans aucun doute, comme cela a été précédemment suggéré, l'accès des femmes au marché du travail leur procure des gains beaucoup moins élevés que ceux des hommes. Toutefois, ce résultat suppose implicitement qu'une fonction de gains unique s'applique à la fois aux hommes et aux femmes. En fait, une estimation de fonctions de gains selon le genre sera ultérieurement présentée.

Les statuts du travail produisent les résultats attendus. Les salariés non protégés, les agriculteurs et les éleveurs perçoivent des gains inférieurs à ceux des salariés protégés. Ainsi, le fait d'être agriculteur vivrier, de rente ou éleveur, procure des revenus annuels, respectivement, 57,1, 44,3 et 64,8 pour cent plus faibles que ceux des salariés protégés, toutes choses égales par ailleurs. De même, les salariés non protégés ont des gains inférieurs de 25,8 pour cent, comparativement à ceux des salariés protégés.

La localisation géographique et le milieu jouent aussi un rôle important dans la détermination des gains des individus. Par rapport à Moroni, tous les travailleurs des milieux ruraux, et des zones urbaines de Mwali, obtiennent des revenus inférieurs. Par exemple, le tableau 12.6 montre que le fait de travailler dans le milieu rural de Ngazidja procure des gains inférieurs de 43,7 pour cent à ceux de la capitale. L'écart est encore plus important par rapport au milieu rural de Ndzouani : 57,5 pour cent. Par contre, toutes choses égales par ailleurs, les gains inhérents au milieu urbain secondaire de Ngazidja et à celui de Ndzouani ne sont pas significativement plus faibles que ceux issus de Moroni.

Enfin, le tableau 12.6 montre que le contexte familial joue un rôle dans la détermination des gains des travailleurs. En particulier, le niveau d'instruction secondaire du père affecte positivement les revenus du travail.

D. Les sources de revenus des ménages

L'analyse précédente conduit à examiner les sources des revenus des ménages. A cet égard, les tableaux 13.6 et 14.6, présentant la structure des revenus annuels réels par tête des ménages selon les îles, le milieu et le sexe du chef de famille, suggèrent plusieurs observations.

En premier lieu, les revenus des ménages sont issus de trois sources majeures : (i) les gains de l'activité principale – 36,9 pour cent ; (ii) l'auto-consommation alimentaire – 27,7 pour cent ; (iii) la valeur imputée du logement – 23,9 pour cent. A cet égard, il est à remarquer que la participation au marché du travail procure, non seulement des revenus annexes – 3,5 pour cent –, mais également des avantages divers liés à l'emploi – 3,7 pour cent. Mais, l'estimation de la part de l'auto-consommation non alimentaire est très faible. Ajoutons que les revenus de transferts, externes et internes, représentent 2,5 pour cent de l'ensemble des revenus des ménages. Enfin, le

Tableau 13.6 : Structure des revenus annuels réels par tête des ménages selon les îles, le milieu et le sexe du ménage¹ – milliers FC – Comores 2004

Paramètre	Ngazidja			Ndzouani			Mwali			Sexe du chef		Grand total	%	
	Moro-ni	Urbain	Rural	Total	Urbain	Rural	Total	Urbain	Rural	Total	Hom-me			Fem-me
Statut matrimonial														
Activités principales ²	686,5 (1280,6)	481,6 (774,7)	286,5 (1080,0)	384,9 (1112,3)	368,6 (561,8)	218,6 (502,8)	259,6 (523,7)	473,1 (1397,3)	194,3 (433,6)	344,9 (1074,4)	294,8 (648,4)	425,8 (1482,5)	318,8 (864,4)	36,8
Activités annexes ³	625,6 (790,0)	489,9 (642,3)	160,0 (357,0)	284,2 (532,2)	158,9 (297,6)	93,7 (168,4)	109,4 (208,5)	75,2 (147,4)	94,1 (218,9)	85,7 (189,3)	135,5 (308,0)	158,4 (256,6)	138,5 (301,7)	3,5
Avantages divers ⁴	65,6 (143,7)	149,7 (221,7)	111,5 (193,3)	111,8 (192,7)	97,4 (162,4)	152,5 (277,0)	141,4 (258,7)	167,3 (608,5)	109,9 (300,3)	143,3 (498,6)	124,9 (256,4)	171,5 (310,8)	133,5 (267,6)	3,7
Auto-consommation alimentaire ⁵	154,7 (318,6)	624,7 (1167,9)	438,4 (2676,8)	446,4 (259,1)	187,3 (307,8)	155,1 (651,3)	164,3 (574,6)	209,5 (605,1)	217,5 (264,4)	213,1 (431,3)	239,5 (1603,3)	332,9 (1219,6)	257,8 (1536,0)	27,7
Auto-c. n. alimentaire ⁶	1,7 (12,8)	4,4 (21,3)	2,2 (21,6)	2,2 (19,8)	4,7 (29,1)	6,1 (49,8)	5,8 (45,8)	59,4 (154,3)	8,2 (32,3)	44,0 (131,4)	5,3 (42,2)	1,6 (13,5)	4,5 (37,9)	0,4
Revenus divers ⁷	34,4 (64,9)	223,8 (316,9)	79,4 (219,4)	83,5 (207,2)	91,9 (220,9)	44,0 (111,2)	68,1 (176,5)	81,7 (296,6)	34,7 (46,6)	66,7 (246,3)	71,8 (204,4)	63,3 (139,6)	70,1 (192,8)	1,7
Revenus de transferts ⁸	98,2 (171,2)	94,3 (132,9)	94,9 (184,7)	95,4 (176,6)	51,4 (121,8)	24,6 (44,4)	31,1 (72,2)	50,8 (90,5)	41,1 (51,0)	46,9 (75,7)	50,8 (116,5)	88,6 (169,3)	60,9 (133,7)	2,5
Valeur imp. logement ⁹	42,0 (94,7)	91,9 (91,7)	55,8 (91,7)	56,4 (92,9)	213,9 (1056,9)	331,8 (1329,7)	298,7 (1259,9)	51,9 (46,4)	44,3 (31,6)	48,5 (40,5)	169,4 (907,7)	161,6 (697,0)	167,7 (866,6)	23,9
Total ⁹	694,0 (1259,8)	804,7 (1063,6)	583,1 (236,1)	621,5 (2120,4)	830,9 (1265,9)	766,2 (1560,0)	784,4 (1481,2)	795,6 (1586,2)	523,9 (590,3)	673,3 (1245,6)	681,0 (1816,7)	769,1 (1757,2)	699,9 (1803,8)	100,0
N	252	119	1043	1414	385	987	1372	102	84	186	2333	639	2972	-
Pour mémoire ⁹ :														
Dépenses réelles/tête	578,4 (535,2)	897,6 (903,8)	656,2 (228,8)	661,3 (1941,5)	763,5 (1207,1)	764,3 (1488,5)	764,1 (1414,8)	552,5 (758,5)	441,1 (332,9)	502,5 (606,3)	680,5 (1758,4)	764,7 (1229,7)	698,6 (1659,1)	-

(1) Les revenus sont évalués par rapport au ménage et déflatés selon les lignes de pauvreté, Ngazidja étant la référence. Les écarts types sont entre parenthèses; (2) Activités économiques salariées et non salariées; (3) Activités économiques annexes, salariées et non salariées; (4) Avantages liés à l'emploi : primes, commissions, pourboires, produits agricoles, animaux, logement, transport, autres; (5) Auto-consommation alimentaire prise en compte dans les dépenses des ménages; (6) Consommation de biens et services produits dans le cadre des entreprises non agricoles; (7) Administration centrale : (i) Sécurité sociale, pensions et caisses de retraite, autres assurances-chômage, pensions d'invalidité; (ii) Autres sources : intérêts de caisse d'épargne et de compte d'épargne, remboursement de prêts accordés par le ménage, intérêts de prêts accordés par le ménage, revenus des tontines, dividendes d'investissements, héritage, dot et dons reçus à l'occasion de mariage – grand mariage –, revenu de la location de terrain, bâtiment et équipement – sauf agriculture –, revenu de la vente de terrain – sauf agriculture –, vente de véhicule, ventes de bâtiments – sauf agriculture –, et autres revenus et subventions; (8) Transferts en monnaie, produits alimentaires et autres envois en nature; (9) Déduction faite des impôts – très faibles.

Source : EIM 2004.

tableau 13.6 montre que le revenu moyen annuel des ménages – 699,0 milliers de FC – est très proche des dépenses moyennes annuelles – 698,6 milliers de FC –, ce qui n'est pas toujours le cas dans les enquêtes sur le niveau de vie. Ce phénomène pourrait être le signe d'une faiblesse de l'épargne.

En deuxième lieu, des différences significatives apparaissent selon les îles. Parmi les éléments les plus importants, il faut souligner : (i) l'importance des revenus de transferts par tête à Ngazidja – 95,4 milliers de FC, contre seulement 31,1 milliers de FC à Ndzouani; (ii) la moyenne particulièrement forte de la valeur imputée du logement à Ndzouani – qui doit être immédiatement relativisée par la très forte dispersion, compte tenu de la valeur très élevée de l'écart type; (iii) le montant moyen élevé de l'auto-consommation et des revenus annexes à Ngazidja; (iv) l'ampleur considérable des ressources de transferts des ménages gérés par une femme,

Tableau 14.6 : Sources des revenus réels de l'ensemble des ménages – hors logement imputé – selon divers paramètres du chef de ménage et du groupe – Comores 2004¹

Paramètre	Salaires	Profits travail indépendant	Profits agriculture	Profits culture	Profits élevage & divers	Profits pêche & divers	Revenus nus	Avantages divers liés au travail ²	Auto-consumation alim. & non alim. ³	Revenus divers ⁴	Revenus de transferts ⁵	Total (ménages)
Statut du travail chef												
Salarié protégé	45,9	21,2	0,2	1,3	0,0	0,0	2,5	2,2	21,1	2,3	3,3	207
Salarié non protégé	54,7	6,2	0,5	1,6	0,1	0,1	0,5	2,4	30,2	2,3	1,3	489
Micro-entrepreneur	6,2	57,6	0,7	0,5	0,0	0,0	0,2	8,9	14,0	10,1	1,8	73
Indépendant informel	16,9	56,8	0,7	0,2	0,2	0,1	0,3	3,6	19,6	0,7	1,1	266
Agriculteur vivrier	8,0	1,7	25,5	0,6	0,5	0,2	0,9	9,5	49,8	1,0	2,4	483
Agriculteur de rente	1,4	6,7	1,3	46,3	0,2	0,0	0,7	6,2	33,0	2,0	2,2	328
Éleveur & divers	4,1	1,6	5,3	0,8	29,7	0,0	0,0	7,1	47,4	1,1	2,9	157
Pêcheur & divers	4,4	0,5	0,6	5,7	0,0	59,9	0,1	4,0	21,7	1,3	1,8	74
Apprenti, aide familial	10,1	4,0	1,1	3,5	0,0	0,0	32,8	8,6	34,0	2,4	3,6	150
Chômeur	2,6	1,2	0,1	1,4	0,0	3,4	1,2	0,6	84,7	1,6	3,2	97
Inactif	11,5	9,4	1,3	7,3	0,1	0,1	1,6	1,5	57,9	2,6	6,8	560
Niveau de vie⁶												
Pauvres	33,4	18,2	8,0	5,6	2,1	3,7	3,5	2,0	18,2	1,8	3,5	1130
Intermédiaires	18,4	15,5	4,9	8,9	1,0	2,5	3,0	4,7	35,7	1,7	3,8	1094
Riches ⁶	16,3	9,7	3,0	7,1	0,4	1,8	2,1	5,6	49,6	2,5	1,8	737
Sexe du chef de ménage												
Homme	21,4	12,2	5,4	7,9	1,1	2,9	2,6	4,8	37,0	2,2	2,4	2333
Femme	17,7	17,9	2,2	5,5	0,4	0,8	3,2	3,7	42,8	1,6	4,4	639
Ile/milieu												
<i>Ngazidja</i>	22,7	10,9	2,1	5,3	0,4	1,2	3,1	2,4	46,9	0,7	4,3	1414
Moroni	54,9	36,1	0,0	3,3	0,0	0,0	0,1	0,6	1,5	0,5	3,0	252
Urbain secondaire	22,5	9,5	0,6	6,5	0,0	5,8	3,4	4,2	41,1	1,5	5,0	119
Rural	14,8	4,9	2,9	5,6	0,6	0,8	3,7	2,6	59,0	0,7	4,6	1043
<i>Ndzouani</i>	19,0	15,4	7,8	9,5	1,6	3,3	2,3	6,7	29,8	3,2	1,5	1372
Urbain	25,5	23,6	2,2	7,1	1,0	0,1	3,8	2,8	26,9	5,6	1,5	385
Rural	15,1	10,5	1,1	11,0	1,9	5,2	2,6	9,0	31,5	1,7	1,5	987
<i>Mwali</i>	15,7	18,1	2,5	8,1	0,8	6,0	1,4	5,6	35,0	3,8	1,9	186
Urbain	19,5	26,0	2,9	5,8	0,2	1,6	2,3	6,3	29,0	4,6	1,8	102
Rural	9,5	5,5	2,0	11,8	1,7	13,1	3,2	4,4	44,5	2,4	2,0	84
Ensemble	20,6	13,5	4,7	7,4	1,0	2,5	2,7	4,6	38,3	2,0	2,9	2883

(1) Approche fondée sur les données relatives aux ménages. Par ailleurs, les données sur les revenus sont déflatées selon un indice des prix régionaux. En outre, les impôts – faibles – ne sont pas pris en compte ; (2) Avantages liés à l'emploi : primes, commissions, pourboires, produits agricoles, animaux, logement, transport, autres ; (3) Auto-consommation alimentaire prise en compte dans les dépenses des ménages, et consommation de biens et services produits dans le cadre des entreprises non agricoles ; (4) Administration centrale : (i) Sécurité sociale, pensions et caisses de retraite, autres assurances-chômage, pensions d'invalidité ; (ii) Autres sources : intérêts de caisse d'épargne et de compte d'épargne, remboursement de prêts accordés par le ménage, intérêts de prêts accordés par le ménage, revenus des tontines, dividendes d'investissements, héritage, dot et dons reçus à l'occasion de mariage – grand mariage –, revenu de la location de terrain, bâtiment et équipement – sauf agriculture –, revenu de la vente de terrain – sauf agriculture –, vente de véhicule, ventes de bâtiments – sauf agriculture –, et autres revenus et subventions ; (5) Transferts en monnaie, produits alimentaires et autres envois en nature ; (6) 25 pour cent du haut de la distribution.

Source : EIM 2004.

comparativement aux ménages masculins – 50,8 contre 88,6 milliers de FC.

En troisième lieu, le tableau 14.6 met en évidence la pluralité des sources de revenus en fonction de divers paramètres du chef de ménage ou du groupe¹². D'une manière générale, tous les ménages ont des sources assez diverses de revenus. Mais, curieusement, la part des salaires et de l'auto-consommation est inversement liée au niveau de vie des familles. Par

¹² Le tableau E4, en annexes, affiche les sources des revenus réels y compris le logement imputé.

exemple, dans les ménages riches – 25 pour cent du haut de la distribution –, la part de l’auto-consommation est de 49,6 pour cent, contre seulement 18,2 pour cent dans les familles pauvres. De même, les salaires contribuent à 16,3 et 33,4 pour cent des ressources, respectivement, dans les groupes riches et pauvres. Néanmoins, la part de l’auto-consommation constitue quasiment la moitié des ressources des ménages gérés par un agriculteur et un éleveur, et l’essentiel de la subsistance – avec les transferts – pour les ménages de chômeurs et, dans une moindre mesure, d’inactifs. Par ailleurs, si les ménages ayant à la tête un salarié ou un travailleur du secteur informel obtiennent la moitié de leurs gains en relation avec ces statuts, ils diversifient sensiblement leurs actifs, les premiers bénéficiant de profits du secteur informel, les seconds obtenant des rémunérations salariales. Cette diversification des actifs est beaucoup moins évidente pour les travailleurs agricoles, de l’élevage ou de la pêche, les sources de revenus étant principalement issues directement – vente des produits – ou indirectement – auto-consommation – de l’activité exercée. Dans une certaine mesure, cette moindre diversification est source de plus grande vulnérabilité¹³.

Naturellement, des disparités inter-îles prévalent – par exemple, les gains du salariat et du travail indépendant non agricole contribuent à plus de 90 pour cent des ressources à Ngazidja, contre seulement environ 35 pour cent à Ndzouani –, ainsi que selon le sexe du chef de ménage. Ce dernier point est davantage examiné ci-après.

3. Chômage, exclusion et pauvreté

Malgré le caractère peu urbanisé des Comores, le phénomène du chômage appelle une attention particulière. A cet égard, l’EIM permet de présenter quelques éléments d’analyse, malgré les incertitudes quant à l’appréhension du phénomène¹⁴.

A. Chômage et chômeurs

Le tableau 15.6 montre que 13,5 pour cent des actifs de 7 ans et plus étaient au chômage en 2004. Ce taux de chômage apparaît relativement

¹³ Naturellement, une certaine diversification peut exister en termes de produits agricoles, par exemple.

¹⁴ Il y a une incohérence entre la variable Q5G9 (recherche active d’emploi les 7 derniers jours), et la variable Q5G11 (formes de recherches actives des emplois au cours des 7 derniers jours). Il semble que cette dernière variable soit plus appropriée dans le cas des données de l’EIM. Ainsi, les chômeurs sont repérés par les critères d’absence d’emploi et de recherche active d’emploi au cours des 7 derniers jours.

comparable à ceux qui sont observés dans d'autres pays de la région ou d'Afrique du Nord¹⁵.

Ainsi, *compte tenu du taux d'offre de 37,5 pour cent, cela signifie que seulement 32,4 pour cent des individus de 7 ans et plus travaillent*¹⁶. Par ailleurs, l'enquête montre que la *population des chômeurs englobe 47,6 pour cent de personnes n'ayant jamais travaillé*, c'est-à-dire des jeunes la plupart du temps. De ce fait, le taux de chômage des individus n'ayant jamais eu d'emploi est assez proche de celui des personnes préalablement occupées – 6,4 pour cent, contre 7,1 pour cent –, une proportion qui varie peu selon les îles. Cette observation est déjà une information susceptible de mettre en évidence le chômage des jeunes.

Le taux de chômage se serait légèrement accru au cours des neuf dernières années, puisqu'il était estimé à 10,4 pour cent en 1995. Toutefois, ce dernier taux était relatif au chômage des 12 derniers mois, et concernait les individus de 12 ans et plus. Avec les données de l'EIM, le taux de chômage des 12 ans et plus serait de 12,3 pour cent en 2004, si l'on maintient la dernière semaine comme période de référence. Cette évolution est probable dans la mesure où la dynamique de la demande et de l'offre de travail traduit un déclin de la capacité d'absorption de l'emploi. D'une part, le taux de croissance de l'emploi dépend à la fois du taux de croissance du produit et de la variation de la productivité moyenne du travail. Cette dernière est à son tour influencée par le progrès technique, les élasticités de substitution, l'intensité en travail et les variations du coût réel du travail. Toutefois, en l'absence de données permettant d'estimer les changements de la productivité du travail sur l'ensemble du système productif, on peut considérer que la croissance du produit est le principal déterminant de la demande de travail. Or, comme cela a été noté dans l'introduction, au cours de la période 1993-2003, une faible croissance économique a été observée, le PIB ayant évolué à un rythme annuel moyen de 1,2 pour cent, malgré les taux de croissance réels de 2,5 pour cent, respectivement, en 2002 et 2003. Mais, si l'on tient compte de la croissance de la population, le déclin de la croissance per capita est sensible, puisque le rythme annuel du PIB par habitant a été de -1,3 pour cent au cours des années 1993-2003. D'autre part, le rythme de croissance de

¹⁵ Moyen-Orient, pour les plus de 15 ans : Iran (2002) : 12,3 pour cent ; Israël (2002) : 10,3 pour cent ; Jordanie (2000) : 13,2 pour cent ; Liban (1997) : 8,6 pour cent ; Syrie (2002) : 11,7 pour cent ; Yémen (1999) : 11,5 pour cent. Afrique du Nord, plus de 15 ans : Algérie (2001) : 27,5 pour cent ; Egypte (2000) : 9 pour cent ; Maroc (2002) : 11,6 pour cent. OIT [2003-2004].

¹⁶ En effet, la proportion des travailleurs est de $(1-0,135)=0,865$. Par conséquent, $(0,865*0,375)*100=32,4$ pour cent.

Tableau 15.6 : Taux de chômage déclaré des membres du ménage selon le statut dans le ménage, l'île et le milieu – 7 ans et plus¹ (%) – Comores 2004

Paramètre	Ngazidja			Ndzouani			Mwali			Ensemble			Grand total
	Moro	Urbain	Rural	Total	Urbain	Rural	Total	Urbain	Rural	Total	Urbain	Rural	
Statut matrimonial													
	-ni	secon	-daire										
Chef de ménage	2,3	11,8	4,3	4,5	6,6	2,9	3,9	6,1	2,6	4,5	5,8	3,5	4,2
Hommes													
secondaires	23,3	36,2	23,9	25,0	21,7	25,8	24,8	21,5	21,0	21,2	24,9	24,5	24,6
Femmes mariées ²	5,0	30,6	17,5	17,2	25,2	8,9	12,9	23,5	7,6	15,4	21,8	12,1	14,7
Femmes													
secondaires	21,1	17,0	37,9	34,5	39,0	30,8	32,1	54,4	44,2	49,0	31,4	35,0	34,3
Total	7,3	22,2	15,6	14,9	15,7	10,9	12,1	17,5	12,5	15,0	14,7	13,1	13,5
N	946	497	4933	6376	1722	4081	5803	458	419	876	3623	9433	13056
<i>Pour mémoire³:</i>													
<i>Chômeurs ayant déjà travaillé</i>	5,0	17,2	6,8	6,8	9,4	6,2	7,0	3,5	7,2	5,4	8,6	6,5	7,1
<i>Chômeurs n'ayant jamais travaillé</i>	2,3	5,0	8,8	7,4	6,3	4,6	5,0	14,0	5,3	9,6	6,1	6,5	6,4

(1) La période de référence est la semaine précédente. Les chômeurs sont ceux qui sont sans emploi et qui ont fait des démarches précises pour rechercher un emploi – demandes auprès d'employeurs ; visites de fermes entreprises ; contact des amis et relations ; action pour créer une entreprise ; autre cas. Des écarts mineurs relatifs aux pourcentages totaux et aux valeurs absolues peuvent apparaître selon les tableaux, consécutivement à la variation du nombre de cas selon les paramètres utilisés ; (2) Femmes mariées au chef de ménage ; (3) La somme des taux de chômage en colonne équivaut au taux de la ligne « Total ». On note que 47,6 pour cent des chômeurs n'ont jamais travaillé.

Source : EIM 2004.

Tableau 16.6 : Taux de chômage déclaré des membres du ménage selon l'âge, le niveau d'instruction et l'île – 7 ans et plus¹ (%) – Comores 2004

Paramètre	Education					Ensemble			Grand total	
	Sans instruction	Primaire	Seconde 1c	Seconde 2c	Supérieur	Ngazidja	Ngzouani	Mwali	%	N
7-14 ans	50,0	81,5	54,8	0,0	0,0	76,1	56,8	79,7	66,1	3501
15-19 ans	31,7	27,2	50,7	44,1	0,0	34,3	32,0	43,5	33,8	1939
20-24 ans	20,8	22,3	40,4	35,8	36,8	26,8	20,3	21,7	23,0	1346
25-29 ans	15,7	13,9	22,2	25,1	18,4	22,1	11,4	12,2	16,4	1134
30-34 ans	5,6	7,3	5,4	15,1	10,6	10,4	4,0	10,4	7,1	962
35-39 ans	5,5	7,0	8,3	6,1	0,0	6,8	4,6	9,8	5,9	894
40-49 ans	4,9	4,0	5,2	1,3	1,9	3,7	4,8	4,6	4,3	1242
50-59 ans	6,9	8,9	12,8	0,0	0,0	7,8	6,4	5,5	7,0	915
≥60 ans	11,3	12,7	16,4	29,6	0,0	12,0	11,8	7,7	11,6	1128
Total	12,0	21,4	17,5	11,8	4,9	14,8	12,1	15,0	13,5	-
N	6506	3842	1615	800	298	6382	5803	876	-	13061

(1) La période de référence est la semaine précédente. Les chômeurs sont ceux qui sont sans emploi et qui ont fait des démarches précises pour rechercher un emploi – demandes auprès d'employeurs ; visites de fermes entreprises ; contact des amis et relations ; action pour créer une entreprise ; autre cas. Des écarts mineurs relatifs aux pourcentages totaux et aux valeurs absolues peuvent apparaître selon les tableaux, consécutivement à la variation du nombre de cas selon les paramètres utilisés.

Source : EIM 2004.

Tableau 17.6 : Taux de chômage selon le sexe, l'île, l'âge et le niveau d'instruction – 7 ans et plus¹ (%) – Comores 2004

Paramètre	Ngazidja			Ngzouani			Mwali			Ensemble		Grand total
	Hom-me	Fem-me	Total	Hom-me	Fem-me	Total	Hom-me	Fem-me	Total	Hom-me	Fem-me	
Age												
7-14 ans	73,0	79,4	76,1	69,1	45,0	56,8	84,2	75,8	79,7	71,7	60,5	66,1
15-19 ans	27,4	40,6	34,3	25,9	37,9	32,0	40,4	46,7	43,5	27,7	39,5	33,8
20-24 ans	22,1	30,9	26,8	11,2	26,2	20,3	20,9	22,7	21,7	16,8	27,8	23,0
25-29 ans	17,7	28,7	22,1	5,7	16,6	11,4	5,3	24,1	12,2	11,8	21,9	16,4
30-34 ans	5,3	15,9	10,4	3,9	4,1	4,0	,0	25,6	10,4	4,2	10,4	7,1
35-39 ans	4,2	12,9	6,8	,9	10,1	4,6	2,0	22,1	9,8	2,5	12,0	5,9
40-49 ans	2,9	4,7	3,7	,5	12,9	4,8	1,6	8,8	4,6	1,5	8,6	4,3
50-59 ans	,6	18,1	7,8	5,7	7,1	6,4	2,3	10,5	5,5	2,8	12,3	7,0
≥60 ans	7,7	21,1	12,0	10,6	14,4	11,8	4,6	15,6	7,7	8,6	18,2	11,6
Instruction												
Sans inst.	7,1	19,8	12,8	7,1	14,8	11,0	9,2	20,6	14,8	7,2	17,1	12,0
Primaire	17,8	35,0	23,7	15,7	28,1	19,0	9,4	48,1	19,4	16,0	33,9	21,4
Sec. 1c	16,3	23,0	18,9	10,5	37,9	16,8	7,5	25,4	11,8	13,0	27,2	17,5
Sec. 2c	12,0	17,5	14,1	5,3	18,6	8,9	9,9	14,8	11,4	9,0	17,6	11,8
Supérieur	1,8	5,1	2,7	3,6	17,6	7,1	14,0	0,0	8,2	3,1	9,6	4,9
Total	10,1	21,5	14,8	8,3	16,6	12,1	9,2	23,5	15,0	9,2	19,2	13,5
N	3082	3300	6382	2886	2917	5803	468	408	876	6436	6625	13061

(1) La période de référence est la semaine précédente. Les chômeurs sont ceux qui sont sans emploi et qui ont fait des démarches précises pour rechercher un emploi – demandes auprès d'employeurs ; visites de fermes entreprises ; contact des amis et relations ; action pour créer une entreprise ; autre cas. Des écarts mineurs relatifs aux pourcentages totaux et aux valeurs absolues peuvent apparaître selon les tableaux, consécutivement à la variation du nombre de cas selon les paramètres utilisés.

Source : EIM 2004.

la population a été assez soutenu, et la croissance de la population active est déterminée, principalement, par la croissance de la population totale, le décalage étant de l'ordre d'une quinzaine d'années. En définitive, il se peut que l'ajustement sur le marché du travail en termes de chômage résulte de la décélération de la croissance de la demande de travail – faible croissance économique, coût des facteurs élevé, faibles qualifications – et du rythme soutenu de l'évolution de la population active.

Le tableau 15.6 montre également que les taux de chômage sont un peu plus élevés à Ngazidja – 14,9 pour cent – et à Mwali – 15,0 pour cent –, qu'à Ndzouani – 12,1 pour cent. Par ailleurs, si le chômage est, logiquement, plus élevé en milieu urbain que dans les zones rurales – 14,7 contre 13,1 pour cent –, il apparaît particulièrement étendu dans les centres urbains secondaires de Ngazidja – 22,2 pour cent –, par rapport à Moroni – 7,3 pour cent. Cette statistique, en vérité quelque peu surprenante, est exactement

inversée par rapport à la situation de 1995¹⁷.

B. *La spécificité du chômage des jeunes*

L'examen des caractéristiques des chômeurs met en évidence la spécificité du phénomène à l'égard des jeunes. Tout d'abord, le chômage affecte différemment les individus selon le sexe et le statut dans le ménage – tableaux 15.6 et 17.6. En général, les taux de chômage sont beaucoup plus élevés pour les femmes que pour les hommes – 9,2 et 19,2 pour cent, respectivement. De plus, ce différentiel de chômage en faveur des hommes tend à être plus grand à Ngazidja et Mwali, où il atteint plus de 10 points de pourcentage, alors que l'écart est un peu plus faible à Ndzouani.

En fait, la prise en considération du statut dans le ménage accroît les disparités de chômage selon le sexe. Le chômage frappe surtout les hommes secondaires – 24,6 pour cent – et les femmes secondaires – 34,3 pour cent –, les deux composantes les plus jeunes des ménages. Le taux de chômage est le plus faible pour le chef de ménage – 4,2 pour cent –, la plupart du temps un homme, tandis que les femmes mariées sont dans une position intermédiaire avec un taux de chômage proche de la moyenne générale – 14,7 pour cent. Sans aucun doute, le chômage concerne surtout une population jeune, comme cela sera montré plus bas. On observe aussi que les écarts de taux de chômage selon le statut sont assez stables selon les îles et le milieu, sauf à Moroni et dans les petites villes de Ngazidja, où le taux de chômage des hommes secondaires est *plus élevé* que celui des femmes secondaires. L'étude manque d'éléments pour apprécier un tel résultat.

Les tableaux 16.6 et 17.6 apportent d'autres éléments quant au lien entre le taux de chômage et l'âge, et permettent de mieux spécifier plusieurs dimensions du chômage des jeunes, bien que l'ampleur ne soit pas aussi forte que dans maints autres pays en développement¹⁸.

Premièrement, le taux de chômage des jeunes, exprimé en pourcentage de la population active de cette tranche d'âge. Au niveau national, le taux de chômage diminue sensiblement avec l'âge. En effet, *pour les moins de 24 ans, le taux de chômage frappe entre un quart et un tiers des personnes actives*. Il s'élève à 33,8 et 23,0 pour cent, respectivement, pour les 15-19 ans et 20-24 ans¹⁹. Par contre, il décline à 16,4 pour cent pour les 25-29 ans,

¹⁷ PNUD [2000], p. 55.

¹⁸ Par exemple, à Djibouti, pour les moins de 24 ans, le taux de chômage frappe plus de sept personnes actives sur dix. Lachaud [2004b].

¹⁹ Des écarts mineurs relatifs aux pourcentages totaux et aux valeurs absolues peuvent apparaître selon les tableaux, consécutivement à la variation du nombre de cas selon les

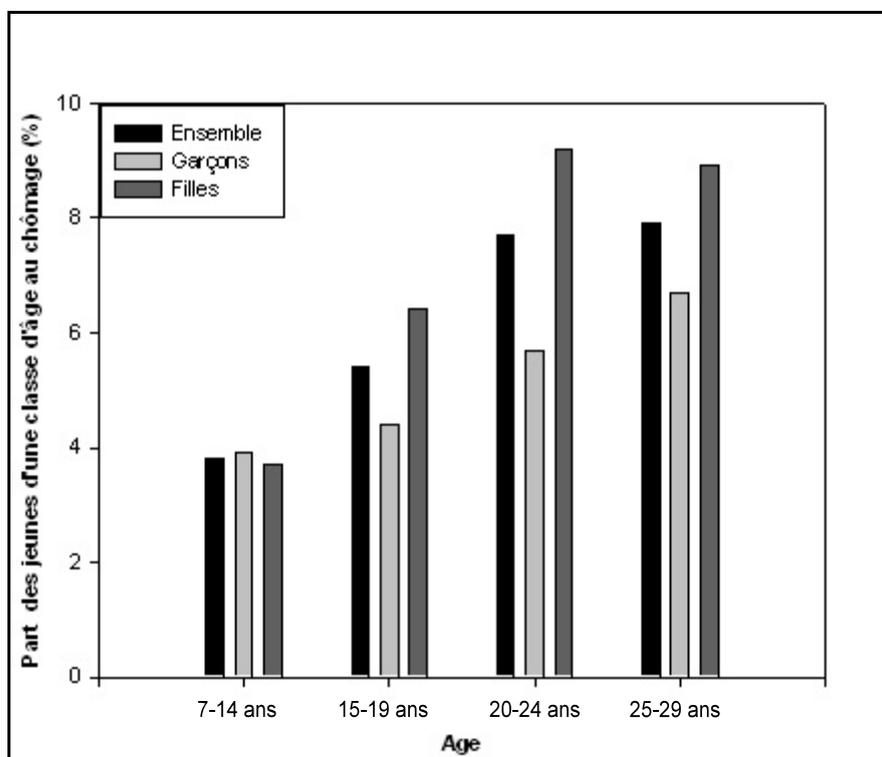


Figure 2.6 : Proportion de jeunes chômeurs selon le sexe par rapport au nombre total de jeunes pour chaque tranche d'âge – Comores 2004

et se stabilise aux alentours de 5-7 pour cent ensuite, sauf pour les personnes de 60 ans et plus pour lesquelles il croît franchement. Cette évolution en U de la relation entre le taux de chômage et l'âge prévaut quelles que soient les îles.

Deuxièmement, le rapport entre le taux de chômage des jeunes et celui des adultes. Les observations précédentes suggèrent un ratio élevé. En effet, *le rapport des taux de chômage des 15-19 ans et des 30-49 ans est environ de 5*, et s'abaisse approximativement à 4 lorsque la classe d'âge des 20-24 ans est prise ne compte. En d'autres termes, le taux de chômage des moins de 25 ans est au moins quatre fois plus élevé que celui des adultes de 30-49 ans. Par contre, le taux de chômage des personnes de 60 ans et plus est très comparable à celui des 25-29 ans.

paramètres utilisés. Par exemple, il existe quelques divergences quant aux taux de chômage selon l'âge entre les tableaux 16.6 et 17.6.

Troisièmement, la proportion de jeunes chômeurs par rapport au nombre total de chômeurs constitue un autre indicateur intéressant. A cet égard, on montre que *64,9 pour cent des chômeurs ont entre 7 et 29 ans*, tandis que 44,6 pour cent appartiennent à la classe d'âge des 15-24 ans – 42,4 et 46,1 pour cent, respectivement pour les garçons et les filles.

Quatrièmement, la proportion de jeunes chômeurs par rapport au nombre total de jeunes. A cet égard, les informations de l'EIM permettent d'indiquer que le nombre de chômeurs de 20-24 ans équivaut à près de 7,8 pour cent de l'ensemble des individus de la même tranche d'âge. La prise en compte des jeunes de 24-29 ans augmente légèrement cette proportion à 8,0 pour cent. Par conséquent, *près d'un jeune sur dix, âgé de 15-24 ans, est au chômage*. On notera que ces proportions varient selon le sexe. La proportion de filles de 15-19 ans au chômage s'élève à 9,2 pour cent de l'ensemble des filles de la même classe d'âge, le pourcentage relatif aux garçons étant de 5,5. *Bien que les écarts tendent à diminuer pour la classe d'âge 25-29 ans, la proportion de chômeuses jeunes par rapport à l'ensemble des jeunes filles au chômage est presque deux fois plus élevée que celle des jeunes garçons*. La figure 2.6 illustre cette situation.

La prise en considération de l'instruction permet d'affiner la question du chômage des jeunes – tableau 16.6. Tout d'abord, observons que pour chaque niveau d'instruction, la relation en U entre l'âge des individus et le taux de chômage tend à prévaloir – sauf pour ceux ayant eu accès à l'enseignement supérieur : *le chômage frappe davantage les jeunes quel que soit leur niveau d'instruction*. Cependant, il existe des différences importantes, et deux phénomènes doivent être soulignés. D'une part, le taux de chômage des jeunes croît sensiblement avec le niveau d'instruction jusqu'à un certain seuil, puis décline ensuite. Par exemple, s'agissant de la classe d'âge des 20-24 ans, le taux de chômage de ceux ayant accédé à l'enseignement supérieur est de 36,8 pour cent, alors qu'il est de 20,8, 22,3, 40,4 et 35,8 pour cent, respectivement, pour les individus sans instruction, avec le primaire, le premier cycle du secondaire et le deuxième cycle du secondaire. En fait, ce n'est qu'à partir du deuxième cycle du secondaire que le taux de chômage des individus âgés de 20-24 ans commence à décliner. La prise en considération des classes d'âge de 15-19 ans et de 25-29 ans produit le même résultat. D'autre part, le rapport entre le taux de chômage des jeunes et celui des adultes croît avec le niveau d'instruction. Ainsi, le ratio du taux de chômage des jeunes de 20-24 ans et de celui des adultes de 35-39 ans est de 3,2, 4,8 et 5,9 respectivement, pour les niveaux : primaire, premier cycle du secondaire et deuxième cycle du secondaire. Par conséquent, cela signifie que *la baisse relative du taux de chômage des jeunes, consécutivement à l'élévation du niveau d'instruction, s'accompagne d'une chute relative du taux de chômage des adultes instruits*.

Tableau 18.6 : Taux de chômage déclaré selon le niveau de vie, le statut matrimonial et l'île – 7 ans et plus¹ (%) – Comores 2004

Paramètre	Pauvres			Intermédiaires			Riches			Grand total				
	Nga-zidja	Ndzou-ani	Mwa-li	Total	Nga-zidja	Ndzou-ani	Mwa-li	Total	Ngazidja	Ndzou-ani	Mwa-li	%	N	
Chef de ménage	5,5	2,9	4,3	4,1	5,2	3,7	4,3	4,4	2,0	5,8	3,6	4,0	4,2	2942
Hommes secondaires	23,4	24,7	17,5	24,0	27,5	21,5	17,5	24,6	22,3	29,4	21,2	25,7	24,6	4129
Femmes mariées ²	18,2	9,7	14,3	13,1	20,2	11,3	14,3	14,8	11,9	20,9	17,3	17,0	14,7	2162
Femmes secondaires	33,9	19,8	39,4	28,7	35,0	35,9	39,4	35,6	34,0	44,1	71,0	41,0	34,3	3823
Total	15,4	9,5	12,7	12,5	16,9	11,0	12,7	14,0	10,5	17,5	15,8	14,4	13,5	-
N	2646	2601	426	5673	2492	2022	329	4843	1238	1180	122	2540	-	13056

(1) La période de référence est la semaine précédente. Les chômeurs sont ceux qui sont sans emploi et qui ont fait des démarches précises pour rechercher un emploi – demandes auprès d'employeurs ; visites de fermes entreprises ; contact des amis et relations ; action pour créer une entreprise ; autre cas . Des écarts mineurs relatifs aux pourcentages totaux et aux valeurs absolues peuvent apparaître selon les tableaux, consécutivement à la variation du nombre de cas selon les paramètres utilisés.

Source : EIM 2004.

C. Chômage et pauvreté

L'investigation économétrique précédente a montré que le chômage était un facteur de la pauvreté des ménages uniquement à Ngazidja – tableaux 2.4 et 3.4, et E3, en annexes. A cet égard, l'analyse descriptive permet de spécifier autrement cette relation par rapport à certaines dimensions du chômage.

Premièrement, le tableau 18.6 montre, qu'au niveau national, le taux de chômage des individus de 7 ans et plus n'est pas réellement relié au niveau de bien-être des ménages auxquels ils appartiennent. En effet, selon l'EIM, les taux de chômage déclaré s'élèvent à 12,5, 14,0 et 14,4 pour cent de la population active, respectivement, pour les familles pauvres, intermédiaires et riches. Il pourrait même être soutenu que l'incidence du chômage parmi les pauvres est inférieure de 15,2 pour cent, comparativement aux riches.

Deuxièmement, malgré tout, ce faible différentiel des taux de chômage selon le niveau de vie est à l'origine d'une variation sensible de la proportion de comoriens employés selon les ressources des ménages. En effet, en combinant les informations relatives aux taux d'offre, affichées au tableau 6.6, et aux niveaux de chômage du tableau 18.6, on peut estimer que *seulement 28,6 et 39,8 pour cent des individus de 7 ans et plus, localisés, respectivement, dans les familles pauvres et riches exercent une activité économique*²⁰. Ces taux, probablement sur-estimés compte tenu de la sous-

²⁰ Les taux d'offre sont multipliés par : (1 - taux de chômage).

Tableau 19.6 : Taux de chômage selon le sexe, le statut dans le ménage, le milieu et le niveau de vie ex post et ex ante – 7 ans et plus (%) – Comores 2004¹

Niveau de vie	Niveau de vie ex post			Niveau de vie ex ante						Grand total
	Pauvres	Intermédiaires	Riches	Pauvres durables	Pauvres transitoires involutifs	Pauvres transitoires évolutifs	Non pauvres vulnérables précaires	Non pauvres vulnérables	Non pauvres	
Ngazidja										
Hommes										
Chefs de ménage	4,6	3,6	0,5	4,8	0,0	5,3	2,6	3,3	2,1	3,2
Autres membres	23,4	27,5	22,3	16,8	0,0	28,8	39,7	36,9	16,7	25,0
Total	10,6	11,7	6,0	7,2	0,0	15,1	12,8	10,2	7,3	10,1
Femmes										
Chefs de ménage	11,9	13,1	7,2	17,7	0,0	12,1	19,1	0,0	8,0	10,7
Autres membres	24,1	27,3	19,0	36,3	6,8	18,0	35,7	30,0	16,7	24,2
Total	22,5	24,5	15,8	35,0	5,5	16,9	33,0	27,1	14,3	21,5
Ndzouani										
Hommes										
Chefs de ménage	1,9	3,6	3,8	3,8	4,7	0,6	3,7	5,2	3,5	3,0
Autres membres	24,7	21,5	29,4	22,3	77,6	22,3	38,3	48,4	20,8	24,8
Total	7,5	7,9	10,5	6,4	15,2	7,1	8,1	11,4	9,1	8,3
Femmes										
Chefs de ménage	10,1	4,0	12,9	23,1	0,0	6,7	34,0	26,5	4,5	9,0
Autres membres	12,3	17,5	28,5	31,6	38,5	7,1	36,3	15,5	18,5	18,2
Total	12,0	15,2	25,1	29,8	36,8	7,0	36,0	16,6	15,3	16,6
Mwali										
Hommes										
Chefs de ménage	2,5	3,0	2,3	1,4	0,0	11,9	3,4	0,0	0,0	2,7
Autres membres	23,8	17,5	21,2	27,5	20,0	10,3	23,5	0,0	0,0	21,2
Total	11,3	7,4	8,4	11,3	11,3	11,1	9,5	0,0	0,0	9,2
Femmes										
Chefs de ménage	24,4	12,8	8,0	46,0	0,0	0,0	17,0	0,0	0,2	14,9
Autres membres	27,1	21,2	31,7	31,6	0,0	11,3	30,0	0,0	6,3	25,3
Total	26,8	19,9	25,6	33,0	0,0	7,8	28,0	0,0	4,6	23,5
Ensemble										
Hommes	9,1	9,7	8,4	7,7	7,7	10,3	10,6	10,6	8,0	9,2
Femmes	17,1	19,8	21,1	33,2	21,7	10,3	33,2	20,9	14,6	19,2
Total	12,5	14,0	14,3	16,6	13,1	10,3	18,8	14,8	11,2	13,5
N	6376	5803	876	2034	453	3171	2917	651	3799	13026

(1) La période de référence est la semaine précédente. Les chômeurs sont ceux qui sont sans emploi et qui ont fait des démarches précises pour rechercher un emploi – demandes auprès d'employeurs ; visites de fermes entreprises ; contact des amis et relations ; action pour créer une entreprise ; autre cas . Des écarts mineurs relatifs aux pourcentages totaux et aux valeurs absolues peuvent apparaître selon les tableaux, consécutivement à la variation du nombre de cas selon les paramètres utilisés.

Source : EIM 2004.

estimation possible du chômage, apparaissent très faibles, notamment pour la population vivant dans l'extrême privation, et expliquent, sans doute, le rôle du capital social, indirectement mis en relief précédemment.

Troisièmement, la relation inverse entre le taux de chômage et le niveau de vie des ménages prévaut uniquement à Ngazidja. En effet, dans cette île, le taux de chômage dans les ménages pauvres, intermédiaires et riches est, respectivement, de 15,4, 16,9 et 10,5 pour cent. Ce constat confirme l'analyse économétrique précédemment effectuée.

Quatrièmement, en réalité, la relation entre le taux de chômage et le niveau de vie des ménages est complexifiée lorsque l'on considère les formes de pauvreté. En effet, le tableau 19.6 montre que le taux de chômage varie

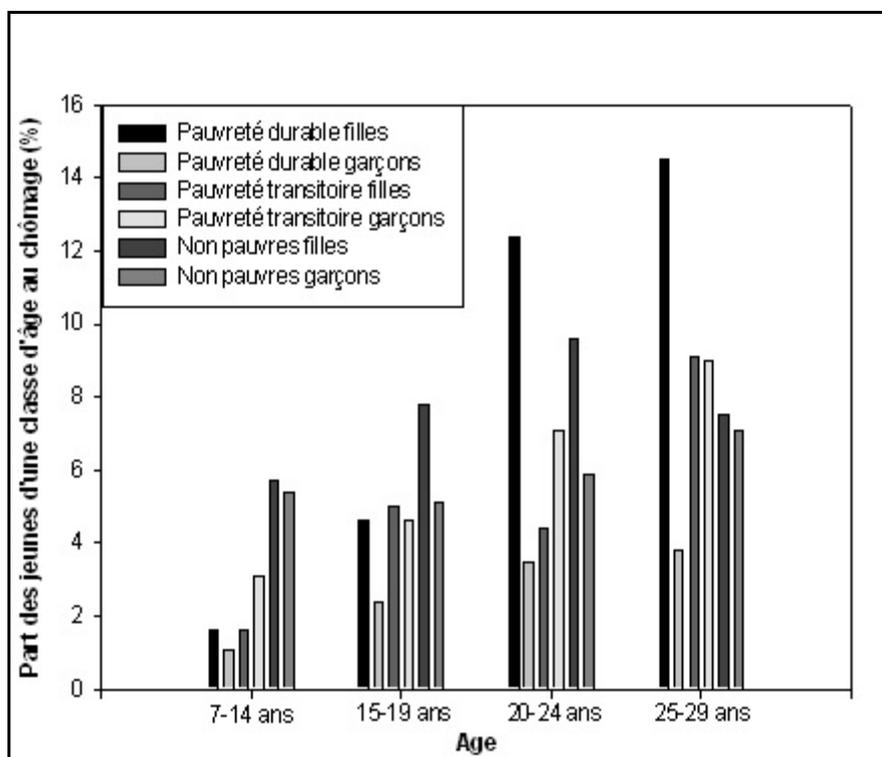


Figure 3.6 : Proportion de jeunes chômeurs selon le niveau de vie par rapport au nombre total de jeunes pour chaque tranche d'âge – Comores 2004

sensiblement au sein du segment des pauvres. Il est de 16,6 pour cent pour les individus appartenant à des ménages pauvres durables, contre 10,3 pour cent pour les ménages pauvres transitoires évolutifs. De la même manière, on observe une fluctuation des taux de chômage en fonction de la vulnérabilité des ménages non pauvres : 18,8 et 11,2 pour cent, respectivement, pour les personnes des segments non pauvres vulnérables précaires et non pauvres.

Cinquièmement, la prise en compte simultanée du bien-être ex ante et du genre fournit une image encore plus complexe de la relation entre le chômage et le niveau de vie. Par exemple, la figure 3.6 met en évidence la très forte vulnérabilité relative du chômage des jeunes filles situées dans des ménages pauvres durables. Ainsi, la proportion de filles de 19-24 ans au chômage s'élève à 12,5 pour cent de l'ensemble des filles de la même classe d'âge, le pourcentage relatif aux garçons étant seulement de 3,8. Dans la tranche d'âge des 20-24 ans, les écarts sont encore plus grands : 14,2 et 4,0 pour cent, respectivement.

7. *Marché du travail et groupes spécifiques*

Le processus de développement dépend de la mobilisation et du rendement de multiples actifs physiques, matériels, humains, et sociaux, régis à la fois par les marchés et diverses institutions, normes et valeurs. Dans le contexte des Comores, comme dans maints pays en développement, deux groupes spécifiques de ressources humaines appellent une attention particulière : les femmes et les enfants¹.

1. *Genre et participation au marché du travail*

A. *Genre, participation au marché du travail et gains*

Bien que des avancées aient été effectuées, compte tenu de la modernisation de la société, la situation de la femme comorienne est encore précaire en termes de droits sociaux et humains. A cet égard, le manque d'informations des femmes sur leurs droits altère leur intégration au système social².

Dans une certaine mesure, cette situation est le reflet d'une insuffisante participation des femmes au marché du travail. Le rappel de quelques éléments d'analyse précédents permet de fixer les idées.

Premièrement, les familles gérées par une femme sont assez différentes en termes démographiques, par rapport aux ménages ayant un homme à leur tête. En effet, le tableau 1.6 montre que, parmi les ménages féminins, prévaut une forte proportion de familles monoparentales : 40,2 pour cent, contre 2,8 pour cent pour les hommes, ce qui explique, en partie, leur plus faible taille – 4,6 personnes, contre 6,1 individus pour les ménages masculins. Il est à remarquer que cette proportion de ménages féminins monoparentaux est encore plus élevée à Ndzouani : 51,8 pour cent.

Deuxièmement, le taux de dépendance – en termes de statuts du travail – dans les ménages féminins est supérieur à celui qui prévaut dans les

¹ Des éléments figurent dans : Salim, Kaambi [2005].

² PNUD [2000].

Tableau 1.7 : Coefficients des équations des gains des individus ayant un emploi – 7 ans et plus – selon le genre – Comores 2004¹

Paramètre	Hommes occupés			Femmes occupées		
	β	t^2	Moyenne	β	t^2	Moyenne
Constante	13,8487	64,231*	-	14,8449	36,594*	-
Instruction³						
Primaire	0,1167	1,377	0,1530	0,1100	0,577	0,0779
Secondaire 1 ^{er} cycle	0,3319	3,315*	0,1074	0,4206	1,849**	0,0601
Secondaire 2 ^e cycle	0,4191	3,569*	0,0729	0,6398	2,628*	0,0519
Supérieur	0,8410	5,787*	0,0467	1,6165	5,139*	0,0289
Ecole coranique	-0,0971	-1,384	0,7829	-0,4169	-3,820*	0,7330
Éducation des parents³						
Primaire (père)	0,0967	0,710	0,0464	0,2996	1,327	0,0510
Secondaire (père)	0,3603	1,842**	0,0214	0,2827	0,914	0,0261
Primaire (mère)	-0,3984	-1,890**	0,0182	0,2202	0,614	0,0178
Secondaire (mère)	-0,0820	-0,229	0,0061	-0,2414	-0,576	0,0127
Démographie						
Marié(e)	0,0511	0,385	0,8044	-0,0185	-0,148	0,6645
Expérience dans l'emploi						
Expérience	0,0186	2,708*	13,6408	-0,0324	-2,806*	11,7963
(Expérience) ²	-0,0005	-3,840*	332,9211	0,0005	2,282*	266,3970
Statut du travail						
Salarié non protégé ⁴	-0,1350	-1,313	0,2752	-0,7998	-3,271*	0,1142
Micro-entrepreneur	0,1628	0,979	0,0403	0,5304	1,249	0,0155
Indépendant informel	-0,0827	-0,677	0,1188	-0,0312	-0,128	0,2162
Agriculteur vivrier	-0,7742	-6,112*	0,1467	-0,7542	-2,998*	0,3390
Agriculteur de rente	-0,5673	-4,650*	0,1332	-0,5561	-2,181*	0,1530
Éleveur, pêcheur & divers ⁸	-1,0987	-7,841*	0,0855	-0,9257	-1,821**	0,0105
Apprenti & aide familial	0,0214	0,160	0,0909	-0,1964	-0,731	0,0942
Ile/milieu⁵						
Ngazidja urbain secondaire	-0,2085	-1,177	0,0354	0,0621	0,215	0,0416
Ngazidja rural	-0,5370	-4,702*	0,2955	-0,7397	-3,678*	0,2673
Ndzouani urbain	-0,0292	-0,234	0,1369	-0,2735	-1,211	0,1354
Ndzouani rural	-0,5061	-4,429*	0,3683	-1,5289	-7,359*	0,4102
Mwali urbain	-0,5523	-3,231*	0,0417	-1,0672	-3,366*	0,0347
Mwali rural	-0,8073	-4,609*	0,0411	-1,7980	-5,651*	0,0360
Lambda – Mills – (λ)⁶	-0,3886	-2,589*	0,3846	-1,0147	-4,213*	0,8008
R ² ajusté		0,189			0,229	
F (sig F)		19,90 (0,000)			14,63 (0,000)	
Rho ⁷		-0,301			-0,572	
Chow H/F (sig)		11,87 (0,000)			-	
N pondéré		2101			1193	

(1) La variable dépendante est le logarithme du revenu annuel de l'activité principale, des activités annexes, y compris les avantages liés au travail ; (2) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur-type ; par ailleurs, les erreurs-types tiennent compte de l'hétéroscédasticité ; (3) Base = sans instruction ; (4) Base = salarié(e)s protégé(e)s ; (5) Base = Moroni ; (6) Déterminé à l'aide d'une équation de sélection non reproduite ; (7) Corrélation entre les termes aléatoires de l'équation de gains et l'équation de sélection ; (8) Pêcheurs et éleveurs regroupés en l'absence de femmes exerçant le métier de la pêche.

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

Source : EIM 2004..

ménages masculins. En moyenne, dans les premiers, un actif occupé supporte 3,9 personnes inactives ou au chômage, contre 3,4 dans les derniers – tableau 2.6. De plus, cette disparité de situation a tendance à s'accroître lorsque le niveau de vie baisse. Par exemple, dans les ménages féminins pauvres, une actif occupé supporte 5,5 personnes inactives ou au chômage, contre 4,0 dans les familles gérées par un homme.

Troisièmement, et corrélativement, l'offre de travail est beaucoup plus faible dans les ménages féminins que dans les groupes ayant à leur tête un homme – respectivement, 32,0 et 43,2 pour cent –, et le différentiel d'offre de travail selon le genre tend à être inversement relié au niveau de vie – tableau 3.6. En d'autres termes, le taux d'offre de travail féminin relatif, c'est-à-dire par rapport à celui des hommes, est d'autant plus faible que les ménages sont pauvres.

Quatrièmement, une situation similaire est observée pour le taux de chômage. En effet, le taux de chômage des femmes est deux fois plus élevé que celui des hommes – 19,2 pour cent, contre 9,2 pour cent –, et l'écart est proche de trois lorsque les individus ont eu accès à l'enseignement supérieur. En outre, les jeunes filles sont beaucoup plus frappées par le chômage que leurs homologues masculins. Par exemple, la proportion de filles de 15-19 ans au chômage s'élève à 9,2 pour cent de l'ensemble des filles de la même classe d'âge, contre 5,5 pour cent pour les garçons.

Cinquièmement, alors que la combinaison des taux d'offre et de chômage suggère que seulement 25,2 pour cent des femmes sont au travail – contre 39,2 pour cent des hommes –, peu de femmes ont accès à un emploi protégé. En effet, les analyses précédentes ont montré que le secteur agricole et le secteur informel englobent, respectivement, 66,9 et 19,5 pour cent de l'emploi féminin. De ce fait, les femmes sont peu présentes dans le salariat, et, lorsque c'est le cas, elles occupent surtout des emplois non protégés.

Sixièmement, dans ces conditions, les gains des femmes sur le marché du travail sont bien inférieurs, en moyenne, à ceux des hommes. A cet égard, le tableau 11.6 affiche un ratio des moyennes des revenus d'activité des femmes et des hommes de 0,641, et montre que 56,1 pour cent des femmes obtiennent des gains inférieurs au salaire minimum annuel de référence de 300000 FC, contre 31,7 pour cent pour les hommes. De plus, l'estimation de la fonction de gains suggère que, toutes choses égales par ailleurs, les femmes ont des revenus du travail inférieurs de 116,3 pour cent, comparativement aux hommes – tableau 12.6.

Toutefois, l'estimation économétrique, présentée dans un premier temps au tableau 12.6, supposait que les coefficients des fonctions de gains étaient identiques pour les hommes et les femmes. Or, le tableau 1.7, ci-avant, explorant davantage cette question, affiche des estimations économétriques distinctes selon le genre, et met en évidence un test de Chow significatif – 11,87. En d'autres termes, les équations de gains diffèrent significativement selon le genre. Dans ce contexte, les coefficients présentés au tableau 1.7 suggèrent plusieurs commentaires³.

³ Les estimations présentées au tableau 1.7 appellent une remarque. Le fait d'englober

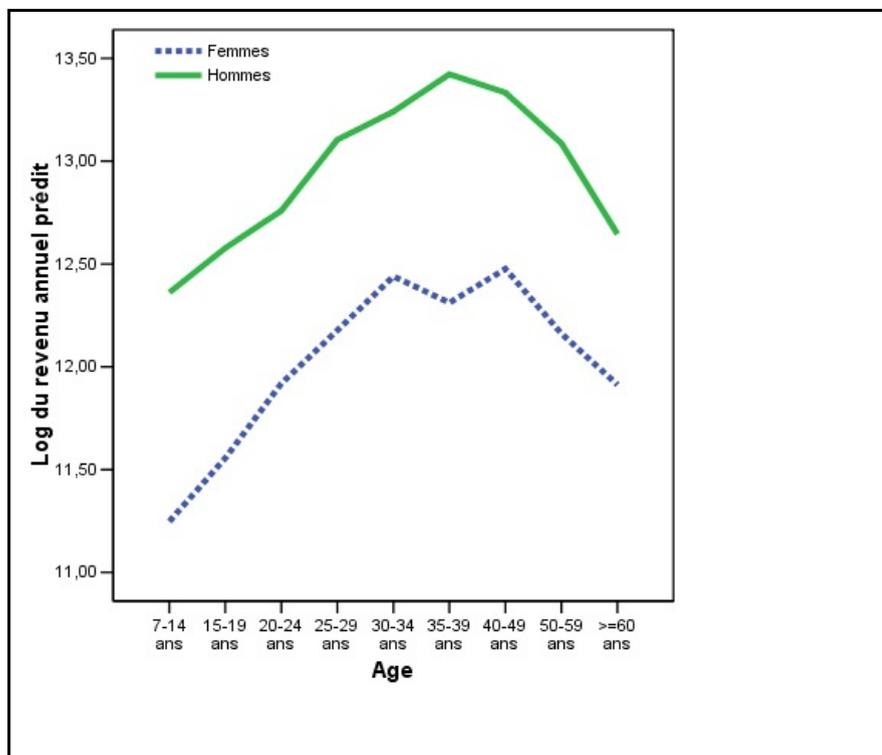


Figure 1.7 : Profils âge-gains prédits selon le sexe – Comores 2004

Tout d'abord, le taux rendement marginal de l'instruction est plus important pour les femmes que pour les hommes, ce qui justifie les orientations de politique économique visant à favoriser l'éducation des filles. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, les femmes ayant eu accès au deuxième cycle du secondaire obtiennent des gains plus élevés de 89,6 pour cent, par rapport à celles qui sont sans instruction. Or, pour les hommes, le taux de rendement marginal de ce niveau d'instruction est de 52,1 pour cent. En outre, les écarts sont encore plus élevés en ce qui concerne l'enseignement supérieur : 403,5 et 131,9 pour cent. On note également que les femmes ayant suivi l'école coranique obtiennent des gains plus faibles, et que, contrairement aux hommes, le rendement de l'expérience dans l'emploi est négatif.

Ensuite, l'analyse économétrique confirme le fait que les femmes sont

les salariés et les non salariés réduit la fécondité de l'analyse, les déterminants des gains de ces derniers étant probablement dus à d'autres facteurs que ceux qui ont été pris en compte – terre, capital, etc. Pour cette raison, le pourcentage de variance des gains expliqué est peu élevé.

défavorisées dans le salariat. En effet, 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. Or, cette situation ne prévaut pas pour les hommes. Néanmoins, la situation *relative* des femmes travaillant dans l'agriculture et l'élevage est comparable à celle de leurs homologues masculins, par rapport aux personnes ayant le statut de salarié protégé. Dans l'ensemble, elles ont des gains inférieurs de l'ordre de 35 à 75 pour cent à celles – peu nombreuses – qui sont des salariées protégées – 40 à 90 pour cent environ pour les hommes.

Enfin, le tableau 1.7 produits deux autres résultats. D'une part, le contexte familial, notamment l'instruction des parents, n'influence pas les gains des femmes sur le marché du travail. D'autre part, les disparités spatiales de gains sont assez différentes selon le genre. En effet, par rapport à Moroni, les femmes travaillant dans le milieu rural de Ndzouani et Mwali ont des gains plus faibles d'environ 80 pour cent. Or, pour les hommes, les écarts de gains sont seulement de 40 à 50 pour cent.

La figure 1.7 présente les profils-âge gains prédits selon le genre à l'aide des estimations économétriques, et met bien en évidence la plus grande fragilité des femmes sur le marché du travail en termes de revenus.

B. Pauvreté, genre et marché du travail

L'analyse précédente suggère, a priori, que les ressources des ménages féminins devraient être plus faibles que celles des groupes gérés par un homme. Paradoxalement, l'inverse prévaut.

Ainsi, le tableau 2.7 montre que la consommation réelle annuelle par tête des ménages féminins est plus élevée que celle de leurs homologues masculins : 757,2 milliers de FC, contre 680,5 milliers de FC. Même si l'inégalité des dépenses est plus forte dans les premiers que dans les seconds – Gini : 0,555, contre 0,500 ; tableau 2.3 –, on observe que l'incidence de la pauvreté dans les ménages dirigés par une femme est plus basse que dans les familles ayant un homme à leur tête. A cet égard, le tableau 2.7 montre que 30,4 pour cent des ménages féminins sont pauvres, contre 38,6 pour cent pour les ménages masculins. De ce fait, les pourcentages en termes d'individus sont respectivement de 39,1 et 45,9. Par ailleurs, on remarque que l'intensité et l'inégalité de la pauvreté sont également plus faibles dans les ménages gérés par une femme, comparativement à ceux dirigés par un homme. Toutefois, il apparaît que les dépenses moyennes des pauvres dans les premiers équivalent à 63,8 pour cent de la ligne de pauvreté, contre 65,3 pour cent dans les seconds.

En fait, plusieurs autres éléments permettent de caractériser ce différentiel de pauvreté selon le genre. Tout d'abord, le tableau 2.7 montre

Tableau 2.7 : Mesures de la pauvreté selon les ménages et les individus, la localisation géographique, le statut sur le marché du travail et le sexe du chef de ménage¹ – Comores 2004

Paramètres	Ménages						Individus		N ³
	Incidence (α=0)		Intensité (α=1)		Inégalité (α=2)		P0	Consommation réelle par tête (000 FC)	
	Valeur - P0	Contribution ²	Valeur - P1	Contribution ²	Valeur - P2	Contribution ²			
Hommes									
<i>Localisation</i>									
<i>Ngazidja</i>	0,371	0,442	0,124	0,428	0,058	0,425	0,438	653,5	1082
Moroni	0,283	0,066	0,093	0,063	0,041	0,060	0,374	543,4	214
Urbain secondaire	0,225	0,022	0,061	0,017	0,024	0,014	0,306	931,4	87
Rural	0,410	0,354	0,139	0,347	0,066	0,351	0,465	652,7	781
<i>Ndzouani</i>	0,401	0,493	0,144	0,513	0,068	0,517	0,477	730,4	1113
Urbain	0,255	0,086	0,087	0,084	0,038	0,078	0,318	765,0	301
Rural	0,455	0,407	0,164	0,429	0,079	0,439	0,533	717,5	812
<i>Mwali</i>	0,389	0,065	0,124	0,060	0,056	0,057	0,494	500,9	147
Urbain	0,377	0,032	0,126	0,031	0,057	0,030	0,480	566,1	75
Rural	0,400	0,033	0,120	0,028	0,054	0,027	0,505	432,6	72
<i>Statut marché du travail</i>									
Salarié protégé	0,256	0,058	0,070	0,046	0,027	0,038	0,333	635,8	198
Salarié non protégé	0,365	0,194	0,128	0,196	0,060	0,194	0,449	656,1	465
Micro-entrepreneur	0,505	0,038	0,184	0,040	0,092	0,043	0,562	540,7	66
Indépendant informel	0,310	0,070	0,103	0,068	0,048	0,067	0,380	768,4	199
Agriculteur vivrier	0,417	0,176	0,152	0,186	0,076	0,197	0,489	578,0	370
Agriculteur de rente	0,403	0,123	0,140	0,123	0,064	0,120	0,473	657,1	268
Éleveur & divers	0,510	0,088	0,190	0,095	0,091	0,096	0,531	949,0	152
Pêcheur & divers	0,525	0,044	0,188	0,045	0,094	0,048	0,582	511,0	73
Apprenti & aide familial	0,310	0,037	0,091	0,031	0,037	0,027	0,378	542,2	104
Chômeur	0,381	0,026	0,119	0,023	0,058	0,024	0,434	528,3	59
Inactif	0,404	0,145	0,142	0,147	0,067	0,148	0,494	842,5	315
Ensemble	0,386	1,000	0,134	1,000	0,063	1,000	0,459	680,5	2269
Femmes									
<i>Localisation</i>									
<i>Ngazidja</i>	0,298	0,541	0,108	0,537	0,057	0,546	0,385	685,6	351
Moroni	0,256	0,080	0,097	0,084	0,051	0,085	0,372	705,0	59
Urbain secondaire	0,112	0,018	0,035	0,016	0,011	0,010	0,188	803,0	31
Rural	0,330	0,443	0,118	0,438	0,063	0,451	0,410	667,0	261
<i>Ndzouani</i>	0,307	0,391	0,111	0,396	0,056	0,394	0,388	912,0	255
Urbain	0,241	0,104	0,076	0,091	0,031	0,074	0,287	758,2	83
Rural	0,338	0,287	0,127	0,305	0,068	0,320	0,436	985,8	172
<i>Mwali</i>	0,338	0,068	0,120	0,067	0,056	0,060	0,479	508,6	38
Urbain	0,366	0,051	0,126	0,049	0,057	0,043	0,480	514,7	27
Rural	0,273	0,017	0,107	0,018	0,052	0,017	0,472	494,3	12
<i>Statut marché du travail</i>									
Salarié protégé	0,195	0,014	0,082	0,017	0,054	0,021	0,323	1170,2	14
Salarié non protégé	0,176	0,029	0,061	0,028	0,033	0,029	0,238	698,1	31
Micro-entrepreneur	0,346	0,008	0,018	0,001	0,001	0,000	0,273	555,4	4
Indépendant informel	0,260	0,088	0,075	0,071	0,041	0,076	0,294	675,4	65
Agriculteur vivrier	0,283	0,167	0,099	0,162	0,050	0,159	0,434	910,6	113
Agriculteur de rente	0,210	0,065	0,092	0,079	0,045	0,075	0,271	1507,6	59
Éleveur & divers	0,350	0,008	0,155	0,010	0,068	0,009	0,390	468,7	4
Pêcheur & divers	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Apprenti & aide familial	0,391	0,097	0,127	0,087	0,058	0,078	0,433	555,6	48
Chômeur	0,320	0,064	0,123	0,068	0,064	0,069	0,386	743,0	38
Inactif	0,346	0,459	0,130	0,476	0,068	0,483	0,435	567,5	254
Ensemble	0,304	1,000	0,110	1,000	0,056	1,000	0,391	757,2	631
<i>Pour mémoire :</i>	0,369	1,000	0,128	1,000	0,062	1,000	0,448	698,5	
<i>Total ménages/individus</i>	(0,010)	(0,000)	(0,005)	(0,000)	(0,003)	(0,000)	(0,012)	(1659,1)	2987

(1) Toutes les mesures de la pauvreté n'ont pas été multipliées par 100, et les écarts types sont entre parenthèses. La ligne de pauvreté est de 285 144 FC par tête et par an. Les indices de pauvreté sont de la classe Foster, Greer et Thorbecke ; (2) Contribution relative C_{ij} ; (3) N pondéré.

Sources : EIM 2004.

Tableau 3.7 : Incidence des formes de pauvreté durable et transitoire selon le statut du travail et le sexe du chef de ménage – Comores 2004¹

Paramètre	FGT(0)								N ²
	Pauvres durables		Pauvres transitoires & involutifs		Pauvres transitoires & évolutifs		Ensemble		
	% lig	% col	% lig	% col	% lig	% col	% lig	% col	
Chef homme									
Salarié protégé	40,5	5,8	4,7	3,3	54,8	6,2	100,0	5,8	51
Salarié non protégé	43,6	20,8	6,3	15,1	50,1	19,1	100,0	19,5	172
Micro-entrepreneur	45,9	4,3	0,0	0,0	54,1	4,1	100,0	3,8	34
Indépendant informel	57,6	10,0	5,0	4,3	37,4	5,2	100,0	7,1	62
Agriculteur vivrier	23,4	10,1	14,5	31,3	62,1	21,5	100,0	17,7	156
Agriculteur de rente	35,8	10,5	11,0	16,1	53,2	12,5	100,0	12,0	106
Éleveur & divers	38,2	8,3	7,8	8,4	54,0	9,4	100,0	8,9	78
Pêcheur & divers	33,0	3,6	7,6	4,1	59,5	5,1	100,0	4,4	39
Apprenti & aide familial	79,4	7,2	8,6	3,8	12,0	0,9	100,0	3,7	32
Chômeur	52,3	3,3	6,9	2,2	40,8	2,1	100,0	2,6	23
Inactif	44,5	15,9	6,3	11,3	49,2	14,0	100,0	14,6	129
Total	40,7	-	8,2	-	51,1	-	100,0	-	884
-	-	100,0	-	100,0	-	100,0	-	100,0	-
Chef femme									
Salarié protégé	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0	2,2	100,0	1,4	3
Salarié non protégé	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0	4,3	100,0	2,9	6
Micro-entrepreneur	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0	1,2	100,0	0,8	2
Indépendant informel	9,5	3,1	0,0	0,0	90,5	12,1	100,0	8,9	18
Agriculteur vivrier	16,7	10,2	9,7	28,8	73,5	18,6	100,0	16,8	33
Agriculteur de rente	11,5	2,8	0,0	0,0	88,5	8,7	100,0	6,6	13
Éleveur & divers	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0	1,2	100,0	0,8	2
Pêcheur & divers	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	5,5	100,0	9,8	19
Apprenti & aide familial	47,0	16,7	15,3	26,3	37,8	0,0	100,0	0,0	0
Chômeur	47,1	11,0	0,0	0,0	52,9	5,1	100,0	6,5	13
Inactif	34,1	56,3	5,6	44,8	60,3	41,0	100,0	45,5	90
Total	27,6	-	5,7	-	66,7	-	100,0	-	197
-	-	100,0	-	100,0	-	100,0	-	100,0	-
Ensemble									
Salarié protégé	38,5	5,1	4,4	2,9	57,1	5,3	100,0	5,0	55
Salarié non protégé	42,2	18,2	6,2	13,1	51,6	15,8	100,0	16,5	179
Micro-entrepreneur	43,9	3,8	0,0	0,0	56,1	3,4	100,0	3,3	36
Indépendant informel	47,3	9,1	3,9	3,8	48,8	6,7	100,0	7,4	80
Agriculteur vivrier	22,2	10,2	13,7	31,0	64,1	20,8	100,0	17,5	189
Agriculteur de rente	33,2	9,5	9,8	14,0	57,0	11,7	100,0	11,0	119
Éleveur & divers	37,5	7,3	7,6	7,3	54,9	7,6	100,0	7,4	80
Pêcheur & divers	33,0	3,1	7,6	3,5	59,5	4,0	100,0	3,6	39
Apprenti & aide familial	67,6	8,4	11,0	6,8	21,4	1,9	100,0	4,8	52
Chômeur	50,4	4,3	4,5	1,9	45,1	2,7	100,0	3,3	35
Inactif	40,3	21,1	6,0	15,7	53,6	20,0	100,0	20,1	217
Grand total	38,4	-	7,7	-	53,9	-	100,0	-	1081
-	-	100,0	-	100,0	-	100,0	-	100,0	-

(1) Voir le texte pour les définitions ; (2) Nombre de ménages de l'échantillon.

Source : EIM 2004.

que le différentiel de pauvreté en faveur des ménages féminins prévaut dans chaque île et milieu, bien que les écarts d'incidence soient un peu plus élevés à Ndzouani et Ngazidja qu'à Mwali. Ensuite, si l'on s'intéresse aux activités pour lesquelles les femmes ont un certain poids, c'est surtout entre les ménages ayant à la tête une personne travaillant dans l'agriculture que les écarts de pauvreté selon le genre sont les plus importants – de l'ordre de 15 points de pourcentage. Enfin, le tableau 3.7 indique que les ménages féminins sont beaucoup moins frappés par la pauvreté durable que par la pauvreté transitoire, comparativement aux ménages masculins : respectivement, 27,6 pour cent contre 40,7 pour cent des ménages pauvres. D'ailleurs, c'est précisément dans l'agriculture que le taux de pauvreté durable des ménages féminins est le plus faible.

Ce constat appelle une interrogation majeure : comment réconcilier ces deux ensembles d'observations, a priori, contradictoires, à savoir le niveau de vie supérieur des ménages féminins, par rapport aux ménages masculins, d'une part, et, la plus grande précarité de mobilisation et de rendement des actifs humains des femmes sur le marché du travail, d'autre part. A cet égard, l'EIM semble apporter deux éléments de réponse.

Premièrement, le tableau 14.6 montre que la part de l'auto-consommation alimentaire et non alimentaire contribue à 42,8 pour cent des ressources des ménages féminins – hors logement imputé –, contre seulement 37,0 pour cent dans les groupes gérés par un homme. De plus, le tableau 13.6 affiche un montant moyen plus élevé d'auto-consommation alimentaire pour les ménages de femmes, comparativement aux ménages masculins : respectivement, 332,9 et 239,5 milliers de FC par an. Ainsi, la forte implication des femmes dans l'agriculture – les deux tiers y sont employées – génère un montant substantiel d'auto-consommation qui rehausse sensiblement leur niveau de vie.

Deuxièmement, on observe que les ménages de femmes ont davantage de transferts que les groupes dirigés par un homme. Selon le tableau 14.6, les transferts contribuent à 4,4 pour cent des ressources des ménages féminins, contre seulement 2,2 pour cent pour les ménages masculins. D'ailleurs, le tableau 13.6 montre que les transferts annuels réels par tête pour les premiers étaient en 2004 de 88,6 milliers de FC, alors que les derniers ne bénéficiaient que de 50,8 milliers de FC par individu. Dans ce contexte, le rôle du capital social, examiné ci-après, doit être pris en considération.

Evidemment, ces deux explications posent la question de la vulnérabilité des ménages féminins, malgré leur moindre degré de privation que ceux des hommes. Comme le suggère la présente étude, les ressources des ménages gérés par une femme sont tributaires de fluctuations potentielles, inhérentes aux aléas climatiques et à la pérennité du capital social. Cette conclusion pourrait inciter à favoriser une plus grande diversification quant

à l'accès aux actifs des femmes.

C. *Capital social, genre et pauvreté*

Depuis le début de la décennie 1990, le concept de capital social semble jouir d'un regain d'intérêt dans la littérature économique. Préalablement développé par P. Bourdieu, le concept va progressivement s'élargir et faire référence à l'ensemble des interactions sociales au sein d'une société. La conséquence de cette évolution est de considérer que les institutions constituent une forme de capital social, ce qui va entraîner une nouvelle attention à l'égard des modèles de croissance endogène. En même temps, cette nouvelle orientation est à l'origine d'une abondance de définitions, et d'une imprécision croissante du concept de capital social – concept fourre-tout.

Pour pallier cette difficulté, une recherche récente propose une nouvelle interprétation de la définition de P. Bourdieu dans une perspective micro-économique, et définit le capital social comme « l'ensemble des droits qu'un individu possède sur les ressources de son réseau social »⁴. Dans cette optique, le capital social est un actif que les ménages peuvent mobiliser en cas de besoin, une approche bien adaptée aux « capacités » de A. Sen. En outre, bien que la mesure du capital social en tant que stock soit difficile à mettre en oeuvre, les transferts inter-vivos permettent d'appréhender les flux de cette forme de capital.

A cet égard, l'ampleur des transferts en direction des ménages féminins, précédemment soulignée, s'inscrit dans cette optique, même si l'impact net de ces derniers sur les privations n'a pas été rigoureusement mis en évidence. Cependant, l'EIM de 2004 permet d'apprécier quelques éléments de la relation qui prévaut entre le capital social et la pauvreté. Le tableau 4.7 propose une approche préliminaire de cette question, et suggère plusieurs commentaires⁵.

Premièrement, on observe que pour l'ensemble des ménages, le capital social a un impact positif sur la pauvreté. En effet, lorsque les ménages appartiennent à un ou plusieurs groupes, l'incidence de la pauvreté diminue de 11,2 points de pourcentage, soit -28,4 pour cent. De même, lorsque dans l'entourage des ménages ou des individus, il existe des personnes auxquelles on peut s'adresser en cas de besoin, le ratio de pauvreté est réduit de 10,3

⁴ Sirven [2004].

⁵ Il est à remarquer que l'analyse doit être considérée avec prudence, car seulement la moitié des ménages ont répondu aux questions relatives aux réseaux, et environ un cinquième aux autres éléments du capital social.

Tableau 4.7 : Capital social, genre et incidence de la pauvreté en termes de ménages – pourcentage –Comores 2004

Sexe	Chef masculin			Chef féminin			Total			N (ménage)
	P0 (oui)	P0 (non)	Δ% ¹	P0 (oui)	P0 (non)	Δ% ¹	P0 (oui)	P0 (non)	Δ% ¹	
Organisation et réseaux										
Appartenance à un groupe (membre ou ménage)	30,1	41,4	-27,3	21,8	30,5	-28,5	28,2	39,4	-28,4	1481
Existence de personnes à qui s'adresser en cas de besoin	28,9	29,3	-1,4	18,0	29,1	-38,1	26,2	29,2	-10,3	600
Confiance et solidarité										
Gens du quartier disposés à aider en cas de besoin	26,5	35,3	-24,9	19,0	23,2	-18,1	24,9	32,4	-23,1	599
Disposé à consacrer de l'argent à un projet communautaire	28,4	30,6	-7,2	19,3	22,6	-14,6	26,4	28,7	-8,0	590
Disposé à consacrer du temps à un projet communautaire	30,1	20,4	47,5	20,6	18,8	9,6	28,1	19,9	41,2	591
Action collective et coopération										
Participation à des activités communautaires au profit du village/quartier	31,0	25,8	20,2	19,6	21,1	-7,1	28,6	24,6	16,3	579
Probabilité de coopération de personnes pour résoudre le problème d'accès à l'eau	28,8	28,4	1,4	23,6	17,7	33,3	27,6	26,2	5,3	580
Cohésion sociale et inclusion										
Rencontre de personnes pour manger ou boire	27,7	35,8	-22,6	19,5	22,4	-12,9	26,3	31,1	-15,4	568

(1) Variation : $[(P0_{(oui)} - P0_{(non)})/P0_{(non)}]$.

Source : EIM 2004

pour cent. Les autres éléments d'appréhension du capital social ont des effets plus mitigés. On note l'impact positif sur la pauvreté des aspects relatifs à la confiance et la solidarité, et à la cohésion sociale.

Deuxièmement, le tableau 4.7 montre que l'effet du capital social sur la pauvreté prévaut dans les ménages gérés par un homme ou une femme. Néanmoins, il semble que l'impact dans les ménages féminins soit un peu plus élevé. Par exemple, le fait d'appartenir à un groupe réduit la pauvreté des ménages ayant une femme à leur tête de 28,5 pour cent, contre 27,3 pour cent dans les familles gérées par un homme. De même, en présence de personnes à qui s'adresser en cas de besoin, le ratio de pauvreté des ménages féminins diminue de 38,1 pour cent, contre seulement 1,4 pour cent pour les ménages masculins. Néanmoins, les autres aspects du capital social appréhendés par l'EIM ne favorisent pas particulièrement les femmes, comparativement aux hommes. En fait, cette question appelle une investigation plus fine, notamment à l'aide des instruments économétriques.

Ainsi, une étude plus récente, fondée sur la modélisation des déterminants de la pauvreté durable et transitoire aux Comores, conduit à

plusieurs conclusions⁶. Tout d'abord, 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 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, 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.

2. Les enfants et leur participation au marché du travail

Un récent rapport du Bureau international du travail plaide pour « Un avenir sans travail des enfants », et soutenait que l'abolition effective de la participation des enfants au marché du travail est l'« un des impératifs les plus urgents de notre époque »⁷. A priori, un tel point de vue peut sembler inopportun, dans la mesure où le travail des enfants est susceptible de caractériser un phénomène culturel inéluctable. Par ailleurs, la participation des enfants au marché du travail était bien intégrée à la vie économique lors de la révolution industrielle en Europe et au cours du 19^{ème} siècle aux Etats Unis, et peut permettre aujourd'hui, dans les pays en développement, la survie de maints ménages. En vérité, les questionnements actuels relatifs au travail des enfants, qui mobilisent la communauté internationale, les gouvernements et les organisations non gouvernementales, apparaissent légitimes et indissociables d'un objectif de développement humain socialement durable, compte tenu de la persistance du phénomène à grande échelle, des processus d'éviction en termes d'investissement en capital humain qu'il engendre, et des pires formes qu'il prend dans de très nombreux cas. En effet, selon le Programme international pour l'élimination du travail des enfants, en 2000, 352 millions d'enfants de 5-17 ans exerçaient une « activité économique » – « child work »⁸ –, parmi lesquels 246 millions sont

⁶ Lachaud [2005].

⁷ BIT [2002b], p.1.

⁸ Selon la *Convention des Nations unies sur les droits des enfants* de 1989 et la

considérés comme des « enfants travailleurs » – « child labour »⁹. De plus, 171 et 8,4 millions de ces derniers, effectuent, respectivement, des « travaux dangereux » susceptibles de nuire à leur santé physique ou mentale, ou à leur moralité, et des « activités intrinsèquement condamnables », c'est-à-dire « les pires formes de travail » – travail forcé, prostitution et autres activités illicites.

A cet égard, la situation du Moyen-Orient et de l'Afrique du Nord n'est pas la plus critique, comparativement à l'Afrique subsaharienne. En effet, en termes absolus, cette région est classée au quatrième rang avec 13,4 millions d'enfants de 5-14 ans économiquement actifs en 2000, contre 127,3 et 48,0 millions, respectivement, en Asie et en Afrique subsaharienne, et au quatrième rang en termes relatifs, le ratio de participation au travail étant, en moyenne, de 15 pour cent¹⁰. En outre, l'Afrique engloberait environ 6,4 pour cent de l'ensemble des enfants assujettis aux pires formes de travail – hors activités illicites¹¹. Aux Comores, la question du travail des enfants a été évoquée dans le rapport de MICS 2000, ce dernier soulignant que, pour l'ensemble des trois îles, 36,7 pour cent des enfants âgés de 5 à 14 ans « travaillent couramment ». Toutefois, les classifications opérées dans cette enquête semblent avoir des liens assez flous avec le concept d'« activité

Convention du Bureau international sur les pires formes des travail des enfants de 1999 – numéro 182, l'enfant est défini comme tout individu de moins de 18 ans. De ce fait, compte tenu de la référence à un âge minimal de 5 ans, par rapport au travail ou la scolarisation, la population des enfants est celle de la classe d'âge 5-17 ans. Par ailleurs, l'« activité économique » se réfère à la définition internationale de l'emploi, adoptée à la 13^{ème} Conférence internationale des statisticiens du travail de 1982 – Hussmanns, Mehran, Verma [1990]. De ce fait, tout enfant ayant consacré *une heure ou plus de son temps pendant la semaine précédente* à toute activité de production marchande (travail rémunéré) et certaines activités non marchandes (travail non rémunéré), notamment la production, l'auto-consommation, ou l'auto-formation de capital fixe, à l'exclusion des activités non rémunérées comme le travail domestique, est considéré comme « employé ». Le taux de participation au marché du travail des enfants de 5-17 ans était de 23,0 pour cent en 2000. S'agissant de la population active occupée des enfants de 5-14 ans, elle était de 211 millions pour la même année, tandis que le ratio d'emploi était de 18 pour cent.

⁹ La notion de « child labour » est plus restreinte que celle de « child work ». L'évaluation des « enfants travailleurs » est composée de trois éléments : (i) tous les enfants économiquement actifs de 5-11 ans ; (ii) tous les enfants économiquement actifs de 12-14 ans, sauf ceux qui travaillent moins de 14 heures par semaine – travail irrégulier ; (iii) tous les enfants de 15-17 ans qui exercent des « travaux dangereux » ou des « activités intrinsèquement condamnables » – travail forcé, prostitution, etc. IPEC [2002].

¹⁰ Le ratio d'emploi des enfants travailleurs est de 10,8, 19,6 et 31,8 pour cent, respectivement, pour les classes d'âge de 5-9 ans, 10-14 ans et 15-17 ans. IPEC [2002].

¹¹ IPEC [2002]. Estimation à partir du tableau 2.3. Cette estimation représente environ 0,9 pour cent des enfants au travail de 5-17 ans – évaluation fondée sur le tableau 2.2.

Tableau 5.7 : Incidence du travail des enfants – 7-17 ans et plus – selon les caractéristiques du chef de ménage, et le sexe, l'âge et l'occupation – pourcentage – Comores 2004

Année/sexe/âge	Activités « économiques » ¹						Activités domestiques ²						N		
	Garçons			Filles			Total	Garçons ²			Filles ²			% ³	
	7-14 ans	15-17 ans	Total	7-14 ans	15-17 ans	Total		3h ou </ jour	>3H/ jour	% ³	3h ou </ jour	>3H/ jour			% ³
Chef de ménage															
Sexe															
Homme	1,2	8,3	2,9	2,3	8,5	3,8	3,3	91,2	8,8	43,4	63,4	36,6	69,3	43,8	3816
Femme	3,3	11,2	5,4	3,1	7,2	4,3	4,8	87,7	12,3	45,6	70,6	29,4	73,8	70,2	891
Niveau d'instruction															
Sans instruction	2,1	10,5	4,2	3,2	9,9	5,0	4,6	89,2	10,8	43,5	64,5	35,5	71,1	56,7	3321
Primaire	0,2	9,2	2,4	0,9	2,9	1,4	2,0	94,8	5,2	46,3	66,0	34,0	73,2	59,1	612
Secondaire 1c.	0,0	0,9	0,2	0,8	5,8	2,0	1,1	95,1	4,9	44,7	65,0	35,0	66,8	55,5	477
Secondaire 2c	0,0	0,0	0,0	0,0	3,3	0,6	0,3	85,1	14,9	43,5	67,4	32,6	66,0	54,9	208
Supérieur	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0	0,0	35,2	77,9	22,1	44,3	39,1	89
Groupe socio-éco.															
Salarié protégé	0,0	0,0	0,0	1,1	0,0	0,9	0,4	91,6	8,4	49,0	76,3	23,7	56,5	52,4	338
Salarié non protégé	0,6	5,2	2,0	0,3	6,5	2,0	2,0	90,4	9,6	49,6	66,5	33,5	73,4	61,2	747
Micro-entrepreneur	3,1	8,8	4,6	9,3	12,4	10,6	7,4	93,3	6,7	26,5	79,2	20,8	71,0	47,3	131
Indépendant informel	2,0	11,3	4,0	0,8	3,7	1,4	2,7	93,1	6,9	37,4	64,5	35,5	73,0	55,1	411
Agriculteur vivrier	1,6	19,2	5,2	4,8	18,3	7,8	6,4	85,8	14,2	44,4	61,7	38,3	70,9	56,9	914
Agriculteur de rente	1,1	12,1	3,4	2,6	6,0	3,3	3,4	96,0	4,0	46,6	65,8	34,2	77,1	61,3	530
Eleveur & divers	1,3	24,0	4,5	5,1	23,2	9,1	6,6	82,4	17,6	41,9	52,1	47,9	68,6	54,4	269
Pêcheur & divers	3,4	0,0	2,7	0,0	11,4	2,8	2,7	100,0	0,0	42,2	56,7	43,3	69,7	56,1	134
Apprenti & aide familial	4,0	15,0	6,5	2,6	8,6	4,0	5,2	88,9	11,1	28,1	73,3	26,7	66,5	47,9	267
Chômeur	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	87,8	12,2	42,2	54,6	45,4	76,1	54,7	168
Inactif	2,4	3,8	2,8	1,6	2,4	1,8	2,3	93,3	6,7	47,0	67,0	33,0	67,0	57,0	751
Ile															
Ngazidja	1,5	4,3	2,2	1,2	4,0	2,1	2,2	95,6	4,4	36,6	73,0	27,0	66,6	50,8	1967
Ndzouani	1,7	13,5	4,2	3,4	12,6	5,5	4,9	88,5	11,5	47,7	60,8	39,2	71,7	59,5	2384
Mwali	0,7	11,1	3,1	1,7	7,6	3,1	3,1	84,4	15,6	57,5	54,0	46,0	81,2	67,9	356
Enfants															
Age															
7-14 ans	-	-	-	-	-	-	-	90,7	9,3	41,8	70,0	30,0	64,9	52,7	3538
15-17 ans	-	-	-	-	-	-	-	90,3	9,7	50,2	54,1	45,9	85,8	67,9	1169
Occupation															
Salarié protégé	0,0	0,0	0,0	2,4	0,0	1,1	0,6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1
Salarié non protégé	24,1	7,7	13,6	0,0	6,3	4,4	8,2	0,8	0,0	0,7	0,3	0,0	0,2	0,3	14
Micro-entrepreneur	0,0	0,0	0,0	0,0	4,2	2,2	1,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,4	0,1	0,0	2
Indépendant informel	17,2	11,5	13,6	14,6	12,5	13,5	13,5	0,3	0,0	0,3	0,4	0,7	0,5	0,5	23
Agriculteur vivrier	10,3	5,8	7,4	43,9	47,9	46,1	27,5	0,2	2,0	0,3	1,7	3,4	2,3	1,0	47
Agriculteur de rente	10,3	13,5	12,3	12,2	10,4	11,2	11,1	0,4	2,0	0,5	0,4	0,7	0,5	0,4	19
Eleveur & divers	10,3	17,3	14,8	0,0	4,2	2,2	8,8	0,3	0,0	0,3	0,2	0,0	0,1	0,3	15
Apprenti & aide familial	127,6	44,2	38,3	26,8	14,6	20,2	29,2	1,6	2,0	1,6	1,2	1,1	1,1	1,0	50
Chômeur	-	-	-	-	-	-	-	2,4	10,0	3,1	3,9	5,7	4,5	4,1	192
Inactif	-	-	-	-	-	-	-	94,0	84,0	93,1	92,0	88,0	90,6	92,3	4345
Ensemble	1,5	8,8	3,3	2,5	8,2	3,9	3,6	90,6	9,4	43,8³	65,0	35,0	70,2³	56,5³	-
N	1858	587	2445	1690	583	2262	4707	972	101	1074	1034	557	1591	-	4707

(1) Population économiquement active, c'est-à-dire les individus ayant une activité économique au sens de la définition internationale de l'emploi ; (2) Travail non rémunéré ; (2) La somme des colonnes « 3h ou moins » et « 3h » est égale à 100 ; (3) Pourcentage des enfants ayant une activité ménagère.

Source : EIM 2004.

économique » au sens de la définition internationale.

Dans ce contexte, l'étude tente de présenter quelques éléments relatifs à la participation des enfants au marché du travail en 2004, en relation avec la scolarisation, et de mettre en évidence les déterminants du phénomène.

A. *La participation des enfants au marché du travail et la scolarisation*

Dans la présente recherche, l'appréhension du travail des enfants fait référence aux activités économiques exercées au cours de la dernière semaine par les individus de 7-17 ans en 2004. Par conséquent, la participation des enfants au marché du travail est appréhendée par rapport au concept de « *population économiquement active* » du moment. Ainsi, la population des « enfants au travail », prise en considération dans la recherche, concerne les personnes ayant elles-mêmes déclaré travailler au cours de la période de référence. A cet égard, malgré les recommandations internationales, le concept plus étroit de « *child labour* » n'est pas pris en compte, faute d'informations permettant d'identifier les enfants de 12-14 ans travaillant moins de 14 heures par semaine, et ceux de 15-17 ans exerçant des travaux dangereux.

Par ailleurs, dans la mesure où la modélisation des déterminants du travail des enfants fait également référence à leur scolarisation, l'étude appréhende cette dernière pour les individus des mêmes tranches d'âge, par rapport à la question : « *Est-ce que [Nom] a fréquenté l'école au cours des 12 derniers mois ?* ». Le fondement de cette approche, qui sera ultérieurement précisé, est la possibilité de choix interdépendants entre la participation au marché du travail et la scolarisation.

Ainsi, la source statistique utilisée, et les options méthodologiques précédemment indiquées, ont permis la constitution d'un échantillon englobant 4707 enfants de 7-17 ans – 2445 garçons et 2262 filles –, issus de 1855 ménages, parmi lesquels 169 sont « économiquement actifs ». Dans ce contexte, les informations affichées aux tableaux 5.7, 6.7 et 7.7, permettent de présenter plusieurs observations.

En premier lieu, on constate que seulement 3,6 pour cent des enfants de 7 à 17 ans travaillent. Cette incidence de la participation des enfants au marché du travail est assez éloignée de la moyenne pour le Moyen-Orient et l'Afrique du Nord ou des autres continents en 2004, et ne reflète probablement qu'une partie de la réalité aux Comores. En effet, l'EIM n'est pas réellement adaptée pour appréhender l'activité des enfants, notamment ceux « de la rue ». Toutefois, on observe que l'incidence du travail des enfants est de 8,5 pour cent pour la tranche d'âge des 15-17 ans, contre 2,0 pour cent pour les 7-14 ans. Par ailleurs, 56,5 des enfants ont une activité

Tableau 6.7 : Incidence du travail des enfants – 7-17 ans – selon le niveau de vie du ménage, l'âge et le sexe – pourcentage – Comores 2004

Sexe/âge	Enfants « économiquement actifs »								
	Garçons			Filles			Total		
	7-14 ans	15-17 ans	Total	7-14 ans	15-17 ans	Total	7-14 ans	15-17 ans	Total
Ménage									
Niveau de vie ex post¹									
Pauvres	1,9	7,5	3,3	2,7	10,1	4,5	2,2	8,8	3,9
Intermédiaires	1,6	9,0	3,2	2,1	3,3	2,4	1,8	6,0	2,8
Riches	0,0	13,0	3,8	2,5	12,2	5,2	1,4	12,6	4,6
Niveau de vie ex ante									
Pauvres durables	13,0	3,0	1,9	1,3	2,5	1,7	1,3	2,8	1,8
Pauvres transitoires involutifs	0,0	14,3	3,7	1,5	5,7	2,5	0,9	9,4	3,0
Pauvres transitoires évolutifs	2,3	10,2	3,8	3,4	17,5	6,4	2,8	13,5	5,0
Non pauvres vulnérables précaires	0,5	8,7	3,2	1,9	3,4	2,4	1,2	6,1	2,8
Non pauvres vulnérables	0,0	0,0	0,0	1,5	1,3	1,4	0,7	0,7	0,7
Non pauvres	1,7	14,9	4,1	2,5	10,3	4,3	2,1	12,3	4,2
Ensemble	1,6	8,9	3,3	2,4	8,2	3,9	2,0	8,5	3,6
N	1858	587	2445	1690	583	2262	3538	1169	4707

(1) Les « riches » correspondent aux 25 pour cent du haut de la distribution.
Source : EIM 2004.

Tableau 7.7 : Incidence du travail et de la scolarisation des enfants – 7-14 ans et plus – selon l'année, le niveau de vie du ménage, le milieu et l'âge – pourcentage – Comores 2004

Année	7-14 ans				15-17 ans ¹				7-17 ans ¹			
	Tra- vail seul	Ecole seule	Tra- vail & école	Abs. travail & école	Tra- vail seul	Ecole seule	Tra- vail & école	Abs. travail & école	Tra- vail seul	Ecole seule	Tra- vail & école	Abs. travail & école
Ménage												
Niveau de vie ex post²												
Pauvres	1,4	74,2	0,8	23,6	7,4	66,0	1,3	25,3	2,9	72,2	1,0	24,0
Intermédiaires	0,9	72,0	0,9	26,1	4,8	69,6	1,3	24,4	1,8	71,5	1,0	25,7
Riches	1,4	79,8	0,0	18,8	10,7	65,9	1,8	21,6	4,0	75,8	0,5	19,6
Niveau de vie ex ante												
Pauvres durables	0,1	72,9	1,2	25,9	2,3	69,6	0,6	27,6	0,9	71,7	1,0	26,5
Pauvres transitoires invol.	0,9	70,4	0,0	28,8	9,4	61,4	0,0	29,2	3,0	68,1	0,0	28,9
Pauvres transitoires évolutifs	2,0	75,2	0,8	22,0	11,4	63,8	2,2	22,7	3,9	72,9	1,1	22,2
Non pauvres vulnérables p.	1,0	76,9	0,3	21,9	5,9	73,0	0,3	20,8	2,5	75,6	0,3	21,6
Non pauvres vulnérables	0,7	76,8	0,0	22,5	0,7	71,1	0,0	28,2	0,7	75,2	0,0	24,1
Non pauvres	1,1	72,3	1,0	25,6	9,3	63,0	3,0	24,6	2,8	70,4	1,4	25,4
Ensemble	1,2	74,2	0,7	23,9	7,1	67,1	1,4	24,3	2,7	72,4	0,9	24,0

(1) La somme des enfants : (i) travail seul ; (ii) école seule ; (iii) travail et école ; (iv) sans travail et sans école, est égale à 100 pour cent ; (2) Les « riches » correspondent aux 25 pour cent du haut de la distribution.
Source : EIM 2004.

domestique, à laquelle la grande majorité d'entre eux consacrent moins de 3 heures par jour. Néanmoins, les activités domestiques effectuées par les filles absorbent plus de temps, comparativement aux garçons, puisque 35,0 pour cent travaillent plus de 3 heures par jour, contre 9,4 pour cent des garçons.

En deuxième lieu, la proportion des enfants travailleurs n'est pas très déséquilibrée entre les filles et les garçons. En effet, le tableau 5.7 révèle que *l'incidence du travail des filles de 7-17 ans est assez comparable à celle des garçons du même âge* – 4,0 et 3,3 pour cent, respectivement. En fait, dans la classe d'âge 15-17 ans, l'incidence du travail des enfants est plus élevée, et les filles travaillent moins que les garçons – respectivement, 8,2 et 8,8 pour cent. Le fait que les filles soient davantage occupées à des travaux domestiques pourrait être un élément d'explication. Mais, c'est surtout dans les ménages pauvres et pour la tranche d'âge de 15-17 ans que la proportion de filles au travail est élevée. Ainsi, dans ces familles, 10,1 pour cent des filles de 15-17 ans travaillent, contre seulement 7,5 pour cent des garçons du même âge, soit un écart de 2,6 points de pourcentage – tableau 6.7. D'ailleurs, dans les ménages pauvres, pour l'ensemble des enfants, l'incidence du travail des filles et des garçons est, respectivement, de 4,5 et 3,3 pour cent. En même temps, on constate que, paradoxalement, dans les ménages riches, l'incidence du travail des enfants est plus élevée.

En troisième lieu, plusieurs paramètres relatifs au chef de famille ou au groupe semblent influencer le travail des enfants. Tout d'abord, l'incidence du travail des enfants est plus élevée dans les ménages gérés par une femme, notamment en ce qui concerne les garçons. Cette observation pourrait également contribuer à expliquer le niveau de vie relativement plus élevé de ce type de ménage. Ensuite, l'incidence du travail des enfants tend à diminuer avec le niveau d'instruction du chef de ménage – sauf pour les filles de 7-14 ans –, et à croître lorsque ce dernier a une activité agricole, liée à l'élevage ou du secteur informel, ou réside à Ndzouani. Enfin, le niveau de vie des ménages semble être un facteur important du travail des enfants. Cette question est examinée plus précisément dans la section consacrée à la modélisation.

En quatrième lieu, le tableau 5.7 montre que seulement 29,2 pour cent des enfants actifs sont des apprentis ou aides familiaux. Ainsi, la plupart des enfants actifs sont principalement des travailleurs de l'agriculture – 38,6 pour cent –, des indépendants du secteur informel – 13,5 pour cent – ou des éleveurs – 8,8 pour cent.

En dernier lieu, dans la mesure où le travail et la scolarisation des enfants sont deux activités interdépendantes, il peut être intéressant d'examiner la distribution des différents choix. Le tableau 7.7 montre que la majeure partie des enfants ont pour *unique activité l'école*, une occupation qui, fort logiquement : (i) décline avec l'âge : 74,2 et 67,1 pour cent, respectivement, pour les classes d'âge de 7-14 ans et de 15-17 ans, et ; (ii) croît à la fois avec le niveau de vie – 72,2 et 75,8 pour cent, respectivement, pour les pauvres et les riches de 7-17 ans. De ce fait, seulement 1,2 et 7,1 pour cent des enfants, respectivement, de 7-14 ans et 15-17 ans travaillent

uniquement. Un tel résultat s'explique par le niveau du taux net de scolarisation primaire dans le pays, ce dernier étant estimé dans l'étude à 68,8 pour cent pour les 6-11 ans. En outre, l'enquête révèle qu'une proportion importante d'enfants de 7-14 ans – 23,9 pour cent –, ou de 15-17 ans – 24,3 pour cent – n'ont ni travail, ni accès à l'école, notamment dans les ménages pauvres – 24,0 pour cent pour les 7-17 ans, contre 19,7 pour cent dans les ménages riches. Dans ces conditions, *le taux de chômage des enfants* de 7-17 ans est considérable – 53,1 pour cent.

B. *Modélisation des déterminants du travail des enfants et scolarisation*

Les premières analyses contemporaines du travail des enfants ont été effectuées dans le cadre d'une modélisation des comportements des ménages, afin d'expliquer les décisions familiales simultanées de consommation et de travail des enfants, ou de scolarité et de fécondité. Ainsi, le modèle néo-classique unitaire tente d'expliquer les relations qui prévalent entre la participation des adultes au marché du travail, la scolarisation et le travail des enfants¹². En outre, le fait que le ménage ne soit pas nécessairement géré par un dictateur bienveillant a suscité l'élaboration de modèles impliquant un processus de négociation intra-ménages – entre les parents et les enfants – ou extra-ménages – entre les parents et l'employeur. Dans le premier cas, où les parents font preuve d'altruisme, on montre, par exemple, que l'offre de travail des enfants dépend des salaires des adultes et des enfants qui prévalent sur le marché du travail¹³. Par contre, dans le second cas, si le salaire des adultes est également en relation avec celui des enfants, les parents ne se préoccupent pas du bien-être des enfants¹⁴.

En réalité, lorsque les enfants sont des travailleurs potentiels, l'existence d'équilibres multiples sur le marché du travail est une éventualité sous-estimée par les approches précédentes. Dans ce contexte, Basu et Van proposent un modèle fondé sur deux hypothèses¹⁵. D'une part, l'« *axiome de luxe* » indique que la participation des enfants au marché du travail ne prévaut que si le ménage a un niveau de vie inférieur à un seuil critique. En d'autres termes, non seulement le loisir et la scolarisation des enfants sont des biens de luxe, mais les parents sont altruistes. D'autre part, l'« *axiome de substitution* » stipule l'équivalence, à un facteur de correction près, du travail

¹² Rosenzweig, Evenson [1977].

¹³ Basu [1999].

¹⁴ Gupta [1998].

¹⁵ Basu, Van [1998]. Cette analyse est reprise par Basu, Tzannatos [2003].

Tableau 8A.7 : Coefficients de régression relatifs à l'estimation probit bivariée des déterminants du travail et de la scolarisation des enfants de 7-17 ans – Comores 2004¹

Paramètre Variable dépendante	Bien-être ex post						Som. Ef. mg.
	Travail enfants – 1 = oui ¹⁰			Scolarisation enfants – 1 = oui ¹¹			
	β	t ²	Ef. mg. ⁴	β	t ²	Ef. mg. ⁴	
Constante	-4,032	-2,739*	-	-1,962	-4,856*	-	-
Age des enfants							
Age	0,419	2,084*	0,006	0,339	6,018*	0,001	0,007*
(Age ²)/100	-0,962	-1,292	-0,014	-1,492	-6,327*	-0,006	-0,020*
Sexe – garçons	0,006	0,071	0,000	0,159	3,858*	0,000	0,001
Enfant du chef	-0,015	-0,138	-0,000	0,205	4,175*	0,000	0,001
Educ. enfants⁵							
Primaire	-0,159	-0,980	-0,002	-	-	-	-0,002
Secondaire & plus	-0,061	-0,311	-0,000	-	-	-	-0,001
Education chef⁵							
Primaire	-0,393	-2,027*	-0,005	0,302	4,660*	0,001	-0,004**
Secondaire 1c	-0,655	-2,029*	-0,009	0,461	5,996*	0,001	-0,007**
Secondaire 2c & plus	-1,074	-2,062*	-0,015	0,476	4,884*	0,002	-0,013*
Démographie chef							
Sexe – homme	-0,121	-0,995	-0,001	-0,101	-1,692**	-0,000	-0,002
Age	-0,057	-2,723*	-0,000	0,025	2,482*	0,000	-0,001*
(Age ²)/100	0,056	2,544*	0,000	-0,020	-1,988**	-0,000	0,001*
Stat. travail : chef⁶							
Micro-entreprise	-0,001	-0,005	-0,000	0,098	1,556	0,000	0,001
Agriculteur & div.	0,307	2,603*	0,004	-0,182	-3,455*	-0,000	0,003**
Chômeur/inactif	-0,202	-1,057	-0,002	0,016	0,243	0,000	-0,002
Démog. ménage							
Nombre < 5 ans	-0,032	-0,497	-0,000	-0,027	-1,104	-0,000	-0,001
Nombre 5-14 ans	-0,001	-0,046	-0,000	0,040	2,705*	0,000	0,001
Nombre 15-60 ans	-0,026	-0,796	-0,000	0,019	1,522	0,000	-0,001
Nombre > 60 ans	-0,188	-1,301	-0,002	0,153	3,027*	0,000	-0,002
Niveau de vie							
Pauvres ⁷	0,042	0,301	0,000	-0,123	-1,886**	-0,000	0,000
Intermédiaires ⁷	-0,046	-0,324	-0,000	-0,162	-2,438*	-0,000	-0,001
Localisation⁸							
Ngzouani	0,187	0,993	0,002	-0,289	-3,483*	-0,001	0,001
Ngazidja	-0,097	-0,483	-0,001	0,013	0,159	0,000	-0,001
ρ (1,2) ⁹ (Wald ; sig.)				-0,461	(-5,069 ; 0,000)		
Log vraisemblance					-3111,52		
N					4701		

(1) Maximum de vraisemblance à information complète. La variable dépendante prend la valeur 1 si l'enfant fréquente l'école, et 0 dans le cas contraire ; (2) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Variables binaires spécifiant la localisation des enfants par Province ; (4) Effets marginaux pour Y1|Y2=1 ; (5) Base = sans instruction ; (6) Base = salarié ; (7) Base = non pauvres ; (8) Base = Mwali.

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

Source : EIM 2004

des adultes et des enfants. Par conséquent, la pauvreté des ménages est un déterminant fondamental de la participation des enfants au marché du travail. A cet égard, Basu et Van spécifient une courbe d'offre de travail décroissante, comportant éventuellement deux équilibres stables : l'un où les salaires sont élevés et les enfants ne travaillent pas – « bon équilibre » –, l'autre, au contraire, traduisant l'existence de gains faibles et une forte incidence des

Tableau 8B.7 : Coefficients de régression relatifs à l'estimation probit bivariée des déterminants du travail et de la scolarisation des enfants de 7-17 ans – Comores 2004¹

Paramètre Variable dépendante	Bien-être ex ante						
	Travail enfants – 1 = oui ¹⁰			Scolarisation enfants – 1 = oui ¹⁰			Som. Ef. mg.
	β	t ²	Ef. mg. ⁴	β	t ²	Ef. mg. ⁴	
Constante	-3,877	-2,583*	-	-2,101	-5,203*	-	-
Age des enfants							
Age	0,446	2,138*	0,005	0,338	6,025*	0,001	0,007*
(Age ²)/100	-1,061	-1,374	-0,013	-1,489	-6,326*	-0,005	-0,019*
Sexe – garçons	-0,008	-0,091	-0,000	0,153	3,714*	0,000	0,000
Enfant du chef	0,008	0,075	0,000	0,207	4,223*	0,000	0,001
Educ. enfants⁵							
Primaire	-0,163	-0,972	-0,002	-	-	-	-0,002
Secondaire & plus	-0,024	-0,122	-0,000	-	-	-	-0,000
Education chef⁵							
Primaire	-0,516	-2,644*	-0,006	0,305	4,585*	0,001	-0,005*
Secondaire 1c	-0,663	-2,093*	-0,008	0,473	6,159*	0,001	-0,006**
Secondaire 2c & plus	-1,089	-1,907**	-0,014	0,489	5,033*	0,001	-0,012**
Démographie chef							
Sexe – homme	-0,042	-0,344	-0,000	-0,115	-1,890**	-0,000	-0,001
Age	-0,062	-2,941*	-0,000	0,026	2,571*	0,000	-0,001*
(Age ²)/100	0,057	2,602*	0,000	-0,021	-2,050*	-0,000	0,001*
Stat. travail : chef⁶							
Micro-entreprise	-0,006	-0,044	-0,000	0,094	1,484	0,000	0,001
Agriculteur & div.	0,355	2,880*	0,004	-0,184	-3,482*	-0,000	0,003*
Chômeur/inactif	-0,205	-1,055	-0,002	0,003	0,057	0,000	-0,002
Démog. ménage							
Nombre < 5 ans	-0,052	-0,785	-0,000	-0,028	-1,132	-0,000	-0,001
Nombre 5-14 ans	-0,042	-1,355	-0,000	0,038	2,520*	0,000	-0,001
Nombre 15-60 ans	-0,018	-0,545	-0,000	0,018	1,440	0,000	-0,001
Nombre > 60 ans	-0,193	-1,344	-0,002	0,147	2,903*	0,000	-0,001
Niveau de vie							
Pauvres durables ⁷	-0,366	-2,144*	-0,004	0,029	0,463	0,000	-0,004*
Pauvres trans. inv. ⁷	-0,148	-0,557	-0,001	-0,087	-0,886	-0,000	-0,002
Pauvres trans. év. ⁷	0,329	3,051*	0,004	-0,009	-0,176	-0,000	0,004*
Localisation⁸							
Ngzouani	-0,013	-0,069	-0,000	-0,269	-3,078*	-0,001	-0,001
Ngazidja	-0,233	-1,122	-0,003	0,027	0,318	0,000	-0,002
ρ (1,2) ⁹ (Wald ; sig.)				-0,459	(-5,015 ; 0,000)		
Log vraisemblance					-3107,58		
N					4707		

(1) Maximum de vraisemblance à information complète. La variable dépendante prend la valeur 1 si l'enfant fréquente l'école, et 0 dans le cas contraire ; (2) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Variables binaires spécifiant la localisation des enfants par Province ; (4) Effets marginaux pour Y1|Y2=1 ; (5) Base = sans instruction ; (6) Base = salarié ; (7) Base = non pauvres ; (8) Base = Mwali.

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

Source : EIM 2004

enfants travailleurs – « mauvais équilibre ». En outre, lorsque ce dernier prévaut, l'interdiction du travail des enfants peut conduire, toutes choses

égales par ailleurs, à la restauration du « bon équilibre »¹⁶. Enfin, cette approche est compatible avec l'idée que la décision de faire travailler les enfants est, en partie, une question de normes sociales.

Mais, d'autres modèles, plus récents, ont tenté de mieux capturer la relation entre le travail des enfants et la scolarisation. Premièrement, des modèles d'économie politique tentent de montrer qu'en présence d'une distribution des revenus très inégalitaire, la scolarisation publique n'a pas l'adhésion de la majorité des électeurs, et le travail des enfants est important¹⁷. En effet, la stratégie de l'Etat est de collecter des impôts pour construire des écoles, plutôt que d'interdire le travail des enfants. La progression de la fiscalité induit une détérioration du bien-être des familles, mais, en même temps, contribue à accroître la scolarisation, dans la mesure où les fonds additionnels obtenus ont permis la construction d'écoles en plus grand nombre et de meilleure qualité. Par ailleurs, l'hypothèse de l'électeur médian assure que si l'inégalité est forte, le taux d'imposition sera faible, tandis que la participation des enfants au marché du travail sera élevée. Deuxièmement, d'autres constructions théoriques mettent l'accent sur la dynamique du travail des enfants et de l'accumulation du capital humain¹⁸. En présence de marchés du travail et du capital concurrentiels, l'accroissement du capital humain implique des gains plus élevés. De ce fait, un enfant qui participe davantage au marché du travail, donc qui est moins scolarisé, sera plus pauvre à l'âge adulte. Le même raisonnement suggère que l'enfant de cet adulte soit moins scolarisé, ce qui peut contribuer à perpétuer le travail des enfants entre générations – « trappe de travail des enfants ». Cette approche autorise l'existence d'équilibres multiples sur le marché du travail¹⁹.

La présente recherche s'inscrit dans ce contexte, et propose de tester l'idée que la pauvreté est un déterminant important du travail des enfants aux Comores. Par ailleurs, l'analyse est menée, successivement, par rapport à la pauvreté monétaire, et en prenant en compte le risque de cette dernière.

Parmi la diversité des modèles disponibles, l'étude opte pour une approche où la scolarisation et le travail des enfants sont traités comme des

¹⁶ Cette approche suppose que les travailleurs sont identiques, ex ante, et le demeurent, ex post, à l'issue du nouvel équilibre. Basu [1999] cite quelques recherches relatives à la relation entre le travail des enfants, l'inégalité des revenus et le chômage des adultes.

¹⁷ Tanaka [2003].

¹⁸ Basu [1999].

¹⁹ Dans cette optique, la dynamique du travail des enfants en relation avec la fécondité, le marché du capital, le salaire d'efficacité ou la distribution des revenus, est également explorée. Basu et Tzannatos [2003] présentent des références bibliographiques.

*choix interdépendants*²⁰. De ce fait, on suppose que l'école a pour effet de soustraire les enfants de nombreuses activités, ce qui permet de tenter de savoir pourquoi les enfants travaillent plutôt que d'aller à l'école. Ainsi, en utilisant un modèle probit bivarié, il est possible de tester la probabilité pour les enfants de travailler et/ou d'aller à l'école. Ce type de modèle tient compte de l'existence de possibles distributions corrélées entre les deux équations de choix. Ainsi, dans ce modèle, il y a deux variables dépendantes binaires, l'une indiquant si l'enfant participe ou non à la population active, l'autre spécifiant la fréquentation scolaire ou non²¹. Les variables indépendantes sont indiquées aux tableaux 8.7 et E5, en annexes, ces derniers affichant en même temps les coefficients de régression du modèle probit bivarié des déterminants du travail et de la scolarisation des enfants. Ils appellent plusieurs commentaires.

Premièrement, on observe que le coefficient de corrélation ρ est négatif et significatif, ce qui signifie *qu'il existe une relation inverse entre la fréquentation scolaire et le travail des enfants*. Toutes choses égales par ailleurs, des facteurs non observés qui augmentent la probabilité d'aller à l'école diminuent celle de travailler.

Deuxièmement, le tableau 8A.7 montre que, toutes choses égales par ailleurs, *la pauvreté, appréhendée par rapport au bien-être ex post, n'influence pas significativement la probabilité de travail des enfants, mais a un effet négatif sur les chances de scolarisation*. En effet, le modèle estimé affiche des coefficients de régression de la pauvreté *positifs* mais non significatifs. Par contre, s'agissant de la scolarisation des enfants, l'ensemble des coefficients relatifs à la pauvreté sont significatifs et *négatifs*. Néanmoins, le tableau 8A.7 montre que la somme des effets marginaux relatifs au travail et à la scolarisation n'est pas significative. Les informations relatives au tableau E5, en annexes, fondé sur une appréhension du niveau de vie à l'aide du log des dépenses par tête, produit des conclusions analogues. Un tel résultat ne semble pas corroborer les conclusions de plusieurs études sur ce sujet, bien que certaines d'entre elles aient questionné la validité de la relation entre les privations monétaires et la probabilité de travail des enfants. Ainsi, a priori, selon la présente étude, *l'hypothèse de l'« axiome de luxe » semble improbable aux Comores*.

En réalité, la prise en considération du risque de pauvreté modifie l'opportunité du modèle probit bivarié. Le tableau 8B.7 montre que le

²⁰ La littérature empirique sur ce sujet met en évidence une variété de modèles économétriques utilisés, selon que l'on admet des décisions simultanées ou séquentielles dans le ménage concernant le choix du travail des enfants.

²¹ Voir Lachaud [2004] pour la présentation formalisée de ce modèle.

coefficient de corrélation ρ est négatif et significatif. De ce fait, il existe aussi une relation inverse entre la fréquentation scolaire et la participation des enfants au marché du travail, et, des facteurs non observés qui augmentent la probabilité d'aller à l'école, diminuent celle de travailler. En réalité, cette approche amende sensiblement la relation précédente entre la probabilité de travail des enfants et la scolarisation, et le bien-être des ménages. En effet, l'estimation du modèle probit bivarié montre que, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de travail des enfants dans les ménages *pauvres durables* – ménages dont les consommations *actuelle* et *estimée* sont inférieures au seuil de pauvreté – est significativement *moins élevée* que dans les ménages « non pauvres », c'est-à-dire l'ensemble des trois composantes : (i) non pauvres vulnérables précaires ; (ii) non pauvres vulnérables ; (iii) non pauvres non vulnérables. Le coefficient de régression est significatif, et l'effet marginal substantiel. Par contre, la *pauvreté transitoire évolutive accroît significativement la probabilité de travail des enfants*. A cet égard, on notera que les coefficients relatifs à la scolarisation sont négatifs, mais non significatifs. En d'autres termes, il semble que l'hypothèse de l'« axiome de luxe » doive être davantage spécifiée, une conclusion déjà mise en évidence par ailleurs²².

En effet, il se pourrait que ce soit seulement à l'issue d'un choc exogène – par exemple, la réduction des transferts –, aggravant la pauvreté transitoire, que la mise en oeuvre de stratégies de survie conduise à accentuer le travail des enfants. Ainsi, la prise en considération de la vulnérabilité des ménages, c'est-à-dire la risque de pauvreté, renforce l'argument de la gestion du risque des ménages, avancé par Grootaert et Kanbur (1995) : l'incidence du travail des enfants peut être le reflet d'une stratégie visant à minimiser le risque d'interruption du flux des ressources, une situation qui prévaut surtout pour les ménages pauvres. La présente étude montre que la variabilité du niveau de vie, mesurée par la *variance des dépenses* en termes de pauvreté transitoire, rehausse la probabilité du travail des enfants, tout en réduisant les chances de scolarisation, comparativement aux ménages situés en dessus de la ligne de pauvreté, alors que la vulnérabilité des familles pauvres, imputable à une *faiblesse chronique des dépenses* – pauvres durables –, diminue la propension au travail des enfants, et augmente leur scolarisation, par rapport aux groupes les plus aisés²³. Dans cette optique, il se pourrait aussi que les ménages utilisent l'éducation des enfants comme un substitut des marchés

²² Burkina Faso. Voir Lachaud [2004a].

²³ Toutefois, dans les deux cas, les coefficients relatifs à la scolarisation ne sont pas significatifs.

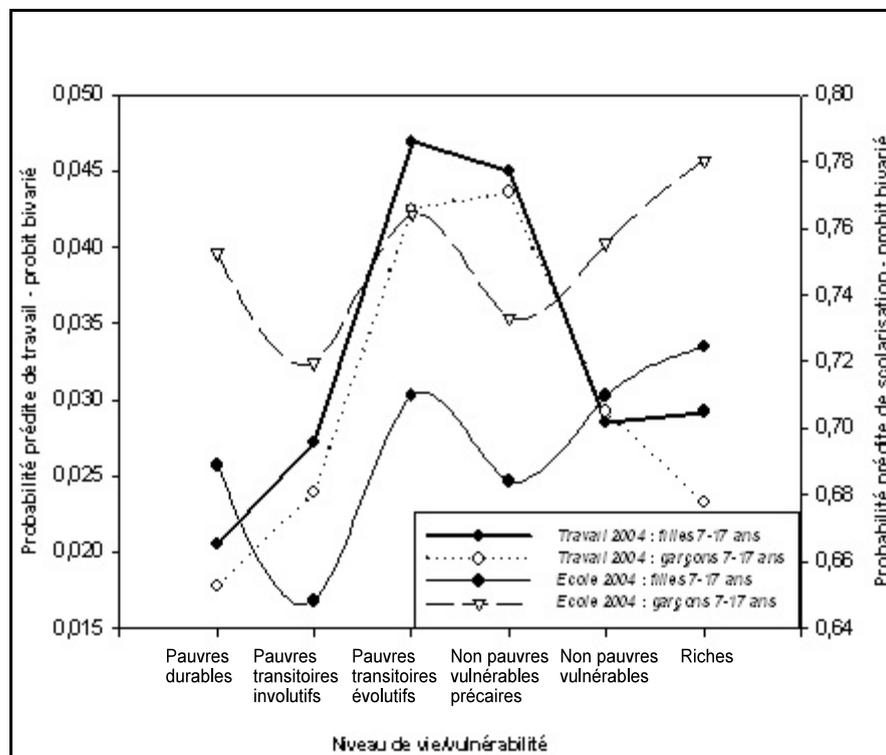


Figure 2.7 : Probabilités prédites de travail/école des enfants selon la pauvreté durable et transitoire et la vulnérabilité – Comores 2004

des capitaux inefficaces. Etant donné qu'ils n'ont pas l'opportunité de faire face aux variations des ressources en empruntant sur le marché financier, ils effectuent des transferts inter-générationnels, à savoir la mise au travail des enfants. Cette attitude peut constituer une dimension des stratégies de survie.

Evidemment, cette situation n'exclut pas que des catégories de ménages non pauvres, situés dans le haut de la distribution, aient une moindre incidence moyenne du travail des enfants, que ceux qui sont pauvres durables ou transitoires. Le tableau 6.7 et la figure 2.7 illustrent cette situation. Ainsi, cette dernière, affichant les probabilités prédites de travail/école des enfants, montre, par exemple, que pour les ménages « non pauvres et non vulnérables » – c'est-à-dire ceux dont : (i) les consommations par tête actuelle et estimée sont supérieures au seuil de pauvreté, et ; (ii) la vulnérabilité est inférieure à 0,4 –, la probabilité prédite de travail des filles de 7-17 ans n'est que de 0,029, contre 0,047 pour les filles des ménages pauvres transitoires évolutifs.

Troisièmement, les tableaux 8.7 suggère d'autres déterminants du

travail et de la scolarisation des enfants. Tout d'abord, toutes choses égales par ailleurs, la propension des enfants à faire partie de la population active diminue avec le niveau scolaire et l'âge du chef de ménage, et augmente avec l'âge des enfants. Mais, la participation des garçons à la force de travail n'est pas significativement moins importante que celle des filles, et le niveau d'instruction des enfants n'est pas significatif. La composition démographique du ménage ne joue également aucun rôle dans la participation des enfants au marché du travail, alors que l'on peut penser que lorsque la taille du ménage est importante, certains enfants sont retirés du marché du travail pour assurer la garde des plus jeunes. Le statut de travailleur à propre compte agricole du chef de ménage, comparativement à celui de salarié du secteur protégé, influence positivement le travail des enfants. D'ailleurs, pour ce paramètre, les effets marginaux sont assez élevés, un impact attendu compte tenu de l'ampleur des aides familiaux et apprentis.

Quatrièmement, les résultats obtenus en matière de scolarisation sont intéressants. La probabilité de fréquentation scolaire des enfants de 7-17 ans décline avec : (i) la pauvreté *ex post* ; (ii) le statut d'agriculteur du chef de ménage, comparativement à celui de salarié protégé ; (iii) le fait pour le chef de famille d'être un homme ; (iv) la localisation des ménages à Ndzouani. De même, les enfants ont une probabilité plus élevée d'aller à l'école lorsque : (i) le chef est instruit ; (ii) le chef a un certain âge ; (iii) les ménages comportent de nombreux enfants, notamment de 5-14 ans, et d'adultes de plus de 60 ans ; (iv) les enfants sont ceux du chef. En outre, *toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de scolarisation des filles est plus faible que celle des garçons*, et l'effet marginal est assez élevé. La figure 2.7, affichant les probabilités prédites de travail et de scolarisation selon le sexe et les segments du niveau de vie *ex ante*, met bien en relief le biais de scolarisation en faveur des garçons.

8. Conclusion

La présente étude, consacrée à l'analyse préliminaire de l'enquête intégrale auprès des ménages de l'Union des Comores, réalisée en 2004, conduit à plusieurs conclusions.

L'incidence des privations monétaires demeure à un niveau relativement élevé, puisque 36,9 pour cent des ménages, soit 44,8 pour cent des individus, ont des ressources inférieures au seuil de pauvreté de 285 144 FC par tête et par an. Cette situation montre que l'Union des Comores est confrontée à des défis économiques et sociaux considérables, d'autant que la vulnérabilité des ménages est une situation un peu plus répandue que la pauvreté, et que les privations « durables » constituent une composante importante du déficit social. En même temps, les inégalités monétaires, qui se sont considérablement accrues entre 1995 et 2004, ont freiné la réduction de la pauvreté – processus de croissance « pro-riches », sauf à Mwali –, et de nombreux ménages semblent particulièrement exposés au risque de pauvreté dans un avenir proche.

Malgré tout, des avancées substantielles en termes de progrès social semblent avoir été accomplies au cours de la période 1995-2004, la proportion des individus pauvres ayant décliné de 9,8 points de pourcentage. Bien que ce diagnostic appelle une très grande prudence, compte tenu de la forte incertitude qui prévaut quant à la comparaison des enquêtes de 1995 et 2004, il est vérifié par une analyse micro-multidimensionnelle non monétaire, et quelques indicateurs partiels, en particulier les conditions d'habitat et d'environnement sanitaire, l'éducation et la santé. Cependant, le biais en faveur de la scolarisation des garçons demeure, les progrès en matière de malnutrition des enfants semblent très limités, et les inégalités *socio-économiques* de malnutrition sont « pro-riches ».

Dans ce contexte, malgré l'existence de spécificités insulaires, l'analyse des déterminants de la pauvreté monétaire met en évidence le rôle de l'instruction, la structure démographique des familles, les transferts – notamment, externes à Ngazidja –, la configuration du marché du travail, et la localisation spatiale – les ménages vivant dans le milieu rural de Ndzouani étant particulièrement défavorisés.

En effet, la capacité de mobilisation et de valorisation des actifs liés au marché du travail présente un intérêt majeur par rapport au bien-être des individus. À cet égard, la combinaison du taux d'offre de travail – 37,5 pour

cent –, et du taux de chômage – 13,5 pour cent –, montre que seulement 32,4 pour cent des individus de 7 ans et plus travaillent – 28,6 et 39,6 pour cent dans les familles, respectivement, pauvres et riches. Mais, la structure dualiste du marché du travail et la faiblesse du taux de création des richesses réduisent les capacités d'absorption de l'emploi, et favorisent un ajustement du marché du travail en termes de chômage des jeunes. En effet, le secteur agricole et le secteur informel occupent près des trois quarts des emplois, d'une part, et le secteur moderne, englobant environ le quart des emplois, propose à deux salariés sur trois des statuts du travail non protégés, d'autre part. Ainsi, près de la moitié des chômeurs n'ont jamais travaillé, et le différentiel de chômage entre les hommes – 9,2 pour cent – et les femmes – 19,2 pour cent – est considérable. De plus, pour les moins de 24 ans, le taux de chômage – en progression au cours de la période 1995-2004, une situation qui n'est pas spécifique aux ménages pauvres – frappe un quart à un tiers des personnes actives. Dans ces conditions, les disparités de gains entre les différentes occupations sont considérables, et les profils âge-gains sont assez proches de ce qu'enseigne la théorie du capital humain.

Mais, un autre dualisme du marché du travail prévaut dans l'Union des Comores : la plus grande fragilité des femmes quant à l'accès au marché du travail, comparativement aux hommes, en termes de taux de dépendance dans le ménage, d'offre de travail, 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 –, d'accès à l'emploi protégé – le secteur agricole et le secteur informel englobent, respectivement, 66,9 et 19,5 pour cent de l'emploi féminin – et de gains – ratio des moyennes des revenus d'activité des femmes et des hommes de 0,641. Par conséquent, les profils âge-gains des femmes sont beaucoup plus plats que ceux des hommes. Malgré tout, les ménages gérés par une femme sont moins pauvres que leurs homologues masculins, une situation imputable principalement à l'ampleur de l'auto-consommation alimentaire, des transferts, et du rôle du capital social.

Sans aucun doute, la participation des enfants au marché du travail – 2,0 et 8,5 pour cent, respectivement, pour les 7-14 ans et 15-17 ans – constitue un autre élément des stratégies de survie, mises en oeuvre par les ménages, et l'argument de l'« axiome de luxe » est probablement acceptable. Toutefois, l'incidence du travail des enfants, significativement plus élevée dans les ménages *pauvres transitoirement*, comparativement aux ménages non pauvres, pourrait être le reflet d'une stratégie visant à minimiser le risque d'interruption du flux des ressources, une situation qui prévaut surtout pour les ménages pauvres.

En fait, malgré les incertitudes relatives au processus de transition économique, il est possible, à moyen ou à long terme, d'atténuer la fragilité

du progrès social, en : (i) renforçant les fondamentaux d'une croissance économique durable ; (ii) dynamisant les secteurs productifs agricoles et informel ; (iii) accélérant les réformes des institutions – décentralisation – et du marché du travail ; (iv) assurant la promotion des ressources humaines et la formation professionnelle, et ; (v) développant des actions ciblées – notamment, des programmes d'emplois d'urgence – et les filets de sécurité. En même temps, il est souhaitable, afin de promouvoir un processus de sensibilisation et de dialogue sur le développement social, d'orienter efficacement les politiques macro-économiques et sectorielles, et de guider les actions spécifiquement destinées à promouvoir l'emploi et réduire la pauvreté, de poursuivre le processus d'amélioration du système des informations sur le marché du travail et la pauvreté.

Mais, la réussite de cette stratégie, visant à amender le processus de transition économique et à accroître la participation des individus à l'emploi productif, non vulnérable ou décent, afin d'atténuer le niveau des privations, dépend d'un ensemble de facteurs dont certains ne sont pas totalement contrôlables par les autorités publiques. En particulier, la réalisation de programmes d'investissements publics nécessite un accroissement de l'aide extérieure pour assurer le financement des déficits budgétaire et externe. De même, la promotion de la « bonne gouvernance », indispensable à la réussite des actions entreprises et à la dynamisation des investissements étrangers, dépend de la vitesse à laquelle le système social acceptera les changements structurels majeurs.

Dans cette optique, la « Stratégie de croissance et de réduction de la pauvreté » constitue, d'une part, un sérieux indicateur des ambitions de promotion d'une stratégie de développement, susceptible d'améliorer durablement le bien-être des populations les plus défavorisées, en termes de pouvoir d'achat et d'épanouissement social, en mettant en oeuvre des politiques publiques efficaces, et, d'autre part, un précieux instrument de programmation des actions. Cependant, l'ampleur des défis économiques et sociaux actuels, rendant difficile toute distinction entre une « stratégie de développement » et une « stratégie de réduction de la pauvreté », exige d'envisager le développement de l'Union des Comores sur une période de temps assez longue.

Références bibliographiques

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

Basu, K. 1999. « Child Labor: Cause, Consequences, and Cure, with Remarks on International Labor Standards, *Journal of Economic Literature*, 37 : 1083-1119.

Basu, K., Van, P.H.. 1998. « The Economics of Child Labor », *American Economic Review*, 88 : 412-427.

Basu, K., Tzannatos, Z. 2003. « The Global Child Labor Problem: What Do We Know and What Can We Do? », *World Bank Economic Review*, 17 : 147-173.

BIT 1998. *Le travail des enfants en Afrique : l'intolérable en point de mire*, Kampala, Réunion tripartite régionale africaine, Ouganda, 5-7 février.

-. 2002a. *Résolution concernant les statistiques de la population active, de l'emploi, du chômage et du sous-emploi*, Genève, 13^e Conférence internationale des statisticiens du travail, Bureau international du travail.

-. 2002b. *Un avenir sans travail des enfants*, Genève, Conférence internationale du travail, Rapport I(B), Bureau international du travail.

Bourguignon, F., Chakravarty, S.R. 1998. *A Family of Multidimensional Poverty Measures*, Paris, Document 98-03, EHESS and DELTA.

-. 2002. *Multidimensional Poverty Orderings*, Paris, DELTA.

Bourguignon, F., Fournier, M., Gurgand, M. 2001. « Fast Development With a Stable Distribution: Taiwan », *Review of Income and Wealth*, 47 : 139-163.

Chakravarty, S.R., Mukherjee, D., Ranade, R.R. 1997. *On the Family of Subgroups and Factor Decomposable Measures of Multidimensional Poverty*, Bordeaux, Séminaire de l'URA, Université Montesquieu - Bordeaux IV.

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.

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

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

Deaton, A. 2002. *Data for Monitoring the Poverty MDG*, New York, Occasional Paper, December, United Nations Development Programme.

-. 2003. *Measuring Poverty in a Growing World (or Measuring Growth in a Poor World)*, Princeton, mimeo, June, Princeton University.

Deininger, K., Squire, L. 1998. « New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth », *Journal of Development Economics*, 57 : 542-65.

Diallo, Y. 2001. *Les enfants et leur participation au marché du travail en Côte d'Ivoire*, Bordeaux, thèse de doctorat, Université Montesquieu-Bordeaux IV.

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

-. 1995. *Gestion des programmes d'alimentation des collectivités*, Rome, Etudes FAO alimentation et nutrition 23, Division de l'alimentation et de la nutrition de la FAO.

Fields, G., Yoo, G. 2000. « Falling Labour Income Inequality in Korea's Economic Growth: Patterns and Underlying Causes », *Review of Income and Wealth*, 46 : 139-159.

Grootaert, Ch., Kanbur, R. 1995. *Child Labor: A Review*, Washington, Policy Research Working Paper 1454, World Bank.

Gupta, M.R. 2000. « Wage Determination of a Child Worker: A Theoretical Analysis », *Review of Development Economics*, 4 : 219-228.

Husmanns, R., Mehran, F., Verma, V. 1990. *Surveys of Economically Active Population, Employment, Unemployment and Underemployment: An ILO Manual on Concepts and Methods*, Geneva, International Labour Office.

Howes, S., Lanjouw, J.O. 1998. « Does Sample Design Matter for Poverty Rate Comparisons », *Review of Income and Wealth*, 44 : 225-41.

IPEC 2002. *Every Child Counts. New Global Estimates on Child Labour*, Geneva, International Programme on the Elimination of Child Labour, International Labour Office.

-. 2004. *IPEC Action Against Child Labour 2002.2003. Progress and Future Priorities*, Geneva, International Programme on the Elimination of Child Labour, International Labour Office.

Jenkins, S.P. 1995. « Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-86 », *Economica*, 62 : 29-63.

Jenkins, S.P., Lambert, P.J. 1997. « Three 'I's of Poverty Curves With an Analysis of UK Poverty Trends », *Oxford Economic Papers*, 49 : 67-85.

-. 1998a. « Three 'I's of Poverty Curves and Poverty Dominance: TIPs for Poverty Analysis », *Research on Economic Inequality*, 8 : 23-45.

-. 1998b. « Ranking Poverty Gap Distributions: Further TIPs for Poverty Analysis », *Research on Economic Inequality*, 8 : 47-56.

Kakwani, N. 1990. *Testing for Significance of Poverty Differences, with Application to Côte d'Ivoire*, Washington, Lsms Working Papers n°62, World Bank.

-. 1993. « Poverty and Economic Growth with Application to Côte d'Ivoire », *Review of Income and Wealth*, 39 : 121-139.

Kakwani, N., Subbarao, K. 1992. « Rural Poverty and its Alleviation in India: a Discussion », *Economic and Political Weekly*, March.

Kakwani, N., Pernia, E. 2000. « What is Pro-poor Growth? », *Asian Development Review*, 18 : 1-16.

Kakwani, N., Prakash, B., Son, H.H. 2000. « Economic Growth, Inequality and Poverty: An Introductory Essay », *Asian Development Bank*, 18 : 1-22.

Kakwani, N., Khandker, S., Son, H.H. 2002. *Poverty Equivalent Growth Rate: with Applications to Korea and Thailand*, Washington, mimeo, World Bank.

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. 1994a. *Pauvreté et marché du travail urbain en Afrique subsaharienne : analyse comparative*, Genève, Institut international d'études sociales.

–. 1994b. *The Labour Market in Africa*, Research series 102, Genève, Institut international d'études sociales.

–. 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.

–. 2000. *Pauvreté et inégalité en Afrique. Contribution à l'analyse spatiale*, Bordeaux, Série de recherche n°4, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement-Institut de recherche pour le développement.

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

–. 2002. *Pauvreté monétaire et privation des capacités en Afrique. Contribution à l'analyse des interactions*, Bordeaux, Série de recherche n°6, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.

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

–. 2003b. *Les déterminants de l'inégalité du bien-être au Burkina Faso : une décomposition de régression*, Bordeaux, Document de travail n°85, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.

–. 2003c. *La croissance économique en Afrique est-elle « pro-pauvres » ? Une investigation appliquée au Burkina Faso*, Bordeaux, Document de travail n°83, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.

–. 2003d. *La dynamique de l'inégalité de la malnutrition des enfants en Afrique. Une analyse comparative fondée sur une décomposition de régression*, Bordeaux, Document de travail n°86, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.

-. 2004a. *Le travail des enfants et la pauvreté en Afrique : Un réexamen appliqué au Burkina Faso*, Bordeaux, Document de travail n°96, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.

-. 2004b. *La pauvreté a-t-elle diminué ou augmenté au Burkina Faso ? Evidence empirique fondée sur une approche non monétaire micro-multidimensionnelle*, Bordeaux, Document de travail n°103, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.

-. 2004c. *Marché du travail, emploi et pauvreté à Djibouti*, Genève, miméo, Bureau international du travail.

-. 2005. *Modélisation de la pauvreté durable et transitoire, et capital social aux Comores*, Bordeaux, Document de travail n°108, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du 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, miméo, février, Commissariat Général au Plan, Union des Comores.

Nations unies 1993. *Evaluation de l'état nutritionnel des jeunes enfants par voie d'enquêtes auprès des ménages*, New York, DP/UN/INT-89X06/8F, Nations unies.

OIT 1999. *Un travail décent*, Genève, Rapport du Directeur général, Conférence internationale du travail, 87^e session.

-. 2003-2004. *Indicateurs clés du marché du travail (KILM)*, Genève, CD-ROM version.

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.

Ravallion, M. 2001. *On the Urbanisation of Poverty*, Washington, mimeo, Banque mondiale.

-. 2003. *The Debate on Globalization, Poverty and Inequality: Why Measurement Matters*, Washington, mimeo, World Bank.

Ravallion, M., Datt, G. 1991. *Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures. A Decomposition with Applications to Brazil and India in the 1990s*, Washington, Lsms Working Papers n°83, World Bank.

Ravallion, M., Chen, S. 1999. « When Economic Reform is Faster Than Statistics Reform: Measuring and Explaining Income Inequality in Rural China », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61 : 33-56.

-. 2002. *Measuring Pro-Poor Growth*, Washington, Working Paper 2666, World Bank.

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, miméo, 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.

Son, H.,H. 2003. *A Note on Measuring Pro-Poor Growth*, Washington, mimeo, World Bank.

Rosenzweig, M.R., Evenson, R. 1977. « Fertility, Schooling and the Economic Contribution of Children in Rural India: An Econometric Analysis », *Econometrica*, 45 : 1065-1079.

Tanaka, R. 2003. « Inequality as a Determinant of Child Labor », *Economics Letters*, 80 : 93-97.

Tzannatos, Z. 2003. « Child Labor and School Enrollment in Thailand in the 1990s », *Economics of Education Review*, 22:523-536

Union des Comores 2003. *Document de stratégie de croissance et de réduction de la pauvreté*, Moroni, Document intérimaire, juin, Commissariat Général au Plan.

–. 2004. *Plan national d'action de l'éducation pour tous à l'horizon 2015*, Moroni, novembre, Ministère de l'éducation nationale.

–. 2005. *Politique nationale de santé*, Moroni, Direction nationale de la santé.

Wagstaff, A. Paci, P. van Doorslaer, E. 1991. « On the Measurement of Inequalities in Health », *Social Science and Medecine*, 33 : 545-57.

Wan, G.H. 2002. *Regression-based Inequality Decomposition. Pitfalls and a Solution Procedure*, Helsinki, United Nations University, Discussion Paper 2002/101, WIDER.

World Bank 2004. *Comoros at a Glance*, http://www.worldbank.org/data/countrydata/aag/com_aag.pdf.

Annexes

Annexe A : Estimation de la pauvreté durable et transitoire

Le niveau de vulnérabilité d'un ménage h au temps t , en termes de ses dépenses futures conditionnées par ses caractéristiques présentes – observables et non observables –, peut être exprimé par l'équation [1]¹.

$$\mathbf{v}_{ht} = \Pr(\mathbf{d}_{h,t+1} = \mathbf{d}(\mathbf{X}_h, \boldsymbol{\alpha}_{t+1}, \boldsymbol{\lambda}_h, \mathbf{e}_{h,t+1}) \leq \mathbf{z} \mid \mathbf{X}_h, \boldsymbol{\alpha}_{t+1}, \boldsymbol{\lambda}_h, \mathbf{e}_{h,t+1}) \quad [1]$$

où : (i) $\mathbf{d}_{h,t+1}$ est le niveau des dépenses par tête du ménage h au temps $t+1$; (ii) \mathbf{X}_h , un ensemble de caractéristiques observables du ménage h ; (iii) $\boldsymbol{\alpha}_{t+1}$, un vecteur de paramètres décrivant l'état de l'économie au temps $t+1$; (iv) $\boldsymbol{\lambda}_h$, des effets non observables au niveau du ménage h , invariables dans le temps ; (v) $\mathbf{e}_{h,t+1}$, des chocs particuliers inhérents à certains facteurs, contribuant à différencier le bien-être des ménages, sans lesquels ce dernier serait identique selon les groupes ; (vi) \mathbf{z} , le seuil de pauvreté monétaire.

Naturellement, l'appréhension de [1] se heurte à maints obstacles, dont s'affranchissent aisément les études habituelles sur la pauvreté. Tout d'abord, il est impossible d'observer directement la vulnérabilité, l'analyse permettant seulement d'estimer la vulnérabilité actuelle d'un ménage à l'égard de la pauvreté future. Ensuite, la probabilité qu'un ménage soit pauvre dépend non seulement de la moyenne des dépenses escomptées, mais également de la fluctuation de ces dernières, c'est-à-dire de la variance d'un point de vue inter-temporel. En d'autres termes, il importe de pouvoir distinguer les situations où les ménages sont pauvres à cause d'un faible niveau permanent des ressources, de celles où les privations ont un caractère temporaire. Or, la rareté des données de panel, notamment en Afrique au Sud du Sahara, complique la prise en considération de ces deux éléments. La réalisation de l'enquête prioritaire III, comportant un module de panel,

¹ L'approche suit : Chaudhuri [2002] ; Chaudhuri, Jalan, Suryahadi [2002] ; Lachaud [2003a].

devrait faciliter la détermination de ces indicateurs. Néanmoins, sous certaines hypothèses, la disponibilité de données transversales – enquêtes prioritaires I et II – est en mesure de permettre une stratification des ménages par rapport au concept de vulnérabilité.

Le point de départ de cette option analytique est l'expression des déterminants des dépenses par tête d'un ménage h , résumée par l'équation [2].

$$\mathbf{Lnd}_h = \mathbf{X}_h \boldsymbol{\alpha} + \mathbf{e}_h \quad [2]$$

où : (i) \mathbf{Lnd}_h est le logarithme des dépenses per capita ; (ii) \mathbf{X}_h , un ensemble de caractéristiques observables du ménage h ; (iii) $\boldsymbol{\alpha}$, un vecteur de paramètres ; (iv) \mathbf{e}_h , un terme aléatoire de moyenne nulle, capturant les chocs particuliers qui contribuent à différencier le niveau de vie des ménages. A cet égard, l'équation [2] admet implicitement que les chocs relatifs aux dépenses sont, pour chaque ménage, distribués dans le temps de manière identique et indépendante, sans que cela implique qu'ils soient distribués de la même manière parmi les groupes. Ainsi, [2] suppose, d'une part, l'absence d'effets spécifiques aux ménages non observables qui pourraient influencer leurs dépenses dans le temps, et, d'autre part, la stabilité de la structure de l'économie dans le temps, captée par le vecteur $\boldsymbol{\alpha}$, c'est-à-dire une dépendance de l'incertitude quant aux dépenses futures émanant seulement de l'incertitude inhérente aux chocs \mathbf{e}_h . Ces hypothèses sont dictées par la nature transversale des informations relatives aux ménages. En fait, contrairement aux modélisations habituelles de la pauvreté, admettant que le terme aléatoire provient d'erreurs de mesure ou est imputable à des facteurs non observables - variance de \mathbf{e}_h identique pour tous les ménages -, on considère que la variance de \mathbf{e}_h peut être expliquée par les caractéristiques observables des ménages, et propose une forme fonctionnelle simple exprimée par² : $\eta^2_{e,h} = \mathbf{X}_h \boldsymbol{\omega}$. Dans ces conditions, il s'agit d'estimer les paramètres $\boldsymbol{\alpha}$ et $\boldsymbol{\omega}$ selon les moindres carrés généralisés (Feasible Generalized Least Squares – FGLS) en trois étapes, suggérées par Amemiya.

Premièrement, l'équation [2] est estimée par les moindres carrés ordinaires, et les résidus obtenus permettent d'estimer, par la même procédure, la relation [3].

$$\hat{\mathbf{e}}^2_{OLS,h} = \mathbf{X}_h \boldsymbol{\omega} + \boldsymbol{\sigma}_h \quad [3]$$

² La variance du terme aléatoire s'interprète en termes économiques comme la variance inter-temporelle du log des dépenses par tête.

Deuxièmement, les valeurs prédites de [3] sont utilisées pour transformer [3] selon [4], cette dernière étant estimée par les moindres carrés ordinaires, afin d'obtenir des estimations FGLS asymptotiquement efficaces, $\hat{\omega}_{FGLS}$ ³. Ainsi, $X_h \hat{\omega}_{FGLS}$ est une estimation robuste de $\eta^2_{e,h}$, la variance de la composante transitoire des dépenses des ménages.

$$(\hat{e}^2_{OLS,h})/(X_h \hat{\omega}_{OLS}) = [X_h/(X_h \hat{\omega}_{OLS})] \omega + \sigma_h/(X_h \hat{\omega}_{OLS}) \quad [4]$$

Troisièmement, et corrélativement, la valeur $\hat{\eta}_{e,h} = \sqrt{X_h \hat{\omega}_{FGLS}}$ conduit à transformer [2] selon [5], dont l'estimation par les moindres carrés ordinaires permet d'obtenir des coefficients de régression α , robustes et asymptotiquement efficaces.

$$Lnd_h/\hat{\eta}_{e,h} = (X_h/\hat{\eta}_{e,h}) \alpha + e_h/\hat{\eta}_{e,h} \quad [5]$$

De ce fait, les estimations obtenues de $\hat{\alpha}$ et de $\hat{\omega}$ permettent de générer, pour chaque ménage, d'une part, le *logarithme des dépenses par tête escomptées* – $\hat{E}[Lnd_h | X_h] = X_h \hat{\alpha}$ – et, d'autre part, la *variance des dépenses par tête prédites* – $\hat{Y}[Lnd_h | X_h] = \eta^2_{e,h} = X_h \hat{\omega}$. Compte tenu de la distribution supposée logarithmique des dépenses, ces estimations conduisent à appréhender la probabilité qu'un ménage ayant les caractéristiques X_h soit pauvre, c'est-à-dire l'ampleur de la *vulnérabilité des groupes* \hat{u}_h . Celle-ci est formalisée par [6].

$$\hat{u}_h = \Pr(Lnd_h < Lnz | X_h) = \Phi[(Lnz - X_h \hat{\alpha})/\sqrt{X_h \hat{\omega}}] \quad [6]$$

où Φ est la fonction de densité associée à une distribution normale⁴. Finalement, cette approche appelle deux observations additionnelles, qui concernent plus spécifiquement l'estimation de la variance des dépenses. Tout d'abord, l'existence d'erreurs de mesure des dépenses des ménages pourrait entraîner une surestimation du log de la variance des dépenses, et conduire à une surestimation des niveaux moyens des dépenses par tête prédits⁵. Toutefois, l'approche proposée génère une estimation de la vraie variance des dépenses – même en présence d'erreurs de mesure –, puisque

³ A cet égard, $X_h \hat{\omega}_{FGLS}$ est une estimation robuste de $\sigma^2_{e,h}$, la variance de la composante transitoire des dépenses des ménages.

⁴ L'inconvénient de cette approche est que l'impact des caractéristiques des ménages sur la vulnérabilité est limité à leurs effets sur la consommation escomptée des ménages.

⁵ En effet, la moyenne du carré des résidus de [2] pourrait être biaisée vers le haut par la variance des erreurs de mesure.

l'erreur de mesure est englobée dans le terme aléatoire de [3]⁶. Ensuite, malgré la correction précédente, il est possible que des erreurs de mesure soient systématiquement corrélées avec des caractéristiques observables des ménages. Par exemple, l'ampleur de l'autoconsommation en milieu rural accroît les risques d'erreurs en ce qui concerne l'appréhension des dépenses des ménages. De ce fait, dans la présente recherche, l'évaluation de la vulnérabilité des ménages est effectuée séparément pour les îles⁷.

⁶ Cet ajustement contribue aussi à corriger l'existence de chocs non observables des dépenses. Mais, un biais d'estimation de la variance des dépenses pourrait prévaloir si des erreurs de mesure varient systématiquement avec les caractéristiques des ménages.

⁷ Par ailleurs, l'estimation de [2] à [6] comporte un ensemble de variables binaires, permettant de contrôler l'existence de composantes non observées inhérentes aux dépenses des ménages.

Annexe B : Décomposition de l'inégalité⁸

Le fondement de la méthode est lié à l'intérêt d'incorporer l'analyse statistique de la distribution des ressources au cadre économétrique du modèle du capital humain. En effet, en règle générale, lorsque l'on souhaite expliquer la structure de la distribution du bien-être ou des gains selon des groupes, on suppose que l'appartenance à ces derniers est un élément suffisant pour appréhender les différentes composantes de l'inégalité. Par exemple, la décomposition de l'indice de Gini relatif au niveau de vie d'une population par rapport aux milieux rural et urbain, conduit, selon l'approche de Yitzhaki et Lerman (1991), à générer trois composantes : (i) l'inégalité intra-groupes ; (ii) l'impact de la stratification – ou la variation intra-groupes par rapport à l'ensemble des rangs ; (iii) l'inégalité inter-groupes⁹. En fait, la décomposition inter-groupes implique que, dans le cas présent, la localisation géographique – rural-urbain selon les îles – explique à elle seule l'inégalité de la distribution. Or, l'inégalité entre les ménages ruraux et urbains peut résulter d'un différentiel de caractéristiques ou de rémunération des caractéristiques de ces derniers, qui peuvent être spécifiques à leur localisation sectorielle. Par conséquent, *l'inégalité non-conditionnelle* inhérente à (iii) peut différer d'une *inégalité conditionnelle* qui tiendrait compte de la spécificité des caractéristiques des ménages et de leurs rendements, en fonction de leur localisation sectorielle. Il peut en résulter une surestimation de la contribution de la localisation sectorielle des ménages à l'inégalité, dans la mesure où les ménages urbains peuvent avoir de meilleures caractéristiques que leurs homologues ruraux, non-compensées par certaines spécificités (meilleures) de ces derniers. Dans ces conditions, il importe de pouvoir indiquer quelle est la part de l'inégalité totale due, d'une part, à la variation des caractéristiques des ménages, et, d'autre part, à la localisation géographique, à l'appartenance ethnique, etc., toutes choses égales par ailleurs, c'est-à-dire en contrôlant par les caractéristiques des groupes. Ainsi, par exemple, la persistance d'une variation régionale des dépenses moyennes des ménages, après que les caractéristiques des ménages aient été prises en compte, signifie l'existence d'un pur effet de localisation¹⁰.

⁸ Les développements sont issus de Lachaud [2003c].

⁹ On notera que cette approche, utilisée à titre d'exemple, autorise une exacte décomposition de l'indice de Gini.

¹⁰ Auquel on doit ajouter un éventuel rendement des caractéristiques non observables corrélées avec les variables spatiales.

La technique de décomposition de l'inégalité représente une extension de l'approche de Oaxaca (1973) visant à identifier les sources des écarts des gains sur le marché du travail. En effet, l'intégration de la technique de la régression et de l'analyse de l'inégalité permet, d'une part, de déterminer les facteurs – éducation, âge, etc. – qui sous-tendent l'ensemble de la distribution des gains ou des dépenses des ménages, et, d'autre part, de combiner la décomposition par sources des dépenses et la décomposition par sous-groupes de population. Supposons qu'au cours d'une période donnée, la relation entre les dépenses par tête des ménages d'une population et un ensemble de facteurs exogènes soit exprimée par l'équation [1].

$$Y_i = \delta + \alpha_1 X_{1i} + \alpha_2 X_{2i} + \dots + \alpha_k X_{ki} + \eta_i \quad [1]$$

où : Y_i se réfère aux dépenses par tête du ménage i , X_{1i}, \dots, X_{ki} sont des variables exogènes – instruction, sexe, âge, etc. –, et η_i traduit le terme aléatoire. Lorsque l'équation [1] est suffisamment significative, elle peut être utilisée pour décomposer l'inégalité des dépenses, l'estimation des $\hat{\alpha}_k X_{ki}$ étant considérée comme la part des dépenses du ménage i due à ses dotations X_k ¹¹. Dans ce contexte, parmi les règles de décomposition d'indices d'inégalité disponibles, les plus directes et couramment utilisées sont celles dues à Shorrocks (1982), exprimant une « décomposition naturelle ». Elles concernent des indices d'inégalité – satisfaisant certains axiomes – pouvant être exprimés comme une somme pondérée des dépenses ou des revenus – Gini, variance, Theil. Dans ce cas, la somme des contributions proportionnelles k est égale à un par construction¹². Néanmoins, Morduch et Sicular (2002) soulignent que les décompositions pour différents indices d'inégalité peuvent engendrer des résultats empiriques différents. Il en est ainsi parce que des indices satisfaisant la propriété d'additions uniformes – la mesure de l'inégalité doit diminuer si chaque individu de la population reçoit un transfert de même importance – peuvent ne pas respecter le corollaire : une décomposition d'inégalité doit enregistrer une contribution strictement négative à l'inégalité d'ensemble pour toute composante distribuée de manière égalitaire et positive – et inversement¹³.

¹¹ L'équation [1] n'étant pas un modèle structurel de comportement des ménages, ni une relation explicitant le processus de détermination des gains, elle ne peut pas être utilisée pour prédire ce qu'il adviendrait à l'inégalité, consécutivement à une variation des variables exogènes.

¹² D'autres techniques ne reposant sur une « décomposition naturelle » ont été proposées. Voir, par exemple, Bourguignon, Fournier et Gurgand (2001).

¹³ Le coefficient de Gini ne satisfait pas ce corollaire.

Dans ce contexte, la contribution proportionnelle de la source de revenu k – ou des dépenses – à l'inégalité générale est exprimée par [2].

$$s_k = \text{cov}(Y^k, Y) / \sigma^2(Y), \quad \sum_k s_k = 1, \quad \text{et } Y = \sum_k Y^k \quad [2]$$

où : Y^k est le revenu provenant de la source k , Y traduit le revenu total, et $\sigma^2(Y)$ se réfère à sa variance¹⁴. A cet égard, les s_k sont souvent appelés des « pondérations d'inégalité des facteurs ». En combinant les relations [1] et [2], on obtient l'équation [3].

$$s_k = \frac{[\text{cov}(\hat{\alpha}_k X_k, Y)] / \sigma^2(Y) = [\hat{\alpha}_k \text{cov}(X_k, Y)] / \sigma^2(Y) = [\hat{\alpha}_k \sigma(X_k) \rho(X_k, Y)] / \sigma(Y)}{\quad} \quad [3]$$

où : $\sigma(X_k)$ et $\sigma(Y)$ représentent l'erreur type, respectivement, de X_k et de Y , tandis que $\rho(X_k, Y)$ est le coefficient de corrélation entre X_k et Y . Ainsi, la part de l'inégalité inhérente à l'inégale distribution de X_k dans les ménages est exprimée par s_k . Le facteur k diminue ou augmente l'inégalité selon que s_k est négatif ou positif. Si s_k est égal à zéro, la distribution du facteur k est comparable à celle du revenu ou des dépenses. Par ailleurs, la part du terme aléatoire s_η , indiquant l'importance relative de la distribution qui n'est pas expliquée par les variables exogènes, dépend de la qualité de l'estimation¹⁵. A cet égard, l'absence de rôle attribué au résidu ou au terme constant dans l'explication de l'inégalité est discutée par Wan (2002)¹⁶. Enfin, il est à souligner que s_k est d'autant plus important que $\hat{\alpha}_k$ est grand – le rendement de la caractéristique k est élevé –, que la variation de X_k est ample, relativement aux dépenses ou au revenu, ou qu'il existe une forte corrélation entre les dépenses et la caractéristique.

Dans le cadre de la présente recherche, les développements précédents appellent trois observations additionnelles.

Premièrement, l'évaluation de la part de l'inégalité due au facteur k , s_k , peut être obtenue directement, Ravallion et Chen (1999) indiquant qu'elle

¹⁴ On peut aussi écrire : $s_k = \text{cov}(Y^k, Y) / \sigma^2(Y) = r_k c_k / c$, où r_k est le coefficient de corrélation avec le revenu ou les dépenses totales, et c_k et c les erreurs type, respectivement, de la kème composante et du revenu total.

¹⁵ $s_\eta = \text{cov}(s_\eta, Y) / \sigma^2(Y) = 1 - R^2$ et $\sum s_k + s_\eta = 1$. Ajoutons que, dans ce cadre analytique, le terme constant ne contribue pas à l'inégalité : $\text{cov}(\delta, Y) = 0$.

¹⁶ Wan (2002) considère qu'il est incorrect d'éliminer le rôle du résidu et du terme constant, et propose une procédure pour en tenir compte.

est égale au produit entre, d'une part, le coefficient de régression d'une estimation par les moindres carrés ordinaires de X_k en fonction Y , et, d'autre part, les $\hat{\alpha}_k$.

Deuxièmement, il est possible de combiner la contribution à l'inégalité d'un groupe de régresseurs, en effectuant la sommation des s_k de tous les facteurs au sein d'un groupe donné, noté g , selon [4].

$$\mathbf{s}_g = \sum_{k \in \mathcal{G}} s_k = [\mathbf{cov}(\sum_{k \in \mathcal{G}} s_k \hat{\alpha}_k \mathbf{X}_k, \mathbf{Y})] / \sigma^2(\mathbf{Y}) \quad [4]$$

Troisièmement, l'option analytique précédente permet également de mesurer la contribution des facteurs à la variation d'inégalité entre deux périodes, pays ou groupes. Dans cette optique, la variation d'inégalité peut être appréhendée comme suit (Jenkins 1995 ; Fields et Yoo 2000). Si I est une mesure de l'inégalité, l'écart d'inégalité entre deux dates peut être exprimé par [5].

$$I_2 - I_1 = \sum_k (s_{k,2} I_2 - s_{k,1} I_1) + (s_{\eta,2} I_2 - s_{\eta,1} I_1) \quad [5]$$

où : $s_{k,1}$ et $s_{k,2}$ se réfèrent aux pondérations d'inégalité du facteur k , respectivement, pour les périodes 1 et 2. De ce fait, la variation d'inégalité en pourcentage est donnée par [6].

$$\begin{aligned} \Pi_k(I) &= (s_{k,2} I_2 - s_{k,1} I_1) / (I_2 - I_1), \\ \text{avec : } \sum_k \Pi_k(I) + \Pi_{\eta}(I) &= 1 \end{aligned} \quad [6]$$

Ainsi, l'équation [6] suggère explicitement que la contribution d'un facteur k à la variation de l'inégalité entre deux dates dépend de la manière dont cette dernière est appréhendée. Par ailleurs, compte tenu de l'équation [3], il est possible d'expliquer, pour tout s_k , dans quelle mesure les sources de variation sont imputables à la modification des coefficients, à la variation de l'inégalité inhérente aux variables explicatives, ou aux changements de corrélation entre ces dernières et le revenu ou les dépenses (Fields et Yoo 2000).

Annexe C : Détermination des élasticités

On suppose qu'une mesure de la pauvreté θ est fonction de trois facteurs : (i) la ligne de pauvreté, z ; (ii) le revenu – ou la dépense – moyen par tête, μ ; (iii) l'inégalité du revenu, appréhendée, par exemple, par la courbe de Lorenz qui peut être caractérisée par k paramètres m_1, m_2, \dots, m_k . Le déplacement de la courbe de Lorenz induira une modification des paramètres, c'est-à-dire une variation de l'inégalité. Dans ces conditions, l'équation [1] – la ligne de pauvreté z étant donnée – décompose la variation de la pauvreté en deux éléments: (i) l'impact de la croissance lorsque la répartition du revenu ne varie pas – effet de croissance pure ; (ii) l'effet de la redistribution du revenu lorsque le revenu agrégé demeure inchangé – effet d'inégalité.

$$d\theta = (\delta\theta/\delta\mu)d\mu + \sum (\delta\theta/\delta m_i)dm_i \quad i=1,\dots,k \quad [1]$$

Il s'agit à présent de spécifier les deux effets précédents en prenant en compte les indices FGT, successivement l'incidence – $\alpha = 0$ –, l'intensité – $\alpha = 1$ – et l'inégalité – $\alpha = 2$ – de la pauvreté.

En premier lieu, considérons l'effet de croissance et exprimons les élasticités qui lui sont inhérentes. Si la croissance économique est positive, la première composante de [8] sera toujours négative, et inversement. Tout d'abord, on peut caractériser le ratio de pauvreté H par une fonction de distribution $F(z)$ ¹⁷. Dans ce cas, on montre que l'élasticité du ratio de pauvreté par rapport au revenu moyen – pourcentage de pauvres qui franchissent la ligne de pauvreté à la suite d'une élévation du revenu moyen de 1 pour cent – est¹⁸ :

$$\eta_H = (\delta H/\delta\mu) (\mu/H) = -zf(z)/H < 0 \quad [2]$$

Ensuite, la prise en considération d'indices de pauvreté décomposables et additifs, notamment les mesures FGT, $P_\alpha = \int [(z-x)/z]^\alpha f(x)dx$, où α représente le coefficient d'aversion pour la pauvreté¹⁹, conduit

¹⁷ On suppose que le revenu x d'un individu est une variable aléatoire avec une fonction de distribution $F(x)$.

¹⁸ Ce résultat est basé sur l'hypothèse que la distribution relative du revenu est inchangée.

¹⁹ Plus α est élevé, plus la considération pour les pauvres est forte.

à exprimer l'élasticité de P_α par rapport à μ – pour $\alpha \neq 0$ – par la relation [3], qui est toujours négative puisque P_α est une fonction décroissante de α .

$$\eta_{P_\alpha} = (\delta P_\alpha / \delta \mu) (\mu / P_\alpha) = -\alpha [P_{\alpha-1} - P_\alpha] / P_\alpha \quad [3]$$

En deuxième lieu, la composante de [1] relative à l'effet d'inégalité est plus complexe à examiner dans la mesure où cette dernière peut varier de différentes manières. Toutefois, on peut admettre, à la suite de Kakwani, que la courbe de Lorenz se déplace en fonction d'un paramètre λ ²⁰. À cet égard, λ correspond à la variation proportionnelle de l'indice de Gini²¹. Dans ce contexte, si l'on admet que le ratio de pauvreté varie de $H=f(z)$ à $H^*=f(z^*)$ à la suite d'un changement de l'inégalité – le revenu moyen étant constant –, on montre qu'un déplacement de la courbe de Lorenz [4] selon équivaut à une variation de la ligne de pauvreté de z à z^* , la distribution originelle des revenus étant prise en compte²².

Lorsque l'on considère à présent les indices de la classe FGT avec $\alpha > 0$, l'élasticité de P_α , par rapport à une variation de l'inégalité des revenus selon [4], est donnée par [5].

$$\varepsilon_{P_\alpha} = \eta_{P_\alpha} + [(\alpha \mu P_{\alpha-1}) / z P_\alpha] \quad [5]$$

En troisième lieu, les décompositions des effets de croissance et d'inégalité précédemment présentées appellent plusieurs observations additionnelles. Tout d'abord, dans la mesure où la pauvreté est affectée par le revenu moyen et l'inégalité des revenus, on peut définir un taux marginal proportionnel de substitution entre ces deux composantes, qui indique le pourcentage d'accroissement nécessaire du revenu moyen pour que la pauvreté ne change pas consécutivement à une variation de 1 pour cent de l'indice de Gini. Ce taux est égal au rapport – précédé du signe moins – entre l'élasticité de l'inégalité et l'élasticité du revenu²³. Ensuite, dans la mesure où il existe plusieurs secteurs ou groupes – m – dans l'économie, la variation de l'indice de la pauvreté – décomposable et additif – est la résultante des

²⁰ Selon l'équation [4] : $L^*(p) = L(p) - \lambda [p - L(p)]$ [4] où $L^*(p)$ = le pourcentage cumulé du revenu – ou de la dépense – par tête et p le pourcentage cumulé d'individus ou de ménages. Si $\lambda > 0$, la courbe de Lorenz se déplace vers le bas à la suite d'un accroissement de l'inégalité, et inversement.

²¹ $\lambda = 0,01$ implique que l'indice de Gini a augmenté de 1 pour cent.

²² Kakwani [1993].

²³ En effet, la décomposition de la variation de la pauvreté est : $d\theta/\theta = \eta_\theta (d\mu/\mu) + \varepsilon_\theta (dG/G)$. Si $d\theta/\theta = 0$, le taux marginal proportionnel de substitution est : $(\delta\mu/\delta G) (G/\mu) = -\varepsilon_\theta/\eta_\theta$.

processus de croissance inhérents aux différents segments²⁴. Enfin, la détermination de l'élasticité du ratio de pauvreté implique l'évaluation de la fonction de densité $f(x)$ lorsque $x = z$. Cela peut être réalisé en estimant une courbe de Lorenz selon l'équation [7].

$$L(p) = p - ap^\gamma (1-p)^\beta \quad [7]$$

où $L(p)$ = pourcentage cumulé du revenu ou de la dépense par tête ; p = pourcentage cumulé de ménages ou d'individus ; a , γ et β sont des paramètres – supposés être plus grands que 0²⁵. Le calcul de la dérivée seconde $L''(p)$ permet d'obtenir $f(x) = 1/[\mu L''(p)]$, qui peut être estimé pour chaque valeur de p si l'on connaît μ , a , γ et β . Les valeurs de $f(x)$ pour des valeurs données de $x - x = z$ – peuvent être facilement obtenues à partir des bases de données. L'équation [9] permet alors de calculer l'élasticité du ratio de pauvreté H par rapport à l'inégalité des revenus – ou des dépenses.

²⁴ Ceci est exprimé par la relation [6] :

$$d\theta/\theta = \sum \eta_{\theta i}^* (d\mu_i/\mu_i) + \sum \epsilon_{\theta i}^* (dG_i/G_i), \quad \text{avec } i = 1, \dots, m \quad [6]$$

où : $\eta_{\theta} = \sum (\theta_i f_i / \theta) \eta_{\theta i}$, l'élasticité de la pauvreté totale par rapport au revenu moyen de l'ensemble de l'économie ; $\eta_{\theta i}$ = l'élasticité de la pauvreté du sous-groupe i par rapport au revenu moyen du sous-groupe i ; $\eta_{\theta i}^*$ = l'élasticité de la pauvreté totale par rapport au revenu moyen du sous-groupe i ; $\epsilon_{\theta i}^*$ = effet de la variation de l'indice de Gini du groupe i sur la pauvreté totale. Ainsi, lorsque les taux de croissance des différents segments – ou secteurs – sont connus, le premier terme du membre de droite de [6] permet de mesurer la variation totale de la pauvreté, en supposant que l'inégalité au sein des divers groupes ne s'est pas modifiée. Par ailleurs, il peut être nécessaire d'estimer l'effet sur la pauvreté de la variation de l'inégalité entre les secteurs, dans la mesure où les politiques d'ajustement en Afrique s'efforcent, la plupart du temps, de modifier le processus d'allocation des ressources, c'est-à-dire les termes de l'échange inter-sectoriels. On notera que la possibilité de variation de l'inégalité du revenu de la population à cause du différentiel des taux de croissance sectoriels a été pris en compte. En effet, le premier terme de [6] peut s'écrire : $\sum \eta_{\theta i}^* (d\mu_i/\mu_i) = \eta_{\theta} (d\mu/\mu) - \sum \eta_{\theta i}^* [(d\mu/\mu) - d\mu_i/\mu_i]$, avec $i = 1, \dots, m$. Le premier terme du membre de droite est le pur effet de croissance sur la pauvreté, tandis que le second terme appréhende l'effet de la variation d'inégalité entre les secteurs inhérente au différentiel des taux de croissance sectoriels.

²⁵ $L(p) = 0$ pour $p = 0$ et $p = 1$. En outre, la condition suffisante pour que $L(p)$ soit convexe par rapport à l'axe p est : $0 \leq \gamma \leq 1$ et $0 \leq \beta \leq 1$. En fait, on régresse $\log[p - L(p)]$ avec p et $\log(1 - p)$.

Annexe D : Indicateurs de croissance pro-pauvres²⁶

Il a été précédemment indiqué qu'une « croissance pro-pauvres » requiert une stratégie délibérément biaisée en faveur des pauvres, de façon à ce que les bénéfices obtenus par ces derniers soient plus que proportionnels à ceux des riches. L'« effet de diffusion » de la croissance, inhérent aux stratégies des années 1950-60, réduit la pauvreté, mais à un rythme qui peut être beaucoup trop lent. C'est la lenteur de la réduction de la pauvreté qui à l'origine d'un intérêt pour une « croissance pro-pauvres ». Dans ce contexte, au cours des années récentes, plusieurs approches ont été proposées pour appréhender un processus de croissance pro-pauvres.

L'une d'entre elles, fondée sur les élasticités de pauvreté, conduit à l'élaboration de trois indicateurs²⁷ : (i) l'élasticité totale de pauvreté ; (ii) l'indice de croissance pro-pauvres ; (iii) le taux de croissance d'équivalent pauvreté. Formellement, ils peuvent être dérivés comme suit (Kakawani et Pernia 2000 ; Kakawani, Khandker et Son 2002).

La disponibilité des deux enquêtes prioritaires auprès des ménages permet de réaliser une évaluation *ex-post* de l'évolution de la pauvreté, ce qui évite de faire des hypothèses restrictives quant à la variation de l'inégalité²⁸. Par ailleurs, on peut caractériser une classe générale de mesure de la pauvreté θ par trois paramètres : (i) la ligne de pauvreté z ; (ii) le revenu moyen μ ; (iii) la courbe de Lorenz $L(p)$. Soit :

$$\theta = \theta (z, \mu, L(p)) \quad [1]$$

Supposons que les distributions des dépenses par tête – ou des revenus – des années initiale et terminale aient, respectivement, des dépenses moyennes μ_1 et μ_2 , avec des courbes de Lorenz $L_1(p)$ et $L_2(p)$. Une estimation

²⁶ Les développements suivent Lachaud [2003d].

²⁷ L'approche de Ravallion [2002] ou Son [2003], en termes absolus, n'est pas prise en compte.

²⁸ En effet, l'inégalité peut varier de différentes manières. De ce fait, dans le cas où les élasticités par rapport à l'inégalité sont calculées à partir de données issues d'une seule enquête, Kakwani admet que la courbe de Lorenz se déplace en fonction d'un paramètre λ selon l'équation : $L^*(p) = L(p) - \lambda[p - L(p)]$, où $L^*(p)$ = le pourcentage cumulé des dépenses par tête – ou des revenus –, et p = le pourcentage cumulé d'individus ou de ménages. A cet égard, λ correspond à la variation proportionnelle de l'indice de Gini. Si $\lambda > 0$, la courbe de Lorenz se déplace vers le bas à la suite d'un accroissement de l'inégalité, et inversement.

de l'élasticité totale de pauvreté, c'est-à-dire la variation de la pauvreté liée à la variation des dépenses moyennes, peut être réalisée par [2].

$$\hat{\omega} = \{(\text{Ln}[\theta(z, \mu_2, L_2(p))] - (\text{Ln}[\theta(z, \mu_1, L_1(p))])\} / \hat{\alpha} \quad [2]$$

où $\hat{\alpha}$ est donné par $\hat{\alpha} = [\text{Ln}(\mu_2) - \text{Ln}(\mu_1)]$, une estimation du taux de croissance des dépenses moyennes, supposé positif dans le cas général²⁹. Par ailleurs, $\hat{\omega} = \hat{\eta} + \hat{i}$, où $\hat{\eta}$ est une estimation de l'élasticité-croissance de la pauvreté – pourcentage de variation de la pauvreté liée à une variation de 1 pour cent des dépenses moyennes, à inégalité constante –, et \hat{i} est l'effet inégalité de la réduction de la pauvreté – variation de la pauvreté due à la variation de l'inégalité qui accompagne le processus de croissance. *La croissance est pro-pauvres (pro-riches) si la variation de l'inégalité associée à la croissance réduit (accroît) la pauvreté totale.* De ce fait, la croissance est pro-pauvres (pro-riches) si l'élasticité totale de pauvreté est supérieure (inférieure) à l'élasticité-croissance de la pauvreté.

Dans ce contexte, la décomposition de la pauvreté entre les deux dates permet d'estimer $\hat{\eta}$ et \hat{i} comme suit :

$$\hat{\eta} = 0,5 * [\text{Ln}(\theta(z, \mu_2, L_1(p))) - \text{Ln}(\theta(z, \mu_1, L_1(p))) + \text{Ln}(\theta(z, \mu_2, L_2(p))) - \text{Ln}(\theta(z, \mu_1, L_2(p)))] \quad [3]$$

$$\hat{i} = 0,5 * [\text{Ln}(\theta(z, \mu_1, L_2(p))) - \text{Ln}(\theta(z, \mu_1, L_1(p))) + \text{Ln}(\theta(z, \mu_2, L_2(p))) - \text{Ln}(\theta(z, \mu_2, L_1(p)))] \quad [4]$$

Ainsi, l'indice de croissance pro-pauvres est :

$$\varphi = \hat{\omega} / \hat{\eta} \quad [5]$$

En présence d'une croissance positive, lorsque $\varphi > 1$, cela signifie que les pauvres bénéficient plus que proportionnellement de la croissance que les riches. De même, si $\varphi < 0$, la croissance génère une augmentation de la pauvreté. En présence de croissance négative, la récession sera pro-pauvres si $\hat{\omega} < \hat{\eta}$. Dans cette situation, on pourrait définir $\varphi = \hat{\eta} / \hat{\omega}$.

Enfin, le *taux de croissance d'équivalent pauvreté* est le taux de croissance $\hat{\alpha}^*$ qui générerait le même niveau de réduction de la pauvreté que le taux actuel $\hat{\alpha}$, en présence d'un processus de croissance non accompagné d'un quelconque changement d'inégalité – tous les individus obtiennent le même bénéfice proportionnel de la croissance. La réduction proportionnelle

²⁹ $\hat{\omega} = d\text{Ln}(\theta) / \hat{\alpha}$.

de la pauvreté est $(\hat{\omega}\hat{\alpha})$. Si la croissance était neutre du point de vue de la distribution des dépenses ou des revenus, le taux de croissance $\hat{\alpha}^*$ induirait une réduction de la pauvreté égale à $(\hat{\eta}\hat{\alpha}^*)$, qui devrait être identique à $(\hat{\omega}\hat{\alpha})$. De ce fait, le taux de croissance d'équivalent pauvreté est donné par [6].

$$\hat{\alpha}^* = (\hat{\omega}/\hat{\eta})\hat{\alpha} = \varphi\hat{\alpha} \quad [6]$$

L'équation [6] implique que la croissance est pro-pauvres (pro-riches) si $\hat{\alpha}^*$ est supérieur (inférieur) à $\hat{\alpha}$. Si $\hat{\alpha}^*$ est compris entre 0 et $\hat{\alpha}$, la croissance est associée à une élévation de l'inégalité, mais la pauvreté diminue. En fait, l'ampleur de la réduction de la pauvreté est une fonction monotone croissante de $\hat{\alpha}^*$ – plus grand est $\hat{\alpha}^*$, plus la pauvreté diminue entre les deux périodes. Par conséquent, maximiser $\hat{\alpha}^*$ est équivalent à maximiser le pourcentage de réduction de la pauvreté.

Annexe E : Tableaux

Tableau E1 : Estimation des lignes de pauvreté par île en termes de biens alimentaires – Comores 2004

Paramètre	X^R (g/jour /tête) ¹	k (cal/ 100g) ²	$k^{R=}$ k.X ^R (calo- ries/ jour)	$X^G=X^R.\Sigma$ k' / $\Sigma k^R=X^R$. 2160/ (g/jour)	$k^1=X^1.k$ (calo- ries/ jour)	Prix/ unité = P ^R (Nga- zidja) ³ - FC	Quan- tité (Q ^R = unité)	Coût/an/ tête - FC (Ngazidja) (C ^R , R=3) ⁴	Coût/an/ tête - FC (Ndzou- ani) ⁵ (C ^R , R=2) ⁴	Coût/an/ tête - FC (Mwali) ³ (C ^R , R=1) ⁴
Riz importé	1,6327	364	594,29	3,05	1109,92	300,00	1,00	33388,94	24192,83	34780,14
Pain	0,4067	261	106,16	0,76	198,27	150,00	0,17	24346,09	9074,28	27727,49
Manioc frais	0,2114	149	31,49	0,39	58,82	396,70	1,64	3478,01	1949,93	2273,90
Pommes terre loc.	0,1093	82	8,96	0,20	16,74	411,25	0,73	4173,62	3680,82	7706,89
Aubergines	0,4898	26	12,73	0,91	23,78	625,00	1,00	20868,08	11877,00	3964,94
Brède manioc	0,2782	344	95,71	0,52	178,76	187,50	1,02	3478,01	3530,43	1541,05
Brède mafama	0,0143	13	0,19	0,03	0,35	225,77	0,32	695,60	183,38	357,36
Chou Petsai	0,1591	16	2,55	0,30	4,75	708,33	1,10	6956,03	2330,20	2100,87
Salade	0,2730	13	3,55	0,51	6,63	441,52	1,18	6956,03	2253,19	3024,18
Tomates	0,1665	19	3,16	0,31	5,91	250,69	0,82	3478,01	2222,08	4574,22
Bananes	0,2548	92	23,44	0,48	43,78	748,61	1,87	6956,03	4242,91	2117,05
Coco sec	0,1089	376	40,95	0,20	76,48	328,75	1,17	2086,81	1295,34	696,01
Oranges	0,1287	47	6,05	0,24	11,30	272,62	0,69	3478,01	5963,80	973,11
Huile importée	0,1060	884	93,67	0,20	174,95	650,00	1,13	4173,62	5889,72	5372,53
Viande congelée	0,2000	237	47,40	0,37	88,53	1428,57	1,00	19476,87	22823,52	20450,72
Oeufs	0,0120	158	1,89	0,02	3,54	901,30	0,35	2086,81	589,67	408,56
Thon frais	0,1138	267	30,37	0,21	56,73	1345,45	1,00	10434,04	7585,01	4289,50
Poivre	0,0153	325	4,97	0,03	9,29	1083,96	0,54	2086,81	5429,57	2086,17
Piment	0,0284	26	0,74	0,05	1,38	433,41	0,24	3478,01	2981,65	2763,05
Sucre	0,1039	400	41,56	0,19	77,62	2406,25	1,40	12173,05	15719,63	20539,25
Sel	0,0094	35	0,33	0,02	0,62	1625,00	1,00	1043,40	457,49	1284,19
Fanta	0,0690	39	2,69	0,13	5,03	183,33	0,31	2782,41	960,50	940,96
Coca	0,0941	39	3,67	0,18	6,86	375,00	0,58	4173,62	4277,16	1283,62
Total - e =1 ⁶	-	-	1156,5	-	2160	-	-	182247,89	139510,10	151255,76
k' (b. nutritionnels)	-	-	2160 ³	-	-	-	-	-	-	-

(1) Le ménage de référence, de nationalité comorienne, est localisé à Ngazidja, en milieu rural, et englobe sept personnes : deux adultes, quatre enfants, respectivement, de 8, 11, 13 et 16 ans, ainsi qu'une personne jeune apparentée au chef de ménage. Le chef de ménage a une seule femme, qui vit dans le ménage, et tous deux sont nés au lieu de résidence actuel. Enfin, aucune personne du ménage ne réside à l'étranger. Voir le texte pour la détermination de ce ménage de référence ; (2) FAO [1995] ; (3) Les prix pour les divers biens des différentes îles sont issus de l'enquête relative aux prix, réalisée conjointement avec l'IEM de 2004 ; (4) Le coût des biens alimentaires pour chaque île est déterminé comme suit : $C^R=365*(P^R/((Q^R*1000)/100))*X^G$, avec R=1, 2, 3 ; (5) Déterminés en fonction des caractéristiques des individus et des coefficients de la FAO. Voir le texte ; (6) Elasticité-taille unitaire.

Source : EIM 2004.

Tableau E2 : Coefficients de régression des estimations par les moindres carrés des courbes d'Engel des ménages selon les îles – Comores 2004¹

	Ngazidja		Ndzouani		Mwali	
	β	t ²	β	t ²	β	t ²
Constante	0,511	13,415*	0,480	11,247*	0,241	2,915*
Log (depense/coût besoins alimentaires)³	0,118	5,987*	0,233	9,890*	0,329	5,646*
[Log (depense/coût besoins alimentaires)]²	-0,009	-2,462*	-0,056	-14,600*	-0,049	-4,550*
Éducation chef de ménage⁴						
Primaire	0,019	1,180	-0,022	-1,304	0,007	0,341
Secondaire	-0,097	-6,290*	-0,017	-1,067	-0,050	-2,334*
Supérieur	-0,217	-7,280*	-0,099	-3,268*	-0,293	-5,539*
Démographie⁵						
Enfants – <5 ans	0,034	0,707	-0,017	-0,430	0,005	0,092
Enfants – 5-14 ans	-0,046	-1,216	-0,043	-1,152	-0,015	-0,289
Adultes – 15-60 ans	-0,082	-2,487*	-0,038	-1,049	-0,025	-0,598
Statut matrimonial du chef de ménage						
Marié	-0,008	-0,448	0,024	1,065	-0,025	-0,857
Sexe chef de ménage						
Homme	-0,003	-0,174	-0,022	-0,998	-0,009	-0,350
R ² ajusté		0,0129		0,296		0,151
F (sig F)		21,67 (0,000)		51,90 (0,000)		7,80 (0,000)
N		1391		1212		384

(1) La variable dépendante est la proportion des dépenses alimentaires dans la dépense totale des ménages ; (2) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Il s'agit du rapport de la dépense totale – alimentaire et non alimentaire – sur le coût du panier de biens des besoins nutritionnels de base ; (4) Base = sans instruction ; (5) Les variables inhérentes à la démographie sont fondées sur la proportion de personnes dans chaque catégorie. Pour éviter les problèmes de singularité, les personnes de plus de 60 ans sont exclues. Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : EIM 2004.

Tableau E3 : Coefficients de régression de l'estimation par les moindres carrés des déterminants du log du niveau de vie des ménages selon les îles – Comores 2004¹

Paramètre	Ensemble		Ngazidja		Ndzouani		Mwali	
	β	t ²	β	t ²	β	t ²	β	t ²
Constante	13,3862	84,306*	13,2305	64,012*	13,8283	48,276*	13,4152	45,385*
Instruction chef²								
Primaire	0,1435	3,092*	0,1983	2,703*	0,1453	1,984**	-0,0040	-0,050
Secondaire 1c ³	0,1521	2,991*	0,1314	1,938*	0,1623	1,796**	0,2947	2,602*
Secondaire 2c ³	0,2158	3,327*	0,1260	1,314	0,3791	3,747*	0,1861	1,337
Supérieur	0,5183	6,641*	0,4913	5,070*	0,5405	3,569*	-	- ¹²
Ecole coranique	-0,1602	-4,067*	-0,0736	-1,246	-0,2512	-4,243*	-0,3422	-2,310*
Inst. aut. memb.⁴								
Années	0,0074	-0,632	-0,0095	-0,572	-0,0055	-0,278	-0,0271	-1,140
(Années) ² /100	0,1948	1,994*	0,2684	1,938*	0,1157	0,695	0,3355	1,754**
Démographie chef								
Age	0,0076	1,290	0,0197	2,641*	-0,0042	-0,371	0,0132	1,342
(Age) ² /100	-0,0060	-1,009	-0,0185	-2,522*	0,0061	0,513	-0,0158	-1,606
Sexe	-0,0458	-0,794	-0,0681	-0,990	-0,0460	-0,367	-0,0284	-0,292
Marié	0,0575	1,005	0,0733	1,085	0,0325	0,271	0,2001	1,902**
Démog. du ménage								
Nombre < 5 ans	-0,3237	-7,648*	-0,3379	-4,717*	-0,3494	-5,418*	-0,3359	-4,634*
(Nombre < 5 ans) ²	5,1197	3,522*	7,6979	2,567*	5,8055	2,929*	2,9254	1,420
Nombre 5-14 ans	-0,1643	-7,212*	-0,1895	-5,241*	-0,1659	-4,680*	-0,2139	-3,909*
(Nombre 5-14 ans) ²	0,9262	2,454*	2,2274	3,349*	0,5918	1,076	1,5991	1,621
Nombre 15-60 ans	-0,1493	-5,277*	-0,2382	-5,426*	-0,0831	-1,816**	-0,1055	-2,436*
(Nombre 15-60ans) ²	0,7830	2,654*	1,5514	3,173*	0,4575	1,060	-0,3384	-0,866
Nombre >60 ans	-0,1210	-1,692**	-0,0895	-0,979	-0,0854	-0,540	0,0311	0,255
(Nombre >60 ans) ²	1,9795	0,645	3,2037	0,861	-5,0109	-0,668	-3,7881	-0,806
Transferts								
Externes ⁷	0,0633	1,603	0,1786	3,471*	-0,0864	-1,275	0,0132	0,148
Internes ⁸	-0,1738	-3,197*	-0,0802	-0,818	-0,2680	-3,438*	-0,0085	-0,108
Prop. emp/ménage	0,0021	2,907*	0,0018	1,658**	0,0023	2,131*	0,0038	2,575*
Statut travail chef⁹								
Salaire non protégé	-0,1163	-2,214*	-0,1885	-2,570*	-0,0887	-0,986	0,2166	1,940*
Micro-entrepreneur	-0,1848	-1,616**	-0,1987	-1,081	-0,1789	-1,138	-0,1267	-0,498
Indépend. informel	0,0134	0,201	-0,1027	-1,197	0,0982	0,844	0,1785	1,462
Agriculteur vivrier	-0,0917	-1,519	0,0575	0,626	-0,1928	-2,023*	0,0937	0,558
Agriculteur de rente	0,0150	0,232	-0,1693	-1,944*	0,1663	1,484	-0,0677	-0,537
Eleveur & divers	-0,1197	-1,169	-0,3832	-1,944*	-0,0667	-0,468	-0,1786	-1,219
Pêcheur & divers	-0,2120	-2,025*	0,1882	0,733	-0,3681	-3,046*	-0,0193	-0,104
Apprenti, aide fam.	-0,0318	-0,425	0,0214	0,228	-0,4824	-3,154*	0,1543	0,950
Chômeur	-0,1410	-1,447	-0,4346	-3,401*	0,1310	0,812	0,0378	0,182
Inactif	-0,1832	-2,959*	-0,2117	-2,483*	-0,1391	-1,287	0,0218	0,146
Région/milieu¹⁰								
Ngazidja urb. sec.	0,4958	6,242*	0,4643	5,829*	-	-	-	-
Ngazidja rural	0,1117	2,305*	0,0533	1,042	-	-	-	-
Ndzouani urbain	0,2198	3,982*	-	-	-	-	-	-
Ndzouani rural	0,1570	3,028*	-	-	-0,0148	-0,272	-	-
Mwali urbain	0,1065	1,466	-	-	-	-	-	-
Mwali rural	0,1458	1,901**	-	-	-	-	0,1129	1,754**
R ² ajusté	0,200		0,220		0,210		0,391	
F (sig)	20,61 (0,000)		12,43 (0,000)		10,76 (0,000)		8,70 (0,000)	
Chi ² Breusch-Pagan	323,81		162,26		241,90		47,87	
Chow (sig) ¹¹ :								
Ngazidja/Ndzouani	-		3,72 (0,00)		-		-	
Ngazidja/Mwali	-		-		3,80 (0,00)		-	
Ndzouani/Mwali	-		-		-		4,79 (0,00)	
N	2979		1383		1212		384	

(1) La variable dépendante est le log des dépenses par tête réelles – déflatées par les lignes de pauvreté selon les îles, Ngazidja étant la référence ; (2) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Base = sans instruction ; (4) Y compris la formation professionnelle après le CEPE ; (5) Y compris la formation professionnelle après le BEPC ; (6) Sauf le chef ; (7) Existence de transferts de l'étranger, y compris quelques transferts internes simultanément dans le ménage – environ 2,5 pour cent des ménages ; (8) Transferts uniquement internes aux Comores ; (9) Base = salarié non protégé ; (10) Base = Moroni pour Ngazidja, urbain pour Ndzouani et Mwali ; (11) La strate des riches est relative au dernier quartile de la distribution des dépenses réelles par tête ; (12) Secondaire 2^{ème} cycle et supérieur ; (13) Les tests de Chow sont calculés avec la variable relative à l'instruction comme à Mwali.

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

Source : EIM 2004.

Tableau E4 : Sources des revenus réels de l'ensemble des ménages – y compris le logement imputé – selon le statut socio-économique du chef de ménage – Comores 2004¹

Paramètre	Sala- ires	Pro- fits travail indé- pen- dant	Pro- fits agri- cul- ture vivri- ère	Pro- fits agri- cul- ture de rente	Pro- fits éle- vage & divers	pro- fits pê- che & divers	Reve- nus sage	Avan- tages ren- liés au vail ²	Auto- con- som- ma- tion alim. ³	Reve- nus di- vers ⁴	Reve- nus de trans- ferts ⁵	Va- leur du loge- ment im- putée	Total %	(mé- na- ges)
Statut travail chef														
Salarié protégé	38,5	17,7	0,2	1,1	0,0	0,0	2,1	1,8	17,7	2,0	2,7	16,3	100,0	207
Salarié non protégé	44,9	5,1	0,4	1,3	0,1	0,1	0,4	2,0	24,7	1,9	1,0	18,0	100,0	489
Micro-entrepreneur	5,7	52,8	0,7	0,5	0,0	0,0	0,1	8,2	12,8	9,3	1,6	8,3	100,0	73
Indépendant infor.	12,6	42,5	0,5	0,1	0,1	0,1	0,2	2,7	14,7	0,5	0,8	25,1	100,0	266
Agriculteur vivrier	7,2	1,5	23,1	0,5	0,4	0,2	0,8	8,6	45,1	0,9	2,2	9,3	100,0	483
Agriculteur de rente	0,8	4,1	0,8	28,4	0,1	0,0	0,4	3,8	20,3	1,2	1,4	38,6	100,0	328
Eleveur & divers	1,0	0,4	1,4	0,2	7,6	0,0	0,0	1,8	12,1	0,3	0,7	74,4	100,0	157
Pêcheur & divers	4,2	,5	0,5	5,5	0,0	57,6	0,1	3,8	20,9	1,2	1,8	3,9	100,0	74
Apprenti, aide fam.	9,4	3,7	1,0	3,2	0,0	0,0	30,6	8,0	31,8	2,3	3,4	6,5	100,0	150
Chômeur	2,1	1,0	0,1	1,2	0,0	2,8	1,0	0,5	69,8	1,3	2,6	17,6	100,0	97
Inactif	9,4	7,6	1,0	5,9	0,1	0,1	1,3	1,2	46,9	2,1	5,5	19,0	100,0	560
Ensemble	15,5	10,2	3,6	5,6	0,7	1,9	2,0	3,4	28,9	1,5	2,2	24,4	100,0	2883

(1) Approche fondée sur les données relatives aux ménages. Par ailleurs, les données sur les revenus sont déflatées selon un indice des prix régionaux. En outre, les impôts – faibles – ne sont pas pris en compte ; (2) Avantages liés à l'emploi : primes, commissions, pourboires, produits agricoles, animaux, logement, transport, autres ; (3) Auto-consommation alimentaire prise en compte dans les dépenses des ménages, et consommation de biens et services produits dans le cadre des entreprises non agricoles ; (4) Administration centrale : (i) Sécurité sociale, pensions et caisses de retraite, autres assurances-chômage, pensions d'invalidité ; (ii) Autres sources : intérêts de caisse d'épargne et de compte d'épargne, remboursement de prêts accordés par le ménage, intérêts de prêts accordés par le ménage, revenus des tontines, dividendes d'investissements, héritage, dot et dons reçus à l'occasion de mariage – grand mariage –, revenu de la location de terrain, bâtiment et équipement – sauf agriculture –, revenu de la vente de terrain – sauf agriculture –, vente de véhicule, ventes de bâtiments – sauf agriculture –, et autres revenus et subventions ; (5) Transferts en monnaie, produits alimentaires et autres envois en nature.

Source : EIM 2004.

Tableau E5 : Coefficients de régression relatifs à l'estimation probit bivariée des déterminants du travail et de la scolarisation des enfants de 7-17 ans – suite – Comores 2004¹

Paramètre	Travail enfants – 1 = oui ¹⁰			Scolarisation enfants – 1 = oui ¹⁰			Som. Ef. mg.
	β	t ²	Ef. mg. ⁴	β	t ²	Ef. mg. ⁴	
Variable dépendante							
Constante	-6,307	-0,973	-	-11,666	-4,450*	-	-
Age des enfants							
Age	0,414	2,066*	0,006	0,337	6,005*	0,001	0,007*
(Age ²)/100	-0,936	-1,259	-0,013	-1,484	-6,295*	-0,006	-0,019*
Sexe - garçons	0,003	0,040	0,000	0,153	3,716*	0,000	0,001
Enfant du chef	-0,011	-0,103	-0,000	0,215	4,387*	0,000	0,001
Educ. enfants⁵							
Primaire	-0,168	-1,030	-0,002	-	-	-	-0,002
Secondaire & plus	-0,078	-0,397	-0,001	-	-	-	-0,001
Education chef⁵							
Primaire	-0,402	-2,090*	-0,005	0,291	4,471*	0,001	-0,004**
Secondaire 1c	-0,669	-2,121*	-0,009	0,461	6,036*	0,001	-0,007**
Secondaire 2c & plus	-1,107	-2,077*	-0,016	0,488	5,006*	0,002	-0,014*
Démographie chef							
Sexe - homme	-0,127	-1,053	-0,001	-0,132	-2,207*	-0,000	-0,002
Age	-0,056	-2,633*	-0,000	0,028	2,778*	0,000	-0,001*
(Age ²)/100	0,056	2,447*	0,000	-0,023	-2,272*	-0,000	0,001*
Stat. travail : chef⁶							
Micro-entreprise	-0,007	-0,054	-0,000	0,106	1,677**	0,000	0,000
Agriculteur & div.	0,300	2,507*	0,004	-0,182	-3,446*	-0,000	0,003**
Chômeur/inactif	-0,210	-1,066	-0,003	0,007	0,105	0,000	-0,003
Démog. ménage							
Nombre < 5 ans	-0,018	-0,278	-0,000	-0,017	-0,686	-0,000	-0,000
Nombre 5-14 ans	0,006	0,203	0,000	0,039	2,619*	0,000	0,000
Nombre 15-60 ans	-0,021	-0,637	-0,000	0,023	1,813**	0,000	-0,000
Nombre > 60 ans	-0,170	-1,179	-0,002	0,154	3,046*	0,000	-0,001
Niveau de vie							
Log dépenses/tête	0,323	0,348	0,004	1,454	3,677*	0,006	0,010
(Log dép./tête) ²	-0,011	-0,328	-0,000	-0,055	-3,642*	-0,000	-0,000
Localisation⁷							
Ngzouani	0,187	0,980	0,002	-0,265	-3,192*	-0,001	0,001
Ngazidja	-0,104	-0,515	-0,001	0,020	0,245	0,000	-0,001
ρ (1.2) ⁹ (Wald ; sig.)							-0,459 (-5,015 ; 0,000)
Log vraisemblance							-3107,52
N							4701

(1) Maximum de vraisemblance à information complète. La variable dépendante prend la valeur 1 si l'enfant fréquente l'école, et 0 dans le cas contraire ; (2) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Variables binaires spécifiant la localisation des enfants par Province ; (4) Effets marginaux pour Y1|Y2=1 ; (5) Base = sans instruction ; (6) Base = salarié ; (7) Base = Mwali.

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

Source : EIM 2004

Tableau E6 : Statistiques descriptives relatives aux actifs des ménages – Comores 1995 & 2004

Année/Paramètre	EBC 1995 – %	Année/Paramètre	EIM 2004 – %
I. Actifs physiques :		I. Actifs physiques :	
(i) Habitation		(i) Habitation	
Personnes/pièce ¹	17,4	Personnes/pièce ¹	20,4
≤ 1,00	16,8	≤ 1,00	14,7
1,00-1,60	20,6	1,00-1,50	18,2
1,60-2,00	14,0	1,50-2,00	22,5
2,00-2,66	14,6	2,00-3,00	11,9
2,66-3,50	16,6	2,00-4,00	12,3
≥ 3,50		≥ 4,00	
Matériau des murs ¹	30,1	Matériau des murs ¹	40,7
Béton	20,6	Béton	25,6
Tôle ondulée	8,5	Tôle ondulée	5,2
Terre, brique de terre	2,1	Terre, brique de terre	5,1
Bois, pisé	38,8	Bois, pisé	23,3
Feuilles cocotier & autre		Feuilles cocotier & autre	
Matériau du toit ¹	17,2	Matériau du toit ¹	30,2
Béton	1,8	Béton	3,7
Béton traditionnel	38,1	Béton traditionnel	43,9
Tôle ondulée	39,3	Tôle ondulée	21,3
Paille, feuilles	3,7	Paille, feuilles	0,9
Autre		Autre	
Matériau du sol ¹	43,9	Matériau du sol ¹	58,3
Ciment	1,6	Ciment	2,3
Dalflex	1,5	Dalflex	3,7
Carreaux	20,6	Carreaux	9,9
Cailloux, pierres	31,6	Cailloux, pierres	23,8
Terre battue	0,8	Terre battue	2,1
Autre		Autre	
Type d'aisance ¹	4,3	Type d'aisance ¹	9,2
Chasse d'eau	63,3	Chasse d'eau	27,8
Fosse sceptique	27,3	Fosse sceptique	35,9
Latrines	1,3	Latrines	24,7
Autre	3,8	Autre	2,5
Aucune aisance		Aucune aisance	
Eau potable pour boisson ¹	27,3	Eau potable pour boisson ¹	17,0
Eau logement	12,0	Eau logement	12,8
Eau concession	22,2	Eau concession	30,1
Fontaine publique	18,8	Fontaine publique	5,4
Citerne protégée	12,8	Citerne protégée	1,2
Citerne non protégée	3,5	Citerne non protégée	1,1
Citerne publique	2,2	Citerne publique	-
Forage-puits	4,9	Forage-puits	32,4
Rivière, cours d'eau, lac, autre		Rivière, cours d'eau, lac, autre	
Energie pour la cuisson des aliments ¹	1,0	Energie pour la cuisson des aliments ¹	0,1
Electricité	0,7	Electricité	2,2
Gaz	12,7	Gaz	21,7
Pétrole	4,4	Pétrole	0,7
Charbon de bois	81,3	Charbon de bois	75,2
Bois		Bois	
Energie pour l'éclairage ¹	22,0	Energie pour l'éclairage ¹	37,1
Electricité	2,0	Electricité	2,2
Générateur	76,0	Générateur	60,6
Pétrole		Pétrole	
N – ménages	1997	N – ménages	2987

(1) Variable exprimant un classement ordinal par ordre croissant – lorsque l'on se déplace vers le bas – de précarité. Le total est égal à 100 ; (2) Existence de ces actifs – moyenne. Dans l'analyse, ces variables font aussi d'un classement ordinal par ordre croissant de précarité ; (3) La limite diffère très légèrement avec celle de 1998 ; (4) Taux combiné de l'inverse du taux net de scolarisation des 6-11 ans et du taux d'analphabétisme des 15 ans et plus, la pondération étant, respectivement, des deux tiers et du tiers ; (5) Ratio du montant des transferts réels per capita – déflatés par un indice régional des prix – et du seuil de pauvreté.

Source : EIM 2004.

Tableau E6 (suite): Statistiques descriptives relatives aux actifs des ménages – Comores 1995 & 2004

Année/Paramètre	EBC 1995 – %	Année/Paramètre	EIM 2004 – %
1. Actifs physiques :		1. Actifs physiques :	
(ii) Biens durables		(ii) Biens durables	
Voiture ²	2,8	Voiture ²	7,3
Moto ²	0,6	Moto ²	1,4
Mobylette ²	0,1	Mobylette ²	0,4
Bicyclette ²	1,1	Bicyclette ²	2,6
Téléphone/fax ²	3,5	Téléphone/fax ²	13,9
Radio ²	43,5	Radio ²	55,2
Téléviseur ²	8,9	Téléviseur ²	27,9
Magnétoscope ²	5,9	Magnétoscope ²	20,2
Chaîne musicale ²	3,4	Chaîne musicale ²	8,9
Réfrigérateur ²	6,4	Réfrigérateur ²	12,1
Congélateur ²	4,0	Congélateur ²	10,3
Moulinette ²	9,5	Moulinette ²	17,5
Ventilateur ²	6,5	Ventilateur ²	12,1
Machine à coudre ²	15,7	Machine à coudre ²	17,6
Machine à laver ²	0,4	Machine à laver ²	1,5
Cuisinière ²	1,3	Cuisinière ²	5,2
2. Actifs humains		2. Actifs humains	
Instruction du chef		Instruction du chef	
Supérieur	2,1	Supérieur	3,5
Secondaire 2c	3,4	Secondaire 2c	5,9
Secondaire 1c	6,0	Secondaire 1c	9,3
Primaire	9,9	Primaire	13,1
Sans instruction	78,6	Sans instruction	68,2
Taux de non-éducation combiné/ménage⁴	43,9	Taux de non-éducation combiné/ménage⁴	26,6
3. Actifs sociaux - transferts réels reçus⁵		3. Actifs sociaux - transferts réels reçus⁵	
>0,177	7,7	>0,251	6,0
0,071-0,177	7,6	0,115-0,251	5,5
0,034-0,071	7,9	0,055-0,115	5,4
0,015-0,034	7,7	0,022-0,055	5,3
<0,015	7,7	<0,022	6,2
0,000	61,5	0,000	71,5
N – ménages	1997	N – ménages	2987

(1) Variable exprimant un classement ordinal par ordre *croissant* – lorsque l'on se déplace vers le bas – *de précarité*. Le total est égal à 100 ; (2) Existence de ces actifs – moyenne. Dans l'analyse, ces variables font aussi d'un classement ordinal par ordre croissant de précarité ; (3) La limite diffère très légèrement avec celle de 1998 ; (4) Taux combiné de l'inverse du taux net de scolarisation des 6-11 ans et du taux d'analphabétisme des 15 ans et plus, la pondération étant, respectivement, des deux tiers et du tiers ; (5) Ratio du montant des transferts réels per capita – déflatés par un indice régional des prix – et du seuil de pauvreté.

Source : EIM 2004.

Tableau E7 : Paramètres relatifs aux dépenses réelles annuelles d'éducation des ménages selon les îles et le niveau de vie des ménages – milliers de FC – Comores 2004¹

Paramètre Indicateur	Ile			Niveau de vie des ménages			Ensemble	N
	Ngazidja	Ndzouani	Mwali	Pauvres	Intermédiaires	Riches		
Dépenses totales réelles d'éducation/ménage (écart type)	127,4 (257,8)	117,5 (280,2)	54,2 (84,4)	64,4 (99,5)	131,5 (269,4)	200,5 (401,4)	118,5 (261,0)	2005
Ratio dépenses totales réelles d'éducation par ménage/dépenses totales réelles du ménage	3,5	2,9	2,1	4,6	4,9	1,9	3,1	2005
Dépenses totales réelles du ménage par individu scolarisé (écart type)	48,8 (93,9)	43,5 (97,8)	18,1 (22,8)	20,3 (29,4)	47,5 (84,2)	86,5 (154,3)	44,6 (93,0)	2005
N	1020	858	127	821	763	421	2005	-

(1) Les dépenses relatives à l'instruction sont déflatées par les lignes de pauvreté, et ne sont calculées que pour les ménages ayant des enfants scolarisés – 67,1 pour cent.

Source : EIM 2004.

Tableau E8 : Paramètres relatifs aux dépenses réelles de santé des ménages selon les îles et le niveau de vie des ménages – milliers de FC – Comores 2004¹

Paramètre Indicateur	Ile			Niveau de vie des ménages			Ensemble	N
	Ngazidja	Ndzouani	Mwali	Pauvres	Intermédiaires	Riches		
Dépenses de morbidité/ménage ² (écart type)	34,3 (82,9)	0,5 (1,7)	21,0 (34,3)	15,7 (64,7)	18,2 (59,7)	11,6 (27,8)	15,7 (56,5)	1711
Dépenses de vaccination/ménage ³ (écart type)	1,1 (1,3)	0,4 (1,4)	1,3 (1,7)	0,8 (1,1)	0,7 (1,1)	0,8 (2,5)	0,8 (1,4)	1427
Dépenses soins post-natale/ménage ⁴ (écart type)	25,1 (93,7)	8,2 (17,2)	15,5 (42,4)	12,8 (27,8)	23,2 (99,2)	12,4 (39,9)	16,9 (67,3)	604
Dépenses soins-prénatales/ménage ⁵ (écart type)	20,2 (44,9)	4,7 (8,5)	25,1 (49,5)	9,2 (18,9)	15,9 (46,8)	11,7 (21,4)	12,3 (32,8)	632
Dépenses totales de santé/ménage ⁶ (écart type)	39,6 (95,9)	15,1 (32,1)	29,1 (55,0)	23,0 (65,4)	33,5 (85,8)	24,8 (49,1)	27,3 (71,0)	2055
Ratio dépenses totales de santé/dépenses totales du ménage	1,3	0,4	1,2	1,7	1,3	0,3	0,8	2055

(1) Les dépenses relatives à la santé sont déflatées par les lignes de pauvreté, et concernent les ménages ayant eu des dépenses effectives (>0) ; (2) Les dépenses relatives à la morbidité sont relatives aux 15 derniers jours, et ne concernent que les ménages ayant eu un ou plusieurs membres malades ; (3) Les dépenses relatives à la vaccination sont relatives aux 12 derniers mois, et ne concernent que les ménages ayant eu un ou plusieurs membres de 7 ans et moins vaccinés ; (4) Les dépenses relatives aux soins post-natals sont relatives aux 12 derniers mois, et ne concernent que les ménages ayant eu un ou plusieurs enfants de 5 ans et moins en consultation ; (5) Les dépenses relatives aux soins prénatals sont relatives aux 12 derniers mois, et ne concernent que les ménages ayant eu un ou plusieurs femmes ayant consulté ; (6) Somme des différentes dépenses de santé pour les ménages ayant un ou plusieurs membres malades ou en consultation, et ayant effectivement déboursés de l'argent.

Source : EIM 2004.

L'Union des Comores est confrontée à des défis économiques et sociaux considérables – en 2004, 44,8 pour cent des individus ont des ressources inférieures au seuil de pauvreté de 285 144 FC par tête et par an –, d'autant que la vulnérabilité des ménages est une situation un plus répandue que la pauvreté, et que les privations « durables » constituent une composante importante du déficit social. En même temps, les inégalités monétaires, qui se sont accrues entre 1995 et 2004, ont freiné la réduction de la pauvreté. Malgré tout, des avancées substantielles en termes de progrès social semblent avoir été accomplies au cours de la période 1995-2004, bien que ce diagnostic appelle une très grande prudence, compte tenu du biais en faveur de la scolarisation des garçons, des progrès très limités en matière de malnutrition des enfants, et des inégalités *socio-économiques* de malnutrition « pro-riches ».

Dans ce contexte, l'analyse des déterminants de la pauvreté monétaire met en évidence le rôle de l'instruction, la structure démographique des familles, les transferts – notamment, externes à Ngazidja –, la localisation spatiale – les ménages vivant dans le milieu rural de Ndzouani étant particulièrement défavorisés –, et la configuration du marché du travail. En effet, seulement 32,4 pour cent des individus de 7 ans et plus travaillent, tandis que la structure dualiste du marché du travail et la faiblesse du taux de création des richesses réduisent les capacités d'absorption de l'emploi, et favorisent un ajustement du marché du travail en termes de chômage des jeunes. Ainsi, le secteur agricole et le secteur informel occupent près des trois quarts des emplois, d'une part, et le secteur moderne, englobant environ le quart des emplois, propose à deux salariés sur trois des statuts du travail non protégés, d'autre part. Par ailleurs, près de la moitié des chômeurs n'ont jamais travaillé, et le différentiel de chômage entre les hommes – 9,2 pour cent – et les femmes – 19,2 pour cent – est considérable.

Mais, un autre dualisme du marché du travail prévaut dans l'Union des Comores : la plus grande fragilité des femmes quant à l'accès au marché du travail, comparativement aux hommes, en termes de taux de dépendance dans le ménage, d'offre de travail, de taux de chômage, d'accès à l'emploi protégé – le secteur agricole et le secteur informel englobent, respectivement, 66,9 et 19,5 pour cent de l'emploi féminin – et de gains. Malgré tout, les ménages gérés par une femme sont moins pauvres que leurs homologues masculins, une situation imputable principalement à l'ampleur de l'auto-consommation alimentaire, des transferts, et du rôle du capital social. Sans aucun doute, la participation des enfants au marché du travail – 2,0 et 8,5 pour cent, respectivement, pour les 7-14 ans et 15-17 ans – constitue un autre élément des stratégies de survie, mises en oeuvre par les ménages, et l'argument de l'« axiome de luxe » est probablement acceptable.

En fait, malgré les incertitudes relatives au processus de transition économique, il est possible, à moyen ou à long terme, d'atténuer la fragilité du progrès social. Mais, la réussite de cette stratégie, visant à amender le processus de transition économique et à accroître la participation des individus à l'emploi productif, non vulnérable ou décent, afin d'atténuer le niveau des privations, dépend d'un ensemble de facteurs dont certains ne sont pas totalement contrôlables par les autorités publiques. Dans cette optique, la « Stratégie de croissance et de réduction de la pauvreté » constitue, un précieux instrument de programmation des actions.