

# Dimensions de la pauvreté et du genre aux Comores



GROUPE DE LA BANQUE AFRICAINE DE  
DEVELOPPEMENT



# Remerciements

Ce rapport intitulé « Dimensions de la pauvreté et du genre aux Comores » a été préparé conjointement par le Département des Statistiques (ECST), le Bureau de la Coordination, de la Gouvernance et la Gestion Financière Publique (ECGF) et le Département du Genre, des Femmes et de la Société Civile (AHGC) de la Banque africaine de développement en étroite collaboration avec ONU FEMMES.

L'équipe technique de la Banque africaine de développement était composée de : M. Nirina Letsara (Statisticien en Chef), M. Yassine Jmal (Statisticien), M. Koffi Marc Kouakou (Statisticien économiste), et M. Régis Lakoué Derant (Chargé Supérieur de Gouvernance) et sous la Direction de M. Charles Leyeka Lufumpa (Directeur du département des Statistiques, ECST) et de M. Kouakou Koua Louis (Chef de Division, ECST 1).

L'équipe technique de ONU FEMMES était composée M. Mamadou Bobo Diallo (Economiste) et M. Sami Bibi (Economiste).

L'équipe tient à remercier l'Institut National de la Statistique, des Etudes Economiques et Démographiques (INSEED) ainsi que le Ministère des Finances et du Budget des Comores pour leur soutien considérable lors de la préparation du présent rapport.

L'étude a aussi bénéficié du soutien financier du gouvernement de la Confédération suisse par l'intermédiaire de la Direction du développement et la coopération (DDC).





## GROUPE DE LA BANQUE AFRICAINE DE DÉVELOPPEMENT

Groupe de la Banque africaine de développement  
Avenue Joseph Anoma  
01 B.P. 1387 Abidjan 01  
Côte d'Ivoire

Résumé analytique	5
Introduction générale	7
<b>1. APPROCHE MÉTHODOLOGIQUE</b>	<b>9</b>
1.1. Sources des données	9
1.2. Caractéristiques de la population échantillon	9
1.3. Détermination de l'indicateur de bien-être (mesure de la consommation)	12
<b>2. PRÉSENTATION DES INDICATEURS DE LA PAUVRETÉ MONÉTAIRE AUX COMORES</b>	<b>17</b>
2.1. Estimation du seuil de la pauvreté monétaire	17
2.2. Mesures de la pauvreté monétaire	19
2.2.1. Incidence de la pauvreté monétaire	19
2.2.2. Mesures complémentaires de la pauvreté monétaire	20
<b>3. ÉVOLUTION DE LA PAUVRETÉ MONÉTAIRE AUX COMORES ENTRE 2004 ET 2014</b>	<b>23</b>
3.1. Les indicateurs de la pauvreté de 2004 et de 2014	23
3.2. La variation de l'incidence de la pauvreté entre 2004 et 2014	24
3.3. La décomposition de la variation de la pauvreté : Effet de croissance et effet de redistribution	26
<b>4. PROFIL ET DÉCOMPOSITION DE LA PAUVRETÉ MONÉTAIRE</b>	<b>29</b>
4.1. Décomposition de la pauvreté	29
4.1.1. Décomposition selon la région de résidence	29
4.1.2. Décomposition selon le sexe du chef de ménage	31
4.1.3. Décomposition selon les caractéristiques démographiques	32
4.1.4. Décomposition selon la typologie des ménages	33
4.1.5. Décomposition selon les caractéristiques du logement	34
4.1.6. Décomposition selon l'activité du Chef du ménage	36
4.1.7. Le niveau d'éducation du chef de ménage	37
<b>5. LES DÉTERMINANTS DE LA PAUVRETÉ</b>	<b>39</b>
5.1. Présentation de l'approche méthodologique	39
5.2. Effet du milieu de résidence et des caractéristiques socio-démographiques	40
5.3. Prise en compte des caractéristiques du logement	42
<b>6. INÉGALITÉS AUX COMORES</b>	<b>47</b>
6.1. Mesures standards des inégalités	47
6.2. Décomposition des inégalités	48
<b>7. GENRE, PAUVRETÉ ET INÉGALITÉS</b>	<b>51</b>
7.1. Analyse de la consommation selon le genre	51
7.2. La décomposition d'Oaxaca-Blinder	53
7.3. Différentes mesures de discrimination de genre	54
7.4. L'effet de la discrimination de genre sur la pauvreté	59
7.5. L'effet de la discrimination de genre sur les inégalités	61
7.6. Décomposition des inégalités en utilisant des méthodes économétriques	70
<b>ANNEXES</b>	<b>73</b>
Annexe I. Construction d'un indicateur de bien-être	73
Annexe II. Estimation des seuils de la pauvreté	75
Annexe III. Les mesures de pauvreté	82
Annexe IV. Les mesures d'inégalité	84
Annexe V. Différence de niveau de consommation selon le genre	89



# Résumé analytique

Dans le cadre de la première phase du projet de renforcement des capacités institutionnelles de l'Union des Comores (PRCI 1), la Banque africaine de développement a financé les travaux de mise en œuvre de l'enquête 1-2-3 sur les dépenses des ménages aux Comores. La présente analyse sur la pauvreté et les inégalités basée sur le genre est le fruit de la poursuite de la collaboration entre ONU Femmes et la Banque Africaine de Développement dans le cadre de leur appui technique et financier aux autorités statistiques de l'Union des Comores et du renforcement des capacités institutionnelles de l'Institut National de la Statistique et des Études Economiques et Démographiques (INSEED).

Cette étude offre un diagnostic approfondi et détaillé de la pauvreté et des inégalités basé sur le genre à travers les régions ainsi qu'à travers divers groupes de la population définis selon les caractéristiques les plus pertinentes pour l'Union des Comores. Les résultats de ce rapport aideront les autorités publiques à assurer un meilleur ciblage de population nécessiteuse ainsi qu'une identification des groupes vulnérables.

La pauvreté existe lorsqu'une partie de la population est incapable, selon les normes de la société, d'atteindre un niveau de bien-être considéré comme un minimum requis. Le niveau minimal de ce bien-être peut être défini moyennant l'estimation d'un ou plusieurs seuils de pauvreté. Dans cette étude, trois seuils de pauvreté spécifiques à chacune des quatre régions de l'Union des Comores (Moroni, Reste de Ngazidja, Ndzouani et Mwali) ont été estimés. Ces seuils tiennent compte des modes de consommation des comoriens et du coût de la vie dans les quatre principales régions.

Dans ce travail, nous avons utilisé l'agrégat consommation comme un indicateur du niveau de vie des ménages. Celui-ci inclut l'ensemble des dépenses de consommation (alimentaires et non-alimentaires) effectuées par les ménages pendant une année ainsi qu'une estimation de la valeur locative du domicile des ménages propriétaires de leur logement. Il n'inclut pas les dépenses exceptionnelles ou dites d'investissement (comme l'achat d'un terrain, d'une maison, ou tout bien dont durable qui sera utilisé pendant une période supérieure à une année).

Sur la base de l'agrégat consommation et en utilisant les données de l'enquête sur les dépenses des ménages, nos estimations ont révélé que le taux de pauvreté global (selon le seuil haut) est de 44,1% en 2014 ventilé comme suit : 52,2% dans le milieu rural (soit un peu plus d'un individu sur deux) et 31,9% dans le milieu urbain (presque un individu sur trois). Clairement, la pauvreté continue à être un problème endémique aux Comores et les ménages ruraux sont les plus touchés par toutes les formes de la pauvreté.

Les travaux ont également montré qu'environ un individu sur cinq aux Comores (21,9%) fait face à un problème d'insécurité alimentaire aigüe. Ce problème est particulièrement important dans le milieu rural où 28,7% de la population souffre de ce grave fléau. Même si cette proportion est clairement plus faible dans le milieu urbain, il n'en demeure pas moins que 11,6% de la population urbaine est incapable de subvenir à ses besoins alimentaires essentiels même si elle y consacre 100% de ses ressources disponibles. Les 21,9% des comoriens qui sont incapables de couvrir leurs besoins alimentaires essentiels doivent recevoir la priorité absolue de la Stratégie de Croissance et de Réduction de la Pauvreté.

La pauvreté extrême, quant à elle, touche 35,6% de la population comorienne. Ce phénomène frappe plus de deux individus sur cinq (43,1%) dans le milieu rural et presque un individu sur quatre (24,3%) dans le milieu urbain.

L'analyse de la répartition régionale de la pauvreté globale confirme que la région de Mwali détient le record de la pauvreté globale, avec une incidence de pauvreté égale à 56,7%. Elle est suivie de Ndzouani avec une incidence de pauvreté globale plus faible, de 47,9%.

Une analyse approfondie de la répartition du niveau de vie à travers les quatre régions du Comores a permis de mettre en évidence que c'est la région de Ndzouani qui abrite le plus grand nombre de ménages qui font face à la forme la plus sévère de la pauvreté, soit l'insécurité alimentaire aigüe. Elle est suivie de Mwali, puis du reste de Ngazidja. La région de Moroni abrite le plus faible nombre de ménages qui souffrent de l'une des trois formes de la pauvreté.

Pour mieux comprendre l'état de bien-être dans un pays donné, il n'est pas suffisant de connaître son niveau de consommation moyen ou son incidence de la pauvreté. En effet, la qualité de la vie dépend également de comment cette consommation est distribuée à travers la population et les différents groupes sociaux qui la compose.

Dans notre étude, deux estimations de l'indice de Gini pour les Comores ont été produites. La première ne tient pas compte de la variation régionale du coût de la vie. Cela donne un indice de Gini national égal à 39,3%. La seconde est calculée sur la distribution de la consommation ajustée du coût de la vie de chaque région. Avec cet ajustement, l'indice de Gini tombe à 38,8%. Notons que la différence entre ces deux indices, égale à 0,5 point de pourcentage n'est pas statistiquement significative. Autrement dit, la variation régionale du coût de la vie à travers les quatre régions des Comores n'est pas d'une ampleur assez importante pour que l'ignorance de celle-ci biaise nos estimations de l'ampleur de l'inégalité globale aux Comores.

La consommation moyenne s'élève à environ 490 091 KMF par personne en 2014 aux Comores. Cette moyenne est plus élevée pour les ménages soutenus par une femme (environ 502 321 KMF par personne et par an), comparée à la consommation moyenne des ménages soutenus par homme (485 962 KMF). Autrement dit, les ménages soutenus par une femme ont en moyenne un niveau de consommation plus élevé de 16 359 KMF que les ménages soutenus par un homme

Les résultats de cette investigation ont permis de tirer les enseignements suivants :

- L'écart de niveau de bien-être entre le segment de la population soutenu par une femme et celui soutenu par un homme est égal à 16 359 KMF.
- Cet écart aurait été de 21 917 KMF si le groupe de ménages soutenus par une femme avait le même rendement de ses caractéristiques que le groupe de ménages soutenu par un homme.

Deux principales conclusions émergent de l'examen des résultats de l'effet de la discrimination de genre sur les inégalités. La première est que dans la situation actuelle (avec discrimination de genre), le niveau de vie des ménages soutenus par une femme est plus inégalitaire que celui des ménages soutenus par un homme. Ce résultat reste valable indépendamment du choix de l'indice de l'inégalité.

La seconde conclusion est que la différence d'inégalité entre les deux groupes de ménages chute considérablement ou même s'inverse en passant de la situation avec discrimination à la situation sans discrimination. Si on regarde la différence d'inégalité entre les deux groupes telle que mesurée par l'indice de Gini, par exemple, celle-ci chuterait de 4 points de pourcentage, dans la situation avec discrimination, à 0,9 point de pourcentage seulement, dans la situation sans discrimination. Une évolution semblable est observée avec l'utilisation de l'indice de Theil pour mesurer cette différence qui diminuerait d'un peu plus de moitié; soit de 4 points de pourcentage à 1,8 points de pourcentage. En outre, la différence d'inégalité entre les deux groupes deviendrait statistiquement non-significative.

# Introduction générale

L'objectif de réduire les inégalités, la pauvreté et la discrimination basée sur le genre s'inscrit largement dans les priorités du gouvernement de l'Union des Comores et de ses partenaires nationaux (syndicats, associations de la société civile, etc.) et internationaux (l'organisation des Nations Unies pour l'égalité des sexes et l'autonomisation des femmes, la Banque Africaine de Développement, etc.). Quoique la mise en œuvre de stratégies et d'outils de lutte contre la pauvreté et l'exclusion sociale accaparent des ressources sociales et budgétaires considérables, les connaissances que nous avons sur l'efficacité de ces stratégies et outils restent fort imparfaites.

C'est dans cette perspective que s'inscrit ce travail. La connaissance précise de l'ampleur de la pauvreté dans un pays découle du besoin crucial pour le décideur de comprendre son évolution à travers le temps, sa distribution à travers le territoire, et l'évaluation de l'efficacité des mesures économiques et sociales mises en place pour combattre la pauvreté et les inégalités dans toutes leurs formes.

La réalisation de la présente étude sur la pauvreté basée sur le genre en 2015 dans l'Union des Comores s'inscrit dans le cadre de la collaboration entre l'Organisation des Nations Unies pour l'égalité des sexes et l'autonomisation des Femmes (ONU Femmes) et la Banque Africaine de Développement.

En effet, depuis près d'une décennie, l'Union des Comores s'est lancée dans une phase de mutations socio-économiques profondes. Les autorités nationales comoriennes ont mobilisé des ressources humaines et financières importantes dans le cadre de la mise en œuvre de la Stratégie de Croissance et de Réduction de la Pauvreté (SCRCP) 2010-2014. Au cours de la décennie écoulée, des progrès incontestables ont été réalisés dans le domaine de la santé et de la promotion du genre. A titre d'exemple, le taux de mortalité infantile a diminué de 5,3% en 2007 à 3,5% en 2012. En ce qui concerne le ratio filles/garçons dans l'enseignement supérieur, grâce à la mise œuvre de la politique nationale de l'équité et de l'égalité du genre adoptée en 2007, il a augmenté de 0,68

en 2007 à 0,84 en 2012.

Dans le cadre de la première phase du projet de renforcement des capacités institutionnelles (PRCI 1), la Banque Africaine de Développement a financé les travaux de mise en œuvre de l'enquête 1-2-3 sur les dépenses des ménages aux Comores. Le présent rapport national sur la pauvreté basée sur le genre est le fruit de la poursuite de la collaboration entre ONU Femmes et la Banque Africaine de Développement dans le cadre de leur appui technique et financier aux autorités statistiques de l'Union des Comores et du renforcement des capacités institutionnelles de l'Institut National de la Statistique et des Études Economiques et Démographiques (INSEED).

La réalisation de cette étude est basée sur les données de l'enquête 1-2-3. Elle a pour objectifs d'aider l'Union des Comores à répondre aux besoins en données nécessaires à la formulation des politiques et à la prise de décisions éclairées. Celles-ci doivent être basées sur les résultats d'un suivi efficace et continue du niveau de la pauvreté et des progrès accomplis en matière de (i) des objectif 1 et 2 de Développement Durable (ODD) concernant la réduction de moitié de la pauvreté chez les hommes, les femmes, et les enfants, et (ii) de l'objectif 17 des ODD concernant le renforcement des capacités techniques des pays développement dans la productions des données statistiques. Par ailleurs, la production des données statistiques doit être ventilée par classe de revenu, sexe, groupe d'âge, race et origine ethnique, statut migratoire, handicap, situation géographique et par d'autres caractéristiques pertinentes selon les contextes nationaux.

D'une manière spécifique, le présent rapport a permis de répondre aux objectifs suivants avec un accent particulier sur l'analyse de la relation entre les différentes mesures de bien-être social et le genre :

- La mise à jour de la méthodologie de l'imputation du seuil national de la pauvreté ;
- L'utilisation des meilleures pratiques internationales et méthodologiques pour mesurer et analyser la pauvreté, y compris la pauvreté selon le genre ;

- La mise à jour des profils de pauvreté dressés en 2004 et l'analyse spatiale de la pauvreté selon le genre ;
- L'identification des facteurs déterminants de la pauvreté en mettant l'emphase sur la contribution du genre dans la détermination des niveaux de pauvreté.

La réalisation de cette étude sur la pauvreté selon le genre a permis de renforcer significativement les capacités statistiques de l'INSEED en termes de traitement et d'analyse des enquêtes

statistiques auprès des ménages. Ce rapport fournit un diagnostic approfondi et détaillé de la pauvreté, en particulier selon le genre, à travers les régions ainsi qu'à travers divers groupes de la population définis selon les caractéristiques les plus pertinentes pour l'Union des Comores. Les résultats de ce rapport aideront les autorités publiques, dans le cadre de la Stratégie de Croissance et de Réduction de la Pauvreté (SCRCP), à assurer un meilleur ciblage de la population nécessiteuse ainsi qu'une identification plus précises des groupes vulnérables.



# I. Sources des données et approche méthodologique

L'analyse du niveau de la pauvreté pose plusieurs défis d'ordre conceptuel et méthodologique. La littérature axée sur cette thématique synthétise ces défis à travers les trois questions suivantes :

- i) *Quel indicateur de bien-être de l'unité d'analyse (individu, famille, ou ménage) faut-il retenir (revenu, dépense, consommation, etc.)?*
- ii) *À partir de quel niveau de bien-être considère-t-on l'unité d'analyse en question comme étant non pauvre?*
- iii) *Comment peut-on synthétiser la situation de la population pauvre en une mesure globale de pauvreté?*

Comme le souligne la littérature concernant ces sujets, il est souvent difficile, voire même impossible, de dégager un consensus autour de la démarche à adopter pour répondre à ces trois questions. La diversité d'opinions provient du fait que la mesure du bien être en général et de la pauvreté en particulier ne relève pas exclusivement de l'ordre du « positif » ou de « l'objectif ». Elle est, au contraire, tributaire de jugements de valeurs et de critères de l'ordre du « normatif ».

La littérature économique offre, toutefois, des solutions plus ou moins appropriées à toutes ces questions légitimes et pertinentes. Les sections suivantes décriront de façon claire la méthodologie que nous avons suivie afin d'aboutir à des résultats cohérents. Ces résultats permettront d'aider les décideurs publics à fixer les priorités de la Stratégie de Croissance et de Réduction de la Pauvreté.

## 1.1. Sources des données

L'Union des Comores a réalisé sa première enquête sur l'emploi, le secteur informel et la consommation des ménages. Dénommée EESIC 1-2-3, cette enquête porte sur trois phases. La première est une enquête sur l'emploi, le chômage et les conditions d'activité. La deuxième est une enquête qui porte sur le secteur informel, ses caractéristiques et son mode d'insertion dans le tissu productif du pays. La troisième phase concerne la consommation et les conditions de vie des ménages. Il s'agit donc de l'EESIC – Phase 3 que nous utilisons ici et qui a permis de produire tous les résultats présentés dans le présent rapport.

L'EESIC 1-2-3 s'inscrit dans le cadre du suivi et évaluation de la Stratégie de Croissance et de la Réduction de la Pauvreté (SCRP) et l'atteinte des Objectifs du Millénaire pour le Développement (OMD). Elle permet aussi au pays de disposer de données actualisées et fiables permettant le calcul des indicateurs nécessaires à la mise en œuvre des politiques et programmes de développement; telle que l'estimation des mesures d'inégalité et de pauvreté nécessaire à la Stratégie de Croissance et de la Réduction de la pauvreté.

La réalisation de cette enquête a été possible avec le concours financier de la Banque Africaine de Développement à travers le Projet de Renforcement des Capacités Institutionnelles. L'Observatoire Économique et Statistique de l'Afrique Subsaharienne a apporté sa contribution via un appui technique à travers une démarche favorisant les renforcements des capacités des cadres nationaux.

## 1.2. Caractéristiques de l'EESIC – Phase 3 et de la population échantillon

L'EESIC – Phase 3 porte sur les dépenses des ménages de l'Union des Comores. Elle est inscrite dans le cadre de la Stratégie de Croissance et de Réduction de la Pauvreté. Le champ géographique de l'enquête couvre le territoire national découpé en 4 strates : Moroni, Reste de Ngazidja, Ndzouani et Mwali.

L'échantillon des ménages enquêtés a été tiré de l'échantillon des ménages enquêtés en phase 1 de l'EESIC 1-2-3. La base de sondage pour l'enquête de la Phase – 1 est le fichier du recensement général de la population de 2003. Cette base comprend une liste exhaustive des zones de dénombrement selon le milieu de résidence, les îles et l'effectif des ménages. Un travail d'actualisation des zones de dénombrement a été réalisé au début de l'année 2012 dans le cadre des préparatifs de l'Enquête Démographique et de Santé couplée de l'Enquête à Indicateurs Multiples. Cette base comprend 1174 zones de dénombrement (ZD) comme le décrit le Tableau 1 ci-dessous.

**Tableau 1. Répartition des zones de dénombrement (ZD) par strate**

Strate	Zones de dénombrement
Moroni	218
Reste de Ngazidja	422
Ndzouani	464
Mwali	70
<b>Union des Comores</b>	<b>1174</b>

L'enquête de la Phase – 1 est une enquête représentative aussi bien à l'échelle de l'Union des Comores qu'au niveau de chacune des 4 strates. Il s'agit donc d'une enquête stratifiée à deux étapes. Dans la première étape, il a été tiré 338 ZD proportionnellement à leur taille en nombre de ménages. Particulièrement à Mwali, l'île compte en tout 70 ZD. Par conséquent, toutes les 70 ZD ont été sélectionnées. Dans la seconde étape,

il a été tiré à Mwali, un nombre constant de 25 ménages par ZD. Dans les autres strates, il a été tiré seulement 12 ménages en moyenne par ZD. Pour la Phase – 3, toutes les ZD ont été maintenues. Toutefois, un nombre plus réduit de ménages a été maintenu pour répondre aux questions relatives à leurs dépenses de consommation. La répartition des échantillons est résumée dans le Tableau 2.

**Tableau 2. Répartition des zones de dénombrement (ZD) et des ménages par strate**

	Nombre de ZD		Nombre de ménages			
			Phase 1		Phase 3	
	Urbain	Rural	Urbain	Rural	Urbain	Rural
Moroni	84	0	1008	0	943	0
Reste de Ngazidja	50	50	600	600	358	376
Ndzouani	43	41	516	492	451	269
Mwali	36	34	900	850	371	363
Total/milieu	213	125	3024	1942	2 123	1 008
Total	338		4 966		3 131	

En ce qui concerne les questions relatives aux dépenses de consommation de l'EESIC – Phase 3, les principaux outils de la collecte des données sont :

- Les questionnaires, au nombre total de 29; à cela s'ajoutent une fiche de présence des membres du ménage et une fiche d'éligibilité des individus aux carnets de compte pour relever les dépenses quotidiennes dans le ménage.
- La nomenclature de consommation (12 groupements de biens) ;
- La nomenclature des lieux d'achats ;
- La nomenclature des unités de mesure des quantités;
- La nomenclature des métiers et professions ;
- et la nomenclature des activités.

Ces outils de collecte des données ont été arrêtés afin de répondre aux objectifs spécifiques de la phase 3 de l'EESIC 1-2-3, à savoir :

- L'estimation des dépenses des ménages et la construction d'un agrégat de consommation ;
- L'analyse de la consommation des ménages ;
- L'estimation de seuils et de mesures de pauvreté ;
- La détermination de profil de pauvreté aux Comores ;
- L'actualisation du panier des biens et services qui composent l'indice des prix à la consommation des ménages ; et
- La mise à jour des coefficients de pondération de l'indice de prix à la consommation des ménages.

La nomenclature de consommation des biens et services qui a été utilisée pendant la collecte des données est une adaptation de la classification internationale appelée COICOP (classification of individual consumption and purposes). Celle-ci a été structurée en 12 catégories de biens de consommation finale. Les groupes sont catégorisés en sous groupes qui à leur tour,

comprennent des postes de produits. Le poste de produit est la dernière subdivision qui sous laquelle est dressée la liste des biens et services entrant dans la consommation finale des ménages.

Les 12 catégories de biens de consommation finale des ménages sont :

1. Alimentation, boissons non alcoolisées ;
2. Boissons alcoolisées et tabacs ;
3. Habillement et chaussures ;
4. Logement, eau, électricité, gaz et autres combustibles ;
5. Meubles, articles de ménages et entretien courant ;

6. Santé ;
7. Transport ;
8. Communication ;
9. Loisirs et cultures ;
10. Éducation ;
11. Hôtels, cafés et restaurants ; et
12. Biens et services divers.

Le Tableau 3 présente la moyenne par tête de ces dépenses aussi bien par strate qu'à l'échelle de toute l'Union des Comores.

**Tableau 3. Les dépenses de consommation par tête et par région**

	Moroni	R. Ngazidja	Ndzouani	Mwali	Comores
Alimentation	326 676	310 425	284 392	223 413	296 541
Boissons alcoolisées et tabacs	2 511	1 865	629	1 098	1 406
Habillement	24 783	29 259	10 964	10 633	19 613
Logement	43 685	28 389	35 652	21 812	33 583
Meubles, articles de ménages	15 184	29 545	9 951	16 174	18 031
Santé	21 682	33 420	9 261	10 730	19 823
Transport	73 392	57 927	32 472	32 716	48 215
Communication	28 769	19 817	9 513	10 042	16 369
Loisirs et cultures	8 520	11 414	4 596	5 452	7 677
Education	17 212	11 377	4 660	6 052	9 198
Hôtels, cafés et restaurants	12 701	5 829	1 752	2 584	5 068
Biens et services divers	9 577	9 744	4 146	6 506	7 157
Dépense totale par tête	584 692	549 011	407 987	347 213	482 680
Dépense par ménage	2 299 139	2 863 341	2 124 203	1 797 283	2 383 240
Taille moyenne du ménage	3,9	5,2	5,2	5,2	4,9

Moroni et Reste de Ngazidja ont les niveaux de dépense par tête le plus élevé aux Comores, soit 584 692 KMF et 549 011 KMF, respectivement. La région de Ndzouani se classe en troisième position avec des dépenses totales égales à 407 987 KMF. La région de Mwali affiche le niveau de dépenses totales par tête le plus faible aux Comores, soit 347 213 KMF.

Si on observe les dépenses totales par ménage, force est de constater que c'est plutôt le Reste de Ngazidja (et non plus Moroni) qui affiche le niveau de dépenses totales le plus élevé. La raison est que la taille moyenne des ménages est nettement plus faible à Moroni (3,9 personnes) que dans le reste du pays (5,2 personnes).

Le plus grand poste de dépense chez les ménages comoriens est incontestablement

celui des dépenses en biens alimentaires. Indépendamment de la région de résidence, ces dépenses accaparent plus de la moitié des dépenses totales.<sup>1</sup> Le poste qui lui succède est celui du transport. Celui-ci accapare environ 10% des ressources d'un ménage représentatif de toute l'Union des Comores (48 215 KMF de dépenses pour le transport par personne sur une dépense totale de 482 680 KMF par personne). L'achat des biens alcoolisés et du tabac ne mobilise qu'une part très faible des ressources des ménages. Les dépenses de loisir (culture, éducation, hôtels, restaurants, etc.) représentent également une part relativement faible des dépenses totales.

<sup>1</sup>Dans la mesure où les biens alimentaires constituent un ensemble de biens de première nécessité, une part moyenne aussi importante est une indication du faible niveau de vie aux Comores

### 1.3. Détermination de l'indicateur de bien-être (mesurer la consommation)

Dans ce travail, nous faisons l'hypothèse que les membres d'un même ménage mettent en commun leurs ressources et les répartissent selon les besoins de chacun. L'analyse des problèmes liés à la répartition intra-ménage du bien-être dépasse en effet les objectifs de ce rapport de recherche. Il est donc naturel de considérer le ménage comme l'unité d'analyse au niveau duquel le niveau de bien-être individuel est mesuré. Ce choix pose cependant un problème important car il faut comparer le bien-être à travers des ménages de taille et de composition démographique différente. Nous normalisons l'indicateur de bien-être des ménages par sa taille afin de tenir compte de cette diversité. Dès lors, les problèmes liés à la variabilité des besoins selon l'âge et le sexe, la présence des biens publics et les économies d'échelle dans la consommation intra-ménage sont en dehors du cadre d'analyse fixé pour cette recherche.

Pour le choix de l'indicateur de bien-être du ménage, une certaine préférence se manifeste en faveur de l'usage des mesures basées sur la consommation plutôt que sur le revenu ou les dépenses totales.

Les dépenses totales de consommation des ménages peuvent, à priori, paraître comme un indicateur de bien-être approprié. Toutefois, ces dépenses incluent souvent l'achat de biens durables (maison, voiture, réfrigérateur, etc.). Ces achats sont assez souvent financés soit par l'accumulation de l'épargne passée soit par le recours aux multiples possibilités de crédits. Il est clair que ce type de dépenses, occasionnelles et irrégulières, ne reflètent pas le niveau de vie permanent des ménages.

L'inclusion des achats de biens durables dans n'importe quel indicateur de bien-être biaise donc les mesures de pauvreté et d'inégalité. En effet, les services rendus par les biens durables s'étalent sur plusieurs années; pendant que l'horizon temporel conventionnel des mesures de pauvreté est une année. L'achat des biens durable ne doit donc pas faire partie de la construction de l'indicateur de bien-être; et c'est effectivement pour cette raison que les dépenses totales, résumées par le Tableau 3, ne peuvent pas être considérées comme un bon indicateur du niveau de vie permanent des ménages.

Afin de mieux mesurer le niveau de bien-être des ménages, les dépenses d'achat des biens d'investissement (tels que l'acquisition d'un logement, d'un moyen de transport, etc.) et des biens durables (tels que l'achat des appareils

électroménagers, des biens de décoration, etc.) ont été exclues. Les dépenses irrégulières relatives aux cérémonies familiales l'ont été également.

Il est clair que l'indicateur de bien-être des ménages doit inclure toutes les dépenses régulières en biens non-durables (i.e., l'achat des biens alimentaires, les dépenses de transport, de communication, de loisir, etc.), soit les dépenses d'achat des biens dont l'horizon temporel de consommation ne dépasse pas une année. Idéalement, ces dépenses doivent être complétées par une estimation de la valeur des services rendus par les biens durables qui sont possédés par chaque ménage. Malheureusement, l'estimation de la valeur annuelle des services rendus par la possession des biens durables n'est pas possible pour l'ensemble de ces biens (possession d'une maison, d'une voiture, d'un ordinateur, d'une cuisinière, etc.). Cette estimation requiert des informations (prix d'achat, date d'achat, durée de vie attendue du bien, taux d'intérêt, taux d'usure, valeur locative sur le marché) qui ne sont pas disponibles dans l'EESIC – Phase 3; comme dans les enquêtes semblables dans la quasi-totalité des pays en développement.

Cependant, nous pouvons au moins estimer la valeur des services rendus par le logement pour les ménages propriétaires de leur logement ou encore les ménages qui ne sont pas propriétaires mais qui ne payent pas de loyer (un logement de fonction, par exemple).

- a) Pour les ménages locataires du logement qu'ils occupent, la valeur des services rendus par leur logement est donnée par le loyer qu'ils payent aux propriétaires.
- b) Pour les ménages qui ne payent pas de loyer, parce qu'ils sont propriétaires ou ils bénéficient d'un logement de fonction par exemple, nous avons estimé pour chacun un loyer dit fictif ou implicite. Le « loyer fictif » est le montant qu'aurait payé un ménage propriétaire s'il était locataire de sa résidence principale.

Le « loyer fictif » est donc ajouté à l'ensemble des dépenses régulières pour l'achat des biens non-durables des ménages. Il en résulte une mesure du bien-être que nous pouvons appeler alors l'agrégat consommation. L'annexe 1 présente plus de détails sur la construction de l'agrégat consommation en mettant l'accent sur la procédure d'estimation du loyer fictif.

Pour tenir compte des différences de la structure démographique des ménages, l'agrégat consommation est divisé par la taille du ménage. Les niveaux moyens de la consommation par ménage et par tête, ventilés par quintiles, par région

et par milieu sont reportés dans les tableaux 4 et 5, respectivement.

Le Tableau 4 montre que le niveau de consommation moyen par ménage s'élève à 2 431 104 KMF en 2014. Le milieu urbain affiche un niveau moyen de consommation un peu plus élevé (2 587 001 KMF par ménage) tandis que le milieu rural affiche un niveau de consommation un peu plus faible (2 307 666 KMF par ménage).

En dehors de Moroni qui est une région 100% urbaine, le niveau de consommation moyen par ménage dans chacune des 3 autres régions est systématiquement plus élevé dans le milieu urbain que dans le milieu rural.

Comme nous l'avons vu avec la dépense totale (Tableau 3), le Reste de Ngazidja affiche le niveau de consommation par ménage le plus élevé. La raison est que la taille moyenne des ménages est nettement plus faible à Moroni (3,9 personnes) que dans le reste du pays (5,2 personnes).

Sous l'hypothèse d'une distribution normale de la consommation au sein de chaque *quintile* de ménages, le niveau moyen de la consommation par ménage du 3<sup>ème</sup> quintile doit être très proche de la

consommation médiane de toute la population. Le Tableau 4 montre qu'aussi bien au niveau de chaque région qu'à l'échelle de l'Union des Comores, la consommation moyenne est systématiquement supérieure à la consommation moyenne du 3<sup>ème</sup> quintile. L'unique exception à cette règle est donnée par le milieu urbain de la région du Ndzouani où ces deux statistiques sont presque égales (2 803 195 KMF par ménage pour la première statistique et 2 884 331 KMF par ménage pour la seconde). Mis à part cette exception, la moyenne régionale ou nationale tend à être supérieure à la médiane. Ceci est une indication que la distribution de la consommation des ménages est désaxée vers la droite. Autrement dit, plus de la moitié de la population a un niveau de consommation plus bas que la moyenne et moins de la moitié de la population a un niveau de consommation plus haut que la moyenne. Dans le milieu urbain du Reste de Ngazidja par exemple, force est de constater que même la consommation moyenne du 4<sup>ème</sup> quintile de cette région (3 143 981 KMF par ménage) est inférieure à la consommation moyenne de toute la région (3 148 286 KMF par ménage). Cela a fait dans ce cas précis que la moyenne globale du Reste de Ngazidja est influencée par les niveaux de consommation particulièrement élevés des ménages du 5<sup>ème</sup> quintile.

**Tableau 4. Consommation annuelle moyenne des ménages selon le quintile de consommation**

	Moroni	R. Ngazidja	Ndzouani	Mwali	Comores
<b>Milieu urbain</b>					
1 <sup>er</sup> Quintile	1 231 093	1 835 468	1 340 622	1 120 853	1 324 250
2 <sup>ème</sup> Quintile	1 696 086	2 057 468	2 085 396	1 454 509	1 788 954
3 <sup>ème</sup> Quintile	2 055 505	2 830 586	2 803 195	1 859 256	2 424 490
4 <sup>ème</sup> Quintile	2 549 437	3 143 981	3 286 384	2 114 762	2 810 899
5 <sup>ème</sup> Quintile	3 052 007	4 288 177	3 875 558	2 606 554	3 471 422
Moyenne urbaine	2 313 981	3 148 286	2 884 331	1 973 035	2 587 001
<b>Milieu rural</b>					
1 <sup>er</sup> Quintile	-	1 342 449	691 783	834 881	852 555
2 <sup>ème</sup> Quintile	-	1 949 918	1 079 341	1 247 957	1 408 776
3 <sup>ème</sup> Quintile	-	2 379 505	1 405 764	1 567 988	1 868 068
4 <sup>ème</sup> Quintile	-	2 971 383	1 930 302	1 920 188	2 499 478
5 <sup>ème</sup> Quintile	-	4 353 997	2 969 963	2 906 410	3 727 818
Moyenne rurale	-	2 858 831	1 798 307	1 850 765	2 307 666
<b>Les deux milieux</b>					
1 <sup>er</sup> Quintile	1 231 093	1 406 322	764 548	914 938	982 315
2 <sup>ème</sup> Quintile	1 696 086	2 003 120	1 310 808	1 384 326	1 555 314
3 <sup>ème</sup> Quintile	2 055 505	2 480 175	1 649 900	1 687 461	2 077 093
4 <sup>ème</sup> Quintile	2 549 437	2 948 164	2 553 757	2 042 490	2 679 322
5 <sup>ème</sup> Quintile	3 052 007	4 335 292	3 490 311	2 737 354	3 609 345
Moyenne nationale	2 313 981	2 913 175	2 178 172	1 907 899	2 431 104

Les résultats reportés au Tableau 4 donnent une première idée de la distribution du niveau de vie à travers les régions des Comores et les différents quintiles de sa population. Ces résultats ne sont pas, par contre, très précis. En effet, et comme nous l'avons vu avec les résultats du Tableau 3, ignorer la taille des ménages peut nous amener à croire que la population du Reste de Ngazidja jouit en moyenne d'un niveau de vie plus élevé que la population de Moroni. La taille des ménages peut

également varier à travers les différents quintiles de la population.

Un meilleur portrait de la distribution du niveau de vie des ménages (ou de la population) est résumé par le Tableau 5. Celui-ci reporte la distribution de la consommation par tête à travers les 4 régions et les 5 quintiles de la population de chaque région d'un côté, et de l'Union des Comores de l'autre côté.

Tableau 5. Consommation annuelle moyenne par tête selon le quintile de consommation					
	Moroni	R. Ngazidja	Ndzouani	Mwali	Comores
<b>Milieu urbain</b>					
1 <sup>er</sup> Quintile	200 392	192 306	201 283	154 123	191 634
2 <sup>ème</sup> Quintile	339 314	310 238	379 328	238 629	334 997
3 <sup>ème</sup> Quintile	486 851	484 359	518 420	320 968	481 731
4 <sup>ème</sup> Quintile	680 875	695 687	692 676	428 385	670 515
5 <sup>ème</sup> Quintile	1 237 936	1 350 096	1 220 842	800 278	1 223 914
Moyenne urbaine	588 455	603 316	600 623	387 911	579 824
<b>Milieu rural</b>					
1 <sup>er</sup> Quintile	-	177 468	94 304	113 965	118 440
2 <sup>ème</sup> Quintile	-	309 562	165 319	203 843	218 746
3 <sup>ème</sup> Quintile	-	443 581	245 837	287 535	331 408
4 <sup>ème</sup> Quintile	-	601 720	376 409	392 052	497 654
5 <sup>ème</sup> Quintile	-	1 223 159	782 675	770 437	1 008 922
Moyenne rurale	-	548 231	331 508	352 057	434 228
<b>Les deux milieux</b>					
1 <sup>er</sup> Quintile	200 392	179 461	107 559	130 172	137 024
2 <sup>ème</sup> Quintile	339 314	308 440	201 512	219 088	258 019
3 <sup>ème</sup> Quintile	486 851	450 160	320 400	303 124	389 431
4 <sup>ème</sup> Quintile	680 875	617 247	498 307	407 064	571 102
5 <sup>ème</sup> Quintile	1 237 936	1 247 164	966 250	784 480	1 107 338
Moyenne national	588 455	558 576	418 339	368 535	492 368

L'examen des résultats détaillés du Tableau 5 confirme que Moroni est la région qui affiche le niveau de vie moyen le plus élevé, tandis que la région de Mwali affiche le niveau de vie moyen le plus faible.

La supériorité du niveau de vie moyen de Moroni par rapport au reste du pays est, entre autres, due à l'absence de milieu rural dans cette région. Si on examine uniquement comment varie la distribution de la consommation par tête à travers le milieu urbain des quatre régions, on constate que c'est le Reste de Ngazidja (603 316 KMF par tête) et Ndzouani (600 623 KMF par tête) qui occupent le premier et le deuxième classement, respectivement. Le niveau de vie moyen du milieu

urbain de Moroni (588 455 KMF par tête) ne dépasse que le de vie moyen du milieu urbain de Mwali (387 911 KMF par tête).

Du point de vue des 60% de la population urbaine la plus pauvre dans chaque région, c'est la région de Ndzouani qui offre le meilleur niveau de vie. Elle est suivie de la région de Moroni; tandis que la région du Reste de Ngazidja ne fait mieux pour ses trois premiers quintile que par rapport à la région de Mwali.

La distribution de la consommation par tête dans le milieu urbain du Reste de Ngazidja est clairement très décalée vers la droite ; dès lors que c'est seulement à partir du 4<sup>ème</sup> quintile que la

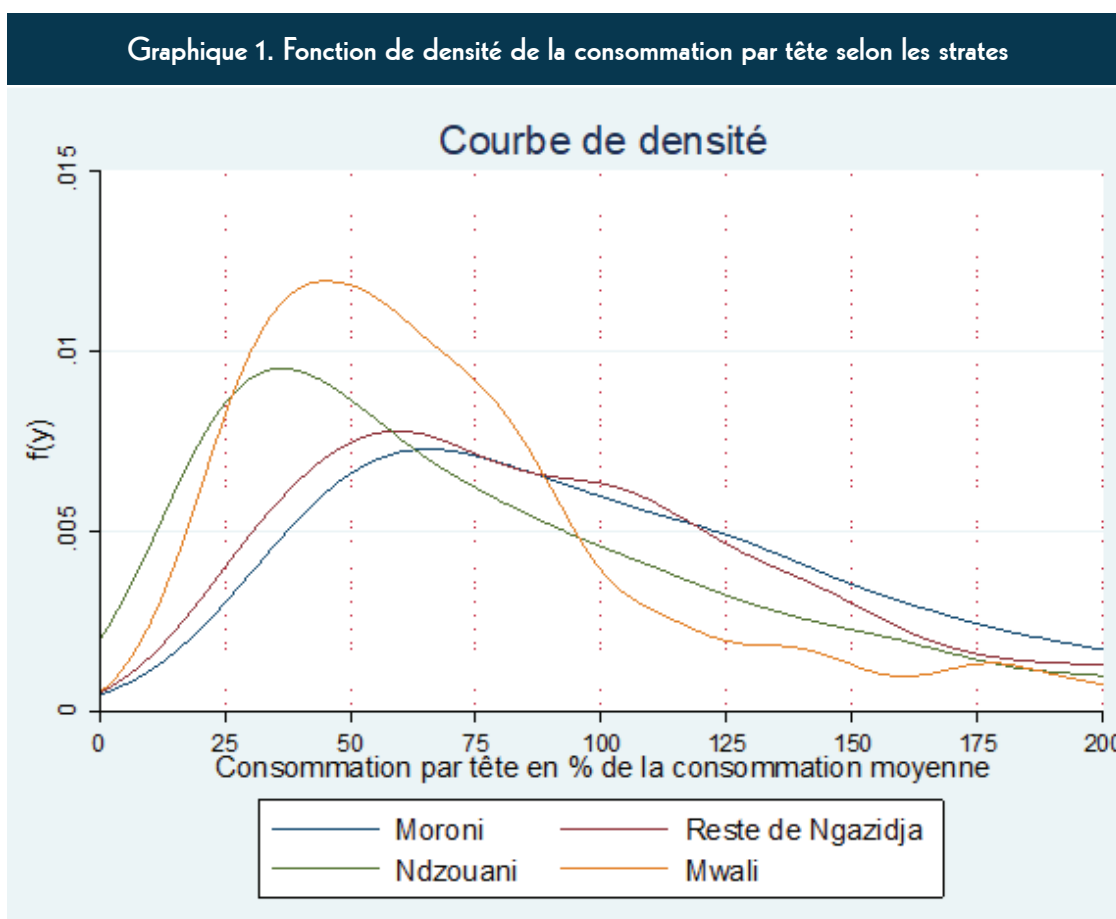
consommation par tête des ménages commence à dépasser le niveau moyen de la consommation par tête. Les 60% les plus pauvres de cette région ne tire aucun profit du fait qu'ils résident dans une zone qui affiche le plus haut niveau de consommation par tête.

Si on regarde du côté du milieu rural, la région de Mwali, qui présente le niveau de vie moyen le plus faible par rapport aux trois autres régions, offre un meilleur niveau de vie pour les 80% les plus pauvres de ses ménages que les 80% les plus pauvres des ménages de la région de Ndzuani.

La région du Ndzuani affiche la plus grande disparité entre son milieu urbain et son milieu rural. Le niveau de vie moyen passe pratiquement du simple dans le milieu rural (331 508 KMF par tête) au double dans le milieu urbain (600 623 KMF par tête). L'écart entre milieu urbain et milieu rural atteint à peine les 10% dans la région du Reste de Ngazidja et la région de Mwali.

Ces résultats indiquent que les comparaisons de pauvreté entre ces quatre régions seront très sensibles aux choix de seuils de pauvreté. Pour des seuils de pauvreté relativement faible, ou proche du niveau de vie du premier quintile, l'incidence de la pauvreté sera plus élevée à Ndzuani. Par contre, pour des seuils de la pauvreté proche de médiane ou la moyenne, l'incidence de la pauvreté sera plus élevée à Mwali (voir le Graphique 1).

Il est à remarquer que le pouvoir d'achat de 1 000 KMF peut varier à travers les régions et les milieux géographiques à cause de la variation spatiale des prix. Le classement des différentes régions selon le niveau de consommation moyen par tête issu de l'examen des résultats du Tableau 5 peut être altéré si les prix varient de façon importante d'une région à l'autre. Dans la section suivante, nous proposons d'estimer des seuils de pauvreté spécifiques à chaque région afin de contourner ce risque.



N.B. La valeur de 100 signifie que la consommation par tête est égale à 100% de la moyenne nationale (492 368KMF par tête).

Dans la mesure où la variation spatiale des prix est faible, le Graphique 1 montre que Ndzouani constitue la région qui abrite le plus grand nombre de ménages dont le niveau de consommation par tête est inférieur ou égal à 25% de la moyenne nationale, soit les ménages les plus pauvres de l'Union des Comores. Elle est suivie de Mwali, puis du reste de Ngazidja et enfin de Moroni qui abrite le faible nombre de ménages extrêmement pauvres.

Si on regarde par contre la densité des ménages

dont le niveau de consommation par tête s'établi entre 25% et 75% de la moyenne nationale, force est de constater que c'est plutôt Mwali qui abrite la plus grande proportion de ces ménages. Elle est suivie de Ndzouani puis du reste de Ngazidja et enfin de Moroni. Le classement des quatre régions de l'Union des Comores en termes de pauvreté sera clairement très sensible à la position du seuil de pauvreté par rapport au niveau de vie moyen. Les estimations des seuils et des mesures de pauvreté font l'objet de la section suivante.



## II. Présentation des indicateurs de la pauvreté monétaire aux Comores

La pauvreté existe lorsqu'une partie de la population est incapable d'atteindre un niveau de bien-être considéré comme un minimum requis. Le niveau minimal de bien-être peut être défini de façon relative ou absolue. Il s'agit donc de déterminer à partir de quel niveau de consommation par tête on peut affirmer qu'un individu est pauvre (section 2.1). Une fois que cette question est résolue, il s'agit d'agrèger l'ensemble des informations disponibles sur le niveau de vie des ménages afin d'aboutir à des mesures synthétiques de l'ampleur de la pauvreté (section 2.2).

### 2.1. Estimation du seuil de la pauvreté monétaire

La littérature offre plusieurs méthodes d'estimation d'un seuil de pauvreté. La multiplicité des méthodes reflète le fait que le choix du seuil de pauvreté est un sujet qui suscite beaucoup de débats théoriques et même idéologiques. Toutefois, et malgré la diversité des méthodes d'estimation, celles-ci peuvent être regroupées en trois approches principales.

L'approche retenue consiste à adopter un seuil de pauvreté absolu; celui-ci indique le niveau de consommation tout juste nécessaire pour subvenir aux besoins minimums. La définition des besoins minimums reste, toutefois, un sujet controversé. En effet, cette définition fait appel à des jugements de valeur pour établir le ou les seuils de pauvreté. Plus précisément, cela implique des jugements sur les besoins minimums en matière de nourriture, d'habillement, de logement et d'une multitude d'autres besoins allant du transport à la culture et au loisir. En outre, les besoins minimums pour une société donnée ne sont pas toujours figés dans le temps et dans l'espace, et il n'est pas toujours clair si la valeur du seuil doit être maintenue constante à travers les distributions qui font l'objet des comparaisons de pauvreté.

Dans ce rapport, un seuil de pauvreté absolu spécifique à chacune des quatre régions de l'Union des Comores a été estimé. Les seuils tiennent compte des modes de consommation des comoriens et du coût de la vie dans les quatre régions. Par ailleurs, pour chaque région, un seuil de pauvreté alimentaire est tout d'abord estimé. Ensuite, deux seuils de pauvreté globaux

(alimentaire et non alimentaire) sont estimés : (i) une borne inférieure, ou un seuil bas, qui rend compte d'une situation de pauvreté extrême et (ii) une borne supérieure, ou un seuil haut, qui rend compte de toutes les formes de privation (alimentaire, extrême, et moins extrême ou modérée).

### Seuil de pauvreté alimentaire

Cette étape aboutit à la détermination du seuil de pauvreté alimentaire. Ce seuil correspond à un besoin calorique alimentaire à satisfaire. Son estimation nécessite (i) l'identification des biens à intégrer dans le panier une fois le seuil calorique retenu; (ii) l'adoption d'une table de conversion calorique; et (iii) l'évaluation de ce panier permettant d'atteindre la norme calorique adoptée par le pays conformément à la norme de l'Organisation des Nations Unies pour l'alimentation et l'Agriculture (FAO) et de l'Organisation Mondiale de la Santé (OMS).

Le besoin calorique recommandé pour chaque individu enquêté est calculé à partir des données anthropométriques. Le besoin individuel recommandé s'élève à 2160 Kcal par individu et par jour. Ces besoins ont été estimés à partir des données de l'enquête intégrale auprès des ménages de 2004. Afin de calculer le coût des besoins nutritifs recommandés, l'étape suivante consiste à considérer une liste de produits habituellement consommés sur la base des habitudes alimentaires. Ainsi, une liste de 50 produits alimentaires a été sélectionnée sur la base de cette approche. La dépense consacrée à cette liste de produits représente en moyenne 80% de la dépense alimentaire totale. Selon les régions, cette proportion varie de 77% à 81% de la dépense alimentaire totale.

L'évaluation du panier alimentaire consiste à exprimer en valeur monétaire la consommation calorique retenue. Cette évaluation est très sensible aux prix et les biais sur ces derniers affectent significativement l'estimation du de pauvreté alimentaire.

Généralement, les quantités achetées des produits alimentaires sont collectées en unités non standards (Tas, Sachets, pièces...). Il nous a été difficile d'estimer le coût des denrées alimentaire à partir des données de l'enquête. Pour y remédier,

nous avons considéré les données issues du fichier des prix à la consommation collectées pendant le mois de la collecte.

Ainsi, le seuil de pauvreté alimentaire est calculé en multipliant le coût médian d'une kilocalorie

(Kcal) du panier, pondéré par les quantités consommées du groupe de ménages de référence, par le besoin énergétique recommandé. Le seuil de pauvreté alimentaire selon la strate est présenté dans la dernière colonne du Tableau 6.

**Tableau 6. Besoin calorique et coût des calories en 2014 par an**

Strate	Besoin énergétique recommandé	Coût médian de 1000 Kcal du groupe de référence (en KMF)	Seuil de pauvreté alimentaire (en KMF)
Moroni	2 160	274	215 670
Reste de Ngazidja	2 160	278	218 882
Ndzouani	2 160	259	204 158
Mwali	2 160	259	204 084

Dans ce travail, le seuil de pauvreté alimentaire est utilisé pour mesurer la pauvreté alimentaire. Celle-ci caractérise les ménages dont le niveau de consommation par tête est inférieur au seuil de pauvreté alimentaire. Il s'agit naturellement de la forme la plus sévère de la pauvreté. En effet, les ménages qui se trouvent dans cette situation font face à un problème d'insécurité alimentaire aiguë étant donné qu'ils sont incapables de couvrir leurs besoins alimentaires de base (qui assurent un apport de 2,160 kilocalories par adulte et par jour) même s'ils y consacrent la totalité de leurs ressources disponibles.

### Seuil de pauvreté non-alimentaire

Les ménages qui sont épargnés de la pauvreté alimentaire peuvent faire face à d'autres formes moins sévères de la pauvreté. Pour pouvoir les identifier, nous avons besoin de définir d'autres seuils de pauvreté qui incluent, en plus de la composante alimentaire définie plus haut, une composante non-alimentaire.

Le seuil de pauvreté doit donc tenir compte du coût des besoins non-alimentaires essentiels. Deux seuils de pauvreté non-alimentaires ont été estimés pour chaque région.

1. Le premier est le seuil de pauvreté non-alimentaire bas. Il correspond à la dépense moyenne consacrée aux biens non-alimentaires effectuée par les ménages dont le niveau de consommation **totale** par tête est égal au seuil de pauvreté alimentaire.

Lorsqu'on ajoute à cette dépense la valeur du seuil de pauvreté alimentaire, on obtient le seuil de pauvreté global bas. Une méthode économétrique appropriée a été utilisée pour estimer ces seuils. Cette méthode est présentée à l'annexe 2 du rapport. Il est à noter ici que le seuil de pauvreté global bas peut être interprété comme étant un seuil de pauvreté extrême ou de survie. Ce seuil est considéré comme un seuil de survie ou extrême car les ménages ayant un niveau de consommation par tête inférieur ou même égal à ce seuil global bas ne peuvent pas couvrir 100% de leurs besoins alimentaires de base.<sup>2</sup>

2. Le second est le seuil de pauvreté non-alimentaire haut. Il correspond aux dépenses non-alimentaires effectuées par les ménages dont le niveau de consommation alimentaire par tête est exactement égal au seuil de pauvreté alimentaire. Contrairement au seuil de pauvreté global bas, le seuil de pauvreté global haut permet aux ménages de couvrir 100% de leurs besoins alimentaires de base. La même méthode économétrique utilisée pour l'estimation du seuil de pauvreté global bas permet également de calibrer le seuil de pauvreté global haut.

La méthodologie détaillée de calcul des deux composantes du seuil de pauvreté est présentée dans l'annexe 2 du rapport. Les différents seuils de pauvreté qui résultent de cette approche pour l'année 2015 sont présentés dans le Tableau 7.

<sup>2</sup> Ces ménages font, certes, face à un problème d'insécurité alimentaire. Toutefois, ce problème est nettement moins aiguë que le problème auquel fait face les ménages dont le niveau de consommation par tête est inférieur au seuil de pauvreté alimentaire.

**Tableau 7. Seuil de pauvreté alimentaire, seuil de pauvreté global bas (ou extrême) et seuil de pauvreté global haut (KMF par habitant, annuel)**

Strate	Seuil alimentaire	Seuil bas	Seuil haut
Moroni	215 670	304 649	377 629
Reste de Ngazidja	218 882	307 048	376 471
Ndzouani	204 158	267 845	301 709
Mwali	204 084	281 261	336 047

Pour récapituler, la spécification et l'estimation de trois seuils de pauvreté (spécifiques à chaque région) nous a permis d'analyser les trois formes de pauvreté suivantes :

1. La pauvreté alimentaire : Celle-ci caractérise les ménages dont le niveau de consommation par tête est inférieur au seuil de pauvreté alimentaire. Il s'agit donc de la forme la plus sévère de la pauvreté dès lors que les ménages qui se trouvent dans cette situation font face à un problème d'insécurité alimentaire aigüe.
2. La pauvreté extrême : Elle caractérise les ménages dont le niveau de revenu par tête est inférieur au seuil de pauvreté bas. Cela comprend les ménages qui se trouvent dans une situation d'insécurité alimentaire aigüe et, aussi, ceux dont le niveau de consommation est supérieur au seuil de pauvreté alimentaire mais pas suffisamment élevé pour couvrir une bonne partie de leurs besoins alimentaires de base.
3. La pauvreté globale : Elle caractérise les ménages dont le niveau de revenu par tête est inférieur au seuil de pauvreté haut. Cela comprend (i) les ménages qui se trouvent dans une situation d'insécurité alimentaire aigüe ; (ii) les ménages qui se trouvent dans une situation d'insécurité alimentaire modérée ; et (iii) les ménages qui se trouvent dans une situation de *pauvreté modérée* (soit les ménages dont le niveau de consommation par tête est compris entre le seuil bas et le seuil haut).

À la section suivante, nous présentons intuitivement comment ces différentes formes de pauvreté peuvent être mesurées.

## 2.2. Les mesures de la pauvreté monétaire

Le problème d'agrégation consiste à trouver un moyen approprié afin de passer de la distribution

du bien-être individuel à une mesure agrégée de la pauvreté. La littérature économique offre un grand nombre de mesures de pauvreté, chacune reflète un certain nombre de propriétés désirables que ces mesures cherchent à respecter.

Le calcul du pourcentage de la population ayant un niveau de consommation en-dessous du seuil de pauvreté pertinent constitue l'une des mesures de la pauvreté les plus utilisées. Cette mesure est appelée : incidence de pauvreté (section 2.2.1). Cette mesure est souvent jugée insuffisante dans la mesure où elle ne donne aucune information sur la profondeur ou la sévérité de la pauvreté. Nous utiliserons donc des mesures de pauvreté complémentaires afin de répondre au besoin d'avoir une description exhaustive de l'ampleur de la pauvreté aux Comores (section 2.2.2).

### 2.2.1. Incidence de la pauvreté monétaire

Sur la base de l'agrégat de consommation, décrit à la première section, le Tableau 9 reporte l'incidence de la pauvreté, soit le pourcentage de la population vivant en-deçà des seuils de pauvreté présentés dans les Tableaux 6 et 7. Dès lors, en plus du calcul de l'incidence de la pauvreté extrême (en utilisant le seuil bas du Tableau 7) et l'incidence de la pauvreté globale (en utilisant le seuil haut du Tableau 7), nous utilisons également le seuil de pauvreté alimentaire du Tableau 6 afin de mesurer la proportion de la population qui fait face à un risque d'insécurité alimentaire aiguë. Nous considérons en effet que tout ménage ayant des ressources inférieures au seuil de pauvreté alimentaire risque de faire face à un problème très sérieux d'insécurité alimentaire. Il est donc important de vérifier dans quelle mesure il s'agit d'un problème important aux Comores.

**Tableau 8. Incidence de pauvreté selon le milieu (%)**

	Insécurité alimentaire	Pauvreté extrême	Pauvreté globale
Urbain	11,6	24,3	31,9
Rural	28,7	43,1	52,2
Comores	21,9	35,6	44,1

Les résultats du Tableau 8 montrent qu'un peu plus d'un individu sur cinq aux Comores (21,9%) fait face à un risque d'insécurité alimentaire aiguë. Ce problème est particulièrement important dans le milieu rural où 28,7% de la population souffre de ce grave problème. Même si cette proportion est clairement plus faible dans le milieu urbain, il n'en demeure pas moins que 11,6% de la population urbaine est incapable de subvenir à ses besoins alimentaires essentiels; même si elle y consacre 100% de la totalité de ses ressources disponibles. Il s'agit là de la forme de la pauvreté la plus extrême qu'il faut combattre en toute priorité. Les 21,9% des comoriens qui sont donc incapables de couvrir leurs besoins alimentaires essentiels doivent recevoir la priorité absolue de la Stratégie de Croissance et de Réduction de la Pauvreté.

Au 21,9% de la population qui fait face à un problème d'insécurité alimentaire aiguë s'ajoute 13,6% de la population qui se trouve dans une situation de pauvreté, certes, extrême, mais en tous cas moins grave que l'insécurité alimentaire aiguë. Au total, 35,6% de toute la population fait face à une situation de pauvreté extrême qui englobe à la fois la forme la plus extrême de la pauvreté (soit les 21,9% qui subissent l'insécurité alimentaire aiguë) et la forme extrême (13,6%). La pauvreté extrême frappe plus de deux individus sur cinq (43,1%) dans le milieu rural et presque un individu sur quatre (24,3%) dans le milieu urbain.

Le taux de pauvreté selon le seuil haut est de 44,1% en 2014. Ce taux englobe les trois formes de la pauvreté analysé dans ce rapport : (1) l'insécurité alimentaire qui touche 21,9% de la population; (2) la pauvreté extrême qui touche 13,6% de la population; et la pauvreté modérée qui

touche 8,5% de la population. Ensemble, ces trois formes de pauvreté représentent donc la pauvreté globale qui affecte 44,1% de la population et elle est ventilée comme suit : 52,2% dans le milieu rural (soit un peu plus d'un individu sur deux) et 31,9% dans le milieu urbain (presque un individu sur trois). Clairement, la pauvreté (notamment sous ses deux premières formes) continue à être un problème endémique aux Comores et les ménages ruraux sont les plus touchés par toutes les formes de la pauvreté.

### 2.2.2. Mesures complémentaires de la pauvreté monétaire : le déficit et la sévérité de la pauvreté

Le principal avantage de mesurer l'incidence de la pauvreté est que cette mesure est facile à estimer et, surtout, à interpréter. Néanmoins, elle ne reflète pas l'intensité de la pauvreté. En effet, cette mesure ne distingue pas entre un ménage ayant un niveau de consommation par tête tout juste au-dessous de d'un seuil de pauvreté donné et un autre ménage ayant un niveau de vie beaucoup plus faible que le seuil sélectionné. Les deux mesures de pauvreté que nous présentons dans cette section ont pour objectif de pallier à ces inconvénients. Il s'agit de l'intensité de la pauvreté et de la sévérité de la pauvreté.

Si nous supposons que l'écart de la consommation moyen par rapport au seuil de pauvreté reflète l'intensité de la pauvreté des ménages pauvres, alors la moyenne de ces écarts, divisée par le seuil de pauvreté, peut être considérée comme une deuxième mesure agrégée de la pauvreté. Celle-ci est connue sous le nom de déficit de pauvreté.

**Tableau 9. Intensité et sévérité de la pauvreté selon le milieu (%)**

	Insécurité alimentaire		Pauvreté extrême		Pauvreté globale	
	Déficit	Sévérité	Déficit	Sévérité	Déficit	Sévérité
Urbain	3,1	11,1	7,2	17,6	10,8	22,2
Rural	9,4	20,6	16,1	28,4	20,7	32,8
Comores	6,9	17,4	12,6	24,7	16,8	29,1

En ce qui concerne l'intensité de l'insécurité alimentaire, le Tableau 9 nous indique que l'écart de la consommation moyen par rapport au seuil de pauvreté alimentaire représente 6,9% du seuil de pauvreté alimentaire à l'échelle de l'ensemble du pays. Ce déficit moyen est une moyenne pondérée du même déficit au milieu urbain (3,1%) et au milieu rural (9,4%). L'intensité de l'insécurité alimentaire est donc trois fois plus élevée en milieu rural qu'en milieu urbain.

Il est probablement utile de noter ici qu'une intensité moyenne de l'insécurité alimentaire égale 6,9% à l'échelle nationale signifie que l'écart moyen entre la consommation par tête des ménages et le seuil de pauvreté alimentaire est égal à 6,9% du seuil de pauvreté alimentaire. Cette moyenne tient à la fois compte (i) de l'écart positif des 21,9% de la population ayant un niveau de consommation par tête inférieur au seuil de pauvreté alimentaire (voir le Tableau 8) et (ii) de l'écart nul pour les 78,1% de la population ayant un niveau de vie supérieur ou égal au seuil de pauvreté alimentaire. Cela veut dire que si nous calculons l'intensité de l'insécurité alimentaire uniquement pour les 21,9% de la population ayant un niveau de consommation par tête inférieur au seuil de pauvreté alimentaire, celle-ci s'élèvera donc à 31,5%. Le niveau de la consommation par tête moyen des 21,9% de la population qui fait face au problème d'insécurité alimentaire est donc 31,5% plus faible que le seuil de pauvreté alimentaire.

En plus de l'intensité de la pauvreté, le Tableau 9 présente également une mesure qui tient compte de la sévérité de la pauvreté. A la différence de l'intensité de la pauvreté, la sévérité de la pauvreté accorde un poids plus élevé aux ménages dont le niveau de consommation par tête est très éloigné du seuil de pauvreté retenu et ce poids diminue à mesure que cet écart se rétrécit.

Le Tableau 9 montre que la sévérité de l'insécurité alimentaire est nettement plus élevée que

l'intensité de l'insécurité alimentaire. Cette sévérité s'élève à 17,4% du seuil de pauvreté alimentaire à l'échelle nationale, 11,1% au milieu urbain et 20,6% au milieu rural. L'important écart entre la sévérité et l'intensité de l'insécurité alimentaire est une indication que le niveau de vie des 21,9% de la population qui fait face au problème d'insécurité alimentaire est lui-même assez inégalitaire.

En ce qui concerne la pauvreté extrême, le Tableau 10 montre que l'intensité de cette pauvreté s'élève à 12,6% (du seuil de pauvreté bas). Autrement dit, l'écart relatif moyen de la consommation des comoriens par rapport au seuil de pauvreté bas est égal à 12,6% à l'échelle nationale. Il varie de 7,2% dans le milieu urbain à 16,1% dans le milieu rural. Si nous regardons du côté de la sévérité de la pauvreté extrême, elle est égale à 24,7% du seuil de pauvreté bas, soit presque le double de l'intensité de la pauvreté. La sévérité de la pauvreté extrême nous révèle que même si l'écart relatif moyen du niveau de la consommation des comoriens par rapport au seuil de pauvreté bas est égal à 12,6%, l'inégalité au sein même de la population en situation de pauvreté extrême fait qu'il y a un nombre appréciables de ménages dont le niveau de cet écart atteint le double de cette moyenne.

Enfin, concernant la pauvreté globale, l'intensité de la pauvreté atteint 16,8% du seuil de pauvreté haut avec, encore une fois, un niveau plus élevé que la moyenne nationale dans le milieu rural (20,7%).

En résumé, le Tableau 9 confirme que les trois formes de la pauvreté analysées ici, soit l'insécurité alimentaire aiguë, la pauvreté extrême et la pauvreté globale sont davantage des fléaux ruraux qu'urbains. Dans la section suivante, nous examinerons comment ces trois formes de pauvreté varient à travers les quatre régions du Comores ainsi qu'à travers d'autres caractéristiques pertinentes en mettant notamment l'emphase sur l'aspect genre.



# III. Évolution de la pauvreté aux Comores entre 2004 et 2014

L'Union des Comores a réalisé une première étude sur la pauvreté, les inégalités et le marché du travail en 2005 en partenariat avec le Programme des Nations Unies pour le Développement. Cette étude était basée sur les données de l'enquête intégrale auprès des ménages (EIM) menée en 2004 sur un échantillon représentatif de 2 988 ménages. Une description détaillée du plan du sondage et du contenu de cette enquête est offerte dans le document de travail officiellement publié.

## 3.1. Les seuils de pauvreté de 2004 et de 2014

Idéalement, les comparaisons temporelles de la pauvreté doivent se faire en utilisant des seuils de pauvreté constants en termes de niveaux de vie ; soit des seuils de pauvreté qui procurent le même pouvoir d'achat aux ménages peu importe la période d'analyse (Ravallion 1994). Cela garanti que les comparaisons de la pauvreté (absolue) soient «cohérentes» en ce sens que des individus similaires à tous les égards sont traités de manière similaire. Cela peut se faire aisément en utilisant, par exemple, les seuils de pauvreté estimés dans le cadre de cette étude et ajustés par les indices de prix à la consommation (IPC) appropriés.

Malheureusement, les Comores ne disposent d'indices de prix officiels fiables. Cette absence nous oblige à utiliser les seuils de pauvreté

officiels des Comores de 2004 estimés en 2005. La procédure d'estimation des différents seuils de pauvreté (alimentaire et globale) suivie en 2005 est très semblable à celle que nous avons suivie dans le cadre de ce rapport. Un seuil de pauvreté alimentaire qui garantit un apport de 2 160 kilocalories par personne et par jour est tout d'abord estimé pour chaque île séparément (Ngazidja, Ndzouani et Mwali).<sup>3</sup> Cela signifie que les comparaisons de l'incidence de la pauvreté alimentaire entre 2004 et 2014 ne posent pas de problèmes de cohérence majeurs.

Pour la composante non-alimentaire, la même méthodologie utilisée consiste, comme dans la présente étude, à estimer une équation d'Engel spécifique à chaque île afin de déterminer la valeur escomptée des dépenses non-alimentaires effectuées par les ménages dont le niveau de consommation par tête est exactement égal au seuil de pauvreté alimentaire. Clairement, le seuil de pauvreté national de 2004 estimé à l'aide de l'enquête EIM de 2004 est équivalent au seuil de la pauvreté extrême que nous avons estimé sur la base de l'enquête EESIC – Phase 3 de 2014.<sup>4</sup>

Notant qu'en 2004, aucun seuil de pauvreté équivalent aux seuils hauts que nous avons estimé dans le cadre de la présente étude n'a pas été estimé. Le Tableau 10 ci-dessous présente les différents seuils de pauvreté de 2004 et les seuils correspondants que nous avons estimé sur la base de l'enquête de 2014.

<sup>3</sup> Il faut noter ici que contrairement à l'enquête de 2014, le processus de stratification de l'enquête de 2004 combine Moroni et le reste du Ngazidja dans la même strate.

<sup>4</sup> L'utilisation de la même méthodologie pour l'estimation du seuil de pauvreté global bas ne garantit pas que le seuil bas de 2004 procure le même pouvoir d'achat que le seuil bas de 2014. L'absence d'indices de prix à la consommation fiables nous empêche de vérifier si tel est bien le cas ou non.

Tableau 10. Seuils de pauvreté de 2004 et de 2014

Strate	2004	2014
<b>1. Seuils alimentaires</b>		
Moroni	182 248	215 670
Reste de Ngazidja		218 882
Ndzouani	139 510	204 158
Mwali	151 256	204 084
<b>2. Seuils de la pauvreté extrême</b>		
Moroni	285 144	304 649
Reste de Ngazidja		307 048
Ndzouani	217 287	267 845
Mwali	274 725	281 261

Source : Rapport PNUD, 2005 pour les seuils de 2004 et nos propres estimations pour les seuils de 2014.

### 3.2. La variation de l'incidence de la pauvreté entre 2004 et 2014

Le Tableau 11 ci-dessous reporte l'incidence de la pauvreté (alimentaire et extrême) selon le milieu et selon la région (l'île) pour 2004 et 2014. Sous les réserves discutées à la section 3.1, plusieurs résultats intéressants émergent de la lecture de ce tableau.

Aux Comores, l'incidence de la pauvreté extrême aurait sensiblement baissé entre 2004 et 2014. Cette réduction aurait atteint 9,3 points de pourcentage et elle est, en outre, statistiquement significative au seuil conventionnel de 5%. Ce résultat appelle, toutefois, les observations suivantes :

Premièrement, ce résultat doit être considéré avec une certaine prudence. En effet, compte tenu de l'absence d'indices de prix à la consommation officiels et fiables, il est impossible de savoir si cette réduction de la pauvreté correspond à

la réduction du pourcentage de la population qui est incapable d'atteindre un niveau de consommation fixé en termes réels. La seule certitude est que le pourcentage de la population incapable d'atteindre le niveau de vie offert par le seuil de pauvreté extrême officiel de 2014 **est plus faible** que le pourcentage de la population incapable d'atteindre le niveau de vie offert par le seuil officiel extrême de 2004.

Même si cette réduction de la pauvreté extrême était avérée à l'échelle de l'Union des Comores, elle ne le serait pas dans tous les milieux et toutes les régions. Le Tableau 11 montre, certes, que la pauvreté extrême a diminué de façon statistiquement significative dans le milieu urbain (de 10,3 points de pourcentage) et l'île de Ngazidja (14,4 points de pourcentage). Toutefois, les réductions de la pauvreté extrême observées dans le milieu rural (de 5,6 points de pourcentage), et les îles de Ndzouani (3,7 points de pourcentage) et de Mwali (3,2 points de pourcentage) ne sont pas statistiquement significatives.

**Tableau 11. Variation de l'incidence de la pauvreté entre 2004 et 2014**

	Insécurité alimentaire			Pauvreté extrême		
	2004	2014	Variation	2004	2014	Variation
<b>1. Milieu</b>						
Urbain	15,5	11,6	-3,9 (2,7)	34,6	24,3	-10,3 (4,1)
Rural	23,9	28,7	4,8 (3,7)	48,7	43,1	-5,6 (4,1)
<b>2. Région</b>						
Ngazidja	19,5	14,0	-5,5 (3,1)	42,7	28,4	-14,4 (4,0)
Ndzouani	24,6	30,9	6,3 (4,6)	46,5	42,9	-3,7 (5,3)
Mwali	15,4	26,9	11,4 (4,8)	49,1	45,8	-3,2 (6,1)
<b>3. Pays</b>						
Comores	21,6	21,9	0,3 (2,7)	44,9	35,6	-9,3 (3,1)

Pour alléger la présentation des résultats, nous reportons entre parenthèses l'erreur-type uniquement pour les variations de la pauvreté.

Les résultats reportés au Tableau 11 montrent également que la réduction de l'incidence de la pauvreté extrême ne semble pas avoir bénéficié aux plus pauvres de la population extrêmement pauvre. En effet, l'incidence de l'insécurité alimentaire aiguë n'a presque pas changé au cours de la période étudiée à l'échelle de l'Union des Comores ; avec 21,6% et 21,9% de la population incapable de couvrir ses besoins alimentaires de base en 2004 et 2014, respectivement. Ce constat ne change pas si on regarde les changements de l'incidence de l'insécurité alimentaire aiguë par milieu. Le Tableau 11 montre à cet égard que les changements observés ne sont pas statistiquement significatifs aussi bien dans le milieu urbain que dans le milieu rural. Au niveau régional (des îles) par contre, ce constat ne reste valable qu'à Ndzouani. Dans cette région, même si le Tableau 11 montre un accroissement de l'incidence de l'insécurité alimentaire aiguë de 6,3 points de pourcentage, cet accroissement n'est pas statistiquement significatif même avec un risque d'erreur de 10%. Par contre, la hausse de l'incidence de l'insécurité alimentaire aiguë à Mwali de 15,4% en 2004 à 26,9% en 2014, soit de 11,4 points de pourcentage durant cette période, est statistiquement significative même avec un risque d'erreur inférieur à 5%. La

seule île qui aurait enregistré une réduction de l'incidence de l'insécurité alimentaire aiguë est l'île Ngazidja, de 19,5% en 2004 à 14% en 2014. Cette réduction de 5,5 points de pourcentage n'est pas statistiquement significative avec un risque d'erreur de 5%. Toutefois, si on accepte un risque d'erreur de 7,7%, cette réduction devient statistiquement significative.

En résumé, si on utilise les seuils de pauvreté alimentaires et extrêmes officiels de 2004 et 2014, les résultats montrent une réduction significative de la pauvreté extrême. Il s'agit là d'un résultat, certes, très encourageant mais insuffisant. Cette insuffisance résulte du fait que le niveau de vie des ménages incapables de subvenir à leurs besoins alimentaires de base résultats n'a pas enregistré une amélioration notable entre 2004 et 2014. Par ailleurs, les ménages qui résident dans les zones rurales, à l'île de Ndzouani ou à l'île de Mwali n'auraient pas bénéficié de cette réduction de la pauvreté extrême autant que leurs homologues qui résident dans les zones urbaines ou à l'île de Ngazidja. Ces résultats indiquent que l'un des défis majeurs que les Comores doivent soulever est la promotion d'une croissance plus pro-pauvre et plus inclusive.

### 3.3. La décomposition de la variation de l'incidence de la pauvreté entre 2004 et 2014 : effet croissance et effet redistribution

Les variations de la pauvreté observées entre 2004 et 2014 sont le résultat de plusieurs effets qui agissent simultanément sur le niveau de vie réel des ménages. D'une part, le niveau de consommation moyen par tête a baissé de 525 487 KMF en 2004 à 492 342 KMF en 2014. La croissance de la consommation *nominale* au point moyen est donc négative et égale à -6,3% sur toute la période étudiée.<sup>5</sup> Même si l'absence d'indice de prix à la consommation fiables nous empêche d'avoir une estimation précise du taux de croissance *réel* de la consommation, il est clair que ce dernier était négatif ; ce qui signifie

que la réduction de la pauvreté extrême qui aurait été réalisée entre 2004 et 2014 ne pouvait avoir comme source la croissance économique.

D'autre part, les inégalités de la consommation auraient enregistré une réduction spectaculaire entre 2004 et 2014. Si on utilise, par exemple, l'indice d'inégalité de Gini pour mesurer l'ampleur de la variation des inégalités entre 2004 et 2014, le Tableau 12 ci-dessous révèle que les inégalités auraient diminué (de façon économiquement et statistiquement significative) de 56% en 2004 à 39,3% en 2014 ; soit une réduction de 16,7 points de pourcentage. Cela signifie que la réduction de la pauvreté extrême qui aurait été réalisée entre 2004 et 2014 ne pouvait avoir comme source que la réduction des inégalités qui aurait plus que compensé la hausse de la pauvreté attendue à cause de l'effet croissance.

**Tableau 12. La variation du niveau moyen de la consommation par tête et de l'indice d'inégalité de Gini**

	2004	2014	Variation
Consommation moyenne par tête (KMF)	525 487 (30 434)	492 342 (9 559)	-33 145 (31 900)
Indice de Gini (%)	56,0 (3,1)	39,3 (1,0)	-16,7 (3,2)

Les erreurs-type sont entre parenthèses.

Comme le souligne à juste titre Datt et Ravallion (1992), il est toujours utile d'étudier dans quelle mesure les variations observées de la pauvreté sont dues à des variations de la distribution des niveaux de vie, par opposition aux variations (*réelles*) des niveaux de la consommation moyenne. Les mesures d'inégalité habituelles, comme l'indice de Gini, peuvent parfois fournir certains éléments de réponses. Néanmoins, il n'est pas toujours clair dans quelle mesure les variations des inégalités ont contribué aux

variations observées des différentes dimensions de la pauvreté.

Le Tableau 13 ci-dessous résume comment les changements observés au niveau de l'incidence de l'insécurité alimentaire aiguë, d'une part, et de l'incidence de la pauvreté extrême, d'autre part, peuvent être attribués aux changements du niveau moyen de la consommation (effet croissance) et aux changements des inégalités de la consommation (effet distribution).

<sup>5</sup> Ce taux n'est pas, toutefois, statistiquement significatif.

**Tableau 13. Décomposition de la variation de l'incidence de la pauvreté en un effet croissance et un effet distribution**

	2004	2014	Variation
<b>Insécurité alimentaire</b>			
Incidence	21,6	21,9	0,3 (2,7)
Effet croissance	-	-	14,3 (2,5)
Effet distribution	-	-	-13,9 (2,1)
<b>Pauvreté extrême</b>			
Incidence	44,9	35,6	-9,3 (3,1)
Effet croissance	-	-	10,6 (1,5)
Effet distribution	-	-	-19,9 (2,5)

Pour alléger la présentation des résultats, nous reportons entre parenthèses l'erreur-type uniquement pour les variations de la pauvreté.

Le tableau 13 confirme qu'en absence de la réduction des inégalités, la décroissance réelle de la consommation aurait entraîné une hausse de l'incidence (i) de l'insécurité alimentaire aiguë de **14,3** points de pourcentage; et (ii) et de la pauvreté extrême de **10,6** points de pourcentage. La réduction des inégalités aurait juste permis d'annuler l'effet négatif de la décroissance sur la forme la plus extrême de la pauvreté (i.e., l'insécurité alimentaire aiguë). Toutefois, cet effet

distributif aurait été plus puissant que l'effet de la décroissance pour le segment de la population dont le niveau de vie est supérieur au seuil de pauvreté alimentaire mais inférieur au seuil de pauvreté extrême. La réduction des inégalités observées entre 2004 et 2014 aurait favorisé davantage ce dernier segment de la population que le segment de la population qui fait face à un risque d'insécurité alimentaire aiguë.



# IV. Profil et décomposition de la pauvreté monétaire

## 4.1. Décomposition de la pauvreté

La décomposition des mesures de pauvreté par milieu présentée dans les tableaux 8 et 9 constitue un exemple simple de profils de pauvreté. Dans cette section, nous complétons ces profils par plusieurs autres partitions de la population : selon la région de résidence (section 4,1), la taille du ménage (section 4,2), les caractéristiques du logement (section 4,3), le sexe du chef de ménage (section 3,4), le niveau d'éducation du chef du ménage (section 3,5), et selon bien d'autres caractéristiques pertinentes.

Nous nous limitons à la décomposition de l'incidence de la pauvreté afin d'alléger l'analyse et la discussion des résultats. Par contre, nous procédons à la décomposition de l'incidence des trois formes de pauvreté, soit l'insécurité alimentaire, la pauvreté extrême et la pauvreté globale. Ce faisant, nous offrirons des informations exhaustives entre les corrélations potentielles qui existent entre les trois formes de la pauvreté et plusieurs caractéristiques démographiques et socio-économiques des ménages. La connaissance de ces corrélations peut être extrêmement utile pour identifier les ménages les plus pauvres et leur cibler les aides des programmes qui seront définis dans le cadre de la Stratégie de Croissance et de Réduction de la Pauvreté. Dès lors, nous commencerons par décomposer l'incidence des trois formes de la pauvreté selon les caractéristiques les plus faciles à observer pour les fins de ciblage (tels que le lieu de résidence, le sexe et l'âge du chef du ménage, le type du ménage, le type de logement, etc.) au caractéristiques les moins faciles à vérifier (tels que la catégorie socioprofessionnelle et le niveau d'éducation).

En plus de la présentation de l'incidence de la pauvreté par groupe (colonne 2 ) du tableau 14, nous y ajoutons la part de la population de chaque groupe dans la population totale (colonne 3), de sorte que la somme de ces parts soit égale à 100% de la population comorienne. Nous y incluons également la contribution absolue de chaque groupe à la dimension de la pauvreté considérée (colonne 4), de sorte que la sommation à travers les groupes considérés de ces taux donne exactement la pauvreté globale. La contribution relative de chaque groupe à la pauvreté est également reportée (colonne 5), de

sorte que la somme de ces parts est égale à 100% de la mesure de pauvreté considérée. Notons que nous pouvons utiliser plusieurs mesures de pauvreté pour faire cette analyse (l'incidence, l'intensité et la sévérité). Dans la mesure où les résultats de cet exercice de profilage de la pauvreté ne dépendent pas beaucoup du choix de la mesure de pauvreté, nous nous limitons à l'utilisation de la seule incidence de la pauvreté. Par contre, nous appliquons ce profilage aux trois formes de la pauvreté : l'insécurité alimentaire, la pauvreté extrême, et la pauvreté globale.

Idéalement, la part relative de chaque groupe dans la pauvreté doit être exactement égale à son poids dans la population totale ; de sorte que le ratio contribution relative sur la part dans la population totale soit égal à 1. Une grande dispersion de ce ratio signifie que la pauvreté est inégalement répartie entre les différents groupes sociaux considérés. Plus précisément, une valeur de ce ratio plus faible que 1 signifie que les groupes en question contribuent à la pauvreté de façon moins importante que leur poids démographique dans le pays. Par contre, lorsque ce ratio est supérieur à 1, cela veut dire que les groupes concernés ont une contribution à la pauvreté globale plus importante que leurs poids démographiques dans le pays. Ces groupes sociaux doivent donc bénéficier de façon prioritaire des politiques distributives qui seront décidées dans le cadre de la Stratégie de Croissance et de Réduction de la Pauvreté. Dès lors, nous désignons ce ratio par 'priorité' (colonne 6) étant donné qu'il permet de classer les différents groupes de la population selon l'urgence de recevoir en priorité les bénéficiaires de la politique sociale.

### 4.1.1. La région de résidence

Le Tableau 14 ci-après montre qu'avec une incidence de l'insécurité alimentaire aiguë égale à 30,9%, la région de Ndzouani est celle où ce grave problème sévit le plus à l'Union des Comores. Ce résultat n'est pas d'ailleurs surprenant à la lumière de l'examen des courbes du Graphique 1 de la densité de la consommation par tête que nous avons effectuée à la section 1.3 .

Le même Tableau 14 montre que la part de la population comorienne qui réside dans la région de Ndzouani s'élève à 41,9%. Toutefois, 59% de

l'ensemble des personnes ayant un niveau de consommation plus faible que le seuil de pauvreté alimentaire résident dans cette région. Cela donne un ratio de `priorité` pour Ndzouani égal à 1,4 soit le ratio le plus élevé aux Comores. La région de Mwali se classe tout de suite après avec un ratio égal à 1,23. Les deux autres régions, soit le Reste de Ngazidja et Moroni, ont néanmoins un ratio de `priorité` plus faible que 1, soit 0,7 et 0,5, respectivement.

En examinant la répartition de la pauvreté extrême à travers les quatre régions, le Tableau 10 montre que l'ordre des priorités commence à s'inverser entre Ndzouani et Mwali. En effet, avec 45,8% des mwaliens qui vivent avec des ressources inférieures au seuil de pauvreté extrême, c'est désormais Mwali qui affiche l'incidence de la pauvreté la plus élevée aux Comores. Elle est suivie de Ndzouani avec une incidence de pauvreté

extrême légèrement plus faible, soit 42,9%. Cela donne un ratio de priorité égal à 1,29 et 1,20 pour Mwali et Ndzouani, respectivement. Ces résultats sont, encore une fois, cohérents avec les résultats qui se dégagent de l'analyse du Graphique 1 menée à la section 1.3.

L'analyse de la répartition de la pauvreté globale confirme l'ordre des priorités issu de l'analyse de la pauvreté extrême. En effet, c'est la région de Mwali qui détient le record de la pauvreté globale, avec une incidence de pauvreté égale à 56,7%. Elle est suivie de Ndzouani avec une incidence de pauvreté globale clairement plus faible, soit 47,9%. Cela donne un ratio de priorité égal à 1,28 pour Mwali (presque inchangé par rapport au ratio issu de l'analyse de la pauvreté extrême) et de 1,09 seulement pour Ndzouani. Ces résultats sont toujours cohérents avec ceux qui se dégagent de l'analyse du Graphique 1.

**Tableau 14. Décomposition de l'incidence de pauvreté selon la région (%)**

	Incidence	Part de la population	Contribution à la pauvreté globale		Ratio de priorité
			Absolue	Relative	
<b>Insécurité alimentaire</b>					
Moroni	11,1	16,9	1,9	8,5	0,51
Reste de Ngazidja	15,4	34,6	5,3	24,4	0,70
Ndzouani	30,9	41,9	12,9	59,0	1,41
Mwali	26,9	6,6	1,8	8,1	1,23
Comores	21,9	100,0	21,9		
<b>Pauvreté extrême</b>					
Moroni	25,0	16,9	4,2	11,8	0,70
Reste de Ngazidja	30,0	34,6	10,4	29,2	0,84
Ndzouani	42,9	41,9	18,0	50,5	1,20
Mwali	45,8	6,6	3,0	8,5	1,29
Comores	35,6	100,0	35,6		
<b>Pauvreté globale</b>					
Moroni	35,8	16,9	6,0	13,7	0,81
Reste de Ngazidja	41,2	34,6	14,3	32,3	0,93
Ndzouani	47,9	41,9	20,1	45,5	1,09
Mwali	56,7	6,6	3,7	8,4	1,28
Comores	44,1	100,0	44,1		

### Que faut-il conclure de ces résultats ?

Dans le cadre de la mise en œuvre de la Stratégie de Croissance et de Réduction de la Pauvreté, nous recommandons que la priorité absolue soit accordée à la lutte contre le problème de l'insécurité alimentaire aiguë. 59% des victimes de ce fléau vivent dans la région de Ndzouani. Cela fait de cette région (notamment de ses zones rurales) une région très prioritaire pour cibler les aides à déployer dans le cadre de la Stratégie de Croissance et de Réduction de la Pauvreté. À mesure que l'objectif de l'anéantissement de l'insécurité alimentaire progresse, c'est la pauvreté extrême qui doit devenir la priorité des priorités. Dans ce cas, c'est la région de Mwali qui doit recevoir une plus grande attention de la part des gestionnaires de la Stratégie de Croissance et de Réduction de la Pauvreté.

### 4.1.2. Le sexe du Chef du ménage

Dans la plupart des pays, les femmes se trouvent assez souvent parmi les groupes les plus affectés par les chocs économiques et l'aggravation de la pauvreté. Alors que c'est sur les femmes que repose l'essentiel de la responsabilité de la subsistance quotidienne des familles, elles rencontrent plus de difficultés que les hommes compte tenu du faible revenu des activités où elles sont majoritaires. Dès lors, les femmes sont assez souvent sur-représentées dans les populations les plus démunies. Il est donc crucial que les stratégies de réduction de la pauvreté mettent de plus en plus l'emphase sur la nécessité de réduire toutes les formes de discriminations auxquelles font face les femmes. Dans ce contexte, il est important de vérifier si les femmes comoriennes sont davantage touchées par les trois dimensions de la pauvreté (alimentaire, extrême et globale) que leurs homologues hommes.

Le Tableau 11 présente les résultats de la décomposition de la pauvreté mesurée à l'échelle nationale selon le sexe du chef de ménage.

Tableau 15. Décomposition de l'incidence de pauvreté selon le sexe du chef du ménage (%)

	Incidence	Part de la population	Contribution à la pauvreté globale		Ratio de priorité
			Absolue	Relative	
<b>Insécurité alimentaire</b>					
Homme	20,9	74,9	15,7	71,6	0,95
Femme	24,8	25,1	6,2	28,4	1,13
Comores	21,9	100,0	21,9		
<b>Pauvreté extrême</b>					
Homme	34,8	74,9	26,1	73,2	0,98
Femme	38,0	25,1	9,5	26,8	1,07
Comores	35,6	100,0	35,6		
<b>Pauvreté globale</b>					
Homme	43,7	74,9	32,7	74,2	0,99
Femme	45,4	25,1	11,4	25,8	1,03
Comores	44,1	100,0	44,1		

Le Tableau 15 montre clairement que les ménages soutenus par une femme sont surreprésentés dans le groupe de la population qui fait face à un risque sérieux d'insécurité alimentaire. Pendant que 25,1% de la population comorienne vit au

sein de ménages soutenus par une femme, cette proportion atteint 28,4% pour la population qui fait face à un risque sérieux d'insécurité alimentaire. Dès lors, le ratio de priorité est égal à 1,13 pour les femmes et 0,95 pour les hommes.

### 4.1.3. La taille et les caractéristiques démographiques du ménage

Mesurer l'effet de la taille des ménages et de l'âge de son principal soutien sur leur statut de pauvreté peut être d'une grande utilité si ces deux variables s'avèrent être fortement corrélées avec l'incidence de la pauvreté. En effet, la taille du ménage ainsi que ses caractéristiques

démographiques sont des variables facilement observables et presque impossible à dissimuler ou à manipuler. Dans la mesure où elles s'avèrent fortement corrélées avec le statut de pauvreté, ces variables peuvent facilement être utilisées pour identifier les ménages les plus pauvres et leur cibler des aides appropriées dans le cadre de la Stratégie de Croissance et de Réduction de la Pauvreté.

**Tableau 16. Décomposition de l'incidence de pauvreté selon la catégorie d'âge du chef de ménage**

Âge	Age du principal soutien		Taille du ménage		Taille
	Incidence	Ratio de priorité	Incidence	Ratio de priorité	
<b>Insécurité alimentaire</b>					
29 ans ou moins	14,8	0,68	0,5	0,02	1 à 2 personnes
30 à 44 ans	22,1	1,01	6,2	0,28	3 à 4
45 à 59 ans	23,6	1,08	17,8	0,81	5 à 7
60 à 74 ans	24,7	1,13	44,7	2,04	8 à 10
75 ans ou plus	12,6	0,58	52,1	2,38	11 ou plus
Comores	21,9	1,0	21,9		
<b>Pauvreté extrême</b>					
29 ans ou moins	25,4	0,71	2,4	0,07	2 ou moins
30 à 44 ans	41,1	1,16	12,7	0,36	3 à 4
45 à 59 ans	33,8	0,95	31,8	0,89	5 à 7
60 à 74 ans	33,0	0,93	65,9	1,85	8 à 10
75 ans ou plus	21,6	0,61	74,7	2,10	11 ou plus
Comores	35,6	1,0	35,6		
<b>Pauvreté globale</b>					
29 ans ou moins	31,2	0,71	5,0	0,11	2 ou moins
30 à 44 ans	48,8	1,11	19,8	0,45	3 à 4
45 à 59 ans	43,9	1,00	42,1	0,96	5 à 7
60 à 74 ans	41,1	0,93	74,2	1,68	8 à 10
75 ans ou plus	35,8	0,81	80,4	1,82	11 ou plus
Comores	44,1	1,0	44,1	1,0	

Pour rendre simple et limpide la lecture des résultats des liens entre l'âge du chef du ménage, la taille du ménage et l'incidence de la pauvreté, nous avons uniquement reporté dans le Tableau 16 l'incidence de la pauvreté par groupe et le ratio du ciblage pour chaque groupe. Lorsque le ratio du ciblage d'un groupe donné est supérieur à 1, cela signifie que la part de ce groupe dans la pauvreté nationale est plus importante que sa part dans la population comorienne.

La relation entre l'âge du chef de ménage et les trois formes de pauvreté (alimentaire, extrême, et globale) semble être non linéaire. Elle est en forme de « U » inversée. Pour les trois formes de pauvreté, l'incidence de la pauvreté augmente avec l'âge du chef du ménage, atteint un maximum (et donc un

ratio de priorité supérieur à 1) et descend par la suite. L'âge à partir duquel la pauvreté amorce sa phase descendante varie, toutefois, selon la forme de la pauvreté (Tableau 16). Chez les ménages en situation de pauvreté extrême, l'incidence de la pauvreté est à son niveau maximum uniquement pour le groupe de ménages dont l'âge du principal soutien est compris entre 30 et 44 ans. L'incidence de la pauvreté entame sa phase descendante pour les ménages dont le principal soutien est âgé de 45 ans ou plus.

L'un des résultats surprenants qui émergent de Tableau 16 est que pour les trois formes de la pauvreté, l'incidence de la pauvreté est à ses niveaux les plus bas pour les ménages dont le principal soutien est soit très jeune, âgé de 29

ans ou moins, soit très âgé (75 ans ou plus). Ce résultat est, à priori, incompatible avec la théorie du cycle de vie. Selon cette théorie, le revenu des travailleurs tend à être relativement faible au début de la carrière professionnelle, ce qui doit donner un niveau de pauvreté relativement élevé pour les jeunes familles. Le revenu des travailleurs augmente progressivement pour atteindre son maximum avant la fin de la carrière professionnelle, ce qui doit donner l'incidence de la pauvreté la plus faible pour les ménages dont le principal soutien est âgé entre 45 et 59 ans. Le revenu des travailleurs redescend après l'âge de la retraite, ce qui devrait engendrer une incidence de pauvreté relativement élevée pour les ménages soutenus par une personne âgée.

L'incohérence apparente entre les résultats auxquels nous pouvons nous attendre à la lumière

des prédictions de la théorie du cycle de vie et les résultats reportés au Tableau 17 serait dû à la corrélation entre l'âge du chef du ménage et la taille du ménage d'un côté, et la corrélation entre la taille du ménage et l'incidence de la pauvreté, de l'autre côté. En effet, les dernières colonnes du Tableau 17 illustrent clairement une association négative entre les trois formes de la pauvreté et la taille du ménage. Ces trois formes de pauvreté augmentent à mesure que la taille du ménage s'élargit. Comme les jeunes ménages ainsi que les ménages soutenus par une personne âgée ont tendance à avoir une faible taille, cela explique au moins partiellement, pourquoi l'incidence des trois formes de la pauvreté atteint ses plus bas niveaux pour les ménages dont le principal soutien est soit très jeune, âgé de 29 ans ou moins, soit très âgé (75 ans ou plus).

**Tableau 17. Taille des ménages ventilée selon l'âge du principal soutien**

	p5	p25	Médiane	Moyenne	p75	p95
29 ans ou moins	1	2	4	3,8	5	7
30 à 44 ans	2	4	5	5,3	7	9
45 à 59 ans	2	3	5	5,2	7	10
60 à 74 ans	1	3	4	4,6	6	10
75 ans ou plus	1	2	4	4,3	6	9
Comores	2	3	5	4,9	6	9

La statistique p5 indique que la taille du ménage qui occupe le 5ème percentile de l'ensemble des ménages classés par ordre croissant selon leur taille. Les autres statistiques (p25, p50 ou médiane, p75, etc.) peuvent être définies de façon analogue. A titre d'exemple, pour l'ensemble des Comores, p25 est égale à 3, ce qui indique que 25% des ménages ont une taille inférieure ou égale à 3 et 75% des ménages ont une taille supérieure ou égale à 3.

Le Tableau 13 montre que les jeunes ménages et les ménages soutenus par une personne âgée affichent les tailles les plus faibles, 3,8 personnes en moyenne pour les premiers et 4,3 personnes en moyenne pour les seconds. La taille pour les autres groupes varie de 4,6 à 5,3 personnes en moyenne par ménage. Le tableau 18 montre que la faiblesse de la taille des jeunes ménages et des ménages soutenus par une personne âgée est observée peu importe la statistique choisie.

Les résultats à priori inattendus de l'effet de l'âge sur les trois formes de la pauvreté illustrent bien que la décomposition simple d'une mesure de pauvreté selon une variable donnée peut être influencée par les effets d'une tierce variable sur la pauvreté. Des méthodes alternatives de

décomposition qui contrôlent les effets des tierces variables seront présentées ultérieurement.

En résumé, les résultats du Tableau 17 semblent indiquer l'existence d'une forte association entre la taille des ménages et le statut de pauvreté. Cela suggère que, outre la région et le milieu d'habitation, la variable taille du ménage peut aussi être utilisée pour identifier les ménages qui ont le plus besoin d'assistance ciblée dans le cadre de la Stratégie de Croissance et de Réduction de la Pauvreté. La forte association entre la taille des ménages et le statut de pauvreté doit être validée par un modèle économétrique que nous développerons au chapitre 4.

#### 4.1.4. La typologie des ménages

Le niveau des trois formes de la pauvreté peut aussi varier avec le type de ménage. L'intérêt de la catégorisation des ménages selon le fait qu'ils soient constitués en familles élargies, couples avec ou sans enfants, ou même en familles monoparentales est que ces caractéristiques sont facilement observables et peuvent être utilisées à des fins de ciblage.

**Tableau 18. Décomposition de l'incidence de pauvreté selon le type de ménages (%)**

	Incidence	Part de la population	Contribution à la pauvreté globale		Ratio de priorité
			Absolue	Relative	
<b>Insécurité alimentaire</b>					
Couple sans enfants	0,4	3,1	0,0	0,1	0,0
Couple avec enfants	22,9	47,0	10,8	49,2	1,0
Monoparentale	23,2	14,2	3,3	15,0	1,1
Famille élargie	21,9	35,6	7,8	35,7	1,0
Comores	21,9	100,0	21,9	100,0	1,0
<b>Pauvreté extrême</b>					
Couple sans enfants	2,8	3,1	0,1	0,2	0,1
Couple avec enfants	36,2	47,0	17,0	47,9	1,0
Monoparentale	33,9	14,2	4,8	13,5	1,0
Famille élargie	38,3	35,6	13,6	38,3	1,1
Comores	35,6	100,0	35,6	100,0	1,0
<b>Pauvreté globale</b>					
Couple sans enfants	5,1	3,1	0,2	0,4	0,1
Couple avec enfants	44,7	47,0	21,0	47,7	1,0
Monoparentale	41,4	14,2	5,9	13,4	0,9
Famille élargie	47,8	35,6	17,0	38,6	1,1
Comores	44,1	100,0	44,1	100,0	1,0

Le Tableau 18 révèle que le type de ménages formé par les couples sans enfant et les personnes qui vivent seule présente l'incidence de la pauvreté la plus faible, peu importe la forme de la pauvreté. Cela confirme en quelque sorte la corrélation positive entre la taille du ménage et leur degré de pauvreté illustrée à la section précédente.

De l'autre extrémité, le Tableau 18 indique que les familles monoparentales sont surreprésentées parmi l'ensemble des ménages qui font face à l'insécurité alimentaire aiguë. Les familles monoparentales représentent 14,2% de l'ensemble des familles comoriennes mais 15% de l'ensemble des familles qui font face à un risque sérieux d'insécurité alimentaire. Le ratio de ciblage pour les familles monoparentales (1,1) est le seul supérieur à 1. Par contre, à mesure qu'on inclut des familles qui ne sont pas aussi sévèrement pauvres,

comme les familles dans une situation de pauvreté extrême ou moins extrême, ce sont les familles élargies qui affichent une incidence de pauvreté (extrême ou globale) supérieure à l'incidence de la même forme de pauvreté à l'échelle nationale.

#### 4.1.5. Le mode d'occupation et les caractéristiques du logement

Comme pour la taille du ménage, mesurer l'effet du mode d'occupation et des caractéristiques du logement sur le statut de pauvreté peut également fortement aider l'identification des ménages les plus pauvres, si ces caractéristiques sont fortement corrélées avec la pauvreté. Le mode d'occupation et les caractéristiques du logement sont également des variables facilement observables et ne peuvent être dissimulés ou manipulés facilement.

**Tableau 19. Décomposition de l'incidence de pauvreté selon le mode d'occupation et le type de logement(%)**

	Ménages non locataires		Ménages locataires	
	Incidence	Ratio de priorité	Incidence	Ratio de priorité
<b>Insécurité alimentaire</b>				
Villa	13,5	0,62	0,00	0,00
Maison individuelle	21,8	0,99	8,8	0,40
Maison à plusieurs logements	24,9	1,14	9,6	0,44
Autres types	26,4	1,20	34,4	1,57
Ensemble non-locataires	22,5	1,03	10,2	0,47
Comores	21,9	1,0	21,9	1,0
<b>Pauvreté extrême</b>				
Villa	16,5	0,46	0,00	0,00
Maison individuelle	35,6	1,00	28,1	0,79
Maison à plusieurs logements	37,8	1,06	23,0	0,65
Autres types	42,4	1,19	46,2	1,30
Ensemble non-locataires	36,1	1,01	26,7	0,75
Comores	35,6	1,0	35,6	1,0
<b>Pauvreté globale</b>				
Villa	24,8	0,56	19,1	0,43
Maison individuelle	43,8	0,99	38,5	0,87
Maison à plusieurs logements	45,2	1,02	30,1	0,68
Autres types	56,0	1,27	58,5	1,33
Ensemble non-locataires	44,5	1,01	36,6	0,83
Comores	44,1	1,0	44,1	1,0

Le Tableau 19 montre que globalement, les ménages locataires de leur logement sont moins pauvres que les ménages non-locataires, soit les ménages propriétaires ou les ménages logés gratuitement. Si on regarde comment varie l'incidence de la pauvreté extrême par exemple, le Tableau 19 révèle que cette forme de pauvreté touche 26,7% des ménages locataires et atteint 36,1% des ménages propriétaires (incluant les ménages logés gratuitement).

Si on examine comment varient les trois formes de pauvreté selon le type de logement pour les propriétaires et les locataires séparément, le Tableau 19 indique que les locataires d'une villa ne sont absolument pas touchés par les deux formes de pauvreté les plus sévères (l'insécurité alimentaire aiguë et la pauvreté extrême). Une Stratégie de Croissance et de Réduction de la Pauvreté ayant pour objectif d'éradiquer l'insécurité alimentaire aiguë dans une première phase, la pauvreté extrême dans une deuxième phase et la pauvreté globale dans une troisième phase peut exclure les ménages locataires d'une villa lors des deux premières phases de son déploiement.

Les ménages qui habitent dans des logements de type autre qu'une villa, une maison individuelle ou une maison à plusieurs logements sont les plus concernés par les trois formes de la pauvreté. Par ailleurs, et contrairement aux habitants des logements de type villa ou maison (qu'elle soit individuelle ou à plusieurs logement), les habitant des autre types de logement qui sont locataires sont plus pauvres que leurs homologues propriétaires. 34,4% des ménages locataires d'un type de logement autre qu'une villa ou une maison font face à un risque sérieux d'insécurité alimentaire et cette proportion descend à 26,4% chez les propriétaires de ce même type de logement.

La même Stratégie de Croissance et de Réduction de la Pauvreté à trois phases cités plus haut ciblera ses programmes vers les ménages locataires d'un type de logement autre qu'une villa ou une maison en premier lieu (ratio de ciblage égal à 1,57), les ménages propriétaires de ce même type de logement en deuxième lieu (ratio de ciblage égal à 1,57) dès la première phase de son déploiement.

Les ménages qui habitent une maison à plusieurs logements sont aussi parmi les plus pauvres, certes moins pauvres que les ménages qui habitent un type de logement autre qu'une villa ou une maison. Pour les habitants d'une maison à plusieurs logements, seuls les ménages non locataires sont prioritaires dès lors que leur ratio de priorité est supérieur peu importe la forme de pauvreté. Ces ménages doivent recevoir également une attention particulière dans le cadre de la Stratégie de Croissance et de Réduction de la Pauvreté dès la première phase de son déploiement.

#### 4.1.6. L'activité du Chef du ménage

La catégorie socioprofessionnelle du principal soutien du ménage serait une bonne caractéristique à utiliser pour des fins de ciblage ; surtout que cette variable est fortement corrélée avec leur niveau de vie. Cette variable ne serait, toutefois, facilement observable que si le chef du ménage occupe un emploi formel, notamment dans la fonction publique. Si par contre le chef du ménage exerce des activités informelles, l'observation de son niveau de qualification serait un défi non facilement surmontable.

**Tableau 20. Décomposition de l'incidence de pauvreté selon la catégorie socioprofessionnelle du chef du ménage (%)**

	Incidence	Part de la population	Contribution à la pauvreté globale		Ratio de priorité
			Absolue	Relative	
<b>Insécurité alimentaire</b>					
Cadre sup./ moyen	4,9	7,8	0,4	1,7	0,2
Employé/ouvrier	9,4	14,0	1,3	6,0	0,4
Manœuvre/Stagiaire	29,3	4,5	1,3	6,0	1,3
Autonome/Employeur	24,2	38,2	9,3	42,3	1,1
Autre travail	34,1	3,2	1,1	5,0	1,6
Chômage BIT	44,1	3,3	1,5	6,7	2,0
Chômage découragé	34,4	10,8	3,7	16,9	1,6
Inactif ou retraite	18,5	18,2	3,4	15,4	0,8
Comores	21,9	100,0	21,9		
<b>Pauvreté extrême</b>					
Cadre sup./ moyen	12,7	7,8	1,0	2,8	0,4
Employé/ouvrier	26,8	14,0	3,7	10,5	0,8
Manœuvre/Stagiaire	51,1	4,5	2,3	6,5	1,4
Autonome/Employeur	38,0	38,2	14,5	40,8	1,1
Autre travail	44,2	3,2	1,4	4,0	1,2
Chômage BIT	58,4	3,3	1,9	5,4	1,6
Chômage découragé	52,8	10,8	5,7	16,0	1,5
Inactif ou retraite	27,3	18,2	5,0	14,0	0,8
Comores	35,6	100,0	35,6		
<b>Pauvreté globale</b>					
Cadre sup./ moyen	16,2	7,8	1,3	2,9	0,4
Employé/ouvrier	38,7	14,0	5,4	12,3	0,9
Manœuvre/Stagiaire	54,1	4,5	2,4	5,5	1,2
Autonome/Employeur	47,3	38,2	18,1	41,0	1,1
Autre travail	57,2	3,2	1,8	4,2	1,3
Chômage BIT	63,2	3,3	2,1	4,7	1,4
Chômage découragé	58,8	10,8	6,3	14,4	1,3
Inactif ou retraite	36,5	18,2	6,6	15,1	0,8
Comores	44,1	100,0	44,1		

Le Tableau 20 confirme que les ménages soutenus par un cadre supérieur ou moyen affichent l'incidence de la pauvreté la plus faible, peu importe la forme de la pauvreté. Le ratio de priorité de cette catégorie de ménage est égal à 0,2 pour la forme la plus grave de la pauvreté (l'insécurité alimentaire) et à 0,4 pour les deux autres formes de pauvreté.

Les ménages qui présentent le ratio de priorité le plus élevé, pour les trois formes de pauvreté, sont les ménages soutenus par une personne qui n'a pas un emploi et qui cherche activement un travail, soit les chômeurs selon la définition du Bureau International du Travail (BIT). Ils sont suivis des ménages soutenus par un chômeur découragé.<sup>6</sup> Les groupes de ménages soutenus par une personne peu qualifiée comme un manœuvre ou un stagiaire payé sont également sur-représentés dans les trois formes de la pauvreté.

### 3.1.7. Le niveau d'éducation du Chef du ménage et des autres membres

Toutes les études s'accordent pour démontrer que la relation entre la pauvreté et le niveau d'éducation est négative. Quelle que soit la forme de la pauvreté, son niveau décroît à mesure que le niveau d'éducation du chef du ménage augmente. Autrement dit, les ménages dont le chef a le niveau secondaire ou supérieur ont un risque de pauvreté clairement moins élevé que ceux dont le chef n'a jamais fréquenté l'école ou a le niveau du primaire.

Le Tableau 21 présente un premier aperçu de la relation aux Comores entre le niveau d'éducation du chef du ménage et la pauvreté sous ses trois formes

Tableau 21. Décomposition de l'incidence de pauvreté selon le niveau d'éducation du chef du ménage (%)					
	Incidence	Part de la population	Contribution à la pauvreté globale		Ratio de priorité
			Absolue	Relative	
<b>Insécurité alimentaire</b>					
Néant	31,3	49,6	15,6	71,0	1,4
Primaire	20,5	21,9	4,5	20,5	0,9
Secondaire cycle 1	8,8	13,9	1,2	5,6	0,4
Secondaire cycle 2	1,2	2,1	0,0	0,1	0,1
Supérieur	5,0	12,3	0,6	2,8	0,2
Comores	21,9	100,0	21,9		
<b>Pauvreté extrême</b>					
Néant	43,0	49,6	21,4	60,0	1,2
Primaire	40,1	21,9	8,8	24,7	1,1
Secondaire cycle 1	28,3	13,9	3,9	11,1	0,8
Secondaire cycle 2	12,8	2,1	0,3	0,8	0,4
Supérieur	9,9	12,3	1,2	3,4	0,3
Comores	35,6	100,0	35,6		
<b>Pauvreté globale</b>					
Néant	51,5	49,6	25,6	58,0	1,2
Primaire	48,5	21,9	10,7	24,1	1,1
Secondaire cycle 1	38,1	13,9	5,3	12,0	0,9
Secondaire cycle 2	27,2	2,1	0,6	1,3	0,6
Supérieur	16,3	12,3	2,0	4,5	0,4
Comores	44,1	100,0	44,1		

<sup>6</sup> Contrairement aux chômeurs selon la définition du Bureau International du Travail, les chômeurs découragés ne cherchent pas activement un travail car ils sont persuadés qu'ils n'ont aucune chance d'en trouver un.

Selon les résultats reportés au Tableau 21, environ la moitié de la population comorienne (49,6%) vit au sein de ménages soutenus par une personne n'ayant même pas fait l'école primaire. Ce segment de la population connaît le niveau de pauvreté (sous ses trois formes) le plus élevé : 31,3% pour l'incidence de l'insécurité alimentaire aiguë (soit 140% de la moyenne nationale) ; 43% pour l'incidence de la pauvreté extrême (120% de la moyenne nationale) ; et 51,5% pour l'incidence de la pauvreté globale (120% de la moyenne nationale).

Force est de constater que le segment de la population qui vit au sein de ménages soutenus par une personne avec simplement un niveau d'éducation primaire réussi au moins à avoir une incidence d'insécurité alimentaire aiguë un peu plus faible que la moyenne nationale, soit de 20,5% comparé à 21% à l'échelle nationale. Par contre, ce segment de la population ne connaît pas le

même succès lorsqu'il s'agit de comparer ses taux de pauvreté extrême et globale par rapport aux taux nationaux équivalents. En conséquence, son ratio de priorité est inférieur à 1 (0,9) pour la forme de la pauvreté la plus sévère seulement, soit l'insécurité alimentaire aiguë. Pour les deux autres formes de pauvreté, extrême et globale, son ratio de priorité est égal à 1,1.

Ces résultats confirment le rôle important que doit jouer l'éducation dans la Stratégie de Croissance et de Réduction de la Pauvreté. L'investissement dans l'alphabétisation des principaux soutiens qui n'ont aucun niveau d'éducation ne semble être l'un des moyens les plus efficaces pour combattre la pauvreté. Le retour de cet investissement n'est certainement pas immédiat. Cet investissement doit donc faire partie d'une panoplie de mesures qui doit inclure des transferts directs ciblés aux ménages qui subissent la forme la plus sévère de la pauvreté.



## V. Les déterminants de la pauvreté

L'importance pratique de la décomposition de la pauvreté par sous-groupe réside dans la possibilité de connaître le rôle que joue chaque caractéristique dans la détermination du niveau de la pauvreté globale. Cette connaissance peut être fort utile de la formulation de programmes efficaces de ciblage et de lutte contre la pauvreté et l'exclusion sociale. Cependant, et comme nous l'avons vu avec plusieurs exemples au chapitre précédent notamment avec la ventilation de l'incidence de la pauvreté selon la classe d'âge et la taille du ménage, les décompositions simples de la pauvreté ne permettent pas de saisir l'effet de chaque caractéristique; toute chose étant égale par ailleurs. En outre, les décompositions simples des mesures de pauvreté ne permettent pas de mesurer les effets nets des variables continues (comme l'âge et, dans une moindre mesure, la taille) ; à moins de procéder à des regroupements qui entraînent inéluctablement une certaine perte d'information.

### 5.1. Approche méthodologique

Afin d'approfondir notre compréhension des liens entre la pauvreté sous ses trois formes, d'un côté, et les différentes caractéristiques des ménages, de l'autre côté, nous procédons ici à l'estimation de plusieurs versions d'un modèle de probabilité non-linéaire, connu sous le nom du modèle *probit*. L'objectif de l'estimation de différentes versions de ce modèle est de déterminer le degré d'association net entre l'incidence de l'insécurité alimentaire, l'incidence de la pauvreté extrême, et l'incidence de la pauvreté globale d'un côté, et les caractéristiques démographiques et socio-économique des ménages de l'autre côté.

Pour estimer un modèle *probit*, la variable dépendante est une variable qualitative qui prend la valeur de 1 si le niveau de consommation par tête d'un ménage est inférieur à un certain seuil, 0 sinon.

Cela donne, à priori, trois modèles *probit* à estimer qui se distinguent par leur variable dépendante. Le premier modèle est appelé à mettre en lumière les variables le plus associées au noyau le plus dur de la pauvreté. Le deuxième élargit ce noyau aux ménages qui souffrent de la pauvreté extrême. Le troisième intègre toute les formes de la pauvreté. Pour bien comprendre donc l'effet qu'exerce un

certain nombre de variables sur la probabilité d'être pauvre, nous commençons par l'examen de l'effet des seules variables indicatrices du milieu de résidence. Nous introduisons par la suite un nouvel ensemble de variables relatives à la structure démographiques des ménages. Nous examinerons après comment l'effet des variables déjà introduite varie avec l'introduction de nouvelles variables qui décrivent le mode d'occupation et les caractéristiques du logement. Enfin, nous introduisons les variables relatives à la catégorie socioprofessionnelle et au niveau d'éducation du chef du ménage.

Dès lors, six ensembles de variables explicatives sont introduite progressivement dans le processus d'estimation des trois modèles *probit* identifiés au début de ce chapitre : (1) un premier modèle pour l'insécurité alimentaire; (2) une deuxième pour la pauvreté extrême; et (3) un troisième pour la pauvreté globale. Cela fait en tout 18 modèles équations de *probit* à estimer que nous allons désigner comme modèle  $(i, j)$  où  $i$  désigne la forme de la pauvreté analysée de la plus réduite à la plus large et  $j$  désigne l'ensemble des variables introduites du plus restreint au plus exhaustif. L'ordre de l'introduction des différentes catégories de variable suit, encore une fois, la même logique que celle suivie dans la section précédente. Il s'agit d'examiner, en premier lieu, les effets des caractéristiques les plus faciles à observer pour les fins de ciblage (tels que le lieu de résidence, la taille et le type du ménage, etc.) et, en dernier lieu, les caractéristiques les moins faciles à vérifier (tels que la catégorie socioprofessionnelle et le niveau d'éducation).

Il est important de préciser, avant la discussion des résultats d'estimation, que certaines variables explicatives utilisées peuvent être endogènes. Cela risque naturellement de produire des résultats qui souffrent d'un biais de simultanéité. En réalité, notre objectif ici n'est pas exactement d'identifier les déterminants de des trois formes de la pauvreté, surtout si l'endogénéité de certaines variables explicatives (comme avoir un emploi ou non) est confirmée. Il s'agit plutôt d'exploiter les corrélations entre la forme de pauvreté de chaque ménage et ses caractéristiques socio-démographiques. Cela permet surtout de séparer la contribution de chacune des caractéristiques retenues à la pauvreté (sous ses trois formes) en estimant l'effet net de chacune d'elle ; ce que

les décompositions simples faites aux sections précédentes ne permettent pas. Cela permet aussi d'exploiter ces corrélations afin d'identifier les ménages les plus prioritaires à cibler dans le cadre de la Stratégie de Croissance et de Réduction de la Pauvreté aux Comores.

## 5.2. Effet du lieu de résidence et de la structure démographique des ménages

La décomposition de la pauvreté selon la région et le milieu de résidence faite au chapitre précédent a suggéré que le risque d'insécurité alimentaire est particulièrement élevé chez les ménages qui résident dans la région de Ndzouani. Cela fait de cette région (notamment de ses zones rurales) une région très prioritaire pour cibler les aides à déployer dans le cadre de la Stratégie de Croissance et de Réduction de la Pauvreté. Cependant, à mesure que l'objectif de l'anéantissement de l'insécurité alimentaire progresse, et que le bassin de la population pauvre s'élargit pour inclure les ménages qui subissent la pauvreté extrême, c'est la région de Mwali qui doit être ciblée en premier lieu suivie de la région de Ndzouani.

En absence de variables qui contrôlent la structure démographique et les caractéristiques socio-économiques des ménages, les résultats

des versions (1.1), (2.1) et (3.1) de nos modèles tendent à confirmer ces résultats. La première colonne du Tableau 22 montre que la constante du modèle (1.1) est égale à 0,111. Cette constante correspond en réalité à l'incidence de l'insécurité alimentaire des ménages qui résident dans la région et le milieu de référence (désigné par réf dans le Tableau 22 et les tableaux suivants), soit les ménages qui résident à Moroni. Dans la mesure où cette région est 100% urbaine, ce résultat est identique à celui reporté dans le Tableau 11 de la section 3.1. La même colonne montre que la valeur des coefficients associés à la région est la plus élevée est celle associée à la région de Ndzouani, ce qui confirme que c'est dans cette région où l'insécurité alimentaire sévit le plus. La deuxième colonne que c'est la région de Mwali à laquelle est associée le coefficient estimé le plus élevé. Cela confirme qu'avec l'élargissement de la définition de la pauvreté pour inclure sa composante extrême, c'est la région de Mwali qui affiche la proportion la plus élevée des individus pauvres. Par ailleurs, les trois premières colonnes du Tableau 22 montre que vivre dans un milieu rural entraîne une hausse de la prévalence de l'insécurité alimentaire de 19,5 points de pourcentage, de la pauvreté alimentaire et extrême de 22,1 points de pourcentage, et des trois formes de pauvreté de 25,8 points de pourcentage.

Tableau 22. Effet net du milieu de résidence et de la structure démographique des ménages

Variables	Milieu de Résidence (MR)			MR et structure Démographique		
	Alimentaire (1.1)	Extrême (2.1)	Extrême (2.1)	Alimentaire (1.2)	Extrême (2.2)	Globale (3.2)
<b>Région</b>						
<i>Moroni</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Reste de Ngazidja	-0,112***	-0,125***	-0,153***	-0,174***	-0,207***	-0,247***
Ndzouani	0,0634***	0,0276***	-0,0549***	-0,0212***	-0,0880***	-0,173***
Mwali	0,0570***	0,0901***	0,0678***	-0,0475***	-0,0400***	-0,0665***
<b>Milieu</b>						
<i>Urbain</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Rural	0,195***	0,221***	0,258***	0,170***	0,185***	0,222***
<b>Sexe du chef du ménage (CM)</b>						
<i>Masculin</i>				Réf.	Réf.	Réf.
Féminin				0,0869***	0,104***	0,0845***
<b>Structure démographique</b>						
Taille du ménage (en log)				-0,275***	-0,121***	0,0520***
Taille du ménage au carré (en log)				0,154***	0,155***	0,126***
Age du chef du ménage (en log)				-1,020***	-0,0962	-0,296***
Age du chef du ménage au carré (en log)				0,154***	0,0191**	0,0487***
Nombre d'enfants 0-5 ans				0,0657***	0,0669***	0,0471***

Nombre d'enfants 6-14 ans				0,0343***	0,0102***	0,00649***
Nombre de jeunes 15-18 ans				0,0352***	0,0553***	0,0385***
Nombre d'adultes 19 ans ou plus				-0,0191***	-0,0209***	-0,0397***
<b>Type du ménage</b>						
<b>Couple sans enfants ou personne seule</b>				<b>Réf.</b>	<b>Réf.</b>	<b>Réf.</b>
Couple avec enfants				SN	-0,0533***	-0,0535***
Famille monoparentale				0,0365***	-0,0491***	-0,0385***
Famille élargie				SN	-0,0559***	-0,0718***
<b>Scolarisation des enfants</b>						
Proportion des garçons 6-11 ans au primaire				-0,0121*	-0,0989***	-0,0382***
Proportion des filles 6-11 ans au primaire				0,0310***	-0,0486***	-0,0177***
Proportion des garçons 12-18 ans au secondaire				0,0505***	0,0218***	-0,00365
Proportion des filles 12-18 ans au secondaire				-0,0234***	0,0423***	0,0468***
<b>Constante du modèle</b>						
Constante	0,111***	0,250	0,358	1,629***	0,185*	0,380***
Observations	3131	3131	3131	3131	3131	3131
R-au-carré	0,075	0,047	0,042	0,258	0,243	0,223

Les coefficients reportés ici ne sont pas les coefficients estimés directement des modèles probit. Ils correspondent plutôt aux effets marginaux déduits après l'estimation des modèles probit. L'acronyme SN signifie statistiquement non-significatif. Le symbole \* signifie que le coefficient estimé est significatif \* au seuil de 10%, \* au seuil de 5% et \* au seuil de 1%.

Réf. Désigne la variable de référence omise lors des estimations.

En résumé, les résultats des versions (1.1), (2.1) et (3.1) identifient l'effet net chaque milieu et l'effet net de chaque région lorsque les autres caractéristiques des ménages sont omises. Les trois dernières colonnes résument les effets de ces mêmes variables lorsqu'on tient compte en plus de la structure démographique des ménages. Ils montrent le coefficient associé au milieu rural est toujours positif pour les trois formes de pauvreté, ce qui suggère que les trois formes de pauvreté augmentent en passant du milieu urbain au milieu rural de 17 points de pourcentage pour la forme alimentaire à 22,2 points de pourcentage pour la forme globale de la pauvreté.

Les coefficients associés aux trois régions deviennent par contre négative. Cela veut dire que pour l'ensemble des ménages de référence, qui sont (i) des ménages urbains ; (ii) de taille égale à 1 et donc (iii) sans enfants ; il y a moins de ménages pauvres de ce type dans les régions autre que Moroni.<sup>7</sup>

La relation entre l'âge du chef de ménage et les trois formes de pauvreté déduite au chapitre précédent

(section 3.3) révélait une forme en « U » inversée. Celle-ci est contraire aux prédictions de la théorie du cycle de vie selon laquelle, cette relation devrait plutôt être en forme de « U » (non-inversée). Nous avons suggéré que l'incohérence entre les résultats auxquels nous pouvons nous attendre et les résultats observés serait dû à la corrélation entre l'âge du chef du ménage et la taille du ménage d'un côté, et la corrélation entre la taille du ménage et l'incidence de la pauvreté, de l'autre côté. En contrôlant l'effet taille des ménages (ainsi que l'effet des autres variables incluses ici), les résultats d'estimation des versions (1.2), (2.2) et (3.2) reportés dans les trois dernières colonnes du Tableau 22 confirment que la relation entre les trois formes de pauvreté est l'âge du chef du ménage affiche plutôt en forme de « U » (non-inversée) pour les trois formes de pauvreté. En effet, le coefficient associé au logarithme de l'âge du chef du ménage est négatif pendant que celui associé au logarithme de l'âge au carré du chef du ménage est positif. L'avancement dans l'âge du chef du ménage, toute chose égale par ailleurs, entraîne donc une réduction du risque des trois formes de la pauvreté car cet avancement, selon

<sup>7</sup> Ces ménages de références peuvent ne pas exister en réalité.

la théorie du cycle de vie, est associée à une hausse des revenus. Cette relation tend toutefois à ralentir avec l'âge pour devenir négative à l'approche de la retraite.

En ce qui concerne l'effet de la structure démographique des ménages, après avoir contrôlé l'effet de la région, du milieu de résidence, et de l'âge du chef de ménage, les résultats d'estimation des versions (1.2), (2.2) et (3.2) reportés dans les trois dernières colonnes du Tableau 22 confirment la corrélation positive entre la taille du ménage et les deux formes les moins sévères de la pauvreté. Le fait que les coefficients associés au logarithme de la taille et au logarithme de la taille soient tous les deux positifs suggèrent que la pauvreté extrême et globale augment de façon plus importante que l'accroissement de la taille ; soit une élasticité de la pauvreté par rapport à la taille supérieure à 1.

Pour la forme la plus sévère de la pauvreté, par contre, les deux coefficients associés au logarithme de la taille sont de signe contraire : négatif pour le logarithme de la taille et positif pour le logarithme de la taille au carré. Cela signifie que la relation entre la pauvreté liée à l'insécurité alimentaire et la taille du ménage est en forme de « U » (non-inversée). La corrélation entre ces deux variables est négative pour des faibles tailles mais décroissante, elle s'annule pour une taille autour de 5 personnes par ménage et elle devient positive et croissante à partir de 6 personnes par ménage.

Le nombre d'enfants de 0 à 14 ans et même le nombre de jeunes de 15 à 18 ans augmentent la probabilité des trois formes de pauvreté. Ce résultat est cohérent avec l'effet de la taille. Par contre, le nombre d'adultes diminue la probabilité des trois formes de la pauvreté. Ce lien peut être dû à l'absence d'une variable qui contrôle le de personnes actives au sein des ménages dans la présente version des modèles. Si ce dernier nombre est, comme attendu, corrélé avec le nombre des membres du ménage âgés de 19 ans ou plus, cela peut expliquer l'effet négatif qu'exerce le nombre d'adultes sur les trois formes de pauvreté.

Enfin, la décomposition simple des trois formes de la pauvreté avait révélé que les ménages soutenus par une femme sont sur-représentés dans le

groupe de la population qui fait face à un risque sérieux d'insécurité alimentaire. Cette même décomposition a montré, toutefois, qu'à mesure que la sévérité de la pauvreté diminue, le taux de pauvreté des femmes tend à s'égaliser avec celui des hommes. Cela suggère, premièrement, que la variable 'sexe féminin' serait positivement corrélée avec l'insécurité alimentaire et que, deuxièmement, cette variable est moins ou n'est pas du tout associée avec la pauvreté extrême et surtout avec la pauvreté la moins extrême.

Le premier résultat est en effet confirmé par le Tableau 22, même après avoir contrôlé l'effet de la région, du milieu, de la taille et de la structure démographique des ménages. La version (2.1) du modèle *probit* reporté au Tableau 22 montre que lorsque le principal soutien est de sexe féminin, le risque d'insécurité alimentaire augmente de 8.7 points de pourcentage comparé au même risque subit par les ménages soutenus par un homme.

Dans la section suivante, nous allons vérifier si les relations entre les trois formes de la pauvreté, d'une part, et les caractéristiques des ménages liées à leur structure démographique et répartition dans l'espace, d'autre part, préserve leur nature avec la prise en compte des caractéristiques du logement.

### 5.3. Prise en considération du type et des caractéristiques du logement

Nous commençons par examiner dans quelle mesure la prise en considération du type et des caractéristiques du logement modifie l'ampleur et le signe des coefficients associés aux variables liées à la répartition géographique et la structure démographique des ménages. Le Tableau 23 montre que la valeur de ces coefficients peut avoir changé un peu. Par contre, l'introduction des variables relatives aux caractéristiques du logement ne change pas le signe de ces coefficients. L'effet de la zone rurale est toujours positif, indiquant que le risque de pauvreté est toujours plus important en milieu rural qu'en milieu urbain. L'effet de l'âge du chef de ménage sur les trois formes de pauvreté continue à afficher une forme de « U » (non-inversée), conformément à la théorie du cycle de vie.<sup>8</sup>

---

<sup>8</sup> Pour la version (2,3) du modèle, les deux coefficients associés à l'âge du chef de ménage ne sont pas par contre statistiquement significatifs.

**Tableau 23. Effet net du milieu de résidence et de la structure démographique des ménages en tenant compte des effets et des caractéristiques de leur logement**

Variables	Mode d'occupation et type du logement			Mode d'occupation, type et caractéristiques du logement		
	Alimentaire (1.3)	Extrême (2.3)	Globale (3.3)	Alimentaire (1.4)	Extrême (2.4)	Globale (3.4)
<b>Région</b>						
<i>Moroni</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>
Reste de Ngazidja	-0,173***	-0,202***	-0,245***	-0,162***	-0,206***	-0,252***
Ndzouani	-0,0107***	-0,075***	-0,164***	-0,00563	-0,0481***	-0,142***
Mwali	-0,0443***	0,0344***	-0,0606***	-0,0227***	0,0149***	-0,0239***
<b>Milieu</b>						
<i>Urbain</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>
Rural	0,171***	0,186***	0,223***	0,120***	0,123***	0,156***
<b>Sexe du chef du ménage (CM)</b>						
<i>Masculin</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>
Féminin	0,0837***	0,101***	0,0778***	0,0680***	0,0876***	0,0632***
<b>Structure démographique</b>						
Taille du ménage (en log)	-0,270***	-0,116***	0,0587***	-0,260***	-0,103***	0,0687***
Taille du ménage au carré (en log)	0,152***	0,152***	0,122***	0,148***	0,148***	0,118***
Age du chef du ménage (en log)	-1,002***	SN	-0,240***	-0,451***	0,604***	0,387***
Age du chef du ménage au carré (en log)	0,151***	SN	0,0416***	0,0787***	-0,0739***	-0,0419***
Nombre d'enfants 0-5 ans	0,0658***	0,0674***	0,0473***	0,0585***	0,0584***	0,0378***
Nombre d'enfants 6-14 ans	0,0342***	0,0105***	0,00714***	0,0295***	0,00536***	0,00158
Nombre de jeunes 15-18 ans	0,0365***	0,0556***	0,0388***	0,0297***	0,0489***	0,0333***
Nombre d'adultes 19 ans ou plus	-0,0194***	0,0199***	-0,0383***	-0,0177***	-0,0161***	-0,0359***
<b>Type du ménage</b>						
<i>Couple sans enfants ou personne seule</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>
Couple avec enfants	0,0107	0,0529***	-0,0524***	0,0146	-0,0467***	-0,0443***
Famille monoparentale	0,0391***	0,0442***	-0,0288***	0,0502***	-0,0353***	-0,0166
Famille élargie	0,0123	0,0522***	-0,0668***	0,0263*	-0,0396***	-0,0510***
<b>Scolarisation des enfants</b>						
Proportion des garçons 6-11 ans au primaire	-0,00935	0,0966***	-0,0328***	-0,00479	-0,0922***	-0,0254***
Proportion des filles 6-11 ans au primaire	0,0328***	0,0477***	-0,0178***	0,0397***	-0,0342***	-0,00314
Proportion des garçons 12-18 ans au secondaire	0,0513***	0,0234***	6,75e-07	0,0383***	0,00933**	-0,0143***
Proportion des filles 12-18 ans au secondaire	-0,0231***	0,0424***	0,0477***	-0,0330***	0,0302***	0,0339***

Les coefficients reportés ici ne sont pas les coefficients estimés directement des modèles probit. Ils correspondent plutôt aux effets marginaux déduits après l'estimation des modèles probit. L'acronyme SN signifie statistiquement non-significatif. Le symbole \* signifie que le coefficient estimé est significatif \* au seuil de 10%, \*\* au seuil de 5% et \*\*\* au seuil de 1%.

Ref. Désigne la variable de référence omise lors des estimations.

Les décompositions simples du chapitre précédent de l'incidence de la pauvreté selon le mode d'occupation du logement ainsi que selon son type ont globalement révélé que les ménages locataires de leur logement sont moins pauvres que les ménages non-locataires. Toutefois, le sens de cette relation peut bien s'inverser selon que le ménage occupe un logement de type villa ou d'un autre type. Cet exemple prouve bien que la décomposition simple d'une mesure de pauvreté selon une caractéristique donnée des ménages ne peut donner l'effet net de cette caractéristique sur la pauvreté tant que nous n'avons pas contrôlé les effets que peuvent avoir les autres caractéristiques sur la pauvreté. Ainsi, en omettant l'effet du type de logement sur la pauvreté, nous pouvons être amenés à croire que le fait d'être locataire diminue la probabilité d'être pauvre. L'un des objectifs de cette section est de déduire l'effet net des caractéristiques liées au logement, une fois que nous avons contrôlé les effets d'autres variables pertinentes. En effet, la plupart des variables considérés jusqu'ici sont des variables faciles à observer. Ils peuvent donc aider à l'identification des ménages pauvres, notamment ceux qui subissent la forme la plus sévère de la pauvreté, pour les faire bénéficier des programmes qui seront définis dans le cadre de la Stratégie de la Croissance et de la Réduction de la Pauvreté.

Le Tableau 23 montre qu'en introduisant des variables qui contrôlent les caractéristiques du logement, en plus des variables qui contrôlent le lieu de résidence et la structure démographique des ménages, fait que le statut de locataire n'est plus jamais négativement corrélé avec le risque des trois formes de pauvreté. Par rapport aux ménages propriétaires (incluant les ménages qui occupent un logement gratuit), les ménages locataires ont une probabilité plus élevée (de 1 à 2

points de pourcentage) de tomber dans l'une des trois formes de pauvreté.

Les versions (1.3), (2.3) et (3.3) des modèles *probit* tiennent compte du type du logement (villa, maison à plusieurs logements, etc.). Elles ne tiennent pas compte, toutefois, des caractéristiques du logement (source d'eau, mode d'éclairage, etc.). En omettant les caractéristiques du logement, l'effet de la plupart des caractéristiques du logement sont conformes aux effets attendus. Les résultats reportés aux trois premières colonnes du Tableau 24 confirment la relation négative entre, d'une part, le fait d'habiter une villa et, d'autre part, le fait d'être chroniquement pauvre ou même peu pauvre. Par contre, cette relation est positive et statistiquement significative pour les ménages très sévèrement pauvres (version (1.3)). Cet effet positif peut-être dû au fait que lorsqu'un sévèrement pauvre habite une villa, il y a des fortes chances que celle-ci ne soit pas équipée des commodités généralement inhérentes à la possession d'une villa comme le branchement services publics comme l'eau ou l'électricité.

En introduisant des variables qui contrôlent plusieurs caractéristiques pertinentes du logement, les (1.4), (2.4) et (3.4) n'inversent pas les signes des coefficients associés au logement. Cela peut-être dû à l'absence d'autres caractéristiques pertinentes du logement; comme le nombre de chambres à coucher, la nature des murs, du toit, etc. Toutefois, le signe de la plupart des caractéristiques du logement introduites sont conformes au signe attendu pour ce type de variables. À titre d'exemple, lorsque le logement n'est pas directement branché à une source d'eau (avec des robinets à l'intérieur du logement), cela accroît le risque d'appartenir à l'une des 3 formes de pauvreté de 14,5 à 16,0 points de pourcentage.

**Tableau 24. Effet net du niveau d'éducation et de la catégorie socioprofessionnelle du chef du ménage en tenant compte du milieu de résidence, de la structure démographique des ménages, et du type et des caractéristiques de leur logement**

Variables	Catégorie socioprofessionnelle			Niveau d'éducation		
	Alimentaire (1.5)	Extrême (2.5)	Globale (3.5)	Alimentaire (1.6)	Extrême (2.6)	Globale (3.6)
<b>Catégorie socioprofessionnelle du CM</b>						
<i>Inactif</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Cadre	-0,0633***	-0,0890***	-0,151***	-0,0239**	SN	SN
Employé qualifié	-0,0753***	-0,0123**	SN	-0,0331***	-0,0155***	SN
Employé non-qualifié	SN	0,0783***	0,0332***	-0,0277**	SN	SN
Autonome	SN	0,0206***	0,0130**	-0,0289***	-0,00823*	SN
Autre Employé	0,110***	0,0860***	0,111***	-0,0260***	SN	SN
Chômeur	0,0758***	0,127***	0,114***	SN	SN	SN
<b>Proportion des actifs et des chômeurs</b>						
Actifs masculins	0,136***	SN	SN	0,110***	0,0520***	SN
Actifs féminins	-0,0877***	SN	SN	0,0316**	-0,00267	SN
Chômeurs masculins	0,133***	0,210***	0,135***	0,0432*	SN	SN
Chômeurs féminins	-0,183***	-0,170***	0,0572***	SN	SN	SN
<b>Niveau d'éducation du CM</b>						
<i>Aucun</i>				<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Primaire				-0,115***	-0,0559***	-0,0467***
Secondaire général cycle 1				-0,182***	-0,131***	-0,114***
Secondaire général cycle 2				-0,188***	-0,194***	-0,133***
Supérieur/Licence				-0,186***	-0,251***	-0,249***
Maîtrise/Doctorat				-0,142***	-0,249***	-0,303***
<b>Constante du modèle</b>						
Constante	0,258	-1,223***	-1,615***	0,756***	-0,788***	-0,601***
Observations	3097	3097	3097	3097	3097	3097
R-au-carré	0,325	0,301	0,296	0,303	0,276	0,253

Les coefficients reportés ici ne sont pas les coefficients estimés directement des modèles probit. Ils correspondent plutôt aux effets marginaux déduits après l'estimation des modèles probit. L'acronyme SN signifie statistiquement non-significatif. Le symbole \* signifie que le coefficient estimé est significatif \* au seuil de 10%, \*\* au seuil de 5% et \*\*\* au seuil de 1%.

Réf. Désigne la variable de référence omise lors des estimations.

Lorsque nous introduisons des variables de contrôle relatives au niveau d'éducation du chef du ménage avec les versions (1.6), (2.6) et (3.6), le Tableau 24 montre que l'effet net de la catégorie cadre réduit le risque d'insécurité alimentaire de 2.4 points de pourcentage (versions (1.6) au lieu des 6,3 points de pourcentage donnés par la version (1.5). Autrement dit, l'absence de variables de contrôle relatives au niveau d'éducation du chef du ménage entraîne une surestimation de l'effet du travail qualifié sur la probabilité d'être pauvre.

Venons enfin à l'effet net du niveau d'éducation du chef du ménage sur la probabilité d'appartenance

à l'un des trois segments de la population pauvre. Conformément aux théories du capital humain, l'éducation semble être le meilleur outil pour combattre aussi bien l'insécurité alimentaire, la pauvreté extrême que la forme la moins sévère de la pauvreté. La version (1.6) du modèle probit confirme que même avec un simple niveau d'éducation primaire du chef de ménage, le risque d'insécurité alimentaire baisse de 11.5 points de pourcentage; en comparaison aux ménages soutenus par une personne n'ayant aucun niveau d'éducation. Pour la pauvreté globale (qui réunit les trois formes de pauvreté), cette corrélation négative est d'autant plus importante que le niveau d'éducation du principal

soutien du ménage augmente. À titre d'exemple, les ménages soutenus par une personne ayant un niveau d'éducation secondaire général ont une incidence de pauvreté (ou une probabilité d'appartenir à la population pauvre) de 11,4 points de pourcentage plus faible que l'incidence de la pauvreté des ménages soutenus par une

personne sans aucun niveau d'éducation. Ce différentiel de pauvreté atteint 24,9 points de pourcentage pour les ménages soutenus par une personne avec un niveau d'éducation supérieur et 30,3 points de pourcentage pour les ménages soutenus par une personne titulaire d'une Maîtrise ou d'un Doctorat.



# VI. Inégalités aux Comores

Pour mieux comprendre l'état de bien-être dans un pays donné, il n'est pas suffisant de connaître son niveau de consommation moyen ou son incidence de la pauvreté. En effet, la qualité de la vie dépend également de comment cette consommation est distribuée à travers la population et les différents groupes sociaux qu'elle compose.

La littérature économique offre un nombre important d'indices d'inégalité qui permettent de caractériser le niveau et les changements d'inégalité. L'indice d'inégalité le plus utilisé est le coefficient de Gini. D'autres mesures d'inégalité, notamment ceux de la classe d'Atkinson (1970), ou de la classe d'Entropie sont souvent utilisés afin de tester si les différences d'inégalités dans le temps ou entre différents groupes sociaux sont sensibles aux choix des indices d'inégalité.

L'une des questions pertinentes donc est comment varie le niveau d'inégalité à travers différents groupes sociaux; définis selon la région de résidence, le niveau d'éducation, la catégorie socioprofessionnelle, etc. Il est également important de savoir dans quelle mesure l'inégalité globale est due à la prévalence des inégalités à l'intérieur de chaque groupe social ainsi qu'à travers les divers groupes sociaux. Nous comparons donc les niveaux d'inégalité à travers différents groupes de la population en utilisant les méthodes de décomposition conventionnelles ainsi que des méthodes récentes basées sur des régressions économétriques.

Pendant que les réductions des inégalités est un objectif que tout décideur public cherche à atteindre à travers une panoplie d'interventions sociales, il est aussi important de s'assurer que la lutte contre les inégalités nous doit pas se faire au prix d'une hausse de la polarisation. Nous vérifions donc si les régions les moins inégalitaires des Comores sont également les régions où la polarisation est moins importante.

## 6.1. Mesures standards des inégalités

### L'indice de Gini

L'indice de Gini est certainement l'indice le plus utilisé pour mesurer les inégalités. La popularité de l'indice d'inégalité de Gini s'explique par au moins deux raisons. La première est que cet indice présente une interprétation très intuitive. En effet, il correspond à la distance moyenne de toutes les paires possibles de l'indicateur du niveau de vie; soit la consommation par tête dans notre cas. La seconde est que cet indice peut être déduit à partir de la courbe de Lorenz. Celle-ci indique la proportion  $c$  cumulée de la consommation détenue par la proportion  $p$  la plus pauvre de la population. L'indice de Gini peut alternativement être donné par deux fois la surface située entre la première bissectrice (i.e., la courbe d'égalité parfaite) et la courbe de Lorenz. Cela fait que l'indice de Gini est toujours compris en 0 (le cas d'une égalité parfaite) et 1 (le cas d'une inégalité extrême).

Pour évaluer l'ampleur des inégalités aux Comores, nous utilisons la consommation totale par tête comme un indicateur de bien-être.

Le Tableau 25 présente l'estimation de l'indice de Gini pour les Comores. L'estimation ne ne tient pas compte de la variation spatiale du coût de la vie et il est égal à 39,3%. Autrement dit, nous avons considéré que la variation spatiale du coût de la vie à travers les quatre régions des Comores n'est pas d'une ampleur tellement importante au point qu'elle risque de biaiser nos estimations de l'ampleur de l'inégalité globale aux Comores.

Le niveau d'inégalité aux Comores ne semble pas être élevé au regard des niveaux d'inégalité qui prévalent dans plusieurs pays africains. Ce niveau d'inégalité est nettement plus faible que celui de Cap-Vert (46,0) et du Mozambique (45,7). Il est proche de celui de la Mauritanie (40,5) et du Sénégal (40,3). Toutefois, il est plus élevé que l'indice de Gini du Soudan (35,3) et de la Tanzanie (37,6).

**Tableau 25. Indices de Gini de la consommation totale par tête aux Comores**

	Non-ajusté du coût de la vie
Consommation alimentaire	37,8 (1,1)
Consommation non-alimentaire	41,3 (1,4)
Consommation totale	39,3 (1,0)

Les valeurs entre parenthèses sont les erreurs-type.

Le Tableau 25 montre également que le niveau d'inégalité de la consommation non-alimentaire est de 1,6 points de pourcentage plus élevé que le niveau d'inégalité de la consommation alimentaire; avec un indice de concentration égal à 39,7% et 38,2%, respectivement. Toutefois, cette différence n'est pas statistiquement significative.

## 6.2. Autres mesures d'inégalité

La première mesure que nous calculons dans cette section est le rapport inter-décile comme étant la part de la consommation du 2ème décile sur la part de la consommation du 9ème décile (D2/D9). Commençons par l'examen du ratio D2/D9, ce ratio est égal à 20,7% pour la consommation des biens alimentaires, 16,6% pour la consommation des biens non-alimentaires, et 22% pour la consommation de tous les biens. Ces valeurs suggèrent que la consommation des biens non-alimentaires est nettement plus inégalitaire

que la consommation des biens alimentaires ou la consommation de tous les biens. Ceci est confirmé par les valeurs prises par l'indice d'inégalité associé à ce ratio. Cet indice prend la valeur de 83,4% pour la consommation des biens non-alimentaires, soit une valeur clairement plus élevée que celle associée à la consommation des biens alimentaires (79,3%) ou la consommation de tous les biens (78,0%). Force est également de constater que l'indice d'inégalité associé au ratio (D2/D9) de la consommation de tous les biens est plus faible que les indices des deux indicateurs de bien-être complémentaire. Ce résultat suggère que le segment de la population qui détient la plus faible part de la consommation alimentaire agrégée ne détient pas nécessairement la part la plus faible de la consommation non-alimentaire agrégée. Autrement dit, il n'y a pas une corrélation parfaite entre les parts de la consommation alimentaire et non-alimentaire contrôlées par chaque segment de la population.

**Tableau 26. Indices d'inégalité alternatifs, Comores 2014 (en pourcentage)**

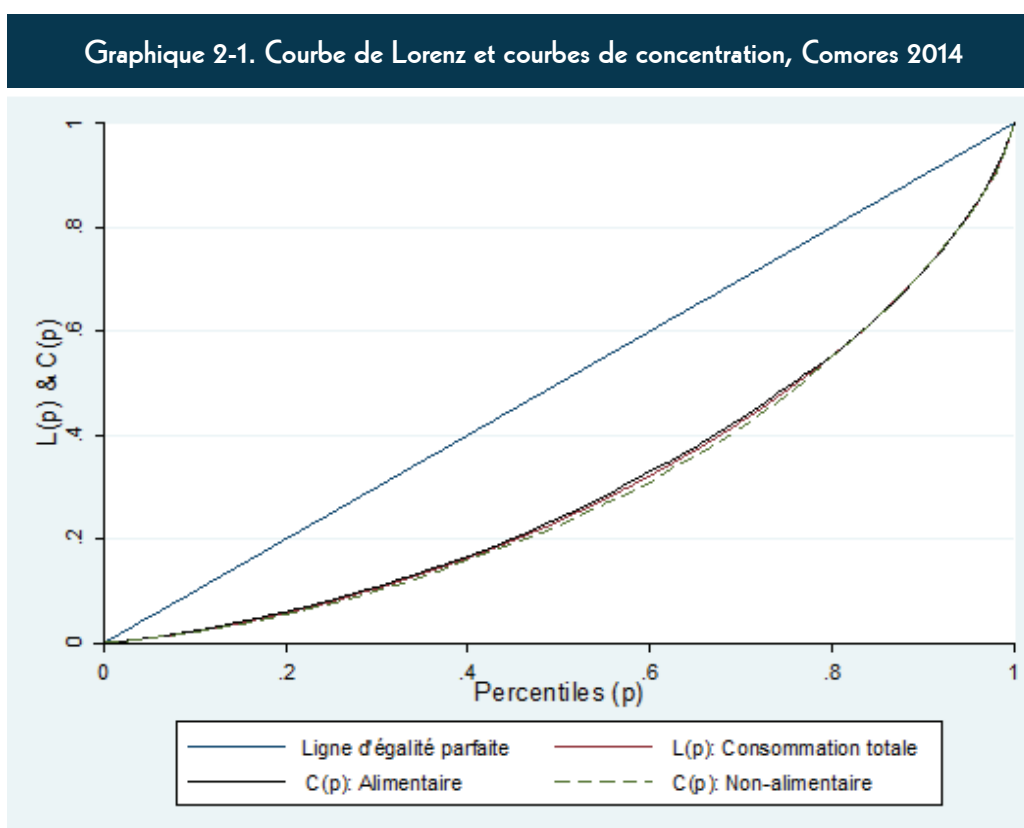
	Indicateur de bien-être individuel		
	Consommation alimentaire	Consommation non-alimentaire	Consommation globale
Ratio D2/D9	20,7 (1,1)	16,6 (1,0)	22,0 (1,1)
Indice 1 – (D2/D9)	79,3 (1,1)	83,4 (1,0)	78,0 (1,1)
Classe d'Atkinson (3): pro-pauvre	63,1 (3,8)	66,8 (2,1)	52,7 (1,6)
Classe d'Atkinson (1), classe moyenne	25,2 (1,2)	30,1 (1,3)	22,7 (1,0)
Classe d'Atkinson (0,5), pro-riche	13,4 (0,6)	16,1 (0,8)	12,0 (0,5)
Classe d'Entropie (0), pro-pauvre	29,0 (1,6)	35,8 (1,9)	25,7 (1,3)
Classe d'Entropie (1) : Theil; classe moyenne	28,4 (1,4)	34,5 (1,7)	25,5 (1,2)
Classe d'Entropie (2) : pro-riche	36,5 (2,1)	46,9 (3,3)	32,2 (1,8)

Les valeurs entre parenthèses au-dessous des valeurs estimées sont les erreurs-type. Par contre, les valeurs entre parenthèses à côté de chaque classe d'inégalité indiquent la valeur du paramètre d'aversion à l'inégalité de la classe en question. Les indices associés à la consommation des biens alimentaires et non-alimentaires sont des indices d'inégalité et non des indices de concentration comme dans le tableau précédent.

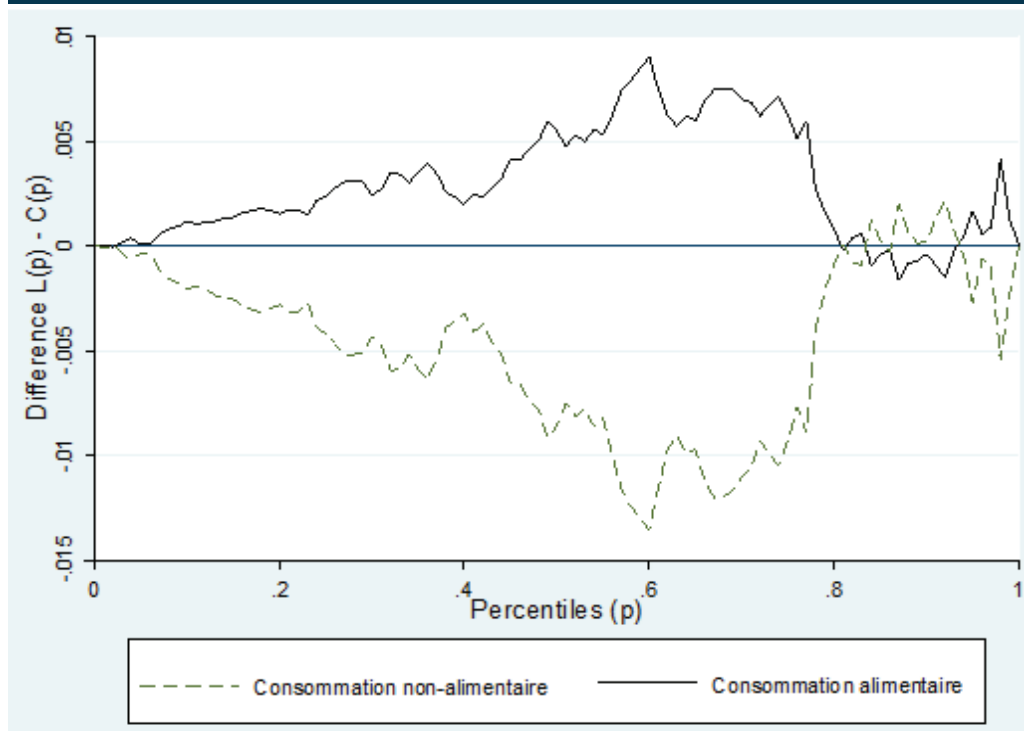
Le Tableau 26 montre également que le changement de l'indice d'inégalité entraîne, un changement de l'ampleur de l'inégalité. Néanmoins, le classement des trois indicateurs de bien-être en termes d'inégalité ne subit aucun changement. En effet, tous les indices d'inégalité, qu'ils soient pro-pauvres ou pro-riches, s'accordent que la consommation alimentaire est moins inégalitaire que la consommation non-alimentaire. Dans le même ordre d'idées, tous les indices d'inégalité révèlent que la consommation totale est moins inégalitaire que la consommation de chacune de ses deux principales composantes (alimentaires et non-alimentaires), confirmant l'absence d'une forte corrélation entre consommation alimentaire

et consommation non-alimentaire.

Pour mieux comprendre les déterminants de ces résultats, le Graphique 2-1 présente la courbe de Lorenz de la consommation par tête, la courbe de concentration de la consommation alimentaire et la courbe de concentration de la consommation non-alimentaire. Comme les trois courbes de ce graphique paraissent presque confondues, le Graphique 2-2 décrit l'écart, à tous les points, de la courbe de Lorenz des deux courbes de concentration. Les deux graphiques sont obtenus après avoir classé les ménages par ordre croissant selon leur niveau de consommation totale par tête.



Graphique 2-2. Déviation des courbes de concentration par rapport à la courbe de Lorenz, Comores 2014



Les graphiques 2-1 et 2-2 révèlent que pour 80% de la population la plus pauvre, la courbe de concentration de la consommation alimentaire est située en-dessus de la courbe de Lorenz de la consommation totale. En même temps, la courbe de concentration de la consommation non-alimentaire est située en-dessous de la courbe de Lorenz de la consommation totale. Pour les 20% les plus riches, toutefois, c'est le résultat inverse qui tend à être la règle. Ces résultats suggèrent que peu importe le choix de l'indice d'inégalité, la consommation des biens alimentaires tend à être moins inégalitaire que la consommation des biens non-alimentaires.

À la lumière des résultats des Tableaux 25 et 26 ainsi que des courbes du Graphique 2, et

dans le cadre de la Stratégie de Croissance et de Réduction de la Pauvreté, l'une des voies de réformes potentiellement prometteuse en termes de réduction des inégalités globales et de la pauvreté consiste à réformer le système de la taxation indirecte. Ces premiers résultats semblent indiquer qu'une réforme fiscale (à recette fiscale constante) qui réduira les taxes indirectes sur les biens alimentaires et augmentera les taxes indirectes sur les biens non-alimentaire réduirait la pauvreté dans ces trois formes et les inégalités. Cette voie de réforme mérite d'être explorée davantage en considérant tous les biens de consommations afin d'identifier de façon plus précise les biens dont il faut augmenter ou baisser le taux de taxation.

## VII. Genre, pauvreté et inégalités

Pour analyser la différence du niveau de bien-être selon le sexe du chef du ménage, nous utilisons toujours le niveau de consommation par tête de chaque ménage comme étant son indicateur de bien-être. Par souci de simplicité, nous utilisons souvent le simple terme de consommation pour se référer en réalité au niveau de consommation par tête. Nous utilisons les seuils de pauvreté spécifiques à chaque région comme un indice du coût de la vie pour ajuster

le niveau de consommation des ménages selon leur lieu de résidence.

### 7.1. Analyse de la consommation selon le genre

Le Tableau 27 présente diverses statistiques (p5, p25, médiane, moyenne, p75, etc.) qui résument la distribution de la consommation par tête selon le sexe du chef du ménage.

Tableau 27. Distribution de la consommation par tête selon le sexe du chef du ménage

	p5	p25	p50	Moyenne	p75	p95
Comores	111 488	232 524	386 465	490 091	617 785	1 183 954
Féminin	106 992	224 867	387 626	502 321	626 027	1 296 192
Masculin	112 827	239 006	385 824	485 962	611 899	1 173 613
Différence	-5 835	-14 139	1 802	16 359	14 128	122 579
(Erreur-Type)	(12 685)	(15 895)	(25 018)	(26 574)	(39 827)	(94 068)
[t-Student]	[-0,46]	[-0,89]	[0,07]	[0,61]	[0,35]	[1,3]

L'indicateur de bien-être est le niveau de consommation par tête de chaque ménage corrigé de la variation spatiale des prix.

Tableau 28. Distribution de la consommation exprimé en pourcentage du seuil de pauvreté haut selon le sexe du chef du ménage

	p5	p25	p50	Moyenne	p75	p95
Comores	32,5	67,9	112,8	143,0	180,3	345,5
Féminin	31,2	65,6	113,1	146,6	182,7	378,2
Masculin	32,9	69,7	112,6	141,8	178,6	342,5
Différence	-1,7	-4,1	-0,5	4,8	4,1	35,7
(Erreur-Type)	(3,7)	(4,6)	(7,3)	(7,8)	(11,6)	(27,5)
[t-Student]	[-0,46]	[-0,89]	[0,07]	[0,61]	[0,35]	[1,3]

La consommation moyenne s'élève à environ 490 091 KMF par personne en 2014 aux Comores. Cette moyenne est plus élevée chez l'ensemble des ménages soutenus par une femme (environ 502 318 KMF par personne et par an), comparée à la consommation moyenne de l'ensemble des ménages soutenus par un homme (485 995 KMF). Autrement dit, les ménages soutenus par une femme ont en moyenne un niveau de consommation plus élevé de 16 323 KMF que les ménages soutenus par un homme. Le Tableau 28

montre que cette différence représente 4,8% de la moyenne nationale du seuil de pauvreté haut des Comores. La question qui se pose à ce niveau est si cette différence est statistiquement significative.

La 6<sup>ème</sup> et la 7<sup>ème</sup> ligne des tableaux 27 et 28 présentent les résultats d'un test de différence de la moyenne ainsi que toutes les autres statistiques présentées dans ces deux tableaux. Analysons tout d'abord les résultats du test la différence de moyenne. Ces résultats n'excluent pas en effet une

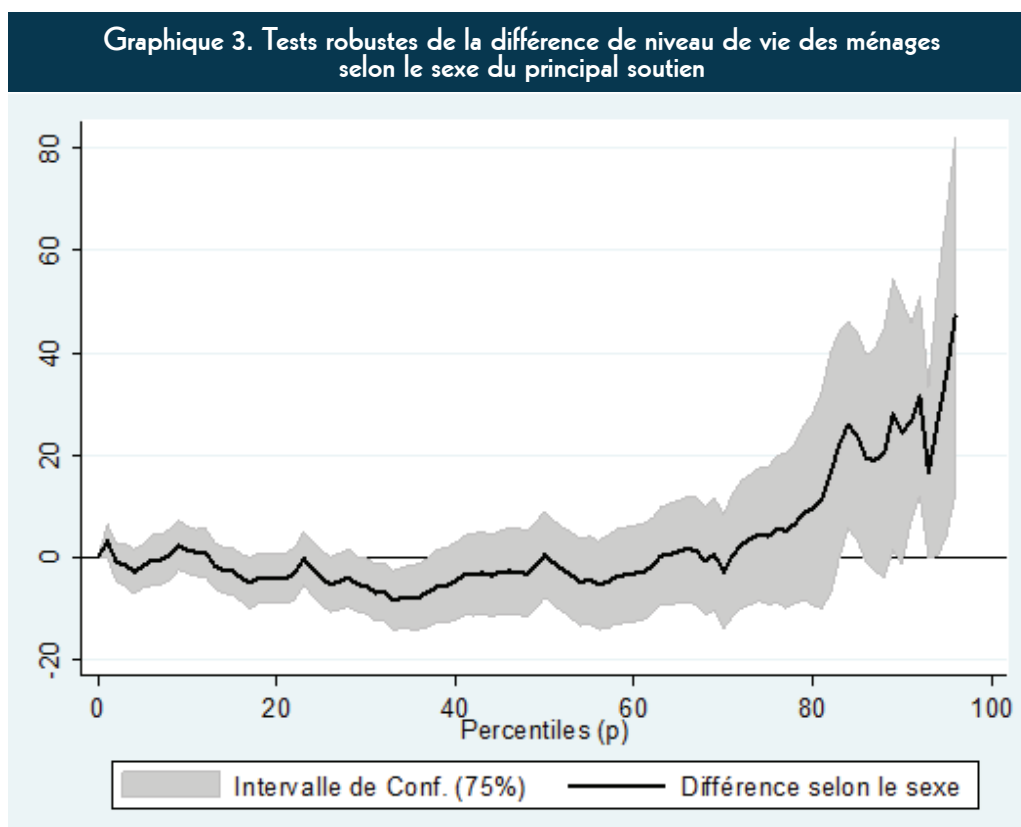
différence négative. Plus précisément, la marge d'erreur de la différence de moyenne selon le sexe du chef du ménage est même supérieure à la différence de moyenne elle-même. Dès lors, l'intervalle de confiance de la différence de moyenne montre inclut à la fois des écarts positifs et négatifs ; et non pas des écarts toujours du même signe. Dans une telle situation, nous ne pouvons pas affirmer avec une probabilité de ne peut se tromper égale à 95% que le niveau de vie des ménages soutenus par une femme soit meilleure ou pire que le niveau de vie des ménages soutenus par un homme. Encore une fois, le nombre d'observations de l'enquête EESIC – Phase 3 n'est pas suffisamment élevé pour obtenir des différences de moyenne selon le genre statistiquement significatives.

Si on considère la consommation médiane (soit la statistique p50), les Tableaux 27 et 28 montrent que les deux groupes de ménages ont presque la même médiane. En bas de la médiane par contre, et si on ignore pour l'instant la marge d'erreur de chaque statistique, les statistiques p5 et p25 nous amènent à penser que le niveau de vie des ménages soutenus par une femme est plus faible que le niveau de vie des ménages soutenus par un homme. De l'autre côté de la distribution, par contre, les statistiques p75 et p95 nous amènent à penser que le niveau de vie des ménages soutenus par une femme est plus élevé que le niveau de vie des ménages soutenus par un homme. Autrement

dit, lorsque les ménages sont pauvres, il y a une forte chance que la pauvreté est encore plus sévère chez le groupe de ménages soutenus par une femme. Par contre, lorsque les ménages sont plus ou moins bien nantis, ce sont plutôt les ménages soutenus par une femme qui affichent les plus hauts niveaux de vie. Ces simples résultats expliquent pourquoi la distribution de la consommation est plus inégalitaire au sein du groupe de ménages soutenus par une femme que nous avons discuté à la section précédente.

Néanmoins, en considérant les marges d'erreur de chaque statistique, les tableaux 27 et 28 révèlent qu'aucune statistique (qui mesure la différence entre le niveau de vie des deux groupes définis selon le sexe du chef du ménage) n'est statistiquement significative au risque conventionnel 5%.

Étant donné que le nombre d'observations de l'enquête EESIC – Phase 3 n'est pas suffisamment élevé pour obtenir des différences de moyenne selon le genre statistiquement significatives au seuil conventionnel de 5%, nous reprenons les mêmes tests mais avec un risque de se tromper égal à 25%. Par ailleurs, au lieu de se limiter à quelques mesures statistiques (comme p5, p25, la médiane ou p50, p75 et p95), nous explorons toute la distribution de bien-être en analysant l'écart de niveau de vie au niveau du p1, p2, ..., p99. Le graphique 3 ci-dessous résume les résultats de ces tests.



Le graphique 3 montre que le niveau de vie moyen des ménages soutenus par une femme du troisième décile (du 30<sup>ème</sup> au 39<sup>ème</sup> percentile) est plus faible que le niveau de vie des ménages soutenus par un homme du troisième décile. Par contre, pour une bonne partie des 20% des ménages soutenus par une femme les plus aisés, leur niveau de vie moyen tend à être plus élevé que les mêmes parties des 20% des ménages soutenus par un homme les plus aisés. Ces différences de niveau de vie expliquent la distribution plus inégalitaire de la consommation au sein des groupes de ménages soutenus par une femme discutée dans le chapitre précédent.

En dehors de ces segments de la population, il n'est pas possible de conclure si l'un des deux groupes jouit d'un niveau de vie plus élevé ou plus faible que l'autre groupe. Cela explique pourquoi la borne inférieure de la différence d'inégalité entre les deux groupes, discutée au chapitre précédent, est très faible.

## 7.2. La décomposition d'Oaxaca-Blinder

En réalité, la situation économique de chaque ménage et sa capacité de garantir à ses membres un certain niveau de consommation dépend de deux facteurs. Le premier est son stock de capital humain, mesuré par le niveau d'éducation, l'âge comme une approximation de ses expériences de travail, le type et le secteur d'activité, etc. Le second facteur renvoie à la capacité de chaque ménage à tirer avantage de son stock de capital humain et social. Il convient donc à ce stade d'analyse d'essayer de comprendre les déterminants de la différence du niveau moyen de consommation entre les ménages soutenus par une femme et ceux soutenus par un homme. Pour cela, nous avons estimé un modèle de régression simple (selon la méthode des moindres carrés ordinaires) qui met en relation le niveau de consommation par tête de chaque ménage, d'un côté, et leurs caractéristiques démographiques et socioprofessionnelles, de l'autre côté. Ce modèle

a été estimé de façon séparée pour les deux groupes de ménages. Les résultats d'estimation de ces deux équations de régression sont présentés en annexe V.

Les résultats d'estimation ont été par la suite utilisés pour décomposer l'écart du niveau de vie entre les deux groupes de ménages considérés en deux composantes : une composante expliquée et une composante non-expliquée selon la méthode d'Oaxaca-Blinder (1973).

- La composante expliquée de l'écart du niveau de consommation par tête est attribuée à l'écart de leur capital humain respectif; même si le groupe de ménages soutenu par une femme avait le même rendement de son capital humain que le groupe de ménages soutenu par un homme.
- La composante inexpliquée peut être attribuée à l'écart de capacité de tirer de leur capital humain respectif (qui peut être relié à des caractéristiques inobservables comme la compétence, la connexion à des réseaux sociaux, etc.); même si le groupe de ménages soutenus par une femme avait le même niveau de capital humain que le groupe de ménages soutenus par un homme. Cette composante est souvent interprétée comme une mesure de discrimination au détriment des femmes. Une telle interprétation risque, toutefois, d'être un peu abusive dans la mesure où composante inexpliquée peut être le résultat de l'omission de certains déterminants clés du niveau de vie; notamment les caractéristiques inobservables comme la compétence, la connexion à des réseaux sociaux, etc.

Les équations (A-5-1) à (A-5-4) de l'annexe V décrivent analytiquement cette démarche. Par ailleurs, les tableaux A-5-1 et A-5-2 en annexe V présentent les résultats détaillés de cette décomposition. En ce qui concerne les principaux résultats de cette décomposition, ils sont résumés dans le Tableau 30 ci-dessous.

**Tableau 29. Résultats de la décomposition Oaxaca-Blinder**

	Résultats (KMF)	Erreur-Type	t-Student
Féminin	502 321	18,683	26,89
Masculin	485 962	10,493	46,3
Différence	-16 359	21,428	-0,77
Différence expliquée	-21917	16,964	-1,3
Différence inexpliquée	5 558	16,872	0,33

L'indicateur de bien-être est le niveau de consommation par tête de chaque ménage corrigé de la variation spatiale des prix.

Le Tableau 29 indique que l'écart de bien-être entre la population vulnérable et la population chroniquement pauvre s'élèverait à 16 359 KMF. Cet écart aurait été de 21 917 KMF si le groupe de ménages soutenus par une femme avait le même rendement de ses caractéristiques que le groupe de ménages soutenus par un homme. Autrement dit, les femmes qui sont le principal soutien de leur ménage auraient, en moyenne, un niveau d'éducation et une qualification professionnelle plus élevés que les hommes qui sont le principal soutien de leur ménage. Le fait qu'à compétences égales les femmes seraient moins rétribuées que leurs homologues hommes ferait perdre au groupe de ménages soutenus par une femme l'équivalent de 5 558 KMF en moyenne par an. Ce montant correspond à la partie inexpliquée de l'écart de niveau de vie entre les deux groupes de ménages.

### 7.3. Différentes mesures de discrimination de genre

L'analyse de la section précédente nous a permis d'évaluer la perte moyenne du groupe de ménages soutenus par une femme qui résulte d'une rétribution inéquitable de leurs caractéristiques socioprofessionnelles; comparée à la rétribution des mêmes caractéristiques du groupe des ménages soutenus par un homme. Cette perte, évaluée à 36 468 KMF par tête ou 7,26% du niveau de consommation par tête moyen des ménages soutenus par une femme, correspond à une évaluation particulière du coût de la discrimination du genre.

Dès lors, la différence inexpliquée de l'écart de niveau de vie entre les deux groupes de ménages correspond à l'une des mesures possibles de l'intensité de la discrimination de genre. Cette mesure risque, toutefois, de sous-estimer l'ampleur de la discrimination. Plusieurs raisons peuvent expliquer cette sous-estimation.

1. La première est que cette mesure de la discrimination de genre correspond à la moyenne des écarts entre le niveau de vie *sans discrimination (contre factuel)* et le niveau de vie observé de chaque ménage soutenu par une femme. Or cet écart peut être positif pour certains ménages et négatif pour d'autres. Lorsque cet écart est positif, nous pouvons qualifier la discrimination de négative car elle s'opère au détriment du ménage. Par contre, lorsque cet écart est négatif, nous pouvons parler d'une discrimination de positive car elle s'opère au profit du ménage. L'utilisation de la moyenne de ces écarts (comme une mesure de la discrimination) signifie qu'une discrimination négative au détriment de certains ménages peut être annulée par une discrimination positive au profit d'autres ménages. Ceci est évidemment absurde car seule la compensation du manque à gagner des ménages qui subissent la discrimination négative peut annuler leur préjudice. Pour résoudre ce problème, nous ne considérons désormais que les écarts positifs entre le niveau de vie *sans discrimination* et le niveau de vie observé des ménages soutenus par une femme. Il en résulte une mesure qui reflète mieux l'ampleur de la discrimination aux Comores.
2. La deuxième est que cette mesure ne donne aucune indication du pourcentage de la population qui subit le préjudice de la discrimination du genre.
3. La troisième est que cette mesure ne donne aucune indication sur la disparité du coût de ce préjudice au sein du groupe de ménages soutenus par une femme.

Pour remédier à toutes ces lacunes, nous proposons ici une classe de mesure de discrimination de genre analogue à la classe des mesures de pauvreté. La forme analytique de cette classe est présentée à l'annexe V (voir en particulier les équations A-5-12 à A5-18).

### 7.3.1. L'incidence de la discrimination de genre

La première mesure est l'incidence de la discrimination de genre (équation A-5-13 de

l'annexe V). Elle mesure le pourcentage du segment de la population vivant au sein de ménages soutenus par une femme qui subissent les préjudices de la discrimination du genre.

Tableau 30. Incidence de la discrimination de genre (en %)					
Région	Incidence	Éducation	Incidence	Catégorie socioprofessionnelle	Incidence
Moroni	45,2	Néant	73,8	Inactif ou chômeur	68,9
Ngazidj	61,7	Primaire	55,3	Cadre ou qualifié	78,2
Ndzouani	82,1	Secondaire 1	76,3	Employé non-qualifié ou autre	72,4
Mwali	76,9	Secondaire 2 ou supérieur	44,9	Travailleur autonome	63,4
Comores	68,2				

Le Tableau 30 montre que 68,2% des ménages soutenus par une femme ont un niveau de vie inférieur à ce qu'ils auraient pu avoir si le principal soutien de leur ménage était un homme ; même s'il n'y avait aucune autre différence notamment au niveau qualifications et habilités professionnelles. Au niveau régional, c'est Ndzouani suivie de Mwali qui affichent les taux de discrimination de genre les plus élevés ; avec 82,1% et 76,9%, respectivement. Si on examine ce taux par catégorie socioprofessionnelle, le Tableau 32 montre que ce sont les femmes cadres ou qui exercent un travail qualifié qui subissent le plus la discrimination de genre avec une incidence égale à 78,2%. Celles qui la subissent le moins, ce sont les travailleuses autonomes avec un taux égal à 63,4%.

Le Tableau 30 nous indique, certes, qu'un peu plus des deux-tiers (68,2%) de la population faisant partie du groupe de ménages soutenus par une femme subissent la discrimination de genre ; et que cette proportion peut même dépasser les 80% dans certains milieux géographiques. Ce tableau ne donne aucune indication, par contre, sur l'ampleur et donc le coût que cette discrimination fait endurer à ces ménages. Pour cela, nous présentons d'autres mesures de discrimination complémentaires dans la section suivante.

### 7.3.2. L'intensité de la discrimination de genre

La deuxième mesure de discrimination de genre que nous présentons dans cette section correspond à l'intensité de la discrimination

(équation A-5-14 de l'annexe V). Cette mesure peut être définie de façon *absolue* ou *relative*.

#### L'intensité absolue de la discrimination de genre

La mesure absolue correspond à une mesure monétaire du coût moyen que la discrimination du genre fait supporter au groupe de ménages soutenus par une femme (équations A-5-12 et A-5-14 de l'annexe V). Plus précisément, l'intensité absolue de la discrimination de genre est égale à la moyenne des écarts entre le niveau de vie sans discrimination et le niveau de vie effectif de chaque ménage soutenue par une femme. Seuls les écarts positifs sont considérés dans le calcul de cette moyenne. Les écarts négatifs sont remis à zéro (équation A-5-12 de l'annexe V).

Le Tableau 31 confirme que l'évaluation monétaire de l'intensité absolue de la discrimination de genre est largement supérieure à l'évaluation monétaire de ce phénomène en utilisant la différence inexplicite d'un modèle de type Oaxaca-Blinder. Ce tableau montre que les ménages soutenus par une femme perdent en moyenne 69 500 KMF par personne et par an. Cette perte varie de 36 119 KMF à Moroni à 84 505 KMF à Ndzouani. Elle atteint 94 718 KMF (par tête et par an) pour les ménages soutenus par une femme ayant un niveau d'éducation universitaire ou secondaire du deuxième cycle et même 157 430 KMF pour les femmes (chefs de ménage) cadres ou exerçant un travail qualifié.

**Tableau 31. Intensité absolue de la discrimination de genre**

Intensité absolue (KMF)					
Région	Intensité absolue	Éducation	Intensité absolue	Catégorie socio-professionnelle	Intensité absolue
Moroni	36 119	Néant	67 813	Inactif ou chômeur	56 429
Ngazidj	70 272	Primaire	50 124	Cadre ou qualifié	157 430
Ndzouani	84 505	Secondaire 1	86 012	Employé non-qualifié ou autre	94 291
Mwali	73 544	Secondaire 2 ou supérieur	94 718	Travailleur autonome	64 013
Comores	69 500				

### L'intensité relative de la discrimination de genre

En fournissant une évaluation monétaire des effets de la discrimination de genre, l'intensité absolue est l'une des mesures les plus utiles à estimer afin d'évaluer les politiques de lutte contre ce phénomène dans le cadre de la Stratégie de Croissance et de Réduction de la Pauvreté dans toutes ses formes. Néanmoins, cette mesure n'est pas la mesure de discrimination la plus appropriée si nous voulons procéder, par exemple, suivre l'évolution de ce phénomène dans le temps ou procéder à des comparaisons internationales. Dans ce contexte, les mesures de discrimination relatives peuvent être plus instructives.

Le premier moyen (qui est également le moyen le plus simple) d'avoir une estimation relative de l'intensité de la discrimination de genre est de diviser les valeurs de l'intensité absolue par la moyenne de la consommation par tête sans discrimination des ménages soutenus par une femme (voir équation A-5-19 de l'annexe V). Le Tableau 32 montre que la perte subie par les ménages soutenus par une femme à cause de la discrimination du genre représente 12,7% de leur niveau de vie moyen sans discrimination. Le classement des différents sous-groupes de ménages ne change pas par rapport au classement du Tableau 33-1 dans la mesure où c'est la moyenne de tout le groupe est utilisée pour obtenir l'intensité relative; et non la moyenne spécifique à chaque groupe.

**Tableau 32. Intensité relative de la discrimination de genre, une mesure pro-riche (en %)**

Région	Intensité relative	Éducation	Intensité relative	Catégorie socioprofessionnelle	Intensité relative
Moroni	6,6	Néant	12,4	Inactif ou chômeur	10,3
Ngazidj	12,8	Primaire	9,1	Cadre ou qualifié	28,7
Ndzouani	15,4	Secondaire 1	15,7	Employé non-qualifié ou autre	17,2
Mwali	13,4	Secondaire 2 ou supérieur	17,3	Travailleur autonome	11,7
Comores	12,7				

Dans l'annexe V (voir en particulier la discussion relative à l'équation A-5-21), nous démontrons que cette première mesure relative de discrimination est plutôt pro-riche. La raison est que la simple normalisation de l'intensité absolue de la discrimination de genre par le niveau de vie moyen (sans discrimination) de tout le groupe est équivalent à l'usage d'un système de pondération qui est plus favorable aux ménages à haut niveau de vie qu'aux ménages à faible niveau de vie.

Le deuxième moyen d'avoir une estimation relative de l'intensité de la discrimination de genre est de diviser, dans une première étape, les valeurs de l'intensité absolue de chaque ménage par la

valeur de son propre niveau de consommation – sans discrimination – par tête. Il en résulte un taux de discrimination propre à chaque ménage qui dépend à la fois de la perte qu'il subit à cause de la discrimination et de son propre niveau de vie sans discrimination. Dans une deuxième étape, il s'agit de calculer la moyenne de ces taux de discriminations individuels à travers tous les ménages soutenus par une femme. Cette mesure est plus pro-pauvre que la première dès lors que le système de pondération des taux de discrimination individuel ne dépend pas du niveau de vie de chaque ménage (voir l'équation A-5-21). Si les résultats issus de cette mesure sont plus élevés que les résultats reportés au Tableau

32, cela constitue une première indication que la discrimination de genre est plus préjudiciable aux ménages pauvres qu'aux ménages non-pauvres.

Le Tableau 33 montre effectivement que la moyenne des taux de discrimination individuelle est égale à 13,3%, soit légèrement plus élevé

que le taux de 12,7% reporté au Tableau 33-2. Ceci est une première indication que, proportionnellement au niveau de vie de chaque ménage soutenu par une femme, la perte de revenu due à la discrimination de genre est plus élevée chez les ménages pauvre que chez les ménages non pauvres.

**Tableau 33. Intensité relative de la discrimination de genre, une mesure pro-pauvre (en %)**

Région	Intensité relative	Education	Intensité relative	Catégorie socioprofessionnelle	Intensité relative
Moroni	5,5	Néant	14,9	Inactif ou chômeur	12,5
Ngazida	12,7	Primaire	10,9	Cadre ou qualifié	16,4
Ndzouani	17,1	Secondaire 1	13,5	Employé non-qualifié ou autre	18,9
Mwali	15,5	Secondaire 2 ou supérieur	7,3	Travailleur autonome	13,2
Comores	13,3				

Comme le Tableau 32, le Tableau 33 confirme que la discrimination de genre est plus importante à Ndzouani (17,1%) et à Mwali (15,5%) que dans le reste du pays. Par contre, les ménages soutenus par une femme ayant un niveau d'éducation universitaire ou secondaire de deuxième cycle ne sont pas les plus grands perdants de la discrimination de genre. Même s'il est vrai que ce sous-groupe de ménage subit la plus grande perte de revenu (94 718 KMF par tête et par an) à cause de la discrimination comparé, par exemple, au sous-groupe de ménages soutenus par une femme n'ayant aucun niveau d'éducation (67 813 KMF par tête et par an), il n'en demeure pas moins que lorsqu'on rapporte ces pertes au niveau de vie propre à chaque ménage, il apparaît que c'est plutôt le groupe de ménages soutenus par femme n'ayant aucun niveau d'éducation qui souffre le plus de la discrimination de genre. Comme les ménages soutenus par une femme sans aucun niveau d'éducation tendent faire partie des plus pauvres de la population comoriennes pendant que ceux soutenus par une femme universitaire tendent à être non-pauvres, ce résultat constitue une deuxième preuve que la discrimination de genre pénaliser davantage les ménages pauvres que les ménages non pauvres.

Les trois mesures de l'intensité de la discrimination discutées dans cette section ne disent rien sur l'ampleur de la disparité de la discrimination à travers les ménages soutenus par une femme. Le fait que ces mesures varient considérablement d'un sous-groupe à un autre constitue une première indication que la distribution des coûts de la discrimination est très inégalitaire. Dans la section suivante, nous présentons d'autres mesures qui tiennent compte à la fois de l'intensité que de la disparité des coûts qui résultent de la discrimination de genre.

### 7.3.3. La sévérité de la discrimination de genre

La troisième mesure que nous proposons pour prendre conscience de l'ampleur de la discrimination du genre peut être appelée la sévérité de la discrimination du genre. Celle-ci tient compte à la fois de l'intensité que de la disparité du coût de la discrimination sein du groupe de ménages soutenus par une femme. Cela se fait au moyen d'un système de pondérations qui assigne un plus fort poids aux ménages qui subissent un coût dû à la discrimination élevé.

**Tableau 34. Sévérité de la discrimination de genre**

Sévérité absolue (KMF)					
Région	Sévérité absolue	Éducation	Sévérité absolue	Catégorie socioprofessionnelle	Sévérité absolue
Moroni	89 058	Néant	111 215	Inactif ou chômeur	99 725
Ngazidj	154 572	Primaire	116 657	Cadre ou qualifié	276 256
Ndzouani	133 204	Secondaire 1	127 864	Employé non-qualifié ou autre	160 315
Mwali	122 967	Secondaire 2 ou supérieur	238 879	Travailleur autonome	110 747
Total	131 546				
Sévérité relative, pro-riche (en %)					
Région	Sévérité relative	Éducation	Sévérité relative	Catégorie socioprofessionnelle	Sévérité relative
Moroni	16,2	Néant	20,3	Inactif ou chômeur	18,2
Ngazidj	28,2	Primaire	21,3	Cadre ou qualifié	50,3
Ndzouani	24,3	Secondaire 1	23,3	Employé non-qualifié ou autre	29,2
Mwali	22,4	Secondaire 2 ou supérieur	43,5	Travailleur autonome	20,2
Total	24,0				
Sévérité relative, pro-pauvre (en %)					
Région	Sévérité relative	Éducation	Sévérité relative	Catégorie socioprofessionnelle	Sévérité relative
Moroni	11,6	Néant	21,8	Inactif ou chômeur	19,9
Ngazidj	20,8	Primaire	21,8	Cadre ou qualifié	22,7
Ndzouani	24,2	Secondaire 1	19,7	Employé non-qualifié ou autre	28,6
Mwali	21,8	Secondaire 2 ou supérieur	14,2	Travailleur autonome	21,1
Total	21,0				

Le Tableau 34 reporte les résultats d'estimation de la sévérité de la discrimination de genre selon les trois variantes possibles : (1) la sévérité absolue; (2) la sévérité relative pro-riche ; et la sévérité relative pro-pauvre.

Commençant par la sévérité absolue, le Tableau 34 montre qu'elle se chiffre à 131 546 KMF par tête et par an pour le groupe de ménages soutenus par une femme. Ce résultat est presque égal au double (189% pour être plus précis) des 69 500 KMF révélé par le Tableau 33-1. Ce résultat peut être interprété comme suit : si le groupe de ménages soutenus par une femme doit inéluctablement faire face à une discrimination de genre dont le coût moyen s'élève à 69 500 KMF, il est préférable que cette somme soit la même à travers tous les ménages plutôt que très variable d'un ménage à un autre. Étant donné l'ampleur de la variabilité de ce coût, ces ménages considèrent que leur situation est équivalente à une situation où ce coût serait le exactement le même à travers tous les ménages (soutenus par une femme) mais que son montant s'élève plutôt à 131 546 KMF.

Notant que l'interprétation de la mesure de la sévérité *relative* pro-riche est exactement le même. Du point de vue des ménages soutenus par une femme les mieux nantis, la valeur d'intensité

relative de 12,7% reportée au Tableau 32 n'est pas la bonne. En tenant compte de la disparité du coût de la disparité, il considère que leur situation est équivalente à coût uniformément distribué à travers les ménages et qui représente 24% de leur niveau de vie moyen sans discrimination.

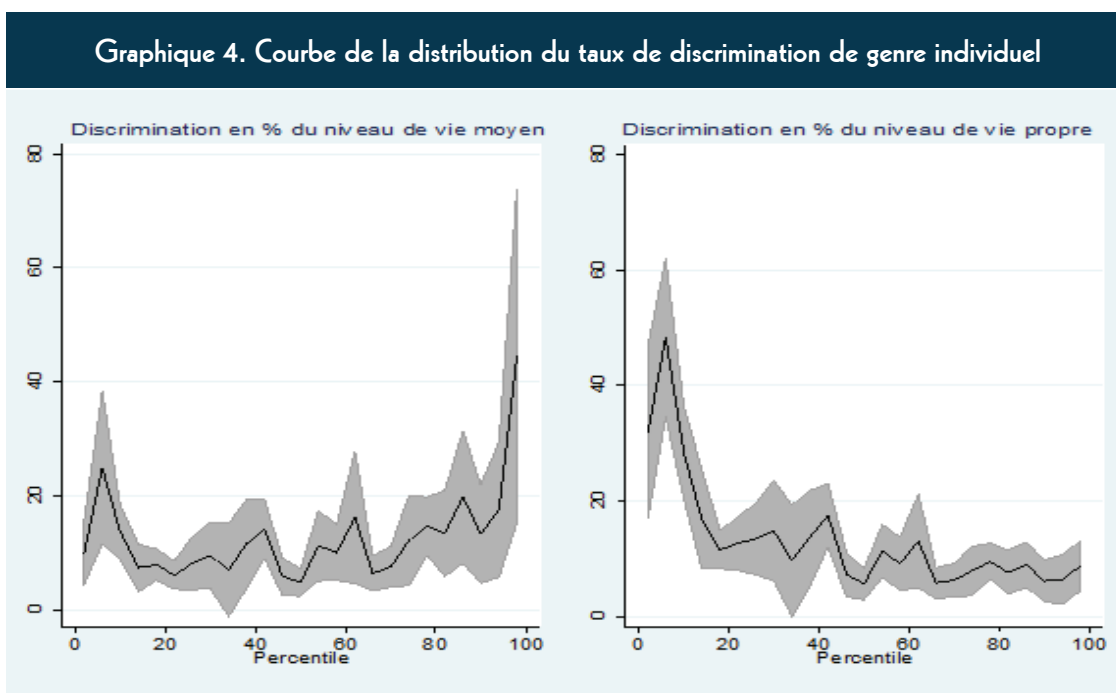
Du point de vue des ménages moins nantis ou peut-être des ménages pauvres, et lorsque la discrimination est toujours inévitable, ils préfèrent également que son fardeau soit uniformément distribué à travers les ménages. Toutefois, ce fardeau ne doit pas être exprimé en termes absolus ou (de façon équivalente) en termes relatifs au niveau de vie moyen. Ils préfèrent plutôt que ce fardeau soit exprimé par rapport au niveau de vie propre à chaque ménage. Dès lors, le taux de discrimination moyen de 13,3% reporté au Tableau 33.3 ne constitue une bonne mesure de la discrimination de genre que s'il était également distribué à travers tous les ménages soutenus par une femme. En tenant compte du degré de dispersion de ce taux, ils considèrent qu'ils font face à un taux de discrimination équivalent à 21% de leur niveau de vie *sans discrimination* (dernière ligne du Tableau 34).

Pour mieux visualiser qui subit le plus la discrimination de genre, le Graphique 4 ci-dessous

décrit comment varie le coût de discrimination à travers les 100% des ménages soutenus par une femme. Ces ménages sont classés par ordre croissant de leur niveau de vie des plus pauvres (1<sup>er</sup>, 2<sup>ème</sup>, ..., 40<sup>ème</sup> percentile) aux plus riches (91<sup>ème</sup>, 92<sup>ème</sup>, ..., 100<sup>ème</sup> percentile).

La moitié gauche de ce graphique décrit l'évolution du coût absolu de la discrimination rapporté au niveau de vie moyen de l'ensemble des ménages

soutenus par une femme. A priori, quelqu'un peut s'attendre à voir que le coût absolu de la discrimination augmente à que le niveau de vie s'accroît. En réalité, l'allure de la courbe représentée sur la moitié gauche du Graphique 4 rappelle bien (sans l'être exactement) une forme en "U". Cela signifie qu'il y a effectivement une tendance à ce que le coût absolu de la discrimination tend à être plus élevé pour les ménages les mieux nantis que pour les ménages les moins nantis.



La moitié droite du graphique 4 décrit la relation entre le coût de la discrimination relatif propre à chaque ménage et son niveau de vie. Autrement dit, le coût absolu de la discrimination est dans ce cas rapporté au niveau de vie propre à chaque ménage ; et non au coût de vie moyen de l'ensemble des ménages soutenus par une femme. Force est de constater que le taux de discrimination propre à chaque ménage est particulièrement élevé chez les plus pauvres de la population pauvre. Ce taux diminue d'ailleurs à mesure que le niveau de vie augmente. Un tel résultat suggère que la discrimination de genre est une source importante de l'aggravation de la pauvreté et des inégalités aux Comores. L'objet des sections suivantes est précisément d'évaluer l'effet de la discrimination de genre sur la pauvreté (section 6-4) et les inégalités.

#### 7.4. L'effet de la discrimination de genre sur la pauvreté

La section 6-3 a montré que la discrimination de genre réduit de façon importante le niveau de vie des ménages soutenus par une femme. L'objet de cette section est d'évaluer l'effet de cette discrimination sur les trois formes de la pauvreté analysées au chapitre 2 : l'insécurité alimentaire, la pauvreté extrême et la pauvreté globale.

Le Tableau 35 ci-dessous montre que la discrimination a un effet important et statistiquement significatif sur la pauvreté du groupe de ménages soutenus par une femme et, en conséquence sur la pauvreté globale aux Comores.

**Tableau 35. Effet de la discrimination de genre sur l'incidence de pauvreté (%)**

	Incidence		Effet de la discrimination de genre ((1)-(2))
	Avec discrimination (1)	Sans discrimination (2)	
<b>Insécurité alimentaire</b>			
Comores	21,9	19,3	2,6 (0,5)
Homme (H)	20,9	20,9	0
Femme (F)	24,8	14,4	10,4 (2,0)
Différence ((F)-(H))	3,9 (3,0)	-6,5 (2,8)	
<b>Pauvreté extrême</b>			
Comores	35,6	33,6	2,0 (0,4)
Homme (H)	34,8	34,8	0
Femme (F)	38,0	30,0	8,0 (1,6)
Différence ((F)-(H))	3,2 (3,4)	-4,8 (3,2)	
<b>Pauvreté globale</b>			
Comores	44,1	42,3	1,8 (0,5)
Homme (H)	43,7	43,7	0
Femme (F)	45,4	38,0	7,4 (1,8)
Différence ((F)-(H))	1,7 (3,4)	-5,7 (3,3)	

Les valeurs en italique ne sont pas statistiquement significatives au seuil conventionnel de 5%. Notant que la différence entre l'incidence de la pauvreté globale sans discrimination entre le groupe de ménages soutenu par une femme et ceux soutenus par un homme (-5,7 points de pourcentage) est statistiquement significative au risque de 9%. Pour le cas de la pauvreté extrême en absence de discrimination, la différence (-4,8 points de pourcentage) est statistiquement significative au seuil de 13%.

Commençons par la forme la plus sévère de la pauvreté, soit l'insécurité alimentaire. Le Tableau 35 montre que les ménages soutenus par une femme auraient connu une incidence d'insécurité alimentaire égale à 14,4% en absence de discrimination de genre; soit 10,4 points de pourcentage de moins que le niveau actuel (28,8%). Dans la mesure où ce groupe de ménages représente environ 25,1% de la population comorienne (Tableau 12), la discrimination de genre entraîne donc un accroissement de l'incidence de l'insécurité alimentaire de 2,6 points de pourcentage ; soit de 19,3% en absence de discrimination à 21,9% dans la situation actuelle caractérisée par une discrimination de genre qui réduit le niveau de vie des ménages du premier quintile de pas moins de 20% (voir la partie droite du Graphique 4).

Lorsqu'on élargit le concept de pauvreté pour inclure toutes les formes de pauvreté, le Tableau 12 montre qu'en présence de la discrimination de

genre (soit dans la situation actuelle), l'incidence de la pauvreté globale est de 43,7% chez le groupe de ménages soutenus par homme et de 45,4% chez le groupe de ménages soutenus par une femme. La différence de pauvreté entre ces deux groupes, qui s'élève donc à 1,7 points de pourcentage au détriment des femmes, n'est pas toutefois statistiquement significative. Par contre, en absence de discrimination, cette différence aurait été moins élevée de 5,7 points de pourcentage chez le groupe de ménages soutenus par une femme. Même si cette différence n'est statistiquement significative au seuil conventionnel de 5%, elle l'est au seuil de 9%. En résumé le groupe de ménages soutenus par une femme subit à cause de la discrimination de genre une aggravation de son incidence de pauvreté globale de 7,4 points de pourcentage (de 38,0% dans la situation sans discrimination à 45,4% dans la situation actuelle avec discrimination) et cet accroissement est statistiquement significatif même au seuil de 1%. La hausse l'incidence de la pauvreté globale des ménages soutenus

par une femme entraîne, à son tour une hausse statistiquement significative de la pauvreté globale à l'échelle nationale de 1,8 points de pourcentage.

## 7.5. L'effet de la discrimination de genre sur les inégalités

L'examen des inégalités selon le sexe du chef du ménage mené au chapitre 5 a montré une plus forte disparité des niveaux de vie pour le groupe de la population vivant au sein de ménages ayant comme principal soutien une femme. En utilisant l'indice de Theil, que le niveau des inégalités au sein du groupe de ménages soutenus par une femme dépasse de 4 points de pourcentage celui des ménages soutenus par un homme.

En identifiant les effets de la discrimination de genre sur le niveau de vie des ménages soutenus par une femme dans le présent chapitre, la moitié

droite du graphique 4 nous a révélé que le taux de discrimination de genre propre à chaque ménage est particulièrement élevé chez les plus pauvres de la population pauvre. En outre, ce taux diminue à mesure que le niveau de vie (des ménages soutenus par une femme) augmente. Un tel résultat suggère que la discrimination de genre est une source importante de l'aggravation des inégalités au sein du groupe de ménages soutenus par une femme. Par ailleurs, il n'est pas exclu que la différence d'inégalité entre les deux groupes des ménages est largement due à la discrimination de genre. Pour vérifier cette hypothèse, nous examinons à présent le niveau des inégalités selon le sexe du chef du ménage qui aurait prévalu en absence de discrimination de genre. Le Tableau 36 reporte la valeur des indices d'inégalité les plus utilisées ainsi que la différence d'inégalité entre les deux groupes de ménages dans la situation actuelle et dans une situation idéale caractérisée par l'absence de toute forme de discrimination de genre.

**Tableau 36. Effet de la discrimination de genre sur l'incidence de pauvreté (%)**

	Inégalité		Effet de la discrimination de genre ((1)-(2))
	Avec discrimination (1)	Sans discrimination (2)	
<b>Gini, pro- classe moyenne</b>			
Comores	38,8	38,4	0,4 (0,22) 8%
Homme (H)	38,0	3,0	0
Femme (F)	41,0	38,9	2,1 (0,6)
Différence ((F)-(H))	3,0 (1,3)	0,9 (1,5)	
<b>Theil CE(1), pro- classe moyenne</b>			
Comores	25,5	25,2	0,3 (0,4)
Homme (H)	24,4	24,4	0
Femme (F)	28,4	26,2	2,2 (1,0)
Différence ((F)-(H))	4,0 (1,8)	1,8 (2,1)	
<b>Atkinson CA(3), pro-pauvre</b>			
Comores	52,7	51,6	1,1 (0,01)
Homme (H)	52,0	52,0	0
Femme (F)	54,7	48,0	6,7 (0,02)
Différence ((F)-(H))	2,7 (0,03)	-4,0 (0,03)	

Les valeurs en italique ne sont pas statistiquement significatives au seuil conventionnel de 5%

Deux principales conclusions émergent de l'examen des résultats reportés dans le Tableau 36. La première est que dans la situation actuelle (avec discrimination de genre), le niveau de vie des ménages soutenus par une femme est plus inégalitaire que celui des ménages soutenus par un homme. Ce résultat reste valable indépendamment du choix de l'indice de l'inégalité. Par ailleurs, la différence du niveau des inégalités entre les deux groupes de ménages dans la situation actuelle est statistiquement significative peu importe, toujours, le choix de l'indice d'inégalité.

La seconde conclusion est que la différence d'inégalité entre les deux groupes de ménages chute considérablement ou même s'inverse en passant la situation avec discrimination à dans la situation sans discrimination. Si on regarde la différence d'inégalité entre les deux groupes telle que mesurée par l'indice de Gini, par exemple, celle-ci chuterait de 4 points de pourcentage, dans la situation avec discrimination, à 0,9 point de pourcentage seulement, dans la situation sans discrimination. Une évolution semblable est observée avec l'utilisation de l'indice de Theil pour mesurer cette différence qui diminuerait d'un peu plus de moitié; soit de 4 points de pourcentage à 1.8 points de pourcentage. En outre, la différence d'inégalité entre les deux groupes deviendrait statistiquement non-significative.

Notons qu'aussi bien l'indice de Gini que l'indice de Theil, ces deux indices sont particulièrement sensibles aux variations du niveau de vie qui surviennent au milieu de la distribution de bien-être. Ils sont peu sensibles aux variations du niveau de vie qui surviennent en bas de la distribution. Or selon le Graphique 4, ce sont plutôt les ménages du bas de l'échelle du niveau de vie qui supportent le plus grand fardeau de la discrimination de genre. Pour capter cet effet, nous utilisons l'un des indices de la classe d'Atkinson qui sont particulièrement sensibles aux variations du niveau de vie qui surviennent en bas de la distribution de bien-être (voir l'annexe IV, notamment la discussion qui suit l'équation A-4-3). L'utilisation de cet indice suggère que la différence d'inégalité entre les deux groupes de ménages changerait même de signe en passant de la situation avec discrimination à dans la situation sans discrimination. Dans la situation avec discrimination, le niveau d'inégalité au sein du groupe de ménages soutenus par une femme dépasse de 2,7 points de pourcentage celui du groupe de ménages soutenus par un homme. Dans la situation sans discrimination, toutefois, le signe de la différence s'inverse et c'est plutôt le niveau d'inégalité au sein du groupe de ménages

soutenus par un homme qui dépasserait de 4 points de pourcentage celui du groupe de ménages soutenus par une femme.

### **Décomposition des inégalités selon divers caractéristiques socio-démographiques et classement des différents groupes sociaux en termes d'un indicateur composite de bien-être social**

Après l'examen de l'ampleur des inégalités globales, il est utile de comprendre comment se répartie l'inégalité totale à travers les différents groupes sociaux comme nous l'avons fait pour la pauvreté. Dans cette section, nous abordons donc la question de la décomposition simple de l'inégalité des niveaux de consommation afin de dégager la contribution de certains facteurs, comme la région de résidence, le secteur d'activité et le niveau d'éducation, à l'inégalité totale de la consommation. Nous nous limitons ici à la ventilation de l'inégalité de la consommation totale.

L'idée donc consiste à exprimer l'inégalité de la consommation totale comme étant la somme de deux composantes: une composante intra-groupe qui décrit l'inégalité au sein de chaque groupe (comme s'il formait toute la population) et une composante intergroupes qui décrit l'ampleur de l'inégalité entre les différents groupes sociaux (comme si chaque groupe constituait un membre de la population). L'inégalité intra-groupe correspond à une somme pondérée de l'inégalité au sein de chaque groupe. L'inégalité intergroupe est l'inégalité calculée sur la population totale lorsque le niveau de consommation des individus d'un même groupe est remplacé par le niveau de consommation moyen de leur groupe. L'inégalité intergroupe reflète donc l'inégalité de la consommation moyenne entre les groupes comme s'il y avait une égalité parfaite de la consommation au sein de chaque groupe.

Les tableaux suivants montreront comment l'indice de Theil varie entre les différents groupements de la population des Comores qui seront analysés. En plus de la présentation du niveau d'inégalité par groupe (colonne 2 de chaque tableau), ils indiqueront :

- La part de la population de chaque groupe dans la population totale (colonne 3); de sorte que la somme de ces parts soit égale à 100% de la population comorienne;
- La contribution absolue de chaque groupe à l'inégalité globale (colonne 4); de sorte que la sommation à travers les groupes considérés de ces contributions absolues donne

exactement la valeur de l'indice de l'inégalité globale;

- La contribution relative de chaque groupe à l'inégalité globale (colonne 5) de sorte que la somme de ces parts est égale à 100% de l'inégalité globale.
- Le niveau de consommation moyenne de chaque groupe exprimé en pourcentage du niveau de la consommation moyenne à l'échelle nationale (colonne 6) que nous désignons par NVMN (niveau de vie moyen normalisé); de sorte qu'une valeur égale à 100 indique que le niveau de consommation moyenne du groupe social en question est exactement égal au niveau de consommation moyenne à l'échelle nationale; et
- Le niveau de vie équivalent également distribué que nous désignons par NVEED (colonne 7) qui est égal au NVMN (reporté à la colonne 6) multiplié par 1 moins l'indice de Theil (reporté à la colonne 2).
- D'un côté, il est généralement admis que les individus sont averses aux inégalités. Ils préfèrent appartenir à un groupe social ayant un faible niveau d'inégalité plutôt que l'inverse. Le niveau de bien-être social diminue donc, toute chose étant égale par ailleurs, à mesure que le niveau des inégalités augmente. Du point de vue du seul critère des inégalités, les groupes sociaux les moins inégalitaires (avec les plus faibles valeurs de l'indice de Theil) doivent occuper les plus hauts classements en termes de bien-être.

De l'autre côté, par contre, il est généralement admis que les individus préfèrent appartenir à un groupe social ayant un niveau de vie moyen élevé plutôt que l'inverse. Le niveau de bien-être social augmente donc, toute chose étant égale par ailleurs, à mesure que le niveau de vie moyen normalisé (NVMN) augmente. Du point de vue du seul critère du revenu moyen (ou de la consommation moyenne), les groupes sociaux ayant les plus hauts NVMN doivent occuper les plus hauts classements en termes de bien-être.

Qu'en est-il lorsqu'on souhaite classer les différents groupes sociaux (définis selon la région, le sexe, le niveau d'éducation) selon les deux dimensions de bien-être (indice de Theil et NVMN) simultanément? Ce classement devient surtout difficile si les groupes sociaux les mieux nantis sont également les groupes sociaux les plus inégalitaires; et vice versa.

C'est effectivement pour répondre à ce type de questions que la colonne 7 des tableaux suivants présente un indicateur bidimensionnel de bien-être social que nous avons désigné par niveau de vie équivalent également distribué (NVEED). Cet

indicateur combine deux indicateurs de bien-être social : le niveau de vie moyen qui est insensible au niveau des inégalités et le niveau des inégalités qui est insensible au niveau du revenu moyen. En multipliant le niveau de vie moyen par l'indice d'égalité de Theil (ou par un moins la valeur de l'indice d'inégalité de Theil), on obtient le NVEED qui permet de classer selon les deux dimensions de bien-être simultanément tous les groupes sociaux, quelque soit leur hétérogénéité en termes de niveau de vie moyen et de niveau d'inégalité (voir l'annexe A-4-3 pour la forme analytique du NVMN et NVEED).

### 7.5.1. La région et le milieu de résidence

Le Tableau 24 révèle que le niveau d'inégalité tend à être plus faible en milieu urbain qu'en milieu rural. Autrement dit, le niveau d'égalité tend à être plus élevé en milieu urbain qu'en milieu rural. En même temps le niveau de vie moyen normalisé (NVMN) tend également à être plus élevé en milieu urbain qu'en milieu rural. Les deux dimensions de bien-être agissent donc dans la même direction en élargissant l'écart du niveau de bien-être entre au profit du milieu urbain et au détriment du milieu rural.

Le Tableau 24 montre également que dans les milieux urbains, c'est la région de Mwali qui est la moins inégalitaire (17,6%). Elle est toutefois, l'une des régions les moins bien classées en termes de niveau de vie moyen normalisé (NVMN = 80,7% du niveau de vie moyen national). Il s'agit donc d'une région où il prévaut, certes, un niveau d'égalité relativement élevé, mais c'est malheureusement une égalité de faibles niveaux de consommation. Le niveau de vie équivalent également distribué (NVEED) dans cette région est égal 66,5%. Autrement dit, avec un indice de Theil égal à 17,6% et un NVMN égal à 80,7%, le niveau de bien-être social de la région urbaine de Mwali est équivalent au niveau de vie d'une région hypothétique ayant un indice de Theil égal à 0% (égalité parfaite) et un NVMN égal à 66,5%.

En termes d'inégalités, la deuxième région urbaine la moins inégalitaire est Ndzouani (19,3%) suivie de la région de Moroni (20,9%). La première région est la mieux nantie en termes de NVMN (139,2%). Étant donné qu'elle affiche l'un des plus faibles niveaux d'inégalité, la région urbaine de Ndzouani est donc la mieux classée en termes du NVEED.

La région la plus inégalitaire et la région rurale de Ndzouani (27,8%). Elle est suivie de la région de Ngazidja, dans ses partitions urbaine et rurales (supérieure ou égale à 24,5%), puis de la région rurale de Mwali (23%). Notons que les

régions rurales de Ndzouani et de Mwali sont également les deux régions les moins bien classées en termes de NVMN (76,8% et 73,2%, respectivement). Il n'est donc pas surprenant que

ces deux régions soient les moins bien classées en termes de NVEED dont la valeur est inférieure ou égale à 56,4%.

**Tableau 37. Indice de Theil à travers les milieux et les régions des Comores**

	Theil	Population	Contribution absolue	Contribution relative	NVMN	NVEED
Moroni urbain	20,9	16,9	3,8	15,1	109,0	86,2
	(1,2)	(1,2)	(0,3)	(1,5)	5,3	
Ngazidja urbain	24,8	6,5	1,8	7,1	112,0	84,3
	(3,4)	(1,6)	(0,5)	(1,9)	9,5	
Ngazidja rural	24,5	28,1	7,0	27,6	101,8	76,9
	(2,8)	(2,9)	(1,3)	(4,5)	6,6	
Ndzouani urbain	19,3	13,5	3,6	14,2	139,2	112,4
	(2,1)	(1,9)	(0,6)	(2,3)	9,1	
Ndzouani rural	27,8	28,4	6,1	23,8	76,8	55,5
	(3,3)	(3,3)	(1,3)	(5,0)	6,7	
Mwali urbain	17,6	3,0	0,4	1,7	80,7	66,5
	(1,6)	(0,5)	(0,1)	(0,3)	5,9	
Mwali rural	23,0	3,6	0,6	2,4	73,2	56,4
	(2,3)	(0,5)	(0,1)	(0,4)	6,2	
Intra-régions	---	---	23,4 (1,2)	91,9	---	---
Inter-régions	---	---	2,1 (0,1)	8,1	---	---
Population	25,5	100,0	25,5	100,0	100	74,5
	(1,2)		(1,2)			

Les valeurs entre parenthèses indiquent l'erreur-type. NVMN désigne le niveau de vie moyen normalisé. Celui-ci est égal au niveau moyen de la consommation par tête de chaque groupe exprimé en pourcentage du niveau de moyen de consommation par tête à l'échelle nationale. NVEED désigne le niveau de vie équivalent également distribué. Il est égal à 1 moins l'indice de Theil multiplié par le NVMN.

Le Tableau 37 montre également que l'inégalité inter-région est relativement faible en comparaison à l'inégalité intra-région. La première représente 8,1% de l'inégalité globale alors que la seconde en représente 91,9%.

### 7.5.2. Les caractéristiques démographiques du ménage

La décomposition de l'indice de Theil selon les caractéristiques sociodémographiques a été menée selon trois caractéristiques: le sexe du principal soutien du ménage, la taille du ménage, et le groupe d'âge du chef du ménage.

#### Le sexe du principal soutien du ménage

Avant de voir comment l'inégalité globale se répartit entre le segment de la population ayant comme principal soutien une femme et le segment de la population ayant comme principal

soutien un homme, nous examinons tout d'abord la différence de l'indice de Theil entre ces deux groupes. Le Tableau 38 ci-dessous montre clairement que l'inégalité de genre est relativement élevée aux Comores. L'indice de Theil est égal à 28,8% chez le segment de la population vivant au sein de ménages ayant comme principal soutien une femme, soit 4 points de pourcentage de plus que chez le groupe opposé. Cette différence est également statistiquement significative. Il n'est pas certain, toutefois, que cette différence est économiquement significative. En effet, il y a un quasi-consensus entre les économistes qui stipule qu'une différence d'inégalité plus faible que 2 points de pourcentage ne peut être considérée comme économiquement significative et ce, même si cette différence est statistiquement significative. Le Tableau 38 montre que la borne inférieure de l'intervalle de confiance à 95% de la différence d'inégalité est égale à 0,5 point de pourcentage. C'est l'une des différences d'inégalité possible et celle-ci est économiquement non-significative. La

borne supérieure est quant à elle égale à 7,6 points de pourcentage; la quelle est économiquement très significative. Ces deux valeurs font partie des différences plausibles de l'inégalité de genre aux Comores. Nous n'avons aucune raison de trancher en faveur de l'une plutôt que de l'autre. Le seul

moyen de trancher est d'avoir un échantillon de ménage plus grand afin de réduire les erreurs d'échantillonnage; ce qui nous permettra de conclure si la différence d'inégalité de genre est économiquement significative ou non.

Tableau 38. Différence d'inégalité de genre				
	Theil	ET	Intervalle de confiance à 95%	
			Borne inférieure	Borne supérieure
Homme	24,4	1,3	21,9	26,9
Femme	28,5	1,8	24,9	32,0
différence	4,0	1,8	0,5	7,6

ET désigne l'erreur type.

Venons à présent à la décomposition de l'indice d'inégalité globale selon le sexe du chef du ménage. Le Tableau 39-1 ci-dessous confirme que les ménages soutenus par une femme contribuent davantage à l'inégalité globale que leurs vis-à-

vis soutenus par des hommes. Les ménages soutenus par une femme représentent 25,1% de la population globale. Néanmoins, ils contribuent à raison de 28,8% à l'inégalité globale.

Tableau 39-1. Décomposition selon le sexe du chef du ménage						
	Theil	Population	Contribution absolue	Contribution relative	NVMN	NVEED
Masculin	24,4	74,9	18,1	71,2	99,2	75,0
	(1,3)	(1,4)	(0,9)	(2,3)	(1,3)	
Féminin	28,5	25,1	7,3	28,8	102,5	73,3
	(1,8)	(1,4)	(0,7)	(2,2)	(4,1)	
Intra-groupes	---	25,4	99,96	---	---	
		(1,2)				
Intergroupes	---	0,01	0,04	---	---	
		(0,0004)				
Population	25,5 (1,2)	100,0	25,5 (1,2)	100,0	100,0	74,5

Les valeurs entre parenthèses indiquent l'erreur-type. NVMN désigne le niveau de vie moyen normalisé. Celui-ci est égal au niveau moyen de la consommation par tête de chaque groupe exprimé en pourcentage du niveau de moyen de consommation par tête à l'échelle nationale. NVEED désigne le niveau de vie équivalent également distribué. Il est égal à 1 moins l'indice de Theil multiplié par le NVMN.

Si nous examinons l'inégalité intergroupe, le Tableau 39-1 montre que celle-ci est quasiment nulle. La raison est que les deux groupes ont pratiquement le même niveau de vie moyen. Le NVM des ménages soutenus par un homme est 99,2% tandis que celui des ménages soutenus par une femme est même un peu plus élevé; 102,5%. La distribution plus inégalitaire de la consommation au sein du groupe des ménages soutenus par une femme a non seulement annulé l'avantage que en

matière de niveau de vie moyen, mais elle a aussi rendu ce groupe plus pauvre que le groupe des ménages soutenus par un homme. Le fait que NVEED du groupe des ménages soutenus par une femme (73,3%) est plus faible que le NVEED du groupe des ménages soutenus par un homme (75,0%) est la conséquence naturelle de la plus forte inégalité au sein du premier groupe; pour quasiment le même niveau moyen pour les deux groupes.

## L'âge du chef du ménage

Le Tableau 39-2 montre que le niveau d'inégalité au sein de chaque groupe montre une forme en «U» inversé avec l'âge. Le niveau d'inégalité augmente avec l'âge du principal soutien pour atteindre

un maximum égal à 28,14% pour le groupe de ménages dont le principal soutien est âgé entre 45 et 59 ans. Puis il descend progressivement pour s'établir à 24,8% pour le groupe de ménages dont le principal soutien est âgé de 75 ans ou plus.

**Tableau 39-2. Décomposition selon l'âge du chef du ménage**

	Theil	Population	Contribution absolue	Contribution relative	NVMN	NVEED
29 ans ou moins	21,28	8,77	2,09	8,22	112,2	88,3
	(2,1)	(0,7)	(0,3)	(1,0)	(5,4)	
30 à 44 ans	23,46	42,61	9,31	36,58	93,1	71,3
	(1,3)	(1,6)	(0,6)	(2,3)	(2,3)	
45 à 59	28,14	29,89	8,72	34,24	103,6	74,5
	(2,4)	(1,4)	(1,0)	(3,0)	(3,6)	
60 à 74 ans	26,71	14,71	4,00	15,72	101,8	74,7
	(2,5)	(1,1)	(0,5)	(1,8)	(5,2)	
75 ans ou plus	24,8	4,02	1,12	4,39	112,1	84,3
	(3,7)	(0,5)	(0,2)	(0,8)	(8,8)	
Intra-groupes	---	25,24	99,2	---	---	---
		(1,2)				
Intergroupes	---	0,22	0,8	---	---	---
		(0,01)				
Population	25,5	100,0	25,5	100,0	100,0	74,5
	(1,2)		(1,2)			

Les valeurs entre parenthèses indiquent l'erreur-type. NVMN désigne le niveau de vie moyen normalisé. Celui-ci est égal au niveau moyen de la consommation par tête de chaque groupe exprimé en pourcentage du niveau de moyen de consommation par tête à l'échelle nationale. NVEED désigne le niveau de vie équivalent également distribué. Il est égal à 1 moins l'indice de Theil multiplié par le NVMN

Il est à remarquer que le niveau d'inégalité ne varie pas beaucoup d'un groupe à un autre et il ne s'écarte pas beaucoup du niveau d'inégalité global. Par ailleurs, le Tableau 39-2 ne montre pas une relation claire entre l'âge du chef du ménage et le NVMN. Ces deux constats expliquent ensemble la faiblesse de l'inégalité intergroupe. Par ailleurs, le NVMN et le NVEED relativement élevés du groupe de ménages dont le principal soutien est âgé de 29 ans ou moins peuvent être le résultat d'une taille relativement faible de ces ménages. En effet, nous avons établi dans les sections précédentes une relation négative entre le niveau de vie des ménages et leur taille. La section suivante examinera encore cette relation ainsi que la relation entre la taille des ménages et le niveau d'inégalité.

## La taille du ménage

Le Tableau 39-3 révèle que les groupes de ménages de grande taille (8 à 10 personnes ou 11 personnes et plus) présentent le niveau d'inégalité le plus faible comparativement aux groupes de ménages de petite taille, notamment les ménages composés de quatre personnes ou moins. À titre d'exemple, le groupe de ménages de la plus grande taille (11 personnes ou plus) et de la plus petite taille (2 personnes ou moins) ont presque le même poids dans la population totale; 5,3% et 4,9%, respectivement. Par contre, la part du premier dans l'inégalité totale ne représente que 1,5% (soit moins de un-tiers de son poids démographique) tandis que la part du second s'élève à 8,2%.

**Tableau 39-3. Décomposition selon la taille du ménage**

	Theil	Population	Contribution absolue	Contribution relative	NVMN	NVEED
1 ou 2	18,17	4,9	2,08	8,2	231,1	189,2
	(1,27)	(0,3)	(0,21)	(0,8)	(9,7)	
3 ou 4	17,86	23,1	5,80	22,8	140,7	115,6
	(1,16)	(1,1)	(0,49)	(1,4)	(3,4)	
5 à 7	16,81	45,1	6,97	27,4	92,0	76,5
	(1,48)	(1,4)	(0,67)	(2,1)	(1,9)	
8 à 10	15,71	21,6	1,92	7,5	56,3	47,5
	(1,40)	(1,5)	(0,24)	(0,9)	(2,4)	
11 ou plus	15,15	5,3	0,37	1,5	46,7	39,6
	(2,42)	(0,8)	(0,08)	(0,3)	(3,9)	
Intra-groupes	---	17,1	67,3	---	---	
		(1,2)				
Intergroupes	---	8,3	32,7	---	---	---
		(0,3)				
Population	25,5	100,0	25,5	100,0	100,0	74,5
	(1,2)		(1,2)			

Les valeurs entre parenthèses indiquent l'erreur-type. NVMN désigne le niveau de vie moyen normalisé. Celui-ci est égal au niveau moyen de la consommation par tête de chaque groupe exprimé en pourcentage du niveau de moyen de consommation par tête à l'échelle nationale. NVEED désigne le niveau de vie équivalent également distribué. Il est égal à 1 moins l'indice de Theil multiplié par le NVMN.

Le Tableau 39-3 montre également que le niveau de vie varie considérablement à travers les différents groupes définis selon la taille du ménage. Plus encore, ce tableau montre une relation inverse entre taille de ménages et niveau de vie moyen. D'un côté, le groupe de ménages ayant la taille la plus faible (2 personnes ou moins) jouit du plus haut niveau de vie moyen normalisé (231,1%). De l'autre côté, le groupe de ménages ayant la plus grande taille (11 personnes ou plus) affiche le plus bas niveau de NVMN (46,7%). Cela explique d'ailleurs la forte contribution de l'inégalité intergroupe à l'inégalité globale. Celle-ci atteint 32,7%, ce qui représente une très forte contribution à l'inégalité globale comparé à la contribution intergroupe d'autres partitions de la population examinées plus haut ou que nous examinerons dans les sections suivantes.

Il est à noter ici que le classement des différents groupes défini selon la taille du ménage n'est pas le même selon que ces groupes sont classés selon leur niveau d'inégalité ou selon leur niveau de vie moyen. Lorsque nous classons ces groupes selon leur niveau de vie équivalent également distribué (NVEED), nous remarquons que le niveau d'inégalité relativement élevé du groupe de ménages de faibles tailles ne l'empêche pas de garder le meilleur classement en termes de l'indicateur NVEED (189,2%). Par ailleurs, le

niveau d'inégalité relativement faible du groupe de ménages de grande taille (11 personnes et plus) ne l'a pas permis d'échapper au dernier classement en termes de NVEED (39,6%).

### 7.5.3. Les caractéristiques socio-professionnelles du chef du ménage

La décomposition de l'indice de Theil selon les caractéristiques socioprofessionnelles a été faite selon deux caractéristiques: le niveau d'éducation et la catégorie socioprofessionnelle du chef du ménage.

#### La catégorie socioprofessionnelle

L'examen de la répartition de l'inégalité à travers les groupes définis selon la catégorie socio-professionnelle du chef du ménage montre que le niveau d'inégalité au sein des ménages soutenus par un chômeur (qu'il soit à la recherche d'un travail ou découragé) est relativement faible par rapport aux autres groupes. L'inégalité est aussi très faible au sein des groupes aide familiale et apprenti/stagiaire. Le Tableau 40-1 montre que l'indice de Theil dépasse les 30% pour ces deux groupes de ménages. Par ailleurs ces deux groupes de ménages ainsi que tous les groupes de ménages soutenus par une personne ayant un

travail précaire (manœuvre, stagiaire, autre travail, etc.) présentent le niveau de vie moyen le plus faible. Cela explique le faible niveau de leur NVEED qui n'atteint pas 60% du niveau de vie moyen des Comores.

Le niveau d'inégalité est par contre relativement faible au sein du groupe de ménages soutenus par

un employé (19,8%) ou, dans une moindre mesure, par un cadre supérieur ou moyen (21%). Le NVMN de ces deux groupes, notamment du second, est supérieur à 100% du niveau de vie moyen des Comores. Ces deux groupes, notamment le second, jouissent donc d'un NVEED relativement élevé par rapport aux autres groupes.

**Tableau 40-1. Décomposition selon la catégorie socioprofessionnelle du chef du ménage**

	Theil	Population	Contribution absolue	Contribution relative	NVMN	NVEED
Cadre sup. / moyen	21,02	7,80	2,47	9,69	150,4	118,8
	(3,1)	(0,8)	(0,5)	(2,0)	(11)	
Employé/ouvrier	19,82	14,00	2,99	11,74	107,8	86,4
	(1,8)	(1,0)	(0,3)	(1,4)	(4,2)	
Manœuvre/ Stagiaire	20,02	4,49	0,72	2,82	79,7	63,7
	(3,7)	(0,7)	(0,2)	(0,6)	(6,3)	
Autonome / Employeur	23,83	38,21	8,46	33,23	92,9	70,8
	(1,6)	(1,9)	(0,6)	(2,4)	(2,8)	
Autre travail	24,57	3,22	0,58	2,27	73,0	55,1
	(4,3)	(0,5)	(0,1)	(0,5)	(6,8)	
Chômage BIT	30,60	3,31	0,77	3,02	75,9	52,7
	(4,7)	(0,6)	(0,2)	(0,7)	(8,5)	
Chômage décou-ragé	30,49	10,78	2,76	10,85	84,0	58,4
	(3,3)	(1,4)	(0,5)	(1,7)	(6,6)	
Inactif ou retraité	25,47	18,19	5,14	20,18	110,9	82,7
	(1,9)	(1,2)	(0,5)	(1,7)	(4,0)	
Intra-groupes	---	23,88	93,8	---	---	
		(1,2)				
Intergroupes	---	1,58	6,2	---	---	
		(0,07)				
Population	25,5	100,0	25,5	100,0	100,0	74,5
	(1,2)		(1,2)			

Les valeurs entre parenthèses indiquent l'erreur-type. NVMN désigne le niveau de vie moyen normalisé. Celui-ci est égal au niveau moyen de la consommation par tête de chaque groupe exprimé en pourcentage du niveau de moyen de consommation par tête à l'échelle nationale. NVEED désigne le niveau de vie équivalent également distribué. Il est égal à 1 moins l'indice de Theil multiplié par le NVMN

L'inégalité intra-groupe est le principal contributeur à l'inégalité globale (93,8%). La contribution de l'inégalité intergroupe est négligeable (6,2%). Cela est certainement dû à un niveau d'inégalité au sein de chaque groupe qui ne s'écarte pas beaucoup du niveau d'inégalité à l'échelle nationale.

### Le niveau d'éducation

Le Tableau 40-2, ci-après, répartit la population en groupes de ménages selon le niveau d'éducation de leur principal soutien. Ce tableau indique

que plus de neuf dixième (91,9%) de l'inégalité globales est due à l'inégalité de la consommation à l'intérieur de ces groupes. Le reste de l'inégalité globale (8,12%) est due à la différence du niveau moyen de consommation entre ces 5 groupes. La contribution relative de l'inégalité intergroupe dans ce cas est très proche de la contribution intergroupe lorsque les groupes sont définis selon la région et le milieu de résidence. Elle est nettement plus élevée de la composante intergroupe selon le sexe ou l'âge du chef du ménage mais nettement plus faible que la composante intergroupe selon la taille du ménage.

**Tableau 40-2. Décomposition selon le niveau d'éducation du chef du ménage**

	Theil	Population	Contribution absolue	Contribution relative	NVMN	NVEED
Néant	26,55	49,63	11,45	44,96	86,86	63,8
	1,7	1,77	0,9	3,1	2,3	
Primaire	23,06	21,95	4,7	18,36	92,33	71,0
	2,0	1,45	0,5	1,9	3,7	
Secondaire cycle 1	21,01	13,90	3,16	12,42	108,32	85,6
	1,7	0,92	0,3	1,4	4,4	
Secondaire cycle 1	18,86	2,12	0,54	2,12	135,11	109,6
	2,9	0,33	0,1	0,5	11,9	
Supérieur	19,17	12,33	3,57	14,02	151,02	122,1
	2,1	0,93	0,5	1,9	7,4	
Intra-groupes	---	23,39	91,88	---	---	
		(1,2)				
Intergroupes	---	2,07	8,12	---	---	
		(0,09)				
Population	25,5	100,0	25,5	100,0	100,0	74,5
	(1,2)		(1,2)			

Les valeurs entre parenthèses indiquent l'erreur-type. NVMN désigne le niveau de vie moyen normalisé. Celui-ci est égal au niveau moyen de la consommation par tête de chaque groupe exprimé en pourcentage du niveau de moyen de consommation par tête à l'échelle nationale. NVEED désigne le niveau de vie équivalent également distribué. Il est égal à 1 moins l'indice de Theil multiplié par le NVMN.

La plus forte inégalité à l'intérieur des groupes considérés se trouve au sein du groupe de ménages soutenus par une personne sans aucun niveau d'éducation (26,55%). En outre, ce groupe de ménages présente le niveau de vie moyen le plus faible (presque 45% du niveau de vie moyen à l'échelle nationale). Ce groupe est donc doublement pénalisé ce qui explique la faiblesse de son NVEED. Une politique de redistribution qui réussit à bien cibler ce groupe peut entraîner une réduction importante de l'inégalité globale. En effet, ce groupe représente presque la moitié de la population totale (49,6%) et sa contribution à l'inégalité globale s'élève à 45%.

Les plus faibles niveaux d'inégalité se trouvent, par contre, au sein des groupes soutenus par une personne ayant un niveau de deuxième cycle d'éducation secondaire ou un niveau d'éducation supérieure. Ces groupes jouissent également des plus hauts niveaux de vie moyens aux Comores. Cette double consécration a permis de les classer en haut de l'échelle en termes du NVEED.

En résumé, les différentes décompositions de l'inégalité globale menées plus haut montrent que l'inégalité globale est fortement associée

avec l'inégalité au niveau d'autres dimensions de bien-être, notamment (et par ordre d'importance décroissant) la taille du ménage, la région et le milieu de résidence, et le niveau d'éducation et la catégorie socioprofessionnelle du principal soutien du ménage. Autrement dit, un meilleur accès aux services publics à travers les différentes zones géographiques des Comores et un meilleur accès à l'éducation seraient des moyens puissants de lutte contre les inégalités. En outre, un meilleur accès des femmes à l'éducation et aux services publics est de nature à réduire les inégalités au sein du groupe des ménages soutenus par une femme et, par ricochet, à réduire les inégalités globales. À titre d'exemple, une plus grande égalité entre les ménages en termes du niveau d'éducation de son soutien principal baisserait l'inégalité globale de 8,12%. Les retombées potentielles d'un investissement massif dans l'éducation nécessitent souvent une longue période. À court terme, une fiscalité et un système de transferts plus favorable aux ménages soutenus par une personne sans aucun niveau d'éducation peut avoir des effets positifs aussi bien sur les inégalités globales que les trois formes de pauvreté examinées dans les sections précédentes.

## 7.6. Décomposition des inégalités en utilisant des méthodes économétriques

L'importance pratique de la décomposition de l'inégalité globale par sous-groupe réside dans la possibilité de connaître le rôle que jouent les inégalités intergroupes et intra-groupes dans la détermination du niveau de l'inégalité globale. Cependant, cette approche de base présente plusieurs limites.

Tout d'abord, elle ne peut s'appliquer que sur une classe particulière de mesures d'inégalité, ce qui limite largement son champ d'application. Cette approche ne peut s'appliquer par exemple sur l'indice de Gini qui est la mesure d'inégalité la plus utilisée par les analystes et les institutions de statistique.

Deuxièmement, elle ne permet pas de saisir les effets des variables continues (comme l'âge, par exemple) sans perte d'information.

Troisièmement, elle ne permet pas d'estimer l'ampleur des effets marginaux des caractéristiques des ménages sur l'inégalité.

Par ailleurs, l'approche de décomposition simple suivie plus haut sous-estime les inégalités intergroupes. En effet, cette composante de l'inégalité globale dépend du nombre de sous-groupes considérés. Lorsque ce nombre est relativement faible, la composante intergroupe de l'inégalité globale est automatiquement faible; comme nous l'avons vu par exemple avec la décomposition selon le sexe du chef du ménage.

Afin d'approfondir notre compréhension des déterminants de l'inégalité, nous effectuons une décomposition sur la base d'un modèle de régression économétrique qui met en relation la consommation par tête d'un côté et les caractéristiques des ménages (zone de résidence, âge, taille du ménage, éducation, situation vis-à-

vis de l'emploi, etc.) de l'autre côté. L'utilisation d'une décomposition sur la base d'un modèle économétrique en utilisant la consommation par tête comme variable dépendante tend, en réalité, à estimer davantage la contribution de chaque caractéristique à la composante intergroupe de l'inégalité globale. Le terme résiduel du modèle capterait donc la composante intra-groupe ainsi que la contribution des habilités inobservables des ménages à l'inégalité globale. La procédure détaillée de cette décomposition, que nous désignons par décomposition par facteur, est présentée à l'annexe A-4-4. Les résultats du modèle de régression sont reportés au Tableau A-4-1 de la même annexe.

Le Tableau 41 montre que l'âge et le sexe du principal soutien du ménage ne contribuent que très faiblement à l'explication de l'ampleur de l'inégalité globale, peu importe le choix de l'indice d'inégalité. Ces résultats sont cohérents avec les résultats des décompositions simples discutés dans la section précédente. L'effet du sexe s'explique notamment par la faible différence entre le niveau de vie moyen des ménages soutenus par un homme et ceux soutenus par une femme (Tableau 39-1). Cette effet peut même être négatif, ce qui signifie que cette caractéristique exerce un effet égalisateur, mais extrêmement faible, de l'indicateur du bien-être; soit le niveau de consommation par tête.

De l'autre extrémité, le terme résiduel de l'équation de régression, qui capterait les habilités et les caractéristiques inobservables des ménages ainsi qu'une bonne partie de l'inégalité intra-groupe, contribuent selon le choix de l'indice d'inégalité de 42% à 52,5% de l'inégalité globale. L'une des implications de ce résultat est que les politiques de lutte contre les inégalités peuvent avoir un effet au moins sur les 47,5% (100-52.5) à 58% des inégalités qui s'expliquent notamment par les inégalités inter-groupes qui résultent de la distribution du capital humain et de l'accès aux services publics.

**Tableau 41. Décomposition par facteurs de certains indices d'inégalité**

	<b>Gini</b>	<b>Theil CE(1)</b>	<b>Atkinson CA(3)</b>
Inégalité globales	38,8	25,5	52,7
Région	6,3	3,9	4,6
Taille du ménage	28,5	31,2	25,1
Caractéristiques démographiques	5,3	5,1	4,7
Age du chef de ménage (CM)	0,3	-0,01	0,04
Le sexe du CM	0,3	-0,07	0,05
Nombre d'actifs féminins	0,8	0,6	0,5
Catégorie socioprofessionnelle du CM	3,1	2,1	2,4
Niveau d'éducation du CM	5,2	4,1	3,7
Accès aux services publics	8,4	6,1	6,4
Le terme résiduel (inégalité intra-groupe et habilités individuelles inobservables)	42,0	47,1	52,5
Total	100,0	100,0	100,0

Une fois les effets exercés par l'hétérogénéité des ménages (notamment leurs habilités caractéristiques inobservables) sur l'inégalité globale sont contrôlés, le Tableau 41 confirme que parmi tous les contributeurs à l'inégalité globale, la taille des ménages est l'une des caractéristiques qui contribuent le plus à l'inégalité globale. Selon le choix de l'indice d'inégalité, la part de l'inégalité globale expliquée par cette caractéristique varie de 25,1% à 31,2%. Si on y ajoute les caractéristiques démographiques, qui incluent le nombre d'enfants et d'adultes selon la classe d'âge, cette contribution peut atteindre 36,3%; si l'inégalité est mesurée avec l'indice de Theil. Ce résultat laisse prévoir que la baisse au fil du temps de la taille des ménages et du taux de fécondité entraîneraient à terme une certaine réduction importante de l'inégalité globale.

Un accès plus égal aux services publics, approximé par l'accès à l'eau et à l'électricité, permettrait, selon le choix de l'indice d'inégalité, de réduire l'inégalité globale de pas moins de 6,1% à 8,4%. Ce résultat ne tient pas compte de l'effet

que peut avoir un meilleur accès à ces services sur la composante intra-groupe de l'inégalité globale. Il montre également le grand impact sur les inégalités que peut avoir les investissements en infrastructure sanitaire. Les investissements en infrastructure peuvent aussi réduire les disparités régionales. Celles-ci sont captées par la contribution du lieu de résidence à l'inégalité qui, selon le choix de l'indice d'inégalité, représente de 3,9% à 6,3% de l'inégalité globale.

Enfin, si on considère que le niveau d'éducation et de la catégorie socioprofessionnelle du chef du ménage constituent une bonne approximation du stock du capital humain détenu par chaque ménage, un investissement dans l'acquisition de ce stock à travers un meilleur accès à l'éducation et aux formations permettrait de réduire de 6,1% (3,7% dû à l'éducation et 2,4% dû à la catégorie socioprofessionnelle) à 8,3% l'inégalité globale. Ces gains seraient en réalité plus importants dans la mesure où ils ne tiennent pas compte des effets positifs d'un meilleur accès à l'éducation sur l'inégalité intra-groupe.



## Annexe I. Construction d'un indicateur de bien-être

La théorie économique suggère que le niveau de bien-être à long terme soit davantage déterminé par le niveau de consommation des ménages plutôt que par leur niveau de revenu. Pour cette raison, une préférence se manifeste en faveur de l'usage des indicateurs de du niveau de vie basés sur la consommation pendant une période donnée (généralement une année) plutôt que sur le revenu. Dans les pays en développement, le revenu courant, essentiellement généré à partir d'une activité saisonnière et/ou informelle, peut être extrêmement fluctuant; ce qui limite son utilisation en tant qu'indicateur de bien-être. En revanche, la consommation reste relativement stable car les ménages ont tendance à épargner pendant les périodes de revenu élevé et désépargner pendant les périodes de revenu faible afin de préserver une certaine stabilité de leur niveau de vie.

Il est toutefois vrai que la dépense totale du ménage est parfois utilisée comme indicateur de bien-être au lieu de la consommation. En effet, le niveau de dépense totale est facile à estimer tandis que le niveau de consommation nécessite un traitement spécial des biens durables possédés par les ménages. À titre d'exemple, l'achat d'une maison, d'une voiture ou d'un bien durable (un réfrigérateur, une machine à laver, etc.) fait partie de la dépense totale. Toutefois, ces postes de dépenses ne font pas partie de la consommation de l'année en cours car ils sont acquis pour être utilisés pendant plusieurs années. Il faut donc estimer la part des services rendus par les biens durables pendant l'année de l'analyse. Dès lors, une mesure adéquate de consommation doit être basée sur des procédures très précises pour agréger les différentes composantes de la consommation courante (alimentaire, habillement, transport, communication, hygiène, santé, etc.) ainsi que les imputations des services rendus par la possession des biens durables.

Il est toutefois difficile en pratique d'estimer la valeur des services rendus par la possession de tous les biens durables. Ces estimations nécessitent la disponibilité d'un ensemble d'informations relative à la date d'achat de chaque bien, de son prix ainsi que de sa durée de vie escomptée. Ces informations ne sont presque jamais recueillies lors des enquêtes auprès des ménages sur leur consommation et niveau de vie. Par contre, il est toujours possible d'estimer le loyer implicite pour les ménages propriétaires de leur domicile. Contrairement à la possession des biens durables hors logement, l'estimation du loyer implicite peut se faire plus facilement en raison de l'existence d'un marché de logements à louer. Il suffit donc d'estimer, à l'aide d'un modèle approprié, la relation qui lie le montant du loyer, d'une part, aux caractéristiques du logement loué, d'autre part. Les résultats de cette estimation peuvent servir à la prédiction de la valeur locative potentielle (ou implicite) des logements habités par leur propriétaire.

Les ménages propriétaires de leur logement représentent environ 86% des unités de logement aux Comores. Il est donc important d'inclure le loyer implicite (imputé) des ménages propriétaires de leur logement afin d'être en mesure de refléter les différentes de situation : location, propriétaire/possession ou régimes spéciaux. Cela peut se faire en estimant le loyer implicite des ménages propriétaires ou de ceux qui payent un loyer plus faible que le prix du marché. Pour cela, les caractéristiques du logement des ménages locataires qui payent la valeur locative marchande sont prises en compte. Il y a un consensus général qu'un ménage propriétaire de son logement a un niveau de vie plus élevé qu'un autre qui lui est semblable en tout en dehors du fait qu'il soit locataire.

Dans ce rapport, nous avons estimé un modèle hédonique semi-logarithmique ayant pour variable dépendante le logarithme du loyer payé par les ménages locataires et pour variables indépendantes l'ensemble des caractéristiques de leur logement locatif:

$$\ln \text{loyer} = \theta + X\delta + Z\gamma + u \quad (\text{A-1-1})$$

où X est un vecteur de variables de contrôle qui comprend les caractéristiques du logement loué au prix du marché (villa, maison à plusieurs logements, type de toilette, raccordement aux services publics, etc.), Z est un vecteur de caractéristiques de l'emplacement (région, zones urbaines ou rurales, etc.), et u est

le terme résiduel. Les coefficients estimés sont ensuite appliqués aux caractéristiques du logement des ménages propriétaires afin de prédire la valeur prédite de leur loyer implicite:

$$\ln \text{loyer} = \theta + X\delta + Z\gamma + u \quad (\text{A-1-2})$$

Les variables explicatives utilisées pour l'estimation du modèle (A-1-1) sont:

- Région
- Zone du dénombrement
- Taille du ménage
- Age du chef du ménage
- Type de logement
- Raccordement aux services publics
- Type de toilette
- Possession de biens durables (voiture, réfrigérateur, cuisinière, parabole, etc.)

Le tableau A-1-1 présente les résultats d'estimations du modèle hédonique :

Tableau A-1-1. Résultats d'estimation du modèle hédonique			
Variables	Coefficient	Variables	Coefficient
<b>Région</b>		<b>Source d'eau</b>	
<i>Moroni</i>	<i>Réf.</i>	<i>Robinet à l'intérieur</i>	<i>Réf.</i>
Reste de Ngazidja	SN	Robinet à l'extérieur	SN
Ndzouani	-0,537***	Eau de pluie	SN
Mwali	SN	Autre source	SN
<b>Structure démographique</b>		<b>Type de toilette</b>	
Age du chef dy ménage	SN	WC moderne	Réf.
Taille du ménage	SN	Latrine améliorée	-0,252***
		WC traditionnel	-0,388***
<b>Type du logement</b>			
<i>Villa</i>	<i>Réf.</i>	<i>Possession de biens durables</i>	
Maison individuelle	0,225***	Voiture	-0,182**
Maison à plusieurs logements	0,391***	Réfrigérateur	0,250***
Autre type de logement	SN	Télévision	0,110*
		Parabole	0,126**
<b>Éclairage</b>		<b>Cuisinière</b>	<b>NS</b>
<b>Électricité</b>	<i>Réf.</i>	<b>Téléphone</b>	<b>NS</b>
Lampe pétrole	-0,276***	Climatiseur	NS
Autre	-0,305***	Groupe électrogène	NS
		Bicyclette	NS
Constante	11,85***	Ordinateur	NS
Observations	680		
R-2	0,548		

Le symbole \* signifie que le coefficient estimé est significatif au seuil de 10%, \* au seuil de 5% et \* au seuil de 1%.

Réf. Désigne la variable de référence omise lors des estimations; SN signifie statistiquement non significatif. Avant de prédire le loyer implicite des ménages propriétaires de leur logement, le modèle à été ré-estimé en omettant toutes les variables dont les coefficients sont statistiquement non significatives.

Les dépenses d'investissement, d'acquisition des biens durables et des dépenses exceptionnelles n'ont pas été considérées dans la construction de l'agrégat de consommation dans la présente étude.

## Annexe II. Estimation des seuils de la pauvreté

Pour estimer les différents seuils de pauvreté (alimentaire, extrême et globale), nous avons suivi une approche standard qui consiste effectivement à estimer une composante alimentaire du seuil de pauvreté et une composante non-alimentaire.

La composante alimentaire est basée sur la fixation d'un seuil alimentaire qui garantit un niveau d'apport énergétique minimal de 2160 kilocalories (section b). L'estimation de cette composante avait un double objectif.

Le premier était de permettre l'analyse de l'ampleur du problème d'insécurité alimentaire, ce qui constitue la forme de la pauvreté la plus sévère.

Le second était de déduire des seuils de pauvreté qui incorporent, en plus de la composante alimentaire, une composante non-alimentaire. Pour cela, la méthode de Ravallion (1998) a été appliquée pour déduire deux seuils de pauvreté non-alimentaires et, par la suite, deux seuils de pauvreté qui renvoient à deux formes de pauvreté : extrême et non-extrême.<sup>9</sup>

- (1) Un seuil de pauvreté non-alimentaire bas lequel, en l'ajoutant au seuil de pauvreté alimentaire, nous avons permis de calculer le seuil de pauvreté bas (section c). Ce seuil permet d'identifier le segment de la population qui vit dans une situation de pauvreté extrême aux Comores.
- (2) Un seuil de pauvreté non-alimentaire haut lequel, en l'ajoutant au seuil de pauvreté alimentaire, nous avons permis de déduire le seuil de pauvreté haut (section d). Ce seuil permet d'identifier l'ensemble des individus qui vivent dans une situation de pauvreté globale aux Comores.

Dans ce travail, nous considérons que les ménages ayant un niveau de consommation par tête inférieur au seuil de pauvreté alimentaire font face à la forme la plus sévère de la pauvreté car ils font face à un risque sérieux d'insécurité alimentaire. Les ménages ayant un niveau de consommation par tête supérieur au seuil de pauvreté alimentaire mais inférieur au seuil de pauvreté bas font face à une forme sévère de la pauvreté. Enfin, les ménages qui ont un niveau de consommation par tête supérieur au seuil de pauvreté bas mais inférieur au seuil de pauvreté haut font face à la forme la moins sévère de la pauvreté.

L'incidence de l'insécurité alimentaire est donnée par la proportion des individus qui font face au risque d'insécurité alimentaire. Lorsque on y ajoute l'ensemble des individus qui ont un niveau de consommation par tête inférieur au seuil bas, nous obtenons l'incidence de la pauvreté extrême. Enfin, lorsqu'on considère l'ensemble des individus dont le niveau de consommation par tête est plus faible que le seuil de pauvreté haut, on obtient l'incidence de la pauvreté globale, soit le pourcentage de la population qui subit la pauvreté sous l'une de ses trois formes : insécurité alimentaire, sévère ou moins sévère. Le Tableau A-2-1 ci-dessous résume l'ensemble de ces cas.

Tableau A-2-1. Les trois formes de la pauvreté				
	Niveau de consommation par tête			
	Du niveau de consommation minimal au seuil alimentaire	Du seuil alimentaire au seuil bas	Du seuil bas au seuil haut	Du seuil haut au niveau de consommation maximum
Les formes de la pauvreté	Insécurité alimentaire (A)	Pauvreté sévère (B)	Pauvreté moins-sévère (C)	Non-pauvre (D)
Incidence de l'insécurité alimentaire	(A)	(B) + (C) + (D)		
Incidence de la pauvreté extrême	(A)	+ (B)	(C)	+ (D)
Incidence de la pauvreté globale	(A) + (B) + (C)			(D)

<sup>9</sup> Voir Ravallion, M. (1998), Poverty Lines in Theory and Practice. La Banque Mondiale.

Avant de développer les différentes méthodes utilisées pour aboutir à ces différents seuils, il convient de présenter d'abord les étapes préalables à l'estimation des seuils de pauvreté alimentaires.

### **a. Étapes préalables à l'estimation du seuil de pauvreté alimentaire**

L'une des démarches les plus utilisées pour l'estimation des seuils de pauvretés absolues consiste à évaluer ce seuil sur la base des besoins en énergie alimentaire. Le seuil alimentaire se définit comme le produit de l'apport calorique minimal que doit garantir un panier de consommation de biens alimentaires par le coût unitaire de l'acquisition d'une kilocalorie. Il s'agit d'estimer le coût d'un panier de biens alimentaires permettant de garantir un apport calorifique indispensable à l'activité de l'individu. Afin de procéder à ce calcul, il est nécessaire auparavant d'effectuer les étapes suivantes:

- i) choisir une population de référence;*
- ii) déterminer le panier de consommation alimentaire de référence;*
- iii) disposer d'une table de composition alimentaire;*
- iv) procéder au calcul du prix des produits du panier de consommation alimentaire de référence; et*
- v) déterminer le niveau d'apport calorique minimal.*

#### **i) Population de référence choisie**

L'objectif du choix d'une population de référence est de disposer d'un groupe dont les habitudes de consommation serviront de référence pour définir un panier de consommation de biens alimentaires à partir duquel sera calculé le coût unitaire d'acquisition d'une kilocalorie. Le choix du groupe de référence est généralement guidé par un jugement de valeur qui consiste à supposer que le panier de consommation de biens à utiliser pour définir le seuil de pauvreté doit être compatible avec le comportement de consommation des ménages dont le niveau de vie se situe au voisinage du seuil de pauvreté. Selon les anciennes estimations des seuils de pauvreté aux Comores, le taux de pauvreté serait de l'ordre 45% en 2004. Dans ces conditions, nous pensons que si on choisit la population se situant entre le 2<sup>ème</sup> et le 4<sup>ème</sup> décile de la distribution de l'indicateur de bien-être, nous constatons que ce groupe consomme un panier de produits alimentaires dont l'apport nutritif, principalement protéique est faible. Par conséquent, leur consommation ne reflète pas un apport calorique minimal requis mais plutôt la faiblesse de leur revenu qui ne leur permet pas d'acheter des biens alimentaires de qualité raisonnable. Ainsi, concentrer le calcul du coût unitaire d'acquisition d'une kilocalorie sur leur consommation de biens alimentaires conduirait à obtenir une valeur moyenne du coût qui sous-représenterait le coût réel d'acquisition d'un apport calorique minimal dans le pays.

#### **ii) Choix du panier de consommation alimentaire de référence**

Les habitudes de consommation de la population de référence ont permis d'établir un panier varié de produits alimentaires. Ce dernier constitue le panier de consommation de biens alimentaires de référence pour le calcul du seuil de pauvreté alimentaire. Il a ainsi été constitué sur la base de l'observation de la consommation journalière de l'ensemble de la population du pays entre février et mars 2013.

### **Construction d'une table de composition alimentaire spécifique aux Comores**

Afin de déterminer la valeur moyenne du coût unitaire d'acquisition d'une calorie, il a été nécessaire d'établir la composition calorique de chaque aliment répertorié dans l'enquête comme consommé par la population comorienne. Or, les Comores ne disposaient pas, au moment de ces travaux, d'une table de composition alimentaire spécifique au pays qui pouvait permettre d'identifier l'apport calorique pour chacun des produits consommés localement. Une table de composition alimentaire spécifique aux Comores a donc été élaborée sur la base des 50 produits alimentaires recensés par l'enquête EESIC, Phase 3. La table a été construite à partir de la Table de l'Organisation des Nations Unies pour l'Alimentation et l'Agriculture (FAO) élaborée pour les Pays de l'Afrique de l'Ouest (West African Food Composition) étant donné la variété de produits alimentaires consommés aux Comores.

Le tableau A-2-2 ci-dessous présente la répartition de l'apport calorique du panier choisi selon les différentes catégories de produits alimentaires.

Tableau A-2-2. Répartition de l'apport calorique selon les catégories de produits alimentaires

### Calcul du prix des produits du panier de consommation alimentaire de référence

Le calcul du coût unitaire d'acquisition d'une calorie s'effectue à partir du prix des produits du panier de consommation alimentaire et de leur composition calorique. Le panier de consommation de produits alimentaires de référence obtenu est composé de produits dont le prix se calcule soit à partir d'unité standard de mesure (litre, kilogramme, gramme etc.) soit à partir d'unité non-standard (tas, sac, pièce etc.).

Les prix utilisés pour les produits dont les unités de mesure sont standards, ont été les prix observés pour ces produits durant la période de l'enquête. En revanche, les prix utilisés pour les produits dont les unités de mesures étaient non-standards, ont été ceux observés durant mars 2013 et ont été collectés suivant une méthodologie spécifique. Ces observations ont ensuite été traduites en un prix moyen en unité standard pour chacun des produits en procédant à la conversion de ces observations en kilogramme.

Tableau A-2-5. Part de chaque décile dans la consommation en 2014					
	Moroni	Ngazidja	Ndzouani	Mwali	Comores
Décile 1	2,7	2,5	2,1	2,8	2,1
Décile 2	4,2	3,9	3,1	4,3	3,5
Décile 3	5,2	5,0	4,2	5,4	4,7
Décile 4	6,3	6,0	5,4	6,5	5,8
Décile 5	7,6	7,3	6,7	7,6	7,1
Décile 6	9,0	8,8	8,6	8,9	8,7
Décile 7	10,6	10,0	10,6	10,3	10,5
Décile 8	12,6	12,1	13,2	11,9	12,7
Décile 9	15,8	15,7	17,3	15,7	16,3
Décile 10	26,2	28,9	29,0	26,8	28,7
Total	100	100	100	100	100

### Détermination du niveau d'apport calorique minimal

Le calcul du seuil de pauvreté alimentaire nécessite de déterminer le niveau d'apport calorique minimal. Le seuil de pauvreté alimentaire estimé pour les besoins de cette étude est basé sur l'évaluation d'un panier d'aliments essentiels pour les comoriens fournissant 2160 kilocalories par jour nécessaires pour un adulte.

#### b. Seuil de pauvreté alimentaire

Le coût unitaire moyen de la calorie est utilisé pour déterminer la composante alimentaire du seuil de pauvreté. Celui-ci est donc donné par l'équation suivante :

$$z_a = K * CUM * 365 \quad (A-2-1)$$

Où  $K$  désigne l'apport calorifique minimal par jour nécessaire pour subvenir aux besoins alimentaires d'un adulte en activité (2160 kilocalories),  $CUM$  est le coût unitaire moyen d'un kilocalorie (dont la valeur varie de 0,259 KMF en 2014 à Mwali à 0,278 KMF à Ngazidja comme le montre le Tableau A-2-7), et  $z_a$  est le seuil de pauvreté alimentaire.

Le Tableau ci-dessous présente des calculs de seuil de pauvreté alimentaire à travers les quatre régions des Comores. Ce seuil varie de 204 084 KMF à Mwali à 218 882 KMF à Ngazidja. Le seuil de pauvreté alimentaire de l'Union des Comores (211 197 KMF) correspond à la moyenne pondérée des seuils de pauvreté alimentaires régionaux. Le poids de la population de chaque région est utilisé comme un moyen de pondération dans le calcul du seuil de pauvreté alimentaire national. Ce dernier est présenté uniquement à titre illustratif.

Tableau A-2-7. Besoin calorique, coût unitaire des calories et seuils de pauvreté alimentaires en 2014 par an			
Strate	Besoin énergétique recommandé	Coût médian de 1000 Kcal du groupe de référence (en KMF)	Seuil de pauvreté alimentaire (en KMF)
Moroni	2 160	0,274	215 670
Reste de Ngazidja	2 160	0,278	218 882
Ndzouani	2 160	0,259	204 158
Mwali	2 160	0,259	204 084
Comores	2 160	0,268	211 197

La détermination du seuil de pauvreté alimentaire est en soit utile car elle permet d'évaluer l'ampleur de l'insécurité alimentaire aiguë aux Comores (voir le Tableau A-2-1). Cependant, le seuil de pauvreté alimentaire doit aussi être complété par un seuil non-alimentaire afin de tenir compte à la fois du coût des besoins alimentaires et non-alimentaires essentiels. L'allocation de la composante non-alimentaire est souvent basée sur l'observation du comportement de consommation des ménages dont le niveau de consommation est soit exactement égal au seuil de pauvreté alimentaire, soit suffisamment élevé pour couvrir l'apport calorifique minimal du ménage. La première approche permet de déduire un seuil de pauvreté extrême (section c) pendant que la seconde permet de calculer le seuil de pauvreté global (section d).

### c. Seuil de pauvreté extrême

Le seuil de pauvreté extrême comprend une composante alimentaire et une composante non-alimentaire qui sont calculées comme suit :

- La composante alimentaire correspond au seuil alimentaire défini précédemment.
- La composante non-alimentaire du seuil bas se calcule en examinant le comportement de consommation des ménages dont la consommation totale par tête est exactement égale au seuil de pauvreté alimentaire. Sur cette base, on observe les dépenses non-alimentaires de ces ménages. En effet, bien qu'ayant une consommation totale égale au seuil alimentaire ce qui leur permettrait de subvenir à leurs besoins alimentaires de base, ces ménages choisissent de répartir leur consommation entre consommation alimentaire et non-alimentaire. Il s'avère par conséquent que ces ménages considèrent que la partie des dépenses consacrées à l'acquisition des biens non-alimentaires améliore davantage leur niveau de satisfaction. Ces dépenses non-alimentaires sont nécessairement du point de vue de ces ménages plus indispensables que les biens alimentaires auxquels ils sont forcés de renoncer pour pouvoir acquérir ces biens non-alimentaires. Ainsi, ce niveau de dépenses non-alimentaires est ajouté au seuil alimentaire afin d'obtenir le seuil de pauvreté bas. La borne inférieure du seuil de pauvreté non-alimentaire a alors été définie.

Plus précisément, ayant déterminé la composante alimentaire du seuil de pauvreté, l'étape suivante consiste à estimer la composante non-alimentaire minimale du seuil de pauvreté  $z_{na}$ . A cet effet, l'utilisation de la méthode de Ravallion (1998) permet d'estimer une borne inférieure (le seuil extrême) et

une borne supérieure (le seuil global) du seuil de pauvreté. Pour estimer le seuil extrême, il faut observer le comportement des ménages dont le niveau de consommation par tête est juste égal au seuil de pauvreté alimentaire  $z_a$ . Ces ménages sont en mesure de subvenir à la totalité de leurs besoins alimentaires de base (s'ils ne dépensent rien pour les biens non-alimentaires). S'ils ne se comportent pas ainsi, c'est qu'ils considèrent que la partie des dépenses consacrées à l'acquisition des biens non-alimentaires améliore davantage leur niveau de satisfaction. Cette idée permet de définir une limite inférieure du seuil de pauvreté non-alimentaire.

Pour estimer cette limite inférieure, Ravallion (1998) propose de spécifier une fonction d'Engel de type AIDS,<sup>10</sup> qui décrit la relation suivante entre la part budgétaire des dépenses alimentaires ( $w_a$ ), la consommation par tête ( $y$ ) normalisées par le seuil de pauvreté alimentaire de la région  $r$  où réside le ménage ( $z_{a,r}$ ), la taille du ménage  $i$  qui réside dans la région  $r$  ( $n_r^i$ ) dévié de la taille moyenne, et des variables discrètes ( $d_r$ ) qui indiquent la région de résidence du ménage :

$$w_{a,r}^i = \alpha + \sum_{r=2}^4 \beta_r d_r + \gamma \ln \left( \frac{y_r^i}{z_{a,r}} \right) + \delta (n_r^i - \bar{n}) + \vartheta_{a,r}^i \quad (\text{A-2-2})$$

Plusieurs méthodes d'estimation sont possibles, notamment les moindres carrés ordinaires et les estimations non-paramétriques. Toutefois, ces deux méthodes risquent d'être très sensibles à la présence éventuelle d'observations aberrantes au voisinage de  $z_{a,r}$ . Pour éviter cela, nous avons utilisé la méthode des quantiles afin de déterminer les coefficients médians de l'équation d'Engel.

Le tableau suivant reporte la valeur estimée des paramètres de l'équation (A-2-2).

Tableau A-2-8. Estimation des coefficients de la courbe d'Engel en 2014					
	Effet région de résidence			Effet niveau de vie et taille du ménage	
	Coef.	t-student		Coef.	t-student
Constante	0,587	57	Effet niveau de vie du ménage	-0,029	-3,8
Effet Moroni	Réf.	-			
Effet Ngazidja	-0,015	-1,2	Effet de la taille du ménage	-0,009	-3,7
Effet Ndzouani	0,34	11,4			
Effet Mwali	0,034	3,0			
Observations	3131				
Pseudo R <sup>2</sup>	0,104				

<sup>10</sup> Nous avons testé la version QAIDS qui introduit un effet quadratique du niveau de vie sur la part budgétaire. L'effet quadratique n'était pas, toutefois, statistiquement significatif.

Dans le modèle décrit par l'équation (A-2-2), les ménages de Moroni sont les ménages de référence. Remarquons ici que pour les ménages de Moroni qui ont un niveau de consommation par tête exactement égal au seuil de pauvreté alimentaire, le coefficient budgétaire est de 0.587 (58.7%). Pour la même catégorie de ménages mais qui habitent à Mwali par exemple, le même coefficient budgétaire est égal à 0,621 (0,587+0,034). Ceci pourrait être dû au fait que les résidents de Moroni doivent dépenser plus pour le transport et le logement.

La valeur négative du coefficient de l'effet niveau de vie  $y$  indique que les biens alimentaires constituent un bien de première nécessité (élasticité revenu inférieure à 1).

Selon l'équation (A-2-2), lorsque le niveau de consommation par tête d'un ménage qui réside dans la région  $r$  correspond exactement au seuil de pauvreté alimentaire et que sa taille est égale à la taille moyenne, la part budgétaire consacrée aux biens alimentaires est égale à  $(\alpha + \beta_r d_r)$ . Le seuil bas non-alimentaire de la région  $r$  peut être aisément déduit de la manière suivante:

$$z_{na}^{bas} = (1 - \hat{\alpha} - \hat{\beta}_r d_r) z_{a,r} \quad (A-2-3)$$

Ainsi, nous pouvons établir une relation entre le seuil alimentaire ( $z_{a,r}$ ) et le seuil bas ( $z^{bas}$ ):

$$z_r^{bas} = z_{a,r} + z_{na,r}^{bas} = (2 - \hat{\alpha} - \hat{\beta}_r d_r) z_{a,r} \quad (A-2-4)$$

Le seuil de pauvreté inférieur peut être interprété comme un seuil extrême ou de survie dans la mesure où il correspond au strict minimum au-dessous duquel, les ménages encourent toujours un risque élevé de carence alimentaire. Globalement, les individus ayant un niveau de consommation inférieur au seuil extrême n'arrivent pas à couvrir leur besoin calorique minimal même ceux dont le niveau de consommation est supérieur au seuil de pauvreté alimentaire.

#### d. Seuil de pauvreté alimentaire et non alimentaire

Le seuil de pauvreté alimentaire et non-alimentaire comprend également une composante alimentaire et une composante non-alimentaire qui sont calculées comme suit :

- La composante alimentaire correspond au seuil alimentaire défini précédemment.
- La composante non-alimentaire qui peut être estimée à partir des résultats de régression du modèle A-2-2 (modèle de Ravallion, 1998) en déterminant le niveau de consommation des ménages dont les dépenses alimentaires sont égales au seuil alimentaire.

Contrairement au seuil extrême, le seuil global permet aux individus de couvrir, sans sacrifice, leur besoin calorique minimal. Cela ne signifie pas évidemment que tous les individus ayant un niveau de consommation exactement égal au seuil global vont se comporter de la sorte, eu égard à l'hétérogénéité qui caractérise ces individus en matières de préférences de consommation alimentaire et non-alimentaire.

Le seuil de pauvreté global ne peut être obtenu que par itération, en utilisant évidemment les coefficients de régression du modèle A-2-2. Pour  $y = z_r^{haut}$  et une part budgétaire alimentaire égale à  $z_{a,r} / z_r^{haut}$ , ce seuil est itéré à partir de l'équation suivante:

$$\frac{z_{a,r}}{z_r^{haut}} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_r d_r + \hat{\gamma} \ln \left( \frac{z_r^{haut}}{z_{a,r}} \right) \quad (A-2-5)$$

Le Tableau A-2-9 ci-dessous reporte tous les seuils de pauvretés que nous avons estimés en utilisant l'enquête EESIC – Phase 3 de 2014 et en appliquant les différentes hypothèses présentées plus haut.

Tableau A-2-9. Seuils de pauvreté, année 2014			
Strate	Seuil alimentaire (KMF)	Seuil bas (KMF)	Seuil haut (KMF)
Moroni	215 670	304 649	377 629
Reste de Ngazidja	218 882	307 048	376 471
Ndzouani	204 158	267 845	301 709
Mwali	204 084	281 261	336 047
Union des Comores	211 197	288 521	342 683

Les seuils de pauvreté de la dernière ligne de ce tableau correspondent à la moyenne pondérée des seuils de pauvreté spécifiques à chacune des quatre régions. La taille de la population de chaque région est utilisée comme système de pondération.

Un exemple simple peut être à ce stade utile pour comprendre la différence entre la pauvreté globale et la pauvreté extrême. Supposons que tout le monde s'accorde à dire que ça prend un minimum de 200 000 KMF par an et par personne pour couvrir les besoins alimentaires essentiels. Il s'agit donc de notre seuil de pauvreté alimentaire.

Supposons également que tous les ménages consacrent 50% de leurs ressources à la consommation alimentaire et 50% à la consommation non alimentaire. Cela veut dire que s'il faut 200 000 KMF pour couvrir les besoins alimentaires essentiels, il faut également 200 000 KMF pour couvrir les besoins non-alimentaires essentiels. Le seuil de pauvreté global serait donc 400 000 KMF.

Le seuil de pauvreté extrême est par contre 300 000 KMF. Pour le trouver, le point de départ consiste à observer le comportement de consommation des individus dont le niveau de consommation est égal au seuil de pauvreté alimentaire, soit 200 000 KMF. Ces individus sont théoriquement capables de couvrir tous leurs besoins alimentaires essentiels. Mais eux aussi utilisent la moitié de leurs ressources à la consommation alimentaire et la deuxième moitié à la consommation non-alimentaire. De ce fait, on considère que les dépenses non-alimentaires incompressibles s'élèvent à 100 000 KMF. Il s'agit de la borne inférieure du seuil de pauvreté non-alimentaire. En additionnant ce montant au seuil de pauvreté alimentaire, nous obtenons le seuil de pauvreté extrême de 300 000 KMF.

Nous pouvons conclure à partir de cet exemple simple que les individus vivant avec moins de 200 000 KMF sont dans une situation d'insécurité alimentaire sérieuse dans la mesure où même s'ils renoncent à toute consommation non-alimentaire, ils ne peuvent jamais couvrir leurs besoins alimentaires essentiels. Les individus vivant avec plus de 200 000 KMF mais moins de 300 000 KMF sont dans une situation de pauvreté sévère car s'ils doivent consacrer 50% de leurs ressources aux biens non-alimentaires essentiels, ils ne peuvent jamais couvrir la totalité de leurs besoins alimentaires essentiels. Si on considère tous les individus qui vivent avec moins de 300 000 KMF par ans, on parle alors de la forme extrême de la pauvreté. Cette pauvreté inclut à la fois les individus dans une situation d'insécurité alimentaire aiguë que les individus qui peuvent garantir un meilleur niveau de consommation alimentaire mais qui doivent toujours renoncer à une bonne partie de leurs besoins alimentaires essentiels pour couvrir un tant soit peu une partie de leurs besoins non-alimentaires essentiels. Enfin, les individus vivant avec moins de 400 000 KMF par an forment la pauvreté globale. Celle-ci inclut toutes les formes de pauvreté : insécurité alimentaire aiguë, pauvreté sévère et pauvreté modérée. Les individus dans une situation de pauvreté que nous pouvons qualifier de modérée sont naturellement ceux qui vivent avec plus de 300 000 KMF mais moins de 400 000 KMF (voir le Tableau A-2-1).

### Annexe III. Les mesures de pauvreté

Le problème d'agrégation traite du passage de la distribution du bien-être individuel à une mesure agrégée de la pauvreté. Soit  $H$  le nombre total de ménages,  $z$  le seuil de pauvreté, et  $n_h$ ,  $w_h$  et  $y_h$  la taille, le poids échantillonnage (coefficient d'extrapolation) et la consommation par personne du ménage  $h$ , respectivement. Soit aussi  $N$  une estimation de la taille de la population totale donnée par  $N = \sum_{h=1}^H w_h n_h$ .

La littérature offre un grand nombre de mesures de pauvreté, chacune reflète un certain jugement normatif. La mesure la plus utilisée est celle du pourcentage de la population pauvre, aussi connue sous le nom de l'incidence de la pauvreté:

$$P_0(y; z) = \sum_{h=1}^H \frac{n_h w_h I(y_h < z)}{N}$$

où  $I(\cdot)$  est une fonction indicatrice qui prend la valeur de 1 lorsque la condition entre parenthèses est vraie et 0 sinon. Le numérateur correspond à une estimation de la taille de la population pauvre (i.e., vivant avec un niveau de vie inférieur au seuil de pauvreté) alors que le dénominateur correspond à une estimation de la taille de la population totale. Cette mesure est facile à estimer et à interpréter. Elle ne reflète, toutefois, pas l'intensité de la pauvreté. En effet, elle ne distingue pas entre une famille ayant un niveau de consommation par tête tout juste au-dessous de  $z$  et une autre ayant un niveau de vie beaucoup plus faible.

Si nous supposons que l'écart du revenu des pauvres par rapport au seuil de pauvreté reflète l'intensité de la pauvreté des ménages pauvres, alors la moyenne de ces écarts peut être considérée comme une deuxième mesure agrégée de pauvreté. Celle-ci est connue sous le nom de déficit de pauvreté (normalisé par le seuil de pauvreté):

$$P_1(y; z) = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^H n_h w_h \left( \frac{z - y_h}{z} \right) I(y_h < z)$$

Le déficit de pauvreté est insensible à la distribution du bien-être au sein de la population pauvre : tout transfert (marginal) d'un pauvre à un autre, même moins pauvre, est sans conséquence sur cette mesure de pauvreté.<sup>11</sup>

Les deux premières mesures de la pauvreté font partie de la classe de mesures FGT proposée par Foster, Greer et Thorbecke (1984). La forme analytique générale de cette classe prend la forme suivante:

$$P_\alpha(y; z) = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^H n_h w_h \left( \frac{z - y_h}{z} \right)^\alpha I(y_h < z)$$

où  $\alpha$  est un indicateur d'aversion à la pauvreté. Plus la valeur de  $\alpha$  est élevée, plus la mesure  $P_\alpha(\cdot)$  est sensible à la variation du bien-être des plus pauvres de la population pauvre. Lorsque  $\alpha = 0$ , la mesure FGT correspond à l'incidence de la pauvreté. Lorsque  $\alpha = 1$ , le déficit moyen de pauvreté (normalisé) est obtenu. Le principe de transfert, qui exige qu'un transfert marginal (d'une unité monétaire par exemple) d'un pauvre à un autre encore plus pauvre diminue la pauvreté, est respecté pour des valeurs de  $\alpha > 1$ . La sévérité de la pauvreté donnée par  $\alpha = 2$ ,  $P_2(y; z)$ , est l'une des mesures de pauvreté qui respecte le principe de transfert.

---

<sup>11</sup> Il faut que le montant du transfert soit suffisamment faible pour que le récipiendaire du transfert demeure pauvre après le transfert.

Bibi et Duclos (2007) ont proposé de calculé les mesures de pauvreté qui respectent l'axiome de transfert de Dalton de la manière suivante :

$$\Gamma_{\alpha}(y; z) = (P_{\alpha}(y; z))^{\frac{1}{\alpha}} = \left( \frac{1}{N} \sum^H n_h w_h \left( \frac{z - y_h}{z} \right)^{\alpha} I(y_h < z) \right)^{\frac{1}{\alpha}}$$

L'idée est que si la mesure  $P_2(y; z)$  est censée être capable de tenir compte des inégalités au sein de la population pauvre en plus de l'intensité de la pauvreté, la logique veut qu'en présence d'inégalité, la mesure  $P_2(y; z)$  doit être plus élevée que la mesure  $P_1(y; z)$ . Ce n'étant pas le cas, Bibi et Duclos propose de substituer la mesure  $\Gamma_{\alpha}(y; z)$  à la mesure  $P_{\alpha}(y; z)$  lorsque  $\alpha > 1$ . Lorsque  $\alpha = 1$ , les deux mesures coïncident. Dès lors la différence entre  $\Gamma_{\alpha}(y; z)$  et  $P_{\alpha}(y; z)$  devient une mesure d'inégalité au sein de la population pauvre.

## Annexe IV. Les mesures d'inégalité

Il est courant d'utiliser les distributions de consommation pour calculer des indices d'inégalités sans correction préalable de ces distributions de la variation entre régions des prix. Cette pratique ne pose aucun problème si les prix ne varient pas de façon significative d'une région à une autre. Pour le cas des Comores, il n'existe pas des indices de prix régionaux pour pouvoir apprécier l'ampleur de la variation spatiale des prix et leurs effets sur les inégalités. Toutefois, nous pouvons considérer que pour une année donnée, la variabilité des seuils de pauvreté spécifiques à travers les quatre principales régions reflète la variabilité du coût de la vie à travers ces régions. Nous avons donc utilisé le seuil de pauvreté absolue spécifique à chaque région comme des indicateurs d'indices de prix régionaux afin de corriger les distributions de la consommation (alimentaire, non-alimentaire, et totale) par tête de l'effet des variations spatiales de prix:

$$Y_c^R = \frac{z_c^R}{z_c} y_c^R, \text{ pour } R = \text{Moroni, ... Mwali etc}$$

= alimentaire, ..., totale

où l'indice  $c$  désigne la composante de la consommation (alimentaire, non-alimentaire ou totale), l'indice  $R$  désigne la région de résidence; la variable  $y$  désigne l'indicateur de bien-être (par tête) non-ajusté de la variation spatiale des prix; la variable  $Y$  désigne l'indicateur de bien-être (par tête) ajusté de la variation spatiale des prix; la variable  $z$  désigne le seuil de pauvreté; et la variable  $z^-$  désigne la moyenne du seuil de pauvreté à l'échelle nationale.

Notre approche consiste donc à utiliser les distributions  $Y_c^R$  en plus ou à la place de  $y_c^R$  pour caractériser l'ampleur des inégalités. L'analyse de la section 5 montre que cette correction n'exerce pas d'effet très significatif sur les niveaux ainsi que les variations des inégalités.

### A-4-1. Les indices d'inégalité

L'analyse des distributions de la consommation vient compléter les comparaisons de pauvreté. Afin de caractériser le niveau et les changements d'inégalité, la littérature offre un nombre important d'indices d'inégalité.

#### Le coefficient de Gini

L'indice d'inégalité le plus utilisé est le coefficient de Gini qui peut être calculé comme suit:

$$Gini(Y) = \frac{1}{2N(N-1)} \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^N \frac{|Y_i - Y_k|}{\bar{Y}}$$

où les indices  $i$  et  $k$  désignent l'individu; la variable  $Y$  désigne l'indicateur du bien-être (par tête);  $\bar{Y}$  désigne la moyenne de l'indicateur de bien-être à l'échelle nationale; et  $N$  désigne la taille de la population.

La popularité de l'indice d'inégalité de Gini s'explique principalement par sa popularité auprès des organisations internationales, son interprétation intuitive et sa représentation graphique au travers des courbes de Lorenz. Premièrement, il est l'indice le plus calculé par les organisations internationales. Deuxièmement, cette popularité est due à son interprétation intuitive comme étant la distance moyenne entre toutes les paires possibles de consommations exprimées en proportion de la consommation moyenne. Troisièmement, cet indice peut être déduit à partir de la courbe de Lorenz qui indique la proportion cumulée de la consommation détenue par la proportion  $p$  la plus pauvre de la population.

## La classe de mesures d'inégalité d'Atkinson

Les mesures d'inégalité de la classe d'Atkinson peuvent être calculées à l'aide de cette formule :

$$CA(Y; \varepsilon) = 1 - \left[ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \frac{Y_i}{\bar{Y}} \right)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

où  $\varepsilon$  est un coefficient d'aversion à l'inégalité. Plus la valeur de  $\varepsilon$  est élevée, plus le niveau du bien-être des plus pauvres compte plus dans l'évaluation des inégalités globales.

## La classe Entropie des mesures d'inégalité

Les indices de cette classe peuvent être décrits par les équations suivantes :

$$\begin{aligned} CE(Y^t; \theta) &= \frac{1}{N^t} \sum_i \log \left( \frac{\bar{Y}^t}{Y_i^t} \right) & \text{si } \theta = 0 \\ &= \frac{1}{N^t} \sum_i \left( \frac{Y_i^t}{\bar{Y}^t} \right) \log \left( \frac{Y_i^t}{\bar{Y}^t} \right) & \text{si } \theta = 1 \\ &= \frac{1}{\theta(\theta-1)} \left[ \frac{1}{N^t} \sum_i \left( \frac{Y_i^t}{\bar{Y}^t} \right)^\theta - 1 \right] & \text{si } \theta > 1 \end{aligned}$$

Pour des faibles valeurs de  $\theta$ , les mesures de la classe Entropie sont plus sensibles au bien-être des plus pauvres que pour des valeurs plus élevées de  $\theta$ . La mesure d'inégalité de Theil fait partie de cette classe et correspond au cas où  $\theta = 1$ .

## A-4-2. L'analyse de robustesse : Les changements d'inégalité sont-ils sensibles au choix de l'indice d'inégalité

L'analyse de robustesse permet de déterminer si les comparaisons d'inégalité sont sensibles de façon critique au choix de l'indice d'inégalité. Elle s'effectue en représentant graphiquement la courbe de Lorenz des distributions de consommation à étudier. Cette dernière est la représentation graphique de la fonction qui associe à la proportion  $p$  des individus les plus pauvres, la proportion  $L(p)$  de la consommation totale qu'ils perçoivent :

$$L(p) = \frac{1}{\bar{Y}} \int_0^p Y(p) dp$$

où  $Y(p)$  est le niveau de la consommation de l'individu qui occupe la  $p^{\text{ème}}$  percentile dans la distribution de la consommation,  $\bar{Y}$  est la consommation moyenne, et  $L(p)$  est la courbe de Lorenz qui indique la part de la consommation globale contrôlée par les  $p\%$  les plus pauvres de la population. La ligne de l'égalité parfaite est définie par  $L(p) = p$ , soit par la première bissectrice.

## Dominance d'égalité d'ordre 2

Supposons que nous ne savons pas si les comparaisons d'inégalité dépendent ou non du choix de l'indice d'inégalité mais nous savons que les indices d'inégalité qui nous intéressent doivent baisser à la suite d'un transfert égalisateur d'un individu pauvre à un autre moins pauvre (sans que ce transfert change le classement de ces deux individus dans la distribution de la consommation). Il est alors possible de démontrer que l'inégalité diminue clairement en passant de la distribution B à la distribution A si la courbe

de Lorenz de  $B$  ne se trouve en aucun point en-dessous de la courbe de Lorenz de  $A$ . Autrement dit, la distribution la moins inégalitaire doit avoir la courbe de Lorenz la plus proche de la première bissectrice (i.e.. la ligne de l'égalité parfaite). Cette condition est connue sous le nom de la dominance en inégalité d'ordre 2.

### A-4-3. Décomposition des mesures d'inégalité par sous-groupe de la population

L'une des caractéristiques les plus intéressantes des mesures d'inégalité de la classe Entropie est qu'elles sont décomposables par sous-groupe de la population. L'inégalité globale peut donc être exprimée sous la forme de la sommation de deux composantes : une composante intergroupe qui décrit l'ampleur de l'inégalité entre les différents groupes et une composante intra-groupe qui cumule l'inégalité interne à chaque groupe:

$$\begin{aligned}
 CE(Y; \theta) &= \left[ \sum_j f_j \log \left( \frac{\bar{Y}}{\bar{Y}_j} \right) \right] + \sum_j f_j CE_j(\theta) && \text{si } \theta = 0 \\
 &= \left[ \sum_j f_j \left( \frac{\bar{Y}_j}{\bar{Y}} \right) \log \left( \frac{\bar{Y}_j}{\bar{Y}} \right) \right] + \sum_j f_j \left( \frac{\bar{Y}_j}{\bar{Y}} \right) CE_j(\theta) && \text{si } \theta = 1 \\
 &= \frac{1}{\theta(\theta-1)} \left[ 1 - \sum_j f_j \left( \frac{\bar{Y}_j}{\bar{Y}} \right)^\theta \right] + \sum_j f_j \left( \frac{\bar{Y}_j}{\bar{Y}} \right)^\theta CE_j(\theta) && \text{si } \theta > 1
 \end{aligned}$$

où  $f_j$  est la part de la population de chaque groupe dans la population totale et  $CE_j(\theta)$  est le niveau d'inégalité au sein du groupe  $j$ . Ainsi, l'inégalité intergroupe est mesurée par la première composante de chaque équation tandis que l'inégalité intra-groupe est mesurée par la seconde composante de chaque équation. Le ratio  $\bar{Y}_j/\bar{Y}$  correspond au rapport entre le niveau de vie moyen du groupe  $j$  et le niveau de vie moyen à l'échelle nationale. Il s'agit du niveau de vie moyen normalisé (NVMN) que nous reporté à l'avant dernière colonne de tous les tableaux de la section 5-2. La dernière colonne de tous ces tableaux reportait le niveau de vie équivalent également distribué (NVEED). Celui-ci est égal à :

$$NVEED = \frac{\bar{Y}_j}{\bar{Y}} [1 - CE_j(\theta)]$$

Notons que les autres mesures d'inégalités ne sont décomposables que lorsque le niveau de consommation ne se chevauche pas à travers les différents groupes. Par contre, toutes les mesures d'inégalités peuvent être décomposées par facteurs (sources de revenu, source de dépense, etc.) comme nous allons le montrer dans la section suivante.

### A-4-4. Décomposition des mesures d'inégalité par facteurs

Supposons que l'indicateur de bien-être peut-être d'un individu  $i$  peut-être exprimé sous la forme d'une sommation :

$$Y^i = Y_1^i + \dots + Y_j^i + \dots + Y_j^i$$

où  $Y_j$  est l'un des facteurs qui composent le niveau global du bien-être  $Y$  de l'individu  $i$ . Les  $Y_j$  peuvent, par exemple, désigner les sources de revenu (salaires, profits, dividendes, transferts, etc.), les catégories des dépenses (alimentaire, habillement, logement, transport, loisirs, etc.) ou n'importe quel autre facteur. L'idée ici est de décomposer l'inégalité globale  $IG(Y)$  comme étant la somme de tous ses facteurs  $Y_j$  afin de déterminer le facteur  $IG(Y_j)$  qui contribue le plus à l'inégalité globale :

$$IG(Y) = IG(Y_1) + \dots + IG(Y_j) + \dots + IG(Y_J)$$

Shorrocks (1999) a proposé un cadre analytique général basé sur la valeur de Shapley qui permet d'estimer la contribution simultanée d'un ensemble de facteurs à la valeur de n'importe quelle mesure d'inégalité. L'idée consiste à partir d'une distribution initiale (hypothétique) dans laquelle tous les  $Y$  sont supposés nuls, ce qui implique un niveau d'inégalité initial égal à 0. Supposons qu'on ordonne les  $J$  facteurs d'une certaine façon. On accorde alors à tous les individus le premier facteur, en supposant que la hausse de l'inégalité qui en découle est la contribution de cette source à la hausse de l'inégalité. On ajoute alors à tous les individus le deuxième facteur, en supposant que la hausse (ou la baisse) de l'inégalité qui en découle est la contribution de ce deuxième facteur à l'inégalité globale :

$$IG(Y_2) = IG(Y_1 + Y_2) - IG(Y_1)$$

On procède ainsi pour chacun des autres facteurs, jusqu'à ce que l'inégalité globale soit entièrement répartie parmi les  $J$  facteurs.

Une telle attribution est aussi dite répartition selon les bénéficiaires « incrémentiels » ; elle dépend d'un ordre donné des différents facteurs considérés. On peut normalement qualifier d'arbitraire l'ordre choisi, dès lors que la contribution de chaque facteur à l'inégalité globale risque d'en dépendre largement. La valeur de Shapley offre une solution à la fois simple et élégante à ce problème : il s'agit de faire les calculs décrits ci-dessus sur tous les ordres possibles des divers facteurs, et de prendre comme estimation finale de la contribution de chacun d'eux la moyenne de l'impact calculé pour tous ces ordres. Les divers facteurs considérés sont ainsi traités de façon symétrique. Un autre avantage de la décomposition par facteur est que cette décomposition peut se faire sur n'importe quelle mesure d'inégalité; et non seulement sur les mesures de la classe Entropie comme c'est le cas pour la décomposition de l'inégalité globale par sous-groupe.

Afin d'approfondir notre compréhension des déterminants de l'inégalité, nous proposons d'effectuer une décomposition par facteurs où les facteurs sont issus d'un modèle de régression économétrique qui met en relation le logarithme de la consommation par adulte équivalent d'un côté et les caractéristiques des ménages (zone de résidence, âge, taille du ménage, éducation, situation vis-à-vis de l'emploi, etc.) de l'autre côté :

$$\ln(Y^i) = \delta_0 + \delta_1 x_1^i + \dots + \delta_j x_j^i + \dots + \delta_J x_J^i + u_i$$

Notons que les variables relatives aux caractéristiques du logement sont omises pour réduire le risque de biais de simultanéité. Par ailleurs, le modèle semi-logarithmique est choisi pour deux raisons. La première est qu'il permet de mieux ajuster les observations, ce qui accroît la part de la variance expliquée par le modèle. La seconde raison deviendra plus claire une fois qu'on procède à la décomposition de l'inégalité globale par facteur. Les résultats de la régression de ce modèle par la méthode des moindres carrés ordinaires sont reportés au Tableau A-4-1 ci-dessous.

**Tableau A-4-1. Résultats du modèle d'estimation (selon la méthode des moindres carrés ordinaires) du logarithme de la consommation par adulte équivalent afin de décomposer les mesures d'inégalité**

	Coef.	t-Student	[95% Conf.	Interval]
<b>Région - milieu</b>				
<b>Moroni - urbain</b>	<b>Réf.</b>			
Ngazidja urbain	0,33	7,1	0,24	0,42
Ngazidja rural	0,21	5,6	0,14	0,29
Ndzouani urbain	0,29	7,2	0,21	0,37
Ndzouani rural	-0,01	-0,2	-0,10	0,08
Mwali urbain	-0,09	-2,2	-0,18	-0,01
Mwali rural	-0,14	-3,4	-0,22	-0,06
<b>Genre</b>				
<b>Homme</b>	<b>Réf.</b>			
Femme	-0,04	-1,4	-0,11	0,02
<b>Démographie</b>				
Logarithme de la taille	-0,62	-6,0	-0,82	-0,42
Logarithme de la taille au carré	-0,04	-1,0	-0,11	0,04
Nombre d'enfants 0-5 ans	-0,07	-3,8	-0,10	-0,03
Nombre d'enfants 6-14 ans	-0,01	-0,9	-0,04	0,01
Nombre de jeunes 15-18 ans	-0,06	-2,4	-0,11	-0,01
<b>Age du chef du ménage(CM)</b>				
Logarithme de l'âge	0,52	0,6	-1,26	2,29
Logarithme de l'âge au carré	-0,06	-0,5	-0,30	0,17
<b>Accès aux services publics</b>				
Eau	0,25	6,8	0,18	0,33
Electricité	0,20	5,4	0,13	0,27
<b>Catégorie socioprofessionnelle CM</b>				
<b>Inactif ou retraité</b>	<b>Réf.</b>			
Cadre	0,12	2,3	0,02	0,21
Employé qualifié	0,04	1,1	-0,03	0,11
Employé non-qualifié	SNS			
Autonome	SNS			
Autre Employé	-0,22	-2,6	-0,38	-0,05
Chômeur	-0,15	-3,2	-0,23	-0,06
<b>Proportion des actifs dans le ménage</b>				
Masculins	SNS			
Féminins	0,16	1,6	-0,04	0,37
<b>Niveau d'éducation du CM</b>				
<b>Néant</b>	<b>Réf.</b>			
Primaire	0,09	2,4	0,02	0,17
Secondaire général cycle 1	0,17	4,3	0,09	0,25
Secondaire général cycle 2	0,18	1,9	-0,01	0,36
Supérieur/Licence	0,23	5,1	0,14	0,32
Maîtrise/Doctorat	0,47	4,6	0,27	0,67
<b>Constante du modèle</b>				
Constante	12,68	7,6	9,41	15,95
Nombre d'observations	3097			
R <sup>2</sup>	0,51			

## Annexe V. Différence de niveau de consommation selon le genre

### A-5-1. Décomposition de l'écart du niveau de vie selon la méthode d'Oaxaca-Blinder

Afin d'identifier les déterminants de l'écart de niveau de vie entre les ménages selon le sexe de leur principal soutien, une fonction mettant en relation le niveau de consommation par tête de chaque ménage, d'un côté, et ses caractéristiques socio-économiques, de l'autre côté :

$$Y_G = X_G \beta_G + u_G, \quad G = \text{Homme}(H), \text{Femme}(F) \quad (\text{A-5-1})$$

où  $G$  désigne le genre,  $Y_G$  désigne un vecteur qui inclut le niveau de consommation par tête (corrigé de la variation spatiale des prix) des ménages du groupe  $G$ ,  $X_G$  est une matrice qui inclut les caractéristiques des ménages du groupe  $G$ , et  $u_G$  est un terme résiduel conventionnel qui peut inclure également les effets des variables omises et inobservables; telles que les caractéristiques et compétences inobservables des principaux soutiens des ménages. Le Tableau A-5-1 ci-dessous résume les résultats d'estimation des deux équations de régression du modèle (A-5-1).

Tableau A-5-1. Les résultats d'estimation des déterminants du niveau de vie selon le genre				
	Chef de ménage de sexe masculin		Chef de ménage de sexe féminin	
	Coef.	t-Student	Coef.	t-Student
<b>Région – milieu</b>				
<b>Moroni –urbain</b>	<b>Réf.</b>		<b>Réf.</b>	
Ngazidja urbain	148 636,0	5,95	285 376,5	5,50
Ngazidja rural	139 023,5	5,75	145 230,8	2,90
Ndzouani urbain	215 393,4	8,38	149 677,7	3,59
Ndzouani rural	70 838,0	2,73	9 008,6	0,25
Mwali urbain	-29 479,8	-1,26	-75 911,2	-2,21
Mwali rural	-4 906,4	-0,22	-78 406,9	-2,41
<b>Démographie</b>				
Logarithme de la taille	-899 848,9	-9,73	-853 248,8	-6,94
Logarithme de la taille au carré	144 378,9	5,51	129 064,3	3,22
Nombre d'enfants 0-5 ans	-16 543,0	-2,1	15 500,1	1,13
Nombre d'enfants 6-14 ans	-3 099,3	-0,55	6 039,7	0,53
Nombre de jeunes 15-18 ans	-11 144,0	-0,99	-37 319,3	-2,42
<b>Age du chef du ménage (CM)</b>				
Logarithme de l'âge	266 196,9	0,49	965 336,7	1,46
Logarithme de l'âge au carré	-28 824,0	-0,41	-111 889,5	-1,24
Accès aux services publics				
Eau	107 480,6	5,00	122 679,2	3,79
Électricité	75 886,0	3,97	113 446,0	4,10
<b>Catégorie socioprofessionnelle CM</b>				
<b>Inactif ou retraité</b>	<b>Réf.</b>		<b>Réf.</b>	
Cadre	110 529,4	3,17	-668,5	-0,01
Employé qualifié	20 854,0	1,00	-29 159,2	-0,62
Employé non-qualifié	SNS		SNS	
Autonome	SNS		SNS	
Autre Employé	-57 767,4	-2,06	-93 549,9	-1,41

Chômeur	-43 851,9	-1,60	-33 120,4	-0,99
<b>Proportion des actifs dans le ménage</b>				
Masculins	SNS		SNS	
Féminins	94 630,9	1,07	643 54,3	0,49
<b>Niveau d'éducation du CM</b>				
<b>Néant</b>	<b>Réf.</b>		<b>Réf.</b>	
Primaire	31 461,9	1,65	716 68,1	2,04
Secondaire général cycle 1	58 520,0	2,58	75 931,2	1,95
Secondaire général cycle 2	80 331,2	1,18	214 906,0	2,42
Supérieur/Licence	67 161,2	2,38	181 390,5	3,71
Maîtrise/Doctorat	320 251,0	3,25	776 471,5	2,00
<b>Constante du modèle</b>				
Constante	789 757,6	0,79	-736 159,5	-0,61
Nombre d'observations	2 148		982	
R <sup>2</sup>	0,44		0,51	

Réf. désigne ménage de référence; SNS désigne statistiquement non-significatif. La variable dépendante correspond au niveau de consommation par tête des ménages corrigé de la variation spatiale des prix

Il est bien connu que l'estimation de l'équation (A-5-1) par la méthode des moindres carrés ordinaire passe par le point moyen de sorte que:

$$\bar{Y}_G = \bar{X}_G \hat{\beta}_G, \quad G = H, F \quad (\text{A-5-2})$$

où  $\bar{X}_G$  est le niveau de consommation par tête moyen du groupe  $G$ ,  $\hat{\beta}_G$  est un vecteur de paramètres estimés spécifiques au groupe  $G$ , et  $\bar{X}_G$  est la moyenne de chacune des caractéristiques des ménages utilisées pour l'estimation du modèle (A-5-1). Dès lors, l'écart du niveau de vie entre le groupe de ménages soutenus par un homme et le groupe de ménages soutenus par une femme peut être donné par :

$$\bar{Y}_H - \bar{Y}_F = \bar{X}_H \hat{\beta}_H - \bar{X}_F \hat{\beta}_F \quad (\text{A-5-3})$$

En considérant le groupe de ménages soutenus par un homme comme étant le groupe de référence, l'équation (A-5-3) peut être réécrite de la façon suivante :

$$\begin{aligned} \bar{Y}_H - \bar{Y}_F &= (\bar{X}_H \hat{\beta}_H - \bar{X}_F \hat{\beta}_H) + (\bar{X}_F \hat{\beta}_H - \bar{X}_F \hat{\beta}_F) \\ &= (\bar{X}_H - \bar{X}_F) \hat{\beta}_H + \bar{X}_F (\hat{\beta}_H - \hat{\beta}_F) \\ &= CE_{H,F} + CI_{H,F} \end{aligned} \quad (\text{A-5-4})$$

où  $CE_{(H,F)}$  désigne la composante expliquée de l'écart du niveau de vie entre les deux groupes de ménages et  $CI_{(H,F)}$  désigne la composante inexpliquée de ce même écart. Dans cette décomposition, on suppose que la norme en termes de rendement de capital humain est le rendement estimé spécifique au groupe de ménages soutenus par un homme ( $\hat{\beta}_H$ ). Tableau A-5-2 ci-dessous présente les résultats détaillés de la décomposition décrite par l'équation (A-5-4).

**Tableau A-5-2. Résultats de décomposition d'Oaxaca-Blinder**

	Différence expliquée		Différence inexpliquée	
	Coef.	t-Student	Coef.	t-Student
<b>Région – milieu</b>				
<b>Moroni – urbain</b>	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
Ngazidja urbain	-4 193,1	-1,79	-11 791,1	-2,23
Ngazidja rural	14 001,1	2,97	-1 279,4	-0,11
Ndzouani urbain	206,2	0,05	8 844,2	1,33
Ndzouani rural	691,8	0,32	17 063,8	1,38
Mwali urbain	572,3	1,19	2 078,7	1,11
Mwali rural	91,6	0,21	3 641,0	1,81
<b>Démographie</b>				
Logarithme de la taille	-101 759,5	-3,86	-75 899,1	-0,30
Logarithme de la taille au carré	49 135,8	3,02	44 250,4	0,32
Nombre d'enfants 0-5 ans	-4 890,5	-1,90	-21 304,6	-2,00
Nombre d'enfants 6-14 ans	-540,7	-0,52	-11 724,0	-0,72
Nombre de jeunes 15-18 ans	784,3	0,78	13 364,0	1,36
<b>Age du chef du ménage (CM)</b>				
Logarithme de l'âge	21 172,4	0,49	-2 603 705,0	-0,82
Logarithme de l'âge au carré	-16 835,7	-0,40	1 160 583,0	0,72
Accès aux services publics				
Eau	267,4	0,10	-4 330,1	-0,39
Électricité	-846,3	-0,37	-25 510,0	-1,12
<b>Catégorie socioprofessionnelle CM</b>				
<b>Inactif ou retraité</b>	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
Cadre	5 130,2	2,41	4 819,7	1,29
Employé qualifié	2 603,5	0,99	2 328,7	0,96
Employé non-qualifié	SNS		SNS	
Autonome	SNS		SNS	
Autre Employé	-1 487,5	-1,79	463,3	0,49
Chômeur	5 058,5	1,52	-2 284,3	-0,25
<b>Proportion des actifs / ménage</b>				
Masculins	SNS		SNS	
Féminins	-3 198,1	-1,04	3 496,1	0,19
<b>Niveau d'éducation du CM</b>				
<b>Néant</b>	<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
Primaire	2 040,3	1,41	-6 878,8	-1,00
Secondaire général cycle 1	1 620,0	1,36	-2 060,5	-0,39
Secondaire général cycle 2	770,9	0,97	-1 886,0	-1,14
Supérieur/Licence	2 779,8	1,92	-8 146,6	-1,96
Maîtrise/Doctorat	4 799,7	1,99	-4 491,8	-1,01
Constante du modèle				
Constante			1 525 917	0,98

Ref désigne ménage de référence; SNS désigne statistiquement non-significatif. La variable dépendante correspond au niveau de consommation par tête des ménages corrigé de la variation spatiale des prix.

## A-5-2. Utilisation de plusieurs régressions quantiles pour contrôler l'effet des variables omises

La méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) utilisée plus haut produit une estimation de la moyenne conditionnelle du niveau de vie de chaque ménage étant donné la valeur des caractéristiques utilisées comme variables exogènes. En présence d'une importante dispersion de la consommation par tête autour de la moyenne de la distribution conditionnelle, en raison de l'omission de caractéristiques non observables, la qualité de l'ajustement des modèles MCO est généralement faible (autour de 50% dans les meilleurs cas). Dès lors, la composante inexplicée de l'écart du niveau de vie ne peut refléter entièrement la discrimination du genre. Par contre, les régressions quantile peuvent fournir des estimations qui sont plus robustes aux valeurs aberrantes de la variable dépendante. Elles sont également plus efficaces que les estimations MCO lorsque les termes d'erreur ne suivent pas une distribution normale.

Contrairement à la méthode des MCO, qui produit une estimation de la moyenne conditionnelle du niveau de vie de chaque ménage étant donné la valeur des caractéristiques utilisées comme variables exogènes, la régression quantile donne, par approximation, soit la médiane (q50) soit les autres quantiles (q1, q2, ..., q99) de la variable endogène (la consommation par tête du ménage).

Dans le cadre la nouvelle approche, cinq étapes sont suivies pour construire la variable mesurant le niveau de vie contre factuel des ménages soutenus par une femme, et la variable approximant les habilités inobservables du principal soutien de chaque ménage. Ces étapes sont présentées successivement.

### Première étape

Elle consiste à estimer 99 régressions quantiles ( $Q=1,2,\dots,99$ ) pour le groupe de ménages soutenus par un homme et le groupe de ménages soutenus par une femme, respectivement.

$$Y_G = X_G \beta_G(Q) + u_G; \quad G = H, F; \quad Q = 1, 2, \dots, 99 \quad (\text{A-5-5})$$

### Deuxième étape

Elle consiste à prédire pour chaque ménage 99 valeurs possibles de son niveau de consommation par tête. Chacune de ces valeurs correspond à un point possible de la distribution conditionnelle de la consommation par tête.

$$\begin{aligned} \hat{Y}_H(Q) &= X_H \hat{\beta}_H(Q); \quad Q = 1, 2, \dots, 99 \\ \hat{Y}_F(Q) &= X_F \hat{\beta}_F(Q); \quad Q = 1, 2, \dots, 99 \end{aligned} \quad (\text{A-5-6})$$

### Troisième étape

Elle consiste à déterminer pour chaque ménage la valeur absolue de l'écart entre la valeur prédite et la valeur observée de la consommation par tête :

$$\begin{aligned} Diff_H(Q) &= |\hat{Y}_H(Q) - Y_H|; \quad Q = 1, 2, \dots, 99 \\ Diff_F(Q) &= |\hat{Y}_F(Q) - Y_F|; \quad Q = 1, 2, \dots, 99 \end{aligned} \quad (\text{A-5-7})$$

## Quatrième étape

Elle consiste à déterminer pour chaque ménage la valeur de son quantile ( $Q$ ) qui correspond à la valeur minimale de  $Diff_G(Q)$ :

$$\begin{aligned} Diff_H(\hat{Q}) &= \text{Min.} (Diff_H(1), Diff_H(2), \dots, Diff_H(99)) \\ Diff_F(\hat{Q}) &= \text{Min.} (Diff_F(1), Diff_F(2), \dots, Diff_F(99)) \end{aligned} \quad (\text{A-5-8})$$

La valeur de  $\hat{Q}$  est donc considérée comme une mesure des habilités inobservables du principal soutien de ce ménage.

## Cinquième étape

Calculer le niveau de consommation par tête contre factuel de chaque ménage soutenu par une femme si les caractéristiques des ménages de ce groupe étaient rétribuées de la même façon que les caractéristiques des ménages soutenus par un homme. Contrairement au cas précédent où une seule équation de régression (MCO) est utilisée pour chaque groupe de ménage, ce calcul tient compte de la position de chaque ménage ( $Q$ ) dans la distribution conditionnelle du sous-groupe auquel il appartient :

$$\hat{Y}_F(\hat{Q}) = X_F \hat{\beta}_H(\hat{Q}) \quad (\text{A-5-9})$$

Le niveau de consommation par tête *contre factuel* donné par l'équation (A-5-9) correspond donc au niveau de consommation par tête *sans discrimination*. Après l'avoir déterminé, il devient aisé d'évaluer la *composante expliquée* ( $CE_{H,F}$ ) et la *composante inexpliquée* ( $CI_{H,F}$ ) de l'écart de niveau de vie entre les deux groupes de ménages. Celles-ci sont respectivement données par :

$$\begin{aligned} CE_{H,F} &= \frac{1}{N_H} \sum_{i=1}^{i=N_H} n_H^i w_H^i Y_H^i - \frac{1}{N_F} \sum_{i=1}^{i=N_F} n_F^i w_F^i \hat{Y}_F^i(\hat{Q}) \\ CI_{H,F} &= \frac{1}{N_F} \sum_{i=1}^{i=N_F} n_F^i w_F^i (\hat{Y}_F^i(\hat{Q}) - Y_F^i) \end{aligned} \quad (\text{A-5-10})$$

où  $N_G$  désigne la taille de la population du groupe de ménages  $G$ ,  $n_F^i$  désigne la taille du ménage  $i$  du groupe  $G$ , et  $w_F^i$  désigne le coefficient d'extrapolation du ménage  $i$  du groupe  $G$ .

Pour déterminer la composante expliquée ( $CE_{H,F}$ ) et la composante inexpliquée ( $CI_{H,F}$ ), nous pouvons alternativement ré-estimer l'équation (A-5-1) avec la méthode des MCO mais en y ajoutant comme variable explicative, la nouvelle variable qui approxime les habilités inobservés du principal soutien de chaque ménage ( $\hat{Q}^i$ ). L'estimation de l'équation (A-5-1) avec la nouvelle variable explicative a permis d'améliorer considérablement la qualité d'ajustement des modèles MCO comme le montre clairement le Tableau A-5-3 ci-dessous.

**Tableau A-5-3. Les résultats d'estimation des déterminants du niveau de vie en contrôlant les habilités inobservables des principaux soutiens des ménages**

	Chef de ménage de sexe masculin		Chef de ménage de sexe féminin	
	Coef.	t-Student	Coef.	t-Student
<b>Région – milieu</b>				
<b>Moroni –urbain</b>	<b>Réf.</b>		<b>Réf.</b>	
Ngazidja urbain	149,971.4	9.19	295,530.1	9.77
Ngazidja rural	138,041.2	9.65	119,263.3	4.65
Ndzouani urbain	212,512.4	15.32	149,701.7	6.89
Ndzouani rural	62,518.7	4.2	-19,681.1	-0.91

Mwali urbain	-33,531.5	-2.1	-67,272.9	-2.61
Mwali rural	-7,025.3	-0.5	-57,144.5	-2.4
<b>Démographie</b>				
Logarithme de la taille	-847,122.6	-12.97	-733,311.8	-8.66
Logarithme de la taille au carré	122,800.3	6.41	67,246.1	2.4
Nombre d'enfants 0-5 ans	-21,113.3	-3.98	11,471.8	1.04
Nombre d'enfants 6-14 ans	-5,490.4	-1.38	7,743.2	0.96
Nombre de jeunes 15-18 ans	-15,518.1	-2	-47,162.6	-3.8
Age du chef du ménage(CM)				
Logarithme de l'âge	590,510.0	2.13	1,167,168.0	2.91
Logarithme de l'âge au carré	-71,226.0	-1.94	-137,631.7	-2.52
<b>Accès aux services publics</b>				
Eau	115,001.1	9.23	120,309.9	5.54
Électricité	73,303.6	6.35	149,864.3	7.49
<b>Catégorie socioprofessionnelle CM</b>				
<b>Inactif ou retraité</b>	<b>Réf.</b>		<b>Réf.</b>	
Cadre	95,292.8	4.75	-61,125.9	-1.62
Employé qualifié	19,228.8	1.64	-48,033.4	-1.86
<b>Employé non-qualifié</b>				
Autonome				
Autre Employé	-69,299.3	-4.24	-167,003.2	-4.62
Chômeur	-46,130.7	-2.56	-24,459.0	-1.05
<b>Proportion des actifs dans le ménage</b>				
Masculins				
Féminins	85,350.6	1.71	70,667.1	1.01
<b>Niveau d'éducation du CM</b>				
<b>Néant</b>	<b>Réf.</b>		<b>Réf.</b>	
Primaire	24,240.5	1.94	28,842.1	1.11
Secondaire général cycle 1	47,920.2	3.44	60,882.5	2.69
Secondaire général cycle 2	65,584.0	2.05	169,291.5	4.86
Supérieur/Licence	69,808.2	4.96	168,385.2	6.37
Maîtrise/Doctorat	317,333.1	5.58	699,591.2	2.96
<b>Habiletés inobservables</b>				
Q	1,564.0	2.11	1,399.0	1.2
Q2	61.6	7.34	64.2	5.08
Constante du modèle				
Constante	-124,657.4	-0.24	-1,462,926.0	-2.01
Nombre d'observations	2,148		982.0	
R <sup>2</sup>	0.82		0.8	

Réf désigne ménage de référence; SNS désigne statistiquement non-significatif. La variable dépendante correspond au niveau de consommation par tête des ménages corrigé de la variation spatiale des prix

À l'aide des nouveaux résultats d'estimation reportés au Tableau A-5-3, il est possible de refaire la décomposition d'Oaxaca-Blinder décrite par l'équation (A-5-4). Le Tableau A-5-4 ci-dessous présente les résultats détaillés de cette nouvelle décomposition.

**Tableau A-5-4. Résultats de décomposition d'Oaxaca-Blinder lorsqu'on tient compte des effets des habilités inobservables**

	Différence expliquée		Différence inexpliquée	
	Coef.	t-Student	Coef.	t-Student
<b>Région – milieu</b>				
<b>Moroni - urbain</b>	<b>Ref.</b>		<b>Ref.</b>	
Ngazidja urbain	-4,230,8	-1,8	-12,551,5	-3,5
Ngazidja rural	13,902,2	3,3	3,870,4	0,6
Ndzouani urbain	203,5	0,1	8,453,2	2,3
Ndzouani rural	610,6	0,3	22,685,7	3,0
Mwali urbain	650,9	1,8	1,510,6	1,1
Mwali rural	131,2	0,5	2,482,8	1,8
<b>Démographie</b>				
Logarithme de la taille	-95,796,9	-4,0	-185,367,0	-1,1
Logarithme de la taille au carré	41,792,1	3,1	160,520,2	1,6
Nombre d'enfants 0-5 ans	-6,241,6	-3,0	-21,665,0	-2,6
Nombre d'enfants 6-14 ans	-957,8	-1,1	-16,976,7	-1,5
Nombre de jeunes 15-18 ans	1,092,1	1,1	16,156,3	2,1
<b>Age du chef du ménage (CM)</b>				
Logarithme de l'âge	46,967,2	1,9	-2,147,562,0	-1,2
Logarithme de l'âge au carré	-41,602,1	-1,8	927,814,3	1,0
Accès aux services publics				
Eau	286,2	0,1	-1,512,4	-0,2
Électricité	-817,5	-0,4	-51,998,4	-3,3
<b>Catégorie socioprofessionnelle CM</b>				
<b>Inactif ou retraité</b>	<b>Ref.</b>		<b>Ref.</b>	
Cadre	4,423,0	2,9	6,779,7	2,8
Employé qualifié	2,400,6	1,6	3,131,8	2,2
Employé non-qualifié	SNS		SNS	
Autonome	SNS		SNS	
Autre Employé	-1,784,5	-2,7	1,265,0	1,8
Chômeur	5,321,3	2,2	-4,613,0	-0,7
<b>Proportion des actifs dans le ménage</b>				
Masculins	SNS		SNS	
Féminins	-2,884,5	-1,6	1,695,5	0,2
<b>Niveau d'éducation du CM</b>				
<b>Néant</b>	<b>Ref.</b>		<b>Ref.</b>	
Primaire	1,572,0	1,6	-787,3	-0,2
Secondaire général cycle 1	1,326,5	1,5	-1,534,0	-0,5
Secondaire général cycle 2	629,4	1,3	-1,453,4	-1,9
Supérieur/Licence	2,889,4	2,7	-7,030,3	-3,0
Maîtrise/Doctorat	4,756,0	2,3	-3,763,5	-1,3
<b>Habilités inobservables</b>				
Q	-4,944,6	-1,4	8,997,1	0,1
Q2	-22,629,5	-1,8	-10,348,0	-0,2
<b>Constante du modèle</b>				
Constante			1,338,269,0	1,5

Ref désigne ménage de référence; SNS désigne statistiquement non-significatif. La variable dépendante correspond au niveau de consommation par tête des ménages corrigé de la variation spatiale des prix.

### A-5.3. Mesurer la discrimination de genre

Comme nous venons de l'illustrer à la section précédente, la composante inexpliquée de l'écart de niveau de vie entre les deux groupes de ménages (définis selon le sexe de leur principal soutien) peut être considérée comme l'une des mesures possibles de la discrimination de genre.

$$\begin{aligned} CI_{H,F} &= \frac{1}{N_F} \sum_{i=1}^{i=N_F} n_F^i w_F^i (\hat{Y}_F^i(\hat{Q}) - Y_F^i) \\ CI_{H,F} &= \frac{1}{N_F} \sum_{i=1}^{i=N_F} n_F^i w_F^i \Delta Y_F^i \end{aligned} \quad (A-5-11)$$

La mesure de la discrimination décrite par l'équation (A-5-11) correspond donc à la moyenne des écarts estimés entre le niveau de vie sans *discrimination* et le niveau de vie réel des ménages soutenus par une femme. Lorsque cet écart est positif ( $\Delta Y_F^i > 0$ ), nous pouvons qualifier la discrimination subie par le ménage *ide négative* car son niveau de vie réel,  $Y_F^i$ , est inférieur à son niveau de vie *sans discrimination*,  $\hat{Y}_F^i(\hat{Q})$ . Par contre, lorsque cet écart est négatif ( $\Delta Y_F^i < 0$ ), nous pouvons parler d'une discrimination de positive car elle s'opère au profit du ménage *i* ( $Y_F^i > \hat{Y}_F^i(\hat{Q})$ ).

Cette mesure risque, toutefois, de sous-estimer l'ampleur de la discrimination. En effet,  $\Delta Y_F^i$  peut être positif pour certains ménages et négatif pour d'autres. L'utilisation de la moyenne de ces écarts (comme une mesure de la discrimination) signifie qu'une discrimination négative au détriment de certains ménages peut être annulée par une discrimination positive au profit d'autres ménages. Ceci est évidemment insensé car seule la compensation des ménages qui subissent la discrimination négative peut annuler leur préjudice. L'un des moyens pour résoudre ce problème consiste à définir tout d'abord une mesure individuelle de la discrimination comme étant égale à :

$$\Lambda Y_F^i = \text{Max.}(\Delta Y_F^i; 0) = \text{Max.}((\hat{Y}_F^i(\hat{Q}) - Y_F^i); 0) \quad (A-5-12)$$

de sorte que la mesure individuelle de la discrimination de genre ( $\Lambda Y_F^i$ ) soit positive pour les ménages qui la subissent et nulle pour les ménages qui ne la subissent pas. L'idée consiste ensuite de transformer cette mesure individuelle en une mesure agrégée de la discrimination. Pour cela, nous proposons ici une classe de mesure de discrimination de genre analogue à la classe des mesures de pauvreté de Foster, Greer et Thorbecke (1984) décrite par les équations (A-3-1) à (A-3-4) de l'annexe III.

La première mesure est l'incidence de la discrimination de genre. Elle mesure le pourcentage du segment de la population vivant au sein de ménages soutenus par une femme qui subissent les préjudices de la discrimination du genre :

$$\Pi_0(\Lambda Y_F) = \frac{1}{N_F} \sum_{i=1}^{i=N_F} n_F^i w_F^i I(\Lambda Y_F^i > 0) \quad (A-5-13)$$

où  $I(.)$  est la fonction indicatrice qui prend la valeur de 1 si son argument est vrai, 0 sinon.

Comme l'incidence de la pauvreté, l'incidence de la discrimination de genre est insensible à l'intensité de la discrimination. Pour remédier à ce problème, la deuxième mesure consiste donc à prendre la moyenne des  $\Lambda Y_F^i$  comme une mesure de l'intensité de la discrimination de genre. Cette mesure prend la forme suivante :

$$\Pi_1(\Lambda Y_F) = \frac{1}{N_F} \sum_{i=1}^{i=N_F} n_F^i w_F^i \Lambda Y_F^i \quad (A-5-14)$$

L'inconvénient majeur de la mesure  $\Pi^i_F$  est que cette mesure ne tient pas compte de la disparité de l'ampleur de la discrimination de genre à travers les ménages soutenus par une femme. Pour cela, nous proposons une troisième mesure que nous pouvons appeler la sévérité de la discrimination du genre. Analytiquement, cette mesure peut s'écrire comme suit :

$$\Pi_2(\Lambda Y_F) = \frac{1}{N_F} \sum_{i=1}^{N_F} n_F^i w_F^i (\Lambda Y_F^i)^2 \quad (\text{A-5-15})$$

De façon générale, une classe de mesure de la discrimination de genre peut être décrite par l'équation suivante :

$$\Pi_\alpha(\Lambda Y_F) = \frac{1}{N_F} \sum_{i=1}^{N_F} n_F^i w_F^i (\Lambda Y_F^i)^\alpha \quad (\text{A-5-16})$$

où  $\alpha$  désigne ici un paramètre d'aversion à la discrimination. Plus la valeur de  $\alpha$  est élevée, plus la pondération assignée aux ménages qui subissent un niveau de discrimination élevé est importante. Pour  $\alpha = 0$ , la mesure  $\Pi_\alpha(\Lambda Y_F)$  est égale à  $\Pi_0(\Lambda Y_F)$ , soit l'incidence de la discrimination de genre. Pour  $\alpha = 1$ , nous obtenons une mesure de l'intensité de la discrimination de genre telle que décrite par l'équation (A-5-14). Enfin, pour  $\alpha \geq 2$ , les mesures  $\Pi_\alpha(\Lambda Y_F)$  sont sensibles à la disparité de l'ampleur de la discrimination au sein du groupe des ménages soutenus par une femme.

La forme analytique de  $\Pi_\alpha(\Lambda Y_F)$  décrite par l'équation (A-5-16) présente l'avantage d'être additivement décomposable. Ainsi, il est intéressant d'examiner comment l'ampleur de la discrimination varie à travers les régions des Comores ou les catégories socioprofessionnelles:

$$\Pi_\alpha^g(\Lambda Y_F) = \frac{1}{N_F} \sum_{g=1}^{G_F} N_F^g \Pi_\alpha^{F,g} \quad (\text{A-5-17})$$

Par ailleurs, la forme analytique de  $\Pi_\alpha^F$  décrite par l'équation (A-5-16) correspond à une mesure monétaire de l'ampleur de la discrimination de genre *mais seulement pour  $\alpha = 1$* . Pour  $\alpha \geq 2$  par contre, la mesure  $\Pi_\alpha(\Lambda Y_F)$  décrite par l'équation (A-5-16) doit être interprétée comme une mesure *ordinaire* de la discrimination. Dans la mesure où il est souhaitable de pouvoir toujours assigner une interprétation monétaire à la mesure  $\Pi_\alpha(\Lambda Y_F)$  pour  $\alpha \geq 2$  comme pour  $\alpha = 1$ , il est préférable de réécrire l'équation (A-5-16) sous la forme suivante :

$$\Psi_\alpha(\Lambda Y_F) = \left[ \frac{1}{N_F} \sum_{i=1}^{N_F} n_F^i w_F^i (\Lambda Y_F^i)^\alpha \right]^{\frac{1}{\alpha}} \quad \text{pour } \alpha \geq 1 \quad (\text{A-5-18})$$

### Mesures absolues et mesures relatives de la discrimination de genre

Il est légitime à ce stade de se demander si les mesures de la discrimination de genre doivent être des mesures absolues ou des mesures relatives de l'ampleur de la discrimination de genre. Les mesures décrites par les équations (A-5-13) à (A-5-18) sont en réalité des mesures absolues de la discrimination de genre.

Pour définir des mesures *relatives*, plusieurs options sont possibles.

La première consiste tout simplement à normaliser les mesures individuelles de la discrimination décrites par l'équation (A-5-12) par la moyenne du niveau de consommation par tête sans discrimination :

$$\Xi Y_F^i = \text{Max.} \left( \frac{\Delta Y_F^i}{\bar{Y}_F(\hat{Q})}; 0 \right) = \text{Max.} \left( \left( \frac{\hat{Y}_F^i(\hat{Q}) - Y_F^i}{\bar{Y}_F(\hat{Q})} \right); 0 \right) \quad (\text{A-5-19})$$

où la valeur de  $\bar{Y}_F(\hat{Q})$  est donnée par :

$$\bar{Y}_F(\hat{Q}) = \frac{1}{N_F} \sum_{i=1}^{i=N_F} n_F^i w_F^i \hat{Y}_F^i(\hat{Q})$$

La substitution de  $\Xi Y_F^i$  à  $\Delta Y_F^i$  dans les équations (A-5-13) à (A-5-18) n'entraîne aucun changement de la mesure de l'incidence de la discrimination ( $\Pi_0(\Delta Y_F) = \Pi_0(\Xi Y_F)$ ). Par contre, les mesures de discrimination  $\Psi_\alpha(\Xi Y_F)$  s'interpréteront plus en termes monétaires, mais en pourcentage du niveau de vie moyen *sans discrimination*,  $\bar{Y}_F(\hat{Q})$ , du groupe de ménages soutenus par une femme.

La seconde consiste plutôt à diviser la mesure la discrimination propre à chaque ménage  $\Delta Y_F^i$  (voir équation (A-5-12) plus haut) par le niveau de vie sans discrimination du même ménage :

$$\Omega Y_F^i = \text{Max.} \left( \frac{\Delta Y_F^i}{\hat{Y}_F^i(\hat{Q})}; 0 \right) = \text{Max.} \left( \left( \frac{\hat{Y}_F^i(\hat{Q}) - Y_F^i}{\hat{Y}_F^i(\hat{Q})} \right); 0 \right) \quad (\text{A-5-20})$$

où  $\Omega Y_F^i$  désigne le taux de discrimination propre (ou spécifique) à chaque ménage. Encore une fois, la substitution de  $\Omega Y_F^i$  à  $\Delta Y_F^i$  dans les équations (A-5-13) à (A-5-18) n'entraîne aucun changement de la mesure de l'incidence de la discrimination de genre ( $\Pi_0(\Delta Y_F) = \Pi_0(\Xi Y_F) = \Pi_0(\Omega Y_F)$ ). Par contre, les mesures de discrimination  $\Psi_\alpha(\Omega Y_F)$  s'interpréteront ni en termes monétaires comme avec le simple usage de  $\Delta Y_F^i$ , ni même en pourcentage du niveau de vie moyen *sans discrimination* avec l'usage de  $\Xi Y_F^i$ . Les mesures de discrimination  $\Psi_\alpha(\Omega Y_F)$  dépendront plutôt de la distribution du taux de discrimination subi par chaque ménage soutenu par une femme (exprimé en proportion de son propre niveau de vie *sans discrimination*). Pour  $\alpha = 1$  par exemple,  $\Psi_1(\Omega Y_F)$  est la moyenne des taux de discrimination subis par les ménages soutenus par une femme. Cette mesure est souvent différente de  $\Psi_1(\Xi Y_F)$  qui correspond plutôt au taux de discrimination au niveau du niveau de vie moyen du groupe de ménage soutenus par une femme. Pour illustrer cette différence, prenons le cas de deux ménages hypothétique de même taille dont le niveau de vie avec et sans discrimination est résumé dans le tableau suivant :

	Ménage 1	Ménage 2	Moyenne
Niveau de vie sans discrimination ( $\hat{Y}_F^i(\hat{Q})$ )	100	500	300
Niveau de vie avec discrimination ( $Y_F^i$ )	70	450	260
Discrimination absolue ( $\Delta Y_F^i$ )	30	50	40
Discrimination relative 1 : ( $\Xi Y_F^i$ )	30/300=0,1	50/300=0,16	(0,1+0,16)/2=0,13
Discrimination relative 2 : ( $\Omega Y_F^i$ )	30/100=0,3	50/500=0,1	(0,3+0,1)/2=0,2

Nous pouvons également remarquer que la moyenne des  $\Xi Y_F$  peut être alternativement donné par le rapport entre le niveau de discrimination absolue moyen (40) et le niveau de vie sans discrimination moyen (300). Cela explique pourquoi  $\Psi_1(\Xi Y_F)$  correspond au taux de discrimination au niveau du niveau de vie moyen du groupe de ménage soutenus par une femme. Par contre,  $\Psi_1(\Omega Y_F)$  est la moyenne des taux de discriminations propres à chaque ménage et celle-ci est souvent différente du taux de discrimination au pont moyen.

Force est également de remarquer que la mesure  $\Psi_1(\Xi Y_F)$  peut être exprimée comme suit :

$$\Psi_1(\Xi Y_F) = \frac{1}{N_F} \sum_{i=1}^{N_F} n_F^i w_F^i \left( \frac{\hat{Y}_F^i(\hat{Q})}{\hat{Y}_F(\hat{Q})} \right) (\Omega Y_F^i) \quad (\text{A-5-21})$$

Autrement dit, la mesure  $\Psi_1(\Xi Y_F)$  correspond aussi à une sorte de moyenne des taux de discriminations propres à chaque ménage mais avec un système de pondération qui tient à la fois du poids démographique et, aussi, du poids économiques de chaque ménage. Dès lors, si les ménages les plus pauvres subissent les taux de discrimination propres les plus élevés, comme dans le contre-exemple du tableau ci-dessus, la mesure  $\Psi_1(\Omega Y_F)$  révélera un niveau de discrimination agrégée plus élevée que la mesure  $\Psi_1(\Xi Y_F)$ . De façon générale, les mesures  $\Psi_\alpha(\Omega Y_F)$  sont donc plus sensibles au niveau de discrimination subi par les ménages les plus pauvres que le sont les  $\Psi_\alpha(\Xi Y_F)$ . L'équation A-5-21 montre que les deux mesures ne révèlent le même niveau de discrimination relative globale que dans le cas exceptionnel où tous les ménages soutenus par une femme ont exactement le même niveau de vie.

