

Université Montesquieu - Bordeaux IV
Centre d'économie du développement



PAUVRETÉ

**ET INÉGALITÉ
EN AFRIQUE**

*CONTRIBUTION
A L'ANALYSE
SPATIALE*

SÉRIE DE RECHERCHE **4**

Jean-Pierre Lachaud

Institut de recherche pour le développement
*UR Pauvreté et développement
socialement durable*

Pauvreté et inégalité en Afrique
Contribution à l'analyse spatiale

Du même auteur

Le développement spontané : les activités informelles en Afrique,
(en collaboration avec M.Penouil), Pédone, Paris, 1985

Le marché du travail urbain en Côte d'Ivoire : structure et segmentation,
Institut international d'études sociales, Genève, 1989

Le désengagement de l'Etat et les ajustements sur le marché du travail en Afrique francophone,
Institut international d'études sociales, Genève, 1989

Pauvreté et marché du travail urbain en Afrique subsaharienne : analyse comparative,
Institut international d'études sociales, Genève, 1994

The labour market in Africa,
Institut international d'études sociales, Genève, 1994

Les femmes et le marché du travail urbain en Afrique subsaharienne,
L'harmattan, Paris, 1997

Pauvreté, vulnérabilité et marché du travail au Burkina Faso,
Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement, Pessac, 1997

Pauvreté, ménages et genre en Afrique subsaharienne. Nouvelles dimensions analytiques,
Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement, Pessac, 1999

La pauvreté aux Comores : concepts, mesure et analyse,
Programme des nations unies pour le développement-Organisation internationale du travail,
Genève, 2000

Université Montesquieu – Bordeaux IV
Centre d'économie du développement
Institut de recherche pour le développement
UR Pauvreté et développement socialement durable

PAUVRETÉ ET INÉGALITÉ EN AFRIQUE

CONTRIBUTION À L'ANALYSE SPATIALE

Jean-Pierre Lachaud

Série de recherche

4

Copyright © Université Montesquieu – Bordeaux IV (Centre d'économie du développement) ; Institut de recherche pour le développement (UR Pauvreté et développement socialement soutenable) 2000

De courts passages pourront être reproduits sans autorisation, à la condition que leur source soit dûment mentionnée. Toute demande d'autorisation de reproduction ou de traduction devra être adressée au service d'édition, *Centre d'économie du développement, avenue Léon Duguit - 33608 Pessac (France)*.

ISBN 2-9509947-3-3

Première édition 2000

Les articles, études et autres textes signés n'engagent que leurs auteurs et leur publication ne signifie pas que l'Université Montesquieu - Bordeaux IV ou le CED souscrivent aux opinions qui y sont exprimées.

Les demandes pour cette publication doivent être adressées à : *Centre d'économie du développement, avenue Léon Duguit - 33608 Pessac (France)*.
Tel : (33) 5 56 84 29 38 — Fax : (33) 5 56 84 85 06
E-Mail : Ced@Montesquieu.u-Bordeaux.fr

Avant-propos

Le présent ouvrage constitue un produit de *l'UR Pauvreté et développement socialement durable* de l'Institut de recherche pour le développement, dont le Centre d'économie du développement – CED – de l'Université Montesquieu-Bordeaux IV est une implantation secondaire. Il rassemble plusieurs études relatives à la pauvreté et à l'inégalité en Afrique – Burkina Faso, Comores et Mauritanie –, récemment publiées dans la série *Document de travail* du CED, dans des *revues françaises et internationales*, ou en tant que *contributions spécifiques*. En attirant l'attention sur le fait que l'opportunité et l'efficacité du ciblage spatial des politiques en direction des groupes les plus défavorisés, risquent d'être fragilisées par l'ambiguïté des choix méthodologiques nécessaires à l'appréhension de la pauvreté, et l'imparfaite compréhension de ses déterminants, cet ouvrage souhaite, à travers les diagnostics établis, contribuer à mieux éclairer les gouvernements, les décideurs publics et privés, et les partenaires du développement dans l'élaboration de politiques et programmes de lutte contre la pauvreté en Afrique.

Les analyses et les conclusions développées dans cette étude sont issues, la plupart du temps, du traitement des bases de données d'enquêtes nationales auprès des ménages au Burkina Faso – Institut national de la statistique et de la démographie –, aux Comores – Direction de la statistique et du plan – et en Mauritanie – Office national de la statistique –, réalisé par l'auteur de la présente recherche. Ce dernier est seul responsable des idées exprimées.

Nous remercions M.O.Mathias Sanou, Administrateur de la cellule d'exécution du Projet d'appui institutionnel aux dimensions sociales de l'ajustement du Burkina Faso, financé par la Banque africaine de développement, M.A.M.Sinane, économiste du Programme des nations unies pour le développement à Moroni (Comores), et M.C.A.O.Houeibib, Directeur de l'Office national de la statistique de Mauritanie, pour la mise à disposition des bases de données. Nous témoignons également notre gratitude à l'égard des bureaux du Programme des nations unies pour le développement des Comores – en particulier, M.A.Carvalho, Représentant Résident – et de Mauritanie pour leur coopération, et sans lesquels cette recherche n'aurait pas été possible.

Table des matières

1. Introduction	1
1. <i>Stratégies de développement et analyse spatiale de la pauvreté</i>	1
2. <i>Analyse spatiale de la pauvreté et options méthodologiques</i>	5
3. <i>Les sources statistiques</i>	8
1. Burkina Faso	8
2. Comores	9
3. Mauritanie	10
2. Echelles d'équivalence et différentiel spatial de pauvreté et d'inégalité au Burkina Faso	13
1. <i>Courbes d'Engel et échelles d'équivalence</i>	14
1. La méthode	14
2. L'estimation économétrique	17
2. <i>Echelles d'équivalence et pauvreté spatiale</i>	22
1. Echelles d'équivalence et différentiel spatial de pauvreté	20
2. Echelles d'équivalence, pauvreté et analyse de sensibilité	27
3. Economies d'échelle, pauvreté et dominance	31
3. <i>Echelles d'équivalence et inégalité spatiale</i>	34
1. La méthode	34
2. Economies d'échelle et décomposition de Gini rural-urbain	37
3. Economies d'échelle et décomposition de Gini des milieux rural et urbain	39
Conclusion	42
3. Disparités spatiales de pauvreté au Burkina Faso : «capabilities» versus dépenses	45
1. <i>Concepts et méthodes</i>	47
1. Besoins de base et pauvreté micro-multidimensionnelle	47
2. Sources statistiques et organisation des informations	51
2. <i>Pauvreté spatiale et besoins de base</i>	54
1. Mesures multidimensionnelles de la pauvreté, régions et milieu	54
2. Besoins de base, pauvreté spatiale et genre	58

3.	Besoins de base, pauvreté et statut du travail	62
3.	<i>Besoins de base ou dépenses ?</i>	65
	Conclusion	68
4.	Les différences spatiales de pauvreté en Mauritanie : un test de dominance stochastique	71
1.	<i>Pauvreté et dominance stochastique</i>	73
2.	<i>Pauvreté spatiale et dominance</i>	80
1.	Indicateurs de pauvreté, régions et milieu	80
2.	Pauvreté, régions, milieu et dominance	87
3.	<i>Dynamique spatiale de pauvreté et dominance</i>	93
1.	Dynamique spatiale de pauvreté rurale et dominance	94
2.	Dynamique spatiale de pauvreté urbaine et dominance	99
	Conclusion	102
5.	Les déterminants de la réduction de l'inégalité et de la pauvreté en Mauritanie	103
1.	<i>Contexte macro-économique et dynamique de l'inégalité et de la pauvreté</i>	105
1.	Le contexte macro-économique	105
2.	L'évolution de l'inégalité et de la pauvreté	107
3.	La relation entre la croissance économique, l'inégalité et la pauvreté	112
2.	<i>Concepts et méthodes</i>	114
1.	Inégalité et stratification du bien-être	115
2.	Décomposition des écarts de bien-être	116
3.	<i>Pauvreté et écarts de bien-être</i>	119
1.	Les estimations économétriques	119
2.	La décomposition des écarts de bien-être	124
4.	<i>Inégalité et bien-être</i>	128
1.	Décomposition non-conditionnelle	128
2.	Décomposition conditionnelle	129
	Conclusion	132
6.	Envois de fonds, inégalité et pauvreté au Burkina Faso	135
1.	<i>Sources de revenus, envois de fonds et capital social</i>	138
1.	Sources de revenus des ménages et transferts	138

2.	Transferts privés et institutionnels des ménages	141
3.	Transferts privés des ménages et capital social	144
2.	<i>Concepts et méthodes</i>	148
1.	Les envois de fonds, transferts exogènes de revenus	148
2.	Les envois de fonds, substituts potentiels de revenus	152
3.	<i>Envois de fonds, inégalité et bien-être : transferts exogènes de revenus</i>	157
1.	Sources de revenus, transferts et inégalité	157
2.	Variation des revenus, inégalité et bien-être	159
4.	<i>Envois de fonds et pauvreté : substituts potentiels de revenus</i>	163
1.	Les estimations économétriques	163
2.	Envois de fonds, imputation du niveau de vie et pauvreté	168
	Conclusion	174
7.	La pauvreté dans une économie insulaire : le cas des Comores	177
1.	<i>Concepts et méthodes</i>	181
1.	Bien-être et seuil de pauvreté	182
2.	Identification des groupes socio-économiques : a priori versus a posteriori	185
2.	<i>Pauvreté, emploi et chômage</i>	191
1.	Stratification du marché du travail et pauvreté	191
2.	Chômage, chômeurs et pauvreté	198
3.	<i>La dynamique de la pauvreté</i>	202
1.	Croissance économique et pauvreté	203
2.	Performances économiques et réduction de la pauvreté : simulations	206
4.	<i>Les déterminants de la pauvreté</i>	208
1.	Pauvreté et distribution nationale du niveau de vie	208
2.	Pauvreté et distribution insulaire du niveau de vie	212
5.	<i>Pauvreté et genre</i>	215
1.	Marché du travail, pauvreté et genre	215
2.	Ménages, genre et stratégies de survie	224
3.	Pauvreté, exclusion et genre	227
6.	<i>Besoins essentiels et pauvreté</i>	230
1.	Besoins essentiels et pauvreté macro-multidimensionnelle	230
2.	Besoins essentiels et pauvreté micro-multidimensionnelle	234
	Conclusion	243
8.	Conclusion	247

Références bibliographiques 259

Annexes 271

Liste des tableaux

Tableau 1.2 :	Coefficients de régression des estimations de la courbe d'Engel – Burkina Faso 1994-95	19
Tableau 2.2 :	Paramètres statistiques de la pauvreté des ménages selon leur localisation spatiale – pourcentage, sauf indications contraires – $\gamma=1$; $\theta=1$ – Burkina Faso 1994-95	21
Tableau 3.2 :	Paramètres statistiques de la pauvreté des ménages selon leur localisation spatiale – pourcentage, sauf indications contraires – $\gamma=0,6$; $\theta=0,53$ – Burkina Faso 1994-95	22
Tableau 4.2 :	Statistique η testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté selon les milieux et régions en fonction de la valeur de γ et θ – Burkina Faso 1994-95	26
Tableau 5.2 :	Décomposition de l'indice de Gini du niveau de vie selon les milieux rural et urbain en fonction de la valeur de γ et θ – Burkina Faso 1994-95	38
Tableau 6.2 :	Décomposition de l'indice de Gini du niveau de vie selon le milieu urbain en fonction de la valeur de γ et θ – Burkina Faso 1994-95	40
Tableau 7.2 :	Décomposition de l'indice de Gini du niveau de vie selon le milieu rural en fonction de la valeur de γ et θ – Burkina Faso 1994-95	40
Tableau 1.3 :	Décomposition des mesures de la pauvreté non monétaire P_e et P_α des ménages selon leur localisation spatiale et l'accès aux besoins de base, Burkina Faso 1994-95	55

Tableau 2.3 :	Décomposition des mesures de la pauvreté non monétaire P_e et P_α des ménages selon leur localisation spatiale, le sexe du chef de ménage et l'accès aux besoins de base, Burkina Faso 1994-95	60
Tableau 3.3 :	Décomposition des mesures de la pauvreté non monétaire P_e et P_α des ménages selon l'accès aux besoins de base et le statut du travail du chef de ménage, Ouagadougou 1992	62
Tableau 4.3 :	Décomposition des mesures de la pauvreté non monétaire P_e et P_α des ménages ruraux selon le statut du chef de ménage et l'accès aux besoins de base, Burkina Faso 1994-95	63
Tableau 5.3 :	Décomposition des mesures de la pauvreté non monétaire P_e et P_α des ménages urbains selon le statut du chef de ménage et l'accès aux besoins de base, Burkina Faso 1994-95	63
Tableau 6.3 :	Coefficients de régression des estimations probit et tobit des déterminants du ratio et de la profondeur de pauvreté des ménages – $\alpha = 2$; chefs de ménage 10 ans et plus – Burkina Faso 1994-95	66
Tableau 1.4 :	Indicateurs de pauvreté des ménages – élasticité-taille = 1 – selon les régions et le milieu – Mauritanie 1995-96	83
Tableau 2.4 :	Ratios de pauvreté des ménages – élasticité-taille = 1 – selon les régions et le milieu pour différentes lignes de pauvreté – Mauritanie 1995-96	89
Tableau 3.4 :	Conditions de robustesse de la pauvreté spatiale relative – $e = 1$ – par rapport à Nouakchott non précaire – Mauritanie 1995-96	93
Tableau 4.4 :	Indicateurs de pauvreté – $e = 1$ – selon les régions et le milieu et statistique η testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté selon les groupes considérés – Mauritanie 1990-96	95
Tableau 5.4 :	Robustesse de la pauvreté spatiale relative – $e = 1$ – intertemporelle – Mauritanie 1990-96	98
Tableau 1.5 :	Indicateurs de pauvreté, de bien-être et d'inégalité des ménages – Mauritanie 1990-96	109

Tableau 2.5 :	Décomposition de la variation de la pauvreté au cours de la période 1990-96 selon les effets de croissance et de distribution – Mauritanie 1990-96	114
Tableau 3.5 :	Coefficients de régression des estimations par les moindres carrés des déterminants du log du ratio de bien-être des ménages selon le milieu et l'année – Mauritanie 1990-96	122
Tableau 4.5 :	Décomposition du différentiel du logarithme du ratio de bien-être des ménages entre 1990 et 1996 selon le milieu – Mauritanie 1990-96	127
Tableau 5.5 :	Décompositions non-conditionnelle et conditionnelle de l'indice de Gini du ratio de bien-être selon le milieu – Mauritanie 1990-96	130
Tableau 6.5 :	Déterminants de l'inégalité : décomposition conditionnelle inter-groupes de l'indice de Gini du ratio de bien-être selon le milieu – Mauritanie 1990-96	131
Tableau 1.6 :	Sources des revenus de l'ensemble des ménages selon divers paramètres du chef de ménage – 10 ans et plus – et du groupe – pourcentage – Burkina Faso 1994-95	139
Tableau 2.6 :	Répartition des transferts des ménages bénéficiant d'une quelconque redistribution selon divers paramètres du chef de ménage – 10 ans et plus – et du groupe – pourcentage – Burkina Faso 1994-95	142
Tableau 3.6 :	Répartition des transferts privés des ménages bénéficiant systématiquement d'envois de fonds selon leur origine et divers paramètres du chef de ménage – 10 ans et plus – et du groupe – pourcentage – Burkina Faso 1994-95	145
Tableau 4.6 :	Incidence des transferts privés des ménages – envoi de fonds – selon le niveau de vie du groupe – pourcentage – Burkina Faso 1994-95	146
Tableau 5.6 :	Sources de revenus, transferts et inégalité – Burkina Faso 1994-95	159
Tableau 6.6 :	Effets d'une augmentation de un pour cent d'une source donnée de revenus sur le bien-être – Burkina Faso 1994-95	160

Tableau 7.6 :	Coefficients des équations probit bivariées d'offre de travail des chefs de ménage – 10 ans et plus – et des envois de fonds en direction des ménages selon le milieu – Burkina Faso 1994-95	164
Tableau 8.6 :	Coefficients de régression : moindres carrés avec et sans biais de sélection du log du niveau de vie des ménages selon le milieu pour les groupes ne bénéficiant pas d'envois de fonds – Burkina Faso 1994-95	165
Tableau 9.6 :	Indicateurs de pauvreté des ménages par rapport aux envois de fonds, selon le statut du travail, le milieu et le sexe du chef, et statistique η testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté selon les cas considérés – Burkina Faso 1994-95	169
Tableau 1.7 :	Statut du travail du chef de ménage selon le milieu et le sexe – 12 ans et plus – pourcentage – Comores 1995	190
Tableau 2.7 :	Mesures de la pauvreté dans les ménages selon le statut du chef de ménage – 12 ans et plus – Comores 1995	192
Tableau 3.7 :	Taux de chômage déclaré – 12 derniers mois – des membres du ménage selon le statut dans le ménage et le milieu – 12 ans et plus – Comores 1995 (%)	199
Tableau 4.7 :	Taux de chômage déclaré selon le niveau de vie, le statut matrimonial et le milieu – 12 ans et plus – Comores 1995 (%)	201
Tableau 5.7 :	Variation de la pauvreté au Comores par rapport à une désagrégation selon les îles – 1995-98 – pourcentage annuel – Comores 1995	204
Tableau 6.7 :	Simulation de la dynamique de la pauvreté en fonction de la croissance du PIB/tête selon les îles – Comores	207
Tableau 7.7 :	Analyse de sensibilité : effets des changements structurels et démographiques sur la distribution du niveau de vie selon les quartiles – Comores 1995	209

Tableau 8.7 :	Coefficients de régression de l'estimation logistique multinomiale de la distribution du niveau de vie selon les quartiles et le milieu – Comores 1995	213
Tableau 9.7 :	Mesures de la pauvreté dans les ménages selon le sexe, le paramètre d'échelle et le statut du chef de ménage – 12 ans et plus – Comores 1995	218
Tableau 10.7 :	Mesures de la pauvreté dans les ménages selon le sexe, le paramètre d'échelle et le milieu – 12 ans et plus – Comore 1995	220
Tableau 11.7 :	Sources des revenus des ménages selon le statut du travail et le sexe du chef de ménage – 12 ans et plus –, et le milieu –pourcentage – Comores 1995	225
Tableau 12.7 :	Pauvreté humaine et monétaire selon les îles – Comores 1995–97	231
Tableau 13.7 :	Décomposition des mesures de la pauvreté non monétaire P_e et P_a des ménages selon leur localisation spatiale et l'accès aux besoins de base, Comores 1995	237
Tableau A1.3 :	Coefficients de régression des estimations probit et tobit des déterminants du ratio et de la profondeur de pauvreté des ménages – $e = 0,5$; chefs de ménage 10 ans et plus – Burkina Faso 1994-95	273
Tableau A1.4 :	Estimation de la statistique η testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté de deux échantillons inhérents aux régions et milieu selon les indices $FGT(\alpha \leq 2)$ – Mauritanie 1995-96	274
Tableau A2.4 :	Ecart de pauvreté normalisé des ménages, $FGT(1)$ – élasticité-taille = 1 – selon les régions et le milieu pour différentes lignes de pauvreté – Mauritanie 1995-96	275
Tableau A1.6 :	Sources des revenus des ménages selon la localisation géographique et divers paramètres du chef de ménage – 10 ans et plus – et du groupe – pourcentage – Burkina Faso 1994-95	277

Tableau A2.6 :	Répartition des transferts selon la localisation géographique et divers paramètres du chef de ménage – 10 ans et plus – et du groupe – pourcentage – Burkina Faso 1994-95	278
Tableau A3.6 :	Répartition des transferts privés des ménages – envois de fonds – selon leur origine, la localisation géographique des ménages et divers paramètres du chef de ménage – 10 ans et plus – et du groupe – pourcentage – Burkina Faso 1994-95	279
Tableau A4.6 :	Incidence de transferts privés des ménages – envois de fonds – selon divers paramètres du chef de ménage – 10 ans et plus – et du groupe le niveau de vie du groupe – pourcentage – Burkina Faso 1994-95	280
Tableau A5.6 :	Statistiques descriptives relatives au chef de ménage – 10 ans et plus – et au groupe selon le milieu et la présence de transferts privés – envois de fonds – en direction des ménages – Burkina Faso 1994-95	281
Tableau A1.7 :	Estimation des lignes de pauvreté par île en termes de biens alimentaires – Comores 1995	282
Tableau A2.7 :	Coefficients de régression des estimations par les moindres carrés des courbes d'Engel des ménages selon les îles – Comores 1995	283
Tableau A3.7 :	Analyse en classification de groupes : variables et analyse de variance – Comores 1995	284
Tableau A4.7 :	Taux de chômage déclaré des membres du ménage selon l'âge et le niveau d'instruction – 12 ans et plus – Comores 1995 (%)	286
Tableau A5.7 :	Elasticités des indices décomposables de pauvreté par rapport au niveau de vie – dépense moyenne – et à l'indice de Gini, et taux marginaux de substitution selon le seuil de pauvreté – Comores 1995	286
Tableau A6.7 :	Coefficients de régression de l'estimation logistique multinomiale de la distribution du niveau de vie selon les quartiles – Comores 1995	287

Tableau A7.7 :	Statistique η testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté selon les groupes considérés en fonction du genre du chef de ménage – Comores 1995	288
Tableau A8.7 :	Coefficients de régression des estimations probit et tobit des déterminants du ratio et de la profondeur de pauvreté des ménages – $\alpha = 2$; chefs de ménage 12 ans et plus – Comores 1995	289

Liste des figures

Figure 1.2 :	Evolution des rapports des ratios et des écarts de pauvreté entre les milieux rural et urbain selon $\theta - \gamma = 0,6$ – Burkina Faso 1994-95	28
Figure 2.2 :	Evolution des rapports des ratios de pauvreté entre les milieux rural et urbain selon θ et γ – Burkina Faso 1994-95	29
Figure 3.2 :	Evolution des rapports des ratios de pauvreté par rapport à la moyenne nationale selon les milieux et les régions en fonction de $\theta - \gamma = 0,6$ – Burkina Faso 1994-95	30
Figure 4.2 :	Courbes TIP – échelle d'équivalence : $\theta = \gamma = 1$ – selon les régions et le milieu – Burkina Faso 1994-95	32
Figure 5.2 :	Courbes TIP – échelle d'équivalence : $\theta = 0,53$; $\gamma = 0,6$ – selon les régions et le milieu – Burkina Faso 1994-95	33
Figure 6.2 :	Décomposition de l'indice de Gini du niveau de vie des ménages en pourcentage selon la valeur du coefficient d'économie d'échelle θ – Burkina Faso 1994-95	38
Figure 7.2 :	Variation de l'indice de Gini du niveau de vie des ménages selon le milieu et la valeur du coefficient d'économies d'échelle θ – Burkina Faso 1994-95	39
Figure 8.2 :	Variation de l'indice de Gini du niveau de vie des ménages selon les régions et milieu urbain, et la valeur du coefficient d'économies d'échelle θ – Burkina Faso 1994-95	41

Figure 9.2 :	Décomposition de l'indice de Gini du niveau de vie des ménages en pourcentage selon la valeur du coefficient d'économies d'échelle θ et le milieu – Burkina Faso 1994-95	41
Figure 1.3 :	Décomposition des mesures de la pauvreté non monétaire – $\alpha=2$ – et ratio de pauvreté selon les régions et le milieu – Burkina Faso 1994-95	57
Figure 2.3 :	Décomposition de la pauvreté non monétaire – $\alpha=2$ – selon les régions et le sexe du chef de ménage – Burkina Faso 1994-95	61
Figure 3.3 :	Pauvreté prédite, ratio et profondeur de la pauvreté – Burkina Faso 1994-95	68
Figure 1.4 :	Courbe TIP – élasticité-taille = 1 – selon le milieu – Mauritanie 1995-96	77
Figure 2.4 :	Courbe d'incidence de pauvreté – élasticité-taille = 1 – selon les régions et le milieu – Mauritanie 1995-96	88
Figure 3.4 :	Courbe TIP – élasticité-taille = 1 – selon les régions et le milieu – Mauritanie 1995-96	92
Figure 4.4 :	Courbe TIP – élasticité-taille = 1 – selon les régions rurales – Mauritanie 1995-96	96
Figure 5.4 :	Courbe TIP – élasticité-taille = 1 – selon le milieu urbain – Mauritanie 1995-96	100
Figure 1.5 :	Courbes TIP – élasticité-taille = 1 – selon le milieu et l'année – Mauritanie 1990-96	110
Figure 1.6 :	Effets des envois de fonds sur la pauvreté rurale – Burkina Faso 1994-95	172
Figure 2.6 :	Effets des envois de fonds sur la pauvreté urbaine – Burkina Faso 1994-95	172
Figure 1.7 :	Courbes TIP selon les groupes socio-économiques – Comores 1995	197
Figure 2.7 :	Courbes TIP selon le genre – Comores 1995	223
Figure 3.7 :	Courbes TIP selon le genre et l'île – Comores 1995	223

Figure 4.7 :	Pauvreté humaine – IPH-1 – et pauvreté monétaire – P0 – selon les îles – Comores 1995	234
Figure 5.7 :	Pauvreté prédite, ratio et profondeur de la pauvreté – Comores 1995	242
Figure 2A.2 :	Evolution des rapports des écarts de pauvreté entre les milieux rural et urbain selon θ et γ – Burkina Faso 1994-95	271
Figure 3A.2 :	Evolution des rapports des écarts de pauvreté par rapport à la moyenne nationale selon les milieux et les régions en fonction de $\theta - \gamma = 0,6$ – Burkina Faso 1994-95	272
Figure A1.4 :	Courbes d'incidence de la pauvreté selon l'approche du niveau de vie par tête : coût des besoins de base et seuil de 370 dollars – Mauritanie 1990 et 1996	276

1. Introduction

Dans les pays les moins avancés, les stratégies de développement accordent, implicitement ou explicitement, une importance grandissante à l'organisation spatiale de la production et de la distribution. En particulier, en Afrique, nombre de pays ont adopté des plans de lutte contre la pauvreté¹, en s'efforçant de fixer des priorités en matière de dépenses et d'interventions publiques prenant en compte la dimension spatiale du processus de développement. En réalité, malgré la disponibilité croissante de statistiques sociales, l'opportunité et l'efficacité du ciblage spatial des politiques en direction des groupes les plus défavorisés, risquent d'être fragilisées par l'ambiguïté des choix méthodologiques nécessaires à l'appréhension de la pauvreté, et l'imparfaite compréhension de ses déterminants. Le présent ouvrage propose de contribuer à l'analyse de cette question.

Après avoir examiné les relations entre les stratégies de développement et l'analyse spatiale de la pauvreté, les orientations méthodologiques de l'étude et les sources statistiques des pays de référence – Burkina Faso, Comores et Mauritanie – seront successivement présentées.

1. Stratégies de développement et analyse spatiale de la pauvreté

Dans la mesure où le processus de développement implique une organisation de la production et de la distribution dans un espace national donné, il importe que les actions programmées appréhendent la configuration spatiale de la création et de la répartition des richesses. En vérité, les inégalités entre régions et milieux suscitent autant de questions économiques, sociales, politiques et morales que les autres formes de disparités des revenus ou des richesses. D'ailleurs, dans maints pays en développement, il semble qu'une répartition plus équitable du produit social ne puisse être obtenue sans une nouvelle organisation spatiale du processus de production au sein de l'économie.

A cet égard, au cours des années 1960-70, la conceptualisation des

¹ Bien que les plans de lutte contre la pauvreté ne soient souvent qu'un énoncé de principes généraux.

stratégies de développement a quelque peu minimisé la dimension spatiale de la planification du développement. Ainsi, en dépit de leurs différences, les stratégies de croissance équilibrée² et déséquilibrée³ ont mis l'accent sur la formation du capital physique dans les industries à base de capital, et sur la dynamisation d'un secteur moderne, compte tenu de ses meilleures potentialités, comparativement au secteur traditionnel, en termes commercial, technologique et d'infrastructures. En réalité, la faiblesse des relations entre le pôle de croissance et les zones périphériques a atténué les effets de liaison et les complémentarités escomptés, la croissance induite par le secteur moderne prévalant, en grande partie, au sein de ce dernier. En outre, cette insuffisante dispersion optimale des efforts de développement a privé le milieu rural d'expériences de développement facilitant les changements sociaux, institutionnels et technologiques, et a parfois généré une allocation des ressources inter-régions sur la base de critères non économiques⁴. De même, si les stratégies d'emploi du début des années 1970, mettant l'accent sur les changements structurels et les réformes nécessaires en vue de promouvoir l'emploi et une distribution plus équitable des revenus, ont représenté une évolution importante⁵, elle ne sont pas exemptes de critiques du point de vue de l'intégration de l'espace dans la dynamique du développement. La considération d'un objectif d'emploi à long terme⁶, la défaillance quant au traitement du conflit potentiel entre la production et l'emploi, l'impossibilité de mettre en oeuvre des réformes fiscales, et des recommandations de politiques de l'emploi rural et urbain parfois conflictuelles⁷, ont perpétué, en pratique, une configuration dualiste déséquilibrée du développement, au lieu de favoriser l'intégration des deux secteurs. Une critique de cette nature prévaut également pour les approches du développement spécifiquement orientées vers la réduction de la pauvreté,

² Nurske [1953], Lewis [1955].

³ Hirschman [1958].

⁴ La répartition régionale des projets de développement sur une base "ethnique" était couramment observée en Afrique.

⁵ Ilo [1972]. Une actualisation de cette approche – liée à la pauvreté – est contenue dans Iils [1995].

⁶ Alors que la réduction de la pauvreté implique aussi des politiques de court terme.

⁷ Accroissement des opportunités d'emploi à base de travail dans le secteur rural et diversification du secteur d'exportation. Si dans le secteur rural l'objectif est d'accroître le niveau de l'emploi, dans les villes il s'agit aussi de promouvoir une efficacité comparable aux standards internationaux qui n'est pas compatible, compte tenu des qualifications locales, avec le mode de production à base de travail.

suggérées à la même époque⁸. En effet, les stratégies de pauvreté, en préconisant une redistribution des ressources productives en faveur des groupes vulnérables des secteurs modernes et traditionnels, n'ont pas réellement réussi à intégrer les différentes politiques dans un cadre d'ensemble cohérent⁹. Le manque de coordination des politiques rurales et urbaines était particulièrement marqué en termes de redistribution des investissements d'infrastructures et des services sociaux. En d'autres termes, compte tenu de l'hétérogénéité des régions, il est probablement insuffisant de dresser une liste de politiques pour des groupes de pauvreté définis sur une base sectorielle, sans relier la redistribution aux besoins par rapport à un critère rationnel et équitable.

En fait, un cadre stratégique cohérent de lutte contre la pauvreté, ayant pour objectif un ciblage des actions en faveur des groupes les plus défavorisés, doit considérer que la distribution spatiale des activités et des opportunités économiques est de première importance. D'une certaine manière, l'identification de groupes-cibles de pauvreté est synonyme de détermination d'unités-cibles spatiales, et, dans ce contexte, une approche régionale, locale ou plus désagrégée dans l'espace est nécessaire. Une telle orientation s'affirme progressivement à partir du milieu des années 1970, notamment en ce qui concerne les stratégies du développement mettant l'accent sur la satisfaction des besoins essentiels¹⁰, le développement humain¹¹ ou l'intégration sociale¹². De même, les politiques d'ajustement structurel, visant à rehausser le prix relatif des biens échangeables, contiennent implicitement des options favorisant un rééquilibrage spatial du niveau de vie des populations. Au cours des décennies 1980-90, les progrès substantiels des systèmes statistiques, notamment en matière de collecte de données sociales, renforcent la capacité de conceptualiser des stratégies de développement moins agrégées, et accentuent l'intégration de la dimension spatiale dans les politiques de lutte contre la pauvreté.

En réalité, c'est surtout à partir des années 1990 que les approches dominantes de la pauvreté, en grande partie exprimées par la Banque

⁸ Chenery, Ahluwalia, Bell, Duloy, Jolly [1974]. Mais, les stratégies d'emploi englobent également des politiques de lutte contre la pauvreté. Voir Iils [1995].

⁹ Le traitement insuffisant des facteurs socio-institutionnels est une autre critique formulée à l'égard de cette approche – comme pour les stratégies de croissance et d'emploi.

¹⁰ Lisk, Werneke [1976], Ilo [1976].

¹¹ Pnud [1997].

¹² Rodgers, Gore, Figueiredo [1995].

mondiale¹³ et le Programme des nations unies pour le développement¹⁴, suscitent un approfondissement de la réflexion quant au cadre stratégique de lutte contre la pauvreté pour les différents pays en développement, une évolution qui, selon nous, est susceptible de renforcer la prise en compte de l'aspect spatial de la pauvreté. Deux exemples permettent de fixer les idées.

Premièrement, l'efficacité des interventions publiques implique une solide compréhension de la nature et des déterminants de la pauvreté. A cet égard, si les profils descriptifs de pauvreté – y compris les aspects régionaux – sont à présent couramment élaborés dans maints pays d'Afrique, la modélisation spatiale des facteurs de la pauvreté est beaucoup moins développée¹⁵. En particulier, il est nécessaire de pouvoir déterminer plus précisément les raisons pour lesquelles prévalent des zones de pauvreté¹⁶. Le modèle individualiste admet que les individus sont parfaitement mobiles, et décident de migrer ou de demeurer dans des endroits pauvres en fonction d'incitations spécifiques de prix ou de salaires. De ce fait, les régions pauvres sont la conséquence de décisions personnelles. Néanmoins, si les faibles niveaux de vie persistent dans le temps, les zones marginales peuvent aussi refléter les dotations en ressources locales ou l'existence de rentes – terre, logement, etc. Le modèle structuraliste suppose que la mobilité est limitée, et que la pauvreté est le résultat de contraintes économiques, sociales ou géographiques – offre d'emplois restreinte, discrimination, faiblesse des ressources naturelles. En particulier, des facteurs locaux, tels que le climat, les infrastructures et l'accès aux services sociaux peuvent modifier le rendement marginal des investissements, notamment en matière d'éducation. Ces écarts persisteront à cause des obstacles à la migration. Bien que quelques études empiriques tendent à supporter l'approche structuraliste et l'existence de trappes de pauvreté en Asie¹⁷, ce type d'investigation semble encore relativement rare en Afrique. Ajoutons qu'une telle préoccupation doit être reliée à l'appréhension des dimensions de la vulnérabilité – risques

¹³ Banque mondiale [1990].

¹⁴ Pnud [1997].

¹⁵ Voir Coulombe, McKay [1996] dans le cas de la Mauritanie, et Lachaud [1998d] pour le Burkina Faso.

¹⁶ Ravallion [1998a], Henninger [1998].

¹⁷ Notamment en Chine, Jalan, Ravallion [1997], [1998]. Sur les trappes de pauvreté, voir Azariadis [1996].

d'environnement¹⁸, de marché¹⁹, politique²⁰, social²¹, en matière de santé –, même si cette dernière ne recoupe pas totalement le concept de pauvreté. En outre, il s'agit de mieux cerner l'aspect multidimensionnel du bien-être, en particulier les relations qui prévalent entre la pauvreté monétaire et les manques en termes de besoins essentiels.

Deuxièmement, compte tenu des contraintes budgétaires, le défi des gouvernements des pays en développement engagés dans la lutte contre la pauvreté est de classer les interventions de l'Etat par ordre de priorité, de manière à choisir celles qui sont susceptibles d'avoir le plus grand impact sur le bien-être. Il s'agit d'une tâche complexe étant donné la multiplicité et l'interaction des facteurs de la pauvreté²². Néanmoins, dans ce contexte, chacun des modèles précédemment indiqués a des conséquences spécifiques en termes de ciblage des politiques de lutte contre la pauvreté : amélioration des dotations individuelles – éducation, formation – dans l'approche individualiste, dynamisation en termes de développement agricole et d'infrastructures dans les zones marginales selon le modèle géographique. De ce fait, une connaissance approfondie des racines de la pauvreté régionale – en particulier les caractéristiques spécifiques des zones pauvres où peuvent interférer plusieurs facteurs, tel que l'accès aux marchés, la disponibilité de biens et de services, les conditions agro-climatiques, les qualifications, etc. – accroît la probabilité de mieux moduler les interventions publiques entre la mise en oeuvre des programmes sociaux, les actions en faveur de la croissance et le renforcement des capacités, et l'exécution de programmes spécifiques dans d'autres secteurs²³. En même temps, un approfondissement de l'interprétation des processus générant la pauvreté – en particulier, les aspects multidimensionnels – et la rationalisation accrue des politiques préconisées, devraient permettre d'affiner les indicateurs quant à la conception, l'exécution et les résultats des programmes d'action.

¹⁸ Sécheresse ou inondations, par exemple.

¹⁹ Fluctuation des prix et des salaires, et chômage.

²⁰ Modification des subventions ou des transferts, guerre civile.

²¹ Atténuation du rôle du capital social. En général, il existe une relation inverse entre le degré de pauvreté et la mobilisation des actifs sociaux. Narayan, Pritchett [1999].

²² Bigman, Dercon, Guillaume, Lambotte [1999] présentent une méthode permettant de combiner un ensemble de sources statistiques sous la forme d'un Système d'informations géographiques, de manière à déterminer la distribution spatiale de la pauvreté des villages ruraux et des communautés urbaines du Burkina Faso.

²³ Dreze, Srinivasan [1996] insistent sur cet aspect dans le cas de l'Inde.

2. Analyse spatiale de la pauvreté et options méthodologiques

Le présent ouvrage s'inscrit dans cette perspective et propose d'examiner deux orientations de recherche.

En premier lieu, des dimensions analytiques de la pauvreté spatiale, encore relativement peu explorées en Afrique, font l'objet d'investigations particulières. Il s'agit de tester si des hypothèses et méthodes alternatives de mesure de la pauvreté sont susceptibles d'affiner les orientations et les instruments des politiques économiques préconisées en faveur des groupes les plus défavorisés, notamment l'intégration de la dimension spatiale dans les stratégies de lutte contre la pauvreté. Dans cette optique, plusieurs conséquences des choix méthodologiques inhérents à l'appréhension spatiale de la pauvreté sont explorées.

Tout d'abord, la majorité des études fondent leur analyse sur le niveau de vie moyen des ménages – la consommation divisée par la dimension du ménage²⁴ –, et négligent l'influence des échelles d'équivalence liées au moindre coût relatif des enfants et à l'existence d'économies d'échelle au sein du ménage. Or, il est probablement aussi irréaliste de ne pas tenir compte de la taille et de la structure de la famille – facteur d'équivalence nul –, que de procéder à un ajustement total – facteur d'équivalence égal à un. La deuxième partie est consacrée à l'impact des échelles d'équivalence sur le différentiel spatial de pauvreté et d'inégalité au Burkina Faso.

Ensuite, certains auteurs ont récemment réaffirmé leur scepticisme quant à la validité des mesures de la pauvreté en termes monétaires, et indiqué qu'il était préférable de considérer que cette dernière traduit un manque de capacités fonctionnelles élémentaires pour atteindre certains minima acceptables, l'accent étant mis sur «l'élargissement des possibilités des choix tout autant que sur l'amélioration du bien-être matériel»²⁵. Cette approche de la pauvreté en termes de «facultés» ou de «capabilities»²⁶, peut avoir d'importantes conséquences au niveau empirique. En particulier, une analyse en termes de «capabilities» conduit-elle à l'abandon des mesures de la pauvreté monétaire, sous-tendant une conception trop étroite du bien-être, en faveur d'indicateurs non monétaires ? Dans cette optique, la troisième partie teste la crédibilité d'une analyse spatiale des états sociaux au Burkina Faso,

²⁴ Voir, par exemple, pour la Côte d'Ivoire, Institut national de la statistique [1996], et pour la Mauritanie, McKay, Houeibib [1992].

²⁵ Pnud [1997].

²⁶ «Capabilities» est le mot anglo-saxon utilisé par Sen [1985], [1992].

en recourant à une approche multidimensionnelle de la pauvreté à l'aide d'un ensemble d'indicateurs.

Enfin, le fait de considérer séparément la génération d'indices de pauvreté – et la question implicite de l'ordre des distributions en termes de pauvreté – et l'élaboration des seuils de pauvreté, peut se heurter à des difficultés pratiques, notamment lorsque l'on souhaite préciser quelle est, parmi deux distributions, celle qui exhibe le plus de pauvreté. En effet, du point de vue des comparaisons de pauvreté, l'ambiguïté réside dans la possibilité de classements contradictoires des états sociaux pour différentes lignes de pauvreté. La quatrième partie précise, à l'aide d'un test de dominance stochastique de deuxième ordre, les circonstances sous lesquelles les distributions spatiales des dépenses en Mauritanie peuvent être ordonnées avec certitude en termes de pauvreté, de bien-être et d'inégalité, et spécifie la relation qui prévaut entre les classements inhérents à plusieurs indices de pauvreté.

En deuxième lieu, le choix des actions publiques visant à avoir un impact maximum sur le niveau de vie des populations exige, préalablement – comme cela a été précédemment souligné –, une solide appréhension du profil et des déterminants de la pauvreté et de l'inégalité. Dans cette optique, l'étude met l'accent sur trois aspects.

Premièrement, il importe d'examiner la fécondité d'une modélisation économétrique des déterminants de l'évolution de la pauvreté et de l'inégalité. L'objectif est de construire un profil de pauvreté qui ne se limite pas à une procédure analytique descriptive, permettant de résumer l'information sur les sources de revenu, les modèles de consommation, les activités économiques et les conditions de vie des pauvres. La cinquième partie de l'étude poursuit cette optique et appréhende les déterminants de la réduction de la pauvreté et de l'inégalité en Mauritanie. En opérant une décomposition des écarts de bien-être des ménages entre deux dates, cette procédure met en évidence les effets sur le niveau de vie liés aux changements des caractéristiques des ménages et des rendements, et autorise une décomposition conditionnelle des sources de l'inégalité au cours de chaque période considérée.

Deuxièmement, si les interventions publiques visant à réduire la pauvreté doivent s'efforcer d'accroître l'importance et le rendement des actifs physiques, humains et naturels, elles doivent également contribuer à renforcer le rôle des institutions sociales. A cet égard, le capital social – faculté des individus ou des ménages à percevoir des avantages de la participation à des réseaux sociaux ou d'autres structures sociales –

détermine, en partie, l'efficacité des autres actifs²⁷. La sixième partie de l'étude appréhende l'impact sur la pauvreté et l'inégalité de la mobilisation internationale des actifs sociaux au Burkina Faso, un pays où le processus de développement est, en partie, dépendant des envois de fonds que les migrants nationaux et internationaux font parvenir à leurs communautés d'origine. Dans ces conditions, les envois de fonds sont susceptibles d'influencer la relation entre la croissance économique, le bien-être et l'équité.

Troisièmement, bien que l'analyse comparative puisse faciliter l'élaboration d'un cadre stratégique de lutte contre la pauvreté pour un pays donné, l'identification des contraintes locales spécifiques demeure inéluctable. Dans cet esprit, la présente recherche met en évidence plusieurs éléments d'analyse susceptibles de contribuer à mieux appréhender le cheminement original du développement dans une économie insulaire, en termes de pauvreté, de vulnérabilité et de développement humain. Le cas des Comores est examiné dans la septième partie.

3. Les sources statistiques

La recherche s'appuie essentiellement sur une analyse des bases de données de plusieurs enquêtes nationales auprès des ménages, récemment réalisées au Burkina Faso, aux Comores et en Mauritanie²⁸. Quelques informations inhérentes à ces outils d'investigation sont présentées.

1. Burkina Faso

La principale source d'information utilisée dans la présente étude provient de l'exploitation de la base de données de l'enquête prioritaire, réalisée par l'Institut national de la statistique et de la démographie du Burkina Faso, entre octobre 1994 et janvier 1995. Il s'agit d'une enquête nationale effectuée auprès de 8 700 ménages²⁹, ayant pour base de sondage – stratifié à deux degrés – l'enquête démographique de 1991. Les informations utilisées proviennent uniquement du questionnaire relatif aux ménages, ce dernier comprenant les informations suivantes : renseignements sur le chef de ménage, composition démographique du ménage, santé, éducation – 6 ans et plus –, emploi – principal, secondaire et précédent pour

²⁷ Voir par exemple, Grootaert [1999].

²⁸ La description des sources statistiques inhérentes au Burkina Faso et à la Mauritanie est issue de Lachaud [1999a].

²⁹ En fait, les fichiers disponibles comportent 8 642 ménages.

les personnes âgées de 10 ans et plus –, logement et confort, bétail et exploitation agricole, entreprises et activités non agricoles, accès aux services de base – école primaire et secondaire, centre de santé et marché –, dépenses, revenus et avoirs du ménage.

Il est à remarquer que cette investigation statistique comporte quelques incertitudes statistiques et méthodologiques, mises en évidence lors des premières analyses de ces informations³⁰. Quelques exemples permettent de fixer les idées. Premièrement, des imprécisions conceptuelles accroissent l'incertitude quant à la solidité des résultats obtenus. Par exemple, le statut des individus sur le marché du travail a été principalement déterminé par les enquêtés, ce qui peut engendrer quelques confusions. Deuxièmement, l'évaluation des revenus, notamment pour les travailleurs indépendants, est incertaine. Troisièmement, malgré la richesse des informations collectées, certaines dimensions des marchés du travail peuvent difficilement être appréhendées. C'est le cas de la mobilité professionnelle des individus – absence d'identification du premier emploi –, de la stratification et du profil de l'emploi indépendant – absence du niveau de capitalisation –, du chômage de longue durée, du chômage marginal, etc. Ces contraintes méthodologiques devront être gardées à l'esprit lors des analyses proposées.

2. Comores

L'étude relative aux Comores est fondée, principalement, sur une analyse approfondie de la base des données inhérente à l'enquête budget-consommation réalisée en août 1995 auprès de 2000 ménages³¹.

Dans ce cas, la mesure du bien-être, inhérente à l'enquête budget-consommation de 1995, fait référence aux dépenses totales de consommation, ces dernières étant la somme de toutes les dépenses monétaires – alimentaires et non alimentaires³², y compris les dons reçus – du ménage, de la consommation liée à la production du ménage³³, de la valeur imputée des

³⁰ Une analyse préliminaire de ces informations a été réalisée au cours de l'année 1995 – Institut national de la statistique et de la démographie [1996a], [1996b] –, tandis qu'une recherche plus approfondie s'est efforcée d'explorer les relations entre la pauvreté, la vulnérabilité et la participation aux marchés du travail – Lachaud [1997a].

³¹ Les aspects méthodologiques de l'enquête et une analyse préliminaire de cette dernière sont contenus dans Houmadi, Nailane [1996]. Quelques résultats figurent également dans Sinane [1998].

³² Les dépenses non alimentaires englobent les dépenses d'énergie, d'eau, de logement – loyer, entretien, échange – d'éducation et de santé.

³³ Autoconsommation agricole, de l'élevage, de la pêche et non agricole.

services provenant du logement³⁴, et des transferts³⁵. Par ailleurs, deux ajustements ont été réalisés. D'une part, les dépenses ont été déflatées par un «indice du coût de la vie» qui prend en compte la variabilité des prix selon les îles. Ce déflateur résulte de l'estimation du coût d'un panier de base inhérent à chaque île, afin de déterminer plusieurs lignes de pauvreté³⁶. D'autre part, les dépenses de consommation ont été évaluées sur une base per capita, c'est-à-dire en divisant la dépense totale du ménage par sa taille. De ce fait, la composition du ménage n'est pas prise en considération, ce qui peut altérer sensiblement la validité de la mesure du niveau de vie³⁷.

Par ailleurs, d'une manière accessoire, la base de données de l'enquête démographique et de santé effectuée en 1996 auprès de 2252 ménages est également utilisée³⁸.

3. Mauritanie

Les sources statistiques utilisées dans la présente étude se réfèrent principalement à deux enquêtes nationales auprès des ménages, exécutées en Mauritanie par une unité de projet implantée à cet effet au sein de l'Office national de la statistique du ministère du plan³⁹. Toutefois, d'autres outils d'investigation ont été utilisés, notamment lors de l'appréhension de la pauvreté non monétaire.

Premièrement, des enquêtes sur les conditions de vie des ménages sédentaires ont été effectuées en décembre 1987-janvier 1989 et octobre 1989-septembre 1990. Seule la dernière investigation statistique est prise en considération, pour laquelle trois types de questionnaires ont constitué le support de l'information collectée⁴⁰ : (i) un questionnaire auprès des ménages, portant sur un échantillon de près de 1600 ménages déterminés aléatoirement en milieu sédentaire – Nouakchott, autres villes de plus de 5000 habitants, rural fleuve et rural autre –, fournit des informations

³⁴ La valeur imputée des services provenant des biens durables n'est pas prise en compte.

³⁵ Transferts nets en provenance de l'étranger ou du pays.

³⁶ La méthode est exposée dans Lachaud [2000a].

³⁷ En réalité, dans cette étude, ce choix résulte de la médiocrité des résultats économétriques inhérents à l'estimation de la courbe d'Engel.

³⁸ Une description des aspects méthodologiques se trouve dans Mondoha, Shoemaker, Barrère [1997].

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

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

détaillées sur les conditions de vie des ménages : revenus, dépenses, éducation, emploi et autres activités productives, santé, caractéristiques démographiques, habitat, etc. ; (ii) un questionnaire village collecte des données sur les infrastructures économiques et sociales, les activités et les événements liés au village visité ; (iii) un questionnaire fournit des informations sur les prix des produits alimentaires et non alimentaires dans chaque grappe d'enquête, ces informations permettant une comparaison des prix en milieu rural et urbain afin d'améliorer l'appréhension des niveaux de vie et une estimation de l'autoconsommation des ménages.

Deuxièmement, une enquête intégrale a été réalisée entre octobre 1995 et juillet 1996 à partir d'un échantillon de 3 540 ménages du milieu sédentaire, choisis aléatoirement – après tirage à deux degrés – et répartis selon les quatre strates précédentes. Les informations inhérentes à cette enquête proviennent uniquement du questionnaire relatif aux ménages, comportant des informations quasi-identiques à celui de 1990⁴¹. L'objectif de cette enquête intégrale était de mesurer l'impact sur les conditions de vie des ménages de la politique d'ajustement structurel, de spécifier l'évolution de la pauvreté, de permettre l'identification des groupes vulnérables, d'actualiser les données socio-économiques de base sur les ménages et de produire des coefficients de pondération de l'indice de prix à la consommation⁴². En fait, dans la mesure où l'enquête de 1995-96 ne fournit pas de données sur les prix des biens alimentaires et non alimentaires, la présente étude s'appuie principalement sur l'investigation de 1990, lorsqu'il s'agit de tester l'impact des choix méthodologiques sur la mesure de la pauvreté.

Troisièmement, d'autres supports statistiques ont été utilisés, notamment lors de l'analyse de l'accès aux besoins de base. Tout d'abord, l'enquête nationale sur la nutrition, exécutée en 1995, conjointement par l'Unicef et la Direction des ressources humaines du Ministère du plan. Cette enquête a été réalisée auprès de 4 928 ménages et comporte très peu de variables socio-économiques⁴³. Ensuite, des statistiques macroéconomiques concourent à préciser certains aspects de l'accès aux besoins de base, notamment en matière d'éducation et de santé. Il s'agit, la plupart du temps, de statistiques régulièrement collectées par les administrations.

⁴¹ Bien que la conception du questionnaire ait été quelque peu modifiée, les informations obtenues sont assez semblables. Toutefois, notons par exemple que, contrairement aux enquêtes de 1987-90, en 1996, les dépenses de logement sont appréhendées.

⁴² Voir pour quelques aspects méthodologiques Ons [1997].

⁴³ En fait, les fichiers ne comportent que 4 919 ménages.

2. Echelles d'équivalence et différentiel spatial de pauvreté et d'inégalité au Burkina Faso

Dans les pays en développement, la mise en œuvre de toute politique de réduction de la pauvreté implique, préalablement, l'identification de cette dernière. Cependant, la multiplicité et la richesse des approches de la pauvreté – dénuement matériel, biologique ou social –, plus complémentaires qu'opposées, n'ont que partiellement atténué les difficultés auxquelles se heurte l'analyse, lorsqu'il s'agit d'appréhender dans quelle mesure les ménages ou les individus ont la capacité d'acquérir un niveau de vie correspondant à un minimum acceptable par les normes de la société¹. En particulier, les exigences méthodologiques inhérentes à la délimitation de la pauvreté monétaire² – conceptualisation et mesure du niveau de vie, élaboration du seuil de pauvreté – peuvent accentuer, selon l'ampleur des contraintes rencontrées, l'incertitude des mesures de la privation matérielle des ménages ou des individus. Par exemple, une étude récente a montré que, selon les choix implicites ou explicites effectués – équivalent adulte, économies d'échelle, erreurs de mesure, traitement des valeurs manquantes –, la part de la population d'Amérique latine ayant moins de deux dollars par jour pouvait varier de 21 à 62,8 pour cent³.

Dans ce contexte, l'une des questions encore non résolues par la littérature sur la pauvreté est le passage de la mesure du niveau de vie des ménages – revenus ou dépenses – à l'appréciation du bien-être des individus, impliquant une estimation du coût des enfants par rapport aux adultes, d'une part, et une évaluation des économies d'échelle – coût de deux personnes relativement à un individu –, d'autre part⁴. A cet égard, parmi les options

¹ Cette observation prévaut à la fois dans les pays industrialisés et les pays en développement.

² Ravallion [1992], [1996].

³ Szekely, Lustig, Meija, Cumpa [1999]. Voir également Lachaud [1999a] pour une analyse de l'impact des échelles d'équivalence sur la pauvreté en Mauritanie.

⁴ L'inégalité intra-ménage est également une autre question importante, mais indépendante des précédentes.

disponibles⁵, une approche arbitraire est parfois recommandée, dans la mesure où elle traduit une certaine transparence et est susceptible de forcer les responsables de la politique économique à considérer qu'il s'agit, en définitive, d'une question politique⁶. Quoiqu'il en soit, la manière dont ce sujet est traité peut avoir des implications analytiques de première importance, tant en ce qui concerne l'estimation de la pauvreté que l'élaboration de politiques de lutte contre cette dernière. Ainsi, les ratios relatifs de pauvreté des ménages selon leur composition démographique – part des personnes âgées et des enfants – dépendent fortement des hypothèses effectuées quant au coût relatif des enfants et aux économies d'échelle. Par ailleurs, puisque la structure et la taille des ménages varient selon leur localisation géographique, il est probable que l'appréciation du différentiel rural-urbain de pauvreté dépend de l'échelle d'équivalence adoptée.

La présente étude s'inscrit dans cette perspective. Elle propose, en s'appuyant sur les informations de l'enquête prioritaire auprès des ménages de 1994-95, d'examiner l'impact des échelles d'équivalence sur le différentiel de pauvreté et d'inégalité selon les régions au Burkina Faso. La première section explicite la détermination de l'échelle d'équivalence issue de la méthode d'Engel. La deuxième section analyse les effets des échelles d'équivalence sur la pauvreté spatiale. La troisième section met en évidence, à l'aide d'une décomposition non-conditionnelle de l'indice de Gini, l'influence des échelles d'équivalence sur les sources de variation de l'inégalité de la consommation par tête des ménages, en fonction du milieu et des régions.

1. Courbe d'Engel et échelles d'équivalence

1. La méthode

La présente recherche propose de déterminer une échelle d'équivalence des ménages afin de prendre en considération le moindre coût relatif des

⁵ Deaton [1999] rappelle les trois approches disponibles : (i) analyse du comportement des ménages en termes de consommation selon la taille et leur composition ; (ii) utilisation d'une formule arbitraire – par exemple, le nombre d'équivalents est égal au nombre d'adultes plus gamma fois le nombre d'enfants, le tout élevé à la puissance teta. Cette formule est utilisée ci-après ; (iii) interroger des ménages de dimensions différentes afin de spécifier leurs besoins en fonction de leur dimension. Deaton fait remarquer que chacune de ces approches pose problème. Voir également Deaton [1997].

⁶ Spécifier l'attitude de la société quant aux besoins des ménages par rapport aux enfants et aux groupes ayant une taille différente.

enfants et la présence éventuelle d'économies d'échelle⁷. Ainsi, il est suggéré que l'échelle d'équivalence puisse incorporer deux éléments. D'une part, l'existence de besoins différents entre les enfants et les adultes. D'autre part, un facteur d'économies d'échelle reflétant la non proportionnalité des coûts dans les ménages comportant un nombre élevé de personnes. Ainsi, formellement, l'échelle d'équivalence EQ peut être exprimée par l'équation [1].

$$EQ = (A + \gamma_{0-4}E + \gamma_{5-9}E + \gamma_{10-14}E)^\theta, \quad | \quad 0 \leq \theta \leq 1, \quad 0 \leq \gamma \leq 1 \quad [1]$$

Dans l'équation [1], A et E représentent, respectivement, le nombre d'adultes et le nombre d'enfants dans le ménage, γ_{0-4} , γ_{5-9} et γ_{10-14} sont les coefficients d'équivalence entre les adultes et les enfants – respectivement, 0-4 ans, 5-9 ans et 10-14 ans –, et θ indique le facteur d'économies d'échelle. Ainsi, $[A + \gamma_{0-4}E + \gamma_{5-9}E + \gamma_{10-14}E]$ reflète la taille de la famille en équivalents adulte, alors que le coefficient θ convertit ces équivalents adulte en termes d'utilisation effective des ressources de la famille.

Afin de vérifier cette argumentation, il est proposé d'estimer les paramètres de l'équation [1] à partir de l'approche d'Engel⁸. Selon cette dernière, le bien-être des familles varie directement avec la part des dépenses non alimentaires dans le budget total du ménage. Dans ce contexte, on peut utiliser le modèle suivant⁹ :

$$w_i = \alpha + \beta_1 \ln(x/n) + \beta_2 \ln(n) + \sum_{j=1}^{J-1} \delta_j \eta_{ji} + \text{autres variables} \quad [2]$$

Dans l'équation [2], w_i représente la part des dépenses alimentaires du ménage i , x est la dépense totale du ménage, n exprime la taille du ménage et η_{ji} indique la proportion de personnes dans le ménage i appartenant à la catégorie J^{10} . Dans ce cas, on montre que le paramètre d'échelle θ est égal à

⁷ Cette présentation suit Lachaud [1999a], avec quelques modifications mineures.

⁸ Pour l'exposé de méthodes alternatives et une discussion des échelles d'équivalence, voir Deaton [1997], Coulter, Cowell, Jenkins [1992a], [1992b], Duclos, Mercadier-Prats [1996].

⁹ Cette forme fonctionnelle est issue de la présentation de Deaton [1997], elle-même fondée sur la présentation de la forme fonctionnelle de la courbe d'Engel par Working en 1943. Lanjou et Ravallion [1995] utilisent une forme fonctionnelle permettant d'obtenir directement le coefficient d'échelle θ . Voir également Lachaud [1997a] pour une approche de ce type dans le cas du Burkina Faso.

¹⁰ De ce fait, l'effet de la composition démographique du ménage η_j est distingué de l'effet de la dimension du ménage n . En fait, dans la présente recherche, la composition du

$(1 - \beta_2/\beta_1)^{11}$. Par ailleurs, il est possible d'estimer le coût relatif des enfants d'une catégorie J, comparativement aux adultes, en prenant un ménage de référence¹². En effet, on montre, par exemple, que le log du ratio du coût relatif en termes de dépenses totales d'un ménage de deux adultes et un enfant – x^1 – par rapport à un groupe de référence composé de deux adultes – x^0 – s'exprime selon [3].

$$\ln(x^1/x^0) = [(1 - \beta_2/\beta_1) \ln(3/2)] + [(\delta_a - \delta_c)/3\beta_1] \quad [3]$$

où : δ_a et δ_c se réfèrent, respectivement, aux coefficients des adultes et des enfants pour le groupe approprié. Ainsi, [3] permet d'estimer, en termes de dépenses totales, le coût d'une famille composée de deux adultes et d'une personne additionnelle d'un âge donné – par exemple un enfant – relativement au coût d'un ménage sans enfant. Cette méthode montre que, même pour un adulte supplémentaire, il existe des économies d'échelle. En fait, ces dernières interviennent aussi pour les échelles d'équivalence des enfants. Par conséquent, constater qu'un enfant ne vaut qu'une certaine fraction d'adulte est inhérent à la fois au moindre coût relatif effectif des enfants par rapport aux adultes, et aux économies d'échelle qui prévalent pour ces deux groupes d'individus. A cet égard, Deaton propose d'éliminer l'«effet échelle» des enfants des effets des économies d'échelle, en mesurant le coût d'un enfant additionnel *relativement* au coût d'un adulte additionnel¹³. Cette approche est poursuivie dans le présent chapitre.

En définitive, bien que l'approche d'Engel comporte de nombreuses limites et conduise à admettre quelques hypothèses fortes¹⁴, elle semble préférable à une formulation arbitraire d'une échelle d'équivalence qui ne tient pas compte des conditions qui prévalent localement. Cependant, la

ménage est appréhendée par la proportion de personnes dans chaque catégorie j. Toutefois, les résultats fondés sur le nombre de personnes dans chaque catégorie j seront présentés.

¹¹ On montre que $d \log x / d \log n = (dx/x) / (dn/n) = \theta$.

¹² Voir par exemple Deaton [1997], pp.252-54.

¹³ Deaton [1997], pp.253.

¹⁴ Dans ce contexte, Lanjouw et Ravallion [1995] soulèvent deux difficultés – outre l'argument assez convaincant de Nicholson selon lequel la part des dépenses alimentaires est un indicateur imparfait du bien-être des ménages. D'une part, la véracité de certaines hypothèses concernant la fonction de coût des consommateurs n'est pas démontrée, en particulier l'indépendance de l'élasticité-taille de l'utilité, l'indépendance des prix de la taille des ménages et l'absence de biens collectifs dans ces derniers. D'autre part, les inégalités au sein des familles fragilisent la portée des modèles de comportement des consommateurs. Dans ces conditions, il pourrait être opportun d'utiliser des indicateurs spécifiques de niveau de vie pour les différents sous-groupes qui composent les ménages

présente étude propose aussi une évaluation des conséquences en termes de pauvreté et d'inégalité pour différentes valeurs du paramètre d'échelle θ et de γ .

2. L'estimation économétrique

La principale source d'information utilisée dans la recherche provient de l'exploitation de la base de données de l'enquête prioritaire, réalisée par l'Institut national de la statistique et de la démographie du Burkina Faso, entre octobre 1994 et janvier 1995. Il s'agit d'une enquête nationale effectuée auprès de 8 700 ménages, ayant pour base de sondage – stratifié à deux degrés – l'enquête démographique de 1991¹⁵. Les informations utilisées proviennent uniquement du questionnaire relatif aux ménages¹⁶. L'équation [2] est estimée pour l'année 1994-95, en fonction des paramètres suivants. Premièrement, la variable dépendante est la part des dépenses alimentaires dans le budget du ménage. Deuxièmement, les variables indépendantes concernent : (i) le log de la valeur réelle de la consommation totale des ménages par tête¹⁷ ; (ii) le log de la taille du ménage ; (iii) la proportion de personnes dans le ménage – équation II –¹⁸, respectivement, moins de 5 ans, 5-9 ans, 10-14 ans et 15-55 ans – base, ≥ 56 ans ; (iv) le sexe du chef de ménage – base, femmes ; (v) l'éducation du chef de ménage, respectivement, primaire, secondaire premier cycle plus formation avant le Bepc, secondaire deuxième cycle plus formation après le Bepc, et supérieur – base, sans instruction ; (vi) le statut sur le marché du travail du chef de ménage, respectivement, salarié, indépendant non agricole plus autres actifs, agriculteur et éleveur – base, chômeur et inactif ; (vii) le statut de migrant, l'appartenance ethnique – Mossi et assimilés (base), Dioula et assimilés¹⁹,

¹⁵ En fait, les fichiers disponibles comportent 8 642 ménages. Voir sur ce point, Lachaud [1997b], et l'introduction du présent ouvrage.

¹⁶ Ce dernier comprenant les informations suivantes : renseignements sur le chef de ménage, composition démographique du ménage, santé, éducation – 6 ans et plus –, emploi – principal, secondaire et précédent pour les personnes âgées de 10 ans et plus –, logement et confort, bétail et exploitation agricole, entreprises et activités non agricoles, accès aux services de base – école primaire et secondaire, centre de santé et marché –, dépenses, revenus et avoirs du ménage.

¹⁷ La consommation totale est déflatée par un indice de prix spatial et un indice de prix temporel. Voir Institut national de la statistique et de la démographie [1996].

¹⁸ L'équation I prend en compte le nombre de personnes dans chaque groupe d'âge.

¹⁹ La référence au groupe "Dioula et assimilés" se justifie ainsi. Au Burkina Faso, l'appréhension des ethnies, fondée sur l'enquête démographique de 1960-61, est, par ordre décroissant d'importance : (i) Mossi ; (ii) Peulh ; (iii) Gourmatché ; (iv) Autres Mandingues ;

Peuhl – et la localisation géographique – base, Ouagadougou-Bobo-Dioulasso – du chef de ménage.

Le tableau 1.2 affiche les résultats obtenus et appelle plusieurs commentaires, notamment en ce qui concerne le modèle II²⁰. Premièrement, on observe que les facteurs pris en compte dans le modèle II expliquent 26,4 pour cent de la variance de la variable dépendante. Le test joint des coefficients liés à la démographie – $\delta_{0-4} = \delta_{5-9} = \delta_{10-14} = \delta_{15-55} = 0$ – montre que l’hypothèse nulle doit être rejetée, c’est-à-dire que ce groupe de variables indépendantes contribue à l’explication de la variation de la variable dépendante. En effet, la statistique $F = 3,53$, supérieure à la valeur critique, suggère que ce sous-ensemble de coefficients est statistiquement significatif. En outre, la statistique de Wald – égale = 116,826 au seuil de 0,000 – permet de rejeter l’hypothèse nulle $\beta_2/\beta_1 = 0$ – soit $\theta = 1 - \beta_2/\beta_1 = 1$. Enfin, le test de linéarité versus log-linéarité ne permet pas d’indiquer réellement si le modèle incorporant le logarithme de la dépense par tête et le logarithme de la taille du ménage contribue davantage à l’explication de la variance de la variable dépendante, comparativement au modèle sans les logarithmes²¹.

Deuxièmement, les coefficients relatifs au niveau de vie et à la taille du ménage sont significatifs, et conduisent à une estimation du paramètre d’échelle θ de 0,53. Ce dernier, comparable à ceux de 0,59 et 0,55, obtenus, respectivement, pour le Pakistan²² et la Mauritanie²³, sera pris en compte dans la présente étude. On notera que le modèle I, incorporant le nombre de

(v) Bobo ; (vi) Gourounsi ; (vii) Bissa ; (viii) Dadari-lobi ; (ix) Sénoufo. A cet égard, le groupe des “autres Mandingues” est composé de Bambara, Dioula, Bobo-Dioula, Marka-Dafing, Pana, Samo, Dogon, Bozo, Ouara et Sembla. Lors d’une discussion à l’Insd, il avait été convenu que l’on pouvait, en fonction du critère de la langue, constituer les trois groupes pris en compte dans l’étude, les Dioula – mot réservé à des commerçants – étant une ethnie parmi d’autres.

²⁰ Compte tenu de la proximité des résultats des deux modèles.

²¹ Davidson, MacKinnon [1981]. Chaque régression est estimée en intégrant une variable additionnelle égale à la différence entre les valeurs prédites par l’autre modèle et les valeurs prédites par le premier modèle. Ainsi, le modèle $Y=f(X)$ – sans les logarithmes ; valeur prédites = bX – est réestimé en considérant une variable $V_0 = \ln bX - bX$, où $\ln bX$ est la valeur prédite de $Y=h[\ln(X)]$. De même, $Y=h[\ln(X)]$ est à nouveau estimé avec $V_1 = bX - \ln bX$. Par la suite, le test t est utilisé pour apprécier le seuil de signification des coefficients de V_0 et V_1 . Par exemple, si le coefficient de V_0 est significatif, le modèle log-linéaire est meilleur que l’estimation linéaire, et inversement avec V_1 . Dans le cas présent, les coefficients de V_0 et V_1 sont significatifs à 1 pour cent. Toutefois, on note que le t relatif à $V_0 - 13,544$ – est beaucoup plus élevé que celui inhérent à $V_1 - 3,913$.

²² Lanjouw et Ravallion [1995].

²³ Lachaud [1999a]. En fait, Deaton [1997] produit pour l’Inde et le Pakistan des coefficients θ , respectivement, de 0,72 et 0,87. En outre, dans une étude antérieure sur le Burkina Faso, une analyse de régression avait conduit à une valeur de θ de 0,58. Toutefois, la spécification du modèle était sensiblement différente. Voir Lachaud [1997a].

Tableau 1.2 : Coefficients de régression des estimations de la courbe d'Engel – Burkina Faso 1994-95¹

Paramètres Variables	Equation I ²			Equation II ³		
	β	Erreur type	t ⁴	β	Erreur type	t ⁴
Log du niveau de vie du ménage ⁵	-0,0718	0,0036	-20,110*	-0,0726	0,0036	-20,225*
Log taille du ménage	-0,0167	0,0056	-2,983*	-0,0344	0,0033	-10,333*
Démographie⁶						
Enfants – <5 ans	-0,0047	0,0015	-3,081*	-0,0368	0,0160	-2,302*
Enfants – 5-9 ans	0,0007	0,0015	0,451	0,0196	0,0165	1,185
Enfants – 9-14 ans	-0,0048	0,0018	-2,747*	-0,0224	0,0177	-1,265
Adultes – 15-55 ans	-0,0029	0,0010	-2,751*	-0,0177	0,0122	-1,451
Adultes – >= 56 ans	0,0026	0,0022	1,182	-	-	-
Sexe du chef de ménage – homme	0,0162	0,0065	2,499*	0,0224	0,0067	3,356*
Instruction du chef de ménage⁷						
Primaire	-0,0310	0,0060	-5,176*	-0,0301	0,0060	-5,044*
Secondaire 1c + formation <Bepc	-0,0390	0,0119	-3,263*	-0,0389	0,0120	-3,236*
Secondaire 2c + formation >Bepc	-0,0478	0,0095	-5,037*	-0,0475	0,0095	-5,002*
Supérieur	-0,0559	0,0119	-4,703*	-0,0545	0,0119	-4,575*
Statut marché du travail chef ménage⁸						
Salarié	0,0125	0,0086	1,447	0,0112	0,0085	1,316
Indépendants non agricoles + autres actifs	0,0243	0,0088	2,779*	0,0241	0,0087	2,773*
Agriculteurs & éleveurs	0,0450	0,0070	6,414*	0,0443	0,0069	6,399*
Migrant	-0,0085	0,0038	-2,243*	-0,0087	0,0038	-2,296*
Ethnie⁹						
Dioula et assimilés	0,0432	0,0043	10,094*	0,0435	0,0043	10,184*
Peuhl	0,0214	0,0089	2,399*	0,0226	0,0089	2,538*
Localisation géographique¹⁰						
Ouest	0,0448	0,0075	5,965*	0,0433	0,0075	5,799*
Sud & Sud-Ouest	0,0291	0,0079	3,703*	0,0293	0,0078	3,735*
Centre-Nord	0,0463	0,0071	6,530*	0,0448	0,0070	6,390*
Centre-Sud	0,0726	0,0069	10,430*	0,0715	0,0069	10,299*
Nord	0,1236	0,0108	11,420*	0,1232	0,0108	11,365*
Petites villes	0,0135	0,0086	1,562	0,0132	0,0086	1,527
Constante	1,3058	0,0434	29,400*	1,3374	0,0436	30,664*
R ² ajusté			0,266			0,264
F (sig F)			130,53 (0,000)			135,40 (0,000)
N pondéré (ménages)			8596			8596
Test joint β démographie = 0 (β ₃ = β ₄ = β ₅ = β ₆ = 0)			-			3,53 (0,007)
Test de Wald (β ₂ /β ₁ =0)			9,687 (0,002)			116,826 (0,000)

(1) La variable dépendante est la proportion des dépenses alimentaires dans le budget total du ménage ; (2) Les variables inhérentes à la démographie sont fondées sur le nombre de personnes dans chaque catégorie j ; (3) Les variables inhérentes à la démographie sont fondées sur la proportion de personnes dans chaque catégorie j ; (4) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; par ailleurs, les erreurs type tiennent compte de l'hétéroscédasticité ; (5) Dépenses totales réelles du ménage divisées par la taille du ménage ; (6) Pour éviter les problèmes de singularité, les personnes âgées de plus de 55 ans sont exclues – sauf pour l'équation I ; (7) Base = sans instruction ; (8) Base = chômeur et inactifs ; (9) Base = Mossi et assimilés - y compris quelques étrangers ; (10) Base = Ouagadougou-Bobo-Dioulasso.

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

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée.

personnes de chaque tranche d'âge au lieu de leur proportion, permet d'estimer une valeur de θ peu différente – 0,51.

Troisièmement, les coefficients δ_j, inhérents à la proportion des enfants dans le ménage, ne sont significatifs que pour la classe d'âge 0-4 ans. Ainsi, l'estimation des paramètres γ₀₋₄ à γ₁₀₋₁₄ de [1], indiquant l'équivalence entre

les enfants et les adultes selon les âges spécifiés, n'est possible que pour γ_{0-4} ²⁴. De ce fait, au Burkina Faso, l'échelle d'équivalence EQ exprimée par l'équation [1] se réduit à [4], soit :

$$\begin{aligned} EQ &= (A + 0,6E_{0-4} + E_{5-9} + E_{10-14})^{0,53} \\ &= (A + 0,6E_{0-4} + E_{5-14})^{0,53} \end{aligned} \quad [4]$$

Dans ces conditions, la présente recherche tentera d'appréhender le niveau de vie des ménages selon [4], en considérant $\gamma_{5-9} = \gamma_{10-14} = 1$. Bien que des valeurs de γ_{5-9} et de γ_{10-14} comprises entre 0,6 et 1 eût été plus réalistes, on considère que le modèle estimé selon [2] reflète les conditions locales. Par ailleurs, la pauvreté et l'inégalité seront mesurées pour des valeurs de θ comprises entre 0,1 et 1, compte tenu de la valeur de $\gamma_{0-4} = 0,6$.

Quatrièmement, le tableau 1.2 montre également que la part des dépenses alimentaires est, d'une part, inversement liée au niveau d'instruction et au statut de migrant du chef de ménage, et, d'autre part, positivement reliée à la participation au marché du travail en tant que travailleur à propre compte, à la localisation hors Ouagadougou et Bobo-Dioulasso et à l'appartenance ethnique, autre que les Mossi, du chef de ménage. Ces résultats, cohérents selon les modèles I et II, confirment d'autres analyses effectuées sur le Burkina Faso avec les mêmes données²⁵.

3. Echelles d'équivalence et pauvreté spatiale

1. Echelles d'équivalence et différentiel spatial de pauvreté

Les tableaux 2.2 et 3.2 présentent les paramètres statistiques de la pauvreté *des ménages* selon leur localisation spatiale et la configuration des échelles d'équivalence inhérentes aux valeurs de γ – coût relatif des enfants – et de θ – élasticité-taille²⁶. Pour la commodité de l'exposé, l'échelle

²⁴ Selon [3], $\exp[\ln(x_1/x_0)_{\gamma_{0-4}}] = 1,134$, ce qui signifie qu'un enfant de 0-4 ans équivaut à 0,134 fois un couple ou à 26,8 pour cent d'un adulte. Par ailleurs, $\exp[\ln(x_1/x_0)_{\gamma_{15-55}}] = 1,237$, c'est-à-dire qu'un troisième adulte n'équivaut qu'à 47,4 pour cent des adultes originels – le couple de référence. Dans ces conditions, le coût d'un enfant additionnel de 0-4 ans relativement au coût d'un adulte additionnel de 15-55 ans est de $26,8/47,4 = 0,565$, soit environ 0,6. On notera cependant que, dans le modèle II, le coefficient relatif aux adultes n'est significatif qu'à 14 pour cent. De plus, un calcul du coût relatif des enfants de 10-14 ans par rapport aux adultes conduit à une valeur de γ_{10-14} de 0,9 – bien que δ_{10-14} ne soit statistiquement significatif qu'à 20 pour cent, tout comme δ_{5-9} .

²⁵ Lachaud [1999a].

²⁶ L'erreur type asymptotique des statistiques de pauvreté n'est indiquée que pour les

Tableau 2.2 : Paramètres statistiques de la pauvreté des ménages selon leur localisation spatiale – pourcentage, sauf indications contraires – $\gamma = 1$; $\theta = 1$ – Burkina Faso 1994-95

Milieu	Ouest	Sud & Sud-Ouest	Centre-Nord	Centre-Sud	Nord	Autres villes	Ouaga-dougou	Total	Rural	Urbain	N
Pauvreté											
Ratio pauvreté – P0 ¹	31,6	39,8	50,9	40,9	41,8	14,4	4,9	34,6	41,2	7,4	8596
(erreur type) ⁷	1,2	(1,4)	(1,2)	(1,1)	(2,1)	(1,7)	(0,6)	(0,5)	(0,6)	(0,6)	-
Profondeur pauvreté – P1	9,3	12,0	16,3	10,9	14,4	3,6	1,0	10,3	12,3	1,7	8596
(erreur type) ⁷	(0,4)	(0,5)	(0,5)	(0,4)	(1,0)	(0,5)	(0,2)	(0,2)	(0,2)	(0,2)	-
Intensité pauvreté – P2	3,8	4,8	7,2	4,2	6,9	1,3	0,4	4,3	5,2	0,6	8596
(erreur type) ⁷	(0,2)	(0,3)	(0,3)	(0,2)	(0,6)	(0,3)	(0,1)	(0,1)	(0,1)	(0,1)	-
Sexe du chef – P0¹											
Homme	31,4	39,8	53,3	42,0	41,3	15,3	5,0	35,6	41,9	7,6	7845
Femme	34,1	40,1	28,1	26,5	47,9	9,7	4,5	24,5	32,0	6,1	751
Nombre d'enfants – P0¹											
Sans enfant ²	12,4	17,2	23,9	20,3	24,2	6,2	1,3	14,3	18,8	2,4	1678
1-2 enfants ²	26,7	34,4	42,1	34,2	40,5	15,4	2,7	28,5	35,1	5,8	3034
3-4 enfants ²	40,1	45,0	51,9	49,1	50,7	16,1	9,7	41,1	47,2	11,3	2272
> 4 enfants ²	48,3	60,6	73,4	59,2	61,4	23,1	18,5	58,1	61,6	20,4	1612
Ratio d'enfants – P0¹											
Élevé ³	40,3	45,0	56,7	45,4	46,1	13,4	7,8	41,3	47,3	9,3	4755
Faible ⁴	20,9	31,6	41,2	35,2	37,6	15,2	2,6	26,3	32,8	5,8	3841
Personnes âgées⁵ – P0¹											
	17,6	0,0	9,3	29,2	20,4	4,9	5,2	17,9	18,8	5,1	229
Type de ménage – P0¹											
Monoparental	16,7	9,7	12,8	20,1	31,2	6,6	1,1	12,2	16,6	2,3	721
Nucléaire	32,2	37,3	48,0	37,8	40,5	15,6	4,5	33,8	38,6	7,2	3630
Elargi	34,5	45,5	57,0	47,3	44,8	15,4	6,2	39,1	47,1	8,8	4246
Dépendance⁴ – P0¹											
Élevée ³	34,5	34,0	53,7	41,4	40,2	9,8	5,6	28,5	40,5	6,5	2652
Faible ⁶	30,4	41,9	50,2	40,8	43,2	18,8	4,0	37,3	41,4	8,5	5944
Taille des ménages – N											
Pauvres	9,9	9,2	10,9	10,1	8,1	9,4	6,0	10,0	10,0	9,1	2975
Non-pauvres	6,8	6,5	7,1	6,7	5,7	7,1	8,8	6,6	6,7	6,3	5621
N	1551	1159	1702	1983	532	429	1239	8596	6927	1669	8596

(1) Il s'agit de la pauvreté parmi l'ensemble des ménages ; Z=41099 F.Cfa par tête et par an ; (2) <10 ans ; (3) Adultes de plus de 55 ans ; (4) Le taux de dépendance est calculé par rapport au statut des individus en faisant le rapport entre, d'une part, les inactifs et les chômeurs – en principe, ceux qui n'ont pas de revenu –, et d'autre part, l'ensemble des autres individus – en principe, ceux qui ont un revenu, y compris les apprentis et les aides familiaux. Il est à noter que le fait de considérer ces derniers comme des apporteurs de revenus entraîne vraisemblablement une sous-estimation des taux de dépendance. Dans le calcul du taux de dépendance global, les enfants sont pris en compte ; (5) Supérieur à la moyenne ; (6) Inférieur à la moyenne ; (7) Voir Lachaud [1999b] pour le calcul de l'erreur type.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée.

d'équivalence caractérisée par les coefficients $\gamma=0,6$ et $\theta=0,53$ est notée EQ₁, tandis que EQ₀ traduit le cas où $\gamma = \theta = 1$. A cet égard, la prise en compte de EQ₁, comparativement à EQ₀, met en évidence plusieurs éléments de différenciation de la pauvreté spatiale.

En premier lieu, alors que l'effet de EQ₁, comparativement à EQ₀, est de relever toutes les mesures de la pauvreté, l'impact apparaît inégal selon le

mesures agrégées de la pauvreté.

Tableau 3.2 : Paramètres statistiques de la pauvreté des ménages selon leur localisation spatiale – pourcentage, sauf indications contraires – $\gamma = 0,6$; $\theta = 0,53$ – Burkina Faso 1994-95

Milieu	Ouest	Sud & Sud-Ouest	Centre-Nord	Centre-Sud	Nord	Autres villes	Ouaga-dougou -Bobo	Total	Rural	Urbain	N
Pauvreté											
Ratio pauvreté – P0 ¹	38,7	44,6	52,5	45,8	49,0	16,8	7,2	38,9	45,9	9,7	8596
(erreur type) ⁷	(1,2)	(1,5)	(1,2)	(1,1)	(2,2)	(1,8)	(0,7)	(0,5)	(0,6)	(0,7)	-
Profondeur pauvreté – P1	12,0	13,7	16,4	12,5	17,6	4,6	1,6	11,7	13,9	2,4	8596
(erreur type) ⁷	(0,5)	(0,6)	(0,5)	(0,4)	(1,0)	(0,6)	(0,2)	(0,2)	(0,2)	(0,2)	-
Intensité pauvreté – P2	5,2	5,5	7,2	4,9	8,6	1,8	0,5	4,9	5,9	0,9	8596
(erreur type) ⁷	(0,3)	(0,3)	(0,3)	(0,2)	(0,7)	(0,3)	(0,1)	(0,1)	(0,1)	(0,1)	-
Sexe du chef – P0¹											
Homme	36,3	44,2	50,7	44,5	47,9	15,9	6,9	37,9	44,4	9,2	7845
Femme	64,2	51,8	69,9	63,2	65,5	22,1	9,4	49,4	64,1	13,3	751
Enfants – P0¹											
Sans enfant ²	45,7	47,7	61,4	55,8	45,7	18,7	6,3	40,3	52,1	9,1	1678
1-2 enfants ²	39,1	43,9	55,3	46,0	51,9	19,6	6,5	38,5	46,9	9,7	3034
3-4 enfants ²	41,8	46,0	50,1	44,9	50,7	12,9	8,5	39,9	46,1	9,6	2272
> 4 enfants ²	27,1	41,1	47,3	37,5	39,6	12,8	11,6	36,6	39,0	12,1	1612
Ratio d'enfants – P0¹											
Elevé ³	38,7	44,9	52,0	42,5	49,5	13,3	10,3	39,7	45,1	11,1	4755
Faible ⁴	38,8	42,3	53,3	50,1	48,6	19,8	4,8	37,8	47,1	8,6	3841
Personnes âgées⁵ – P0¹											
	64,0	80,8	70,9	83,8	32,3	53,3	30,1	70,8	72,8	40,0	229
Type de ménage – P0¹											
Monoparental	46,5	40,5	64,8	62,5	54,2	18,6	6,7	40,4	54,3	9,4	721
Nucléaire	43,5	47,0	54,7	47,6	51,7	19,2	8,9	42,7	48,3	11,4	3630
Elargi	31,7	43,1	49,7	41,6	44,9	15,2	6,3	35,4	42,5	8,8	4246
Dépendance⁶ – P0¹											
Elevée ³	37,0	35,6	51,7	38,3	44,6	11,6	6,1	29,1	41,1	7,4	2652
Faible ⁴	39,4	48,0	52,7	47,5	53,2	21,9	8,8	43,2	47,5	12,8	5944
Taille des ménages											
Pauvres	6,2	7,3	8,1	7,3	6,7	6,7	5,5	7,2	7,3	6,1	3343
Non-pauvres	8,4	7,9	10,0	8,8	6,8	7,6	6,2	8,1	8,8	6,5	5253
N	1551	1159	1702	1983	532	429	1239	8596	6927	1669	8596

(1) Il s'agit de la pauvreté parmi l'ensemble des ménages ; Z=41099 F.Cfa par tête et par an ; (2) <10 ans ; (3) Adultes de plus de 55 ans ; (4) Le taux de dépendance est calculé par rapport au statut des individus en faisant le rapport entre, d'une part, les inactifs et les chômeurs – en principe, ceux qui n'ont pas de revenu –, et d'autre part, l'ensemble des autres individus – en principe, ceux qui ont un revenu, y compris les apprentis et les aides familiaux. Il est à noter que le fait de considérer ces derniers comme des apporteurs de revenus entraîne vraisemblablement une sous-estimation des taux de dépendance. Dans le calcul du taux de dépendance global, les enfants sont pris en compte ; (5) Supérieur à la moyenne ; (6) Inférieur à la moyenne ; (7) Voir Lachaud [1999b] pour le calcul de l'erreur type.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée.

milieu et les régions²⁷. Au niveau national, EQ₁ accroît le ratio et l'écart de

²⁷La ligne de pauvreté étant déterminée sur une base *per capita*, il importe de normaliser l'agrégation de la pauvreté. Dans la présente étude, on suppose que la ligne de pauvreté – 41099 F.Cfa par tête et par an – se réfère à un ménage moyen de 7,8 personnes, si bien qu'une famille de taille moyenne a le même indice de pauvreté, quelle que soit la valeur de θ . Plus précisément, lorsque $\theta=0,53$, le niveau de vie des ménages est évalué selon : [dépendances totales / ((taille_{2,5ans} + (0,6 * taille_{4,5ans})) * 0,53)]. En outre, la ligne de pauvreté est : [41099 * 7,76 / ((6,46 + (0,6 * 1,34)) * 0,53)], si 6,46 = taille_{2,5ans} et 1,34 = taille_{4,5ans}. Notons que 6,46 + 1,34 = 7,8 personnes.

pauvreté, respectivement, de 4,3 et 1,4 points de pourcentage, soit 12,4 et 13,6 pour cent. Toutefois, dans le milieu rural, l'augmentation du ratio et de l'écart de pauvreté est comparable à ce qui prévaut au niveau national – respectivement, 11,4 et 13,0 pour cent –, alors que dans les zones urbaines l'effet de EQ_1 est d'élever ces deux indicateurs, respectivement, de 31,1 et 41,2 pour cent. Il en résulte une diminution de l'ampleur relative de la pauvreté rurale par rapport à la pauvreté urbaine, bien que cette dernière soit toujours beaucoup plus faible que la première. Ainsi, l'effet de EQ_1 , comparativement à EQ_0 , est d'abaisser, d'une part, le rapport des ratios de pauvreté rurale-urbaine de 5,6 à 4,7, et, d'autre part, celui des écarts de pauvreté de 7,2 à 5,6. En d'autres termes, le différentiel d'incidence de pauvreté rurale-urbaine est réduit de 7,1 pour cent. Un tel résultat doit être relié à l'écart de dimension entre les ménages ruraux et urbains, respectivement, 8,1 et 6,5 – la prise en compte d'une élasticité taille = 0,53 rehaussant le niveau de vie des ménages comportant beaucoup de membres. D'ailleurs, la comparaison des tableaux 2.2 et 3.2 montre que, quel que soit le milieu, si la taille moyenne des ménages pauvres, comparativement aux riches, est plus élevée avec EQ_0 , l'inverse prévaut lorsque les économies d'échelle sont prises en compte²⁸. L'incertitude de la relation inverse entre le niveau de vie et la taille des ménages a déjà été mis en évidence pour le Burkina Faso²⁹, ainsi que dans d'autres pays³⁰.

S'agissant des régions, la variation de la pauvreté en pourcentage due à EQ_1 , comparativement à EQ_0 , permet de distinguer quatre situations. Premièrement, dans la capitale et la seconde ville du pays, l'accroissement du ratio de pauvreté est proche de 50 pour cent – 46,7 pour cent. Deuxièmement, dans les régions de l'Ouest et du Nord, et dans les petites villes, la variation de P_0 est de l'ordre de 20 pour cent – respectivement, 22,5, 17,2 et 16,7 pour cent. Troisièmement, dans les zones du Sud & Sud-Ouest et du Centre-Sud, l'élévation du ratio de pauvreté est légèrement supérieure à 10 pour cent – 12,1 et 12,0 pour cent. Quatrièmement, dans la région du Centre-Nord, l'incidence de la pauvreté ne s'accroît que de 3,1 pour cent. La configuration de la variation des écarts de pauvreté – P_1 – est quasi-identique à la description précédente. De ce fait, la prise en considération de EQ_1 , par rapport à EQ_0 , modifie l'ampleur relative de la pauvreté selon les zones géographiques au Burkina Faso. Ainsi, par exemple, le Centre-Nord et le Nord ont à présent des ratios de pauvreté proches – respectivement, 52,5 et

²⁸ On notera que la proportion de ménages pauvres est accrue lorsque EQ_1 est considéré, et inversement pour les ménages non pauvres.

²⁹ Lachaud [1997a].

³⁰ Lanjouw et Ravallion [1995] pour le Pakistan.

49,0 pour cent ; tableau 3.2 –, alors qu'en l'absence d'économies d'échelle l'écart de pauvreté était d'environ 10 points de pourcentage en faveur de la seconde région – tableau 2.2. De même, l'incidence de la pauvreté au Centre-Nord est dix fois plus importante que dans la capitale et à Bobo-Dioulasso si l'on considère que les besoins doivent être exprimés par EQ_1 , mais seulement sept fois si EQ_0 prévaut. D'une manière générale, l'impact de EQ_1 , comparativement à EQ_0 , est d'atténuer le différentiel de pauvreté selon les régions – P0, P1 et P2. Par exemple, en milieu rural, les taux de pauvreté sont compris approximativement entre 40 et 50 pour cent avec EQ_1 , mais varient de 30 à 50 pour cent lorsque EQ_0 est considéré. Il est à remarquer également que, quelle que soit la zone, l'effet de EQ_1 est d'inverser la relation entre la taille des ménages et la pauvreté, les ménages pauvres ayant à présent une dimension plus faible que les ménages non pauvres.

En deuxième lieu, l'évaluation des besoins des ménages par rapport à EQ_1 modifie sensiblement les caractéristiques de la pauvreté selon la démographie des groupes et les régions³¹. Premièrement, l'incidence de la pauvreté des ménages selon le sexe du chef est inversée. En effet, l'expression des besoins selon EQ_1 montre que les ménages gérés par une femme sont plus pauvres que ceux qui ont à leur tête un homme – respectivement, 49,4 et 37,9 pour cent, contre 24,5 et 35,6 avec EQ_0 ³². Ainsi, le ratio de pauvreté des ménages féminins ruraux et urbains est multiplié par deux, alors qu'il est relativement stable pour les ménages masculins. Dans ces conditions, le différentiel spatial de pauvreté selon le sexe du chef de ménage est sensiblement modifié. En effet, en l'absence d'économies d'échelle – EQ_0 –, la supériorité relative de la pauvreté des ménages féminins est observée dans trois régions rurales – Ouest, Sud & Sud-Ouest, Nord – et le milieu urbain – tableau 2.2. Or, une telle situation prévaut dans toutes les zones géographiques en présence de EQ_1 .

Deuxièmement, et corrélativement, les ménages ayant beaucoup d'enfants ne sont pas nécessairement les plus pauvres, contrairement à ce qui prévaut, quel que soient le milieu et les régions, lorsque les besoins sont exprimés par EQ_0 . A cet égard, le tableau 3.2 montre que, sauf dans la capitale et la seconde ville du pays, les ratios de pauvreté sont les plus élevés pour les ménages ayant peu d'enfants. Par exemple, en milieu rural, l'incidence de la pauvreté des ménages sans enfants et de plus de quatre enfants est, respectivement, de 52,1 et 39,0 pour cent – contre 18,8 et 61,6 pour cent avec EQ_0 . Cela signifie qu'en présence de EQ_0 , le taux de pauvreté des ménages ruraux sans enfants est deux fois plus faible que la moyenne,

³¹ Un résultat analogue est exposé par Lanjouw, Milanovic, Paternostro [1998].

³² Ce résultat a déjà été mis en évidence dans Lachaud [1997b].

alors qu'avec EQ_1 il est supérieur d'un tiers à cette dernière. De même, l'incidence de la pauvreté des ménages ruraux de plus de quatre enfants est comparable à ce qui prévaut au niveau national avec EQ_1 , mais est supérieure de près de 80 pour cent au ratio du pays en l'absence d'économies d'échelle. Il est à remarquer que l'ampleur de l'inversion des ratios de pauvreté des ménages selon la structure démographique en termes d'enfants – qui ne prévaut pas dans les grandes agglomérations, compte tenu de la dimension plus réduite des ménages – est inégale selon les régions, et a tendance à être d'autant plus accentuée que l'impact de EQ_1 sur la variation de P_0 ou de P_1 au niveau agrégé est faible – Centre-Nord, par exemple. Par ailleurs, les tableaux 2.2 et 3.2 montrent que cette inversion des ratios de pauvreté est incertaine lorsque la comparaison de ces derniers est effectuée en fonction du critère de la proportion d'enfants des ménages par rapport à la moyenne nationale. En d'autres termes, les taux de pauvreté exprimés en référence à EQ_1 ne diffèrent pas réellement lorsque que les ménages ont un ratio d'enfants supérieur ou inférieur à la moyenne nationale. Cette observation est à rapprocher du fait que l'impact de EQ_1 sur la pauvreté, comparativement à EQ_0 , est surtout sensible pour les ménages mono-parentaux, indépendamment de leur localisation géographique.

Troisièmement, la prise en considération de EQ_1 accroît fortement l'incidence de la pauvreté dans les ménages composés de personnes âgées – plus de 55 ans. En effet, le tableau 2.2, exprimant les besoins selon EQ_0 , indique, qu'en moyenne, les ménages composés de personnes âgées ont des taux de pauvreté deux fois plus faibles que la moyenne nationale. Or, la présence d'économies d'échelle suggère que les ménages composés de personnes âgées sont deux fois plus pauvres qu'un ménage moyen burkinabé. De tels écarts, particulièrement accentués dans certaines régions – Sud & Sud-Ouest et Centre-Nord –, accroissent sensiblement l'incertitude de toute mesure de la pauvreté, et ont nécessairement des implications en termes de politique économique. On notera aussi que la prise en compte de EQ_1 modifie quelque peu l'ampleur relative de la pauvreté selon les taux de dépendance institutionnelle des ménages, bien que le degré général de privation soit toujours le plus élevé pour les groupes ayant les plus faibles taux de dépendance. En effet, en tenant compte des économies d'échelle, les ménages ayant le *plus d'actifs* – par rapport à la moyenne nationale – sont systématiquement les *plus pauvres* quels que soient la région et le milieu³³.

³³ Ce résultat, apparemment surprenant, doit être mis en parallèle avec les taux d'offre de travail près de 40 pour cent plus élevés dans les ménages pauvres que dans les ménages non pauvres. Sans aucun doute, les taux de dépendance institutionnelle masquent la vraie dépendance économique, surtout en milieu rural. Voir Lachaud [1997b].

Tableau 4.2 : Statistique η testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté selon les milieux et régions en fonction de la valeur de γ et θ – Burkina Faso 1994-95¹

Région	Ouest		Sud & Sud-Ouest		Centre-Nord		Centre-Sud		Nord		Autres villes		Ouaga-Bobo		Urbain	
	P0	P1	P0	P1	P0	P1	P0	P1	P0	P1	P0	P1	P0	P1	P0	P1
$\gamma = 1 ; \theta = 1$																
<i>Région</i>																
Ouest	-	-4,40*	-3,87*	-11,4*	-10,3*	-5,76*	-2,68*	-4,15*	-4,80*	8,31*	8,25*	20,03*	17,64*	-	-	-
Sud-Sud-O.	-3,09*	-2,26*	-	-	-5,92*	-5,71*	-0,62	1,68	-0,76*	-2,14*	11,40*	11,04*	22,28*	19,39*	-	-
Centre-Nord	-7,95*	-6,31*	-4,13*	-3,70*	-	-	6,10*	8,34*	3,73*	1,77	17,50*	17,04*	33,83*	28,10*	-	-
Centre-Sud	-4,25*	-0,83	-0,64	1,65	4,05*	6,01*	-	-	-0,34	-3,36*	13,09*	10,99*	28,46*	23,20*	-	-
Nord	-4,12*	-5,00*	-1,67	-3,43*	1,40	-1,03	-1,31	-4,66*	-	-	-10,01*	9,82*	16,54*	13,74*	-	-
Petites villes	9,97*	9,35*	11,95*	10,89*	16,37*	14,83*	13,61*	10,66*	11,39*	10,94*	-	-	5,26*	4,60*	-	-
Ouaga-Bobo	21,87*	19,41*	22,87*	20,20*	31,93*	26,86*	28,80*	23,52*	18,25*	15,42*	8,43*	4,73*	-	-	-	-
<i>Milieu</i>																
Rural	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-38,76*	35,81*
Urbain	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	38,49*	35,41*

(1) Une étoile (*) signifie que les écarts de pauvreté sont significatifs à 5 pour cent. Les valeurs de η pour les échantillons n_1 et n_2 et les mesures P_1^* et P_2^* de la pauvreté sont calculées selon $\eta = (P_1^* - P_2^*) / SE(P_1^* - P_2^*)$, où l'erreur type de $(P_1^* - P_2^*)$ $SE(P_1^* - P_2^*) = \sqrt{(\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2)}$. On note que $\sigma_1 = se_1 \cdot \sqrt{n_1}$, où $se_1 =$ erreur type de l'échantillon n_1 .

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95

En troisième lieu, le tableau 4.2 affiche la statistique η testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté – P0 et P1 – selon les milieux et les régions, en fonction des valeurs de γ et de θ . A cet égard, deux commentaires peuvent être formulés. Premièrement, en l'absence d'économies d'échelle, il apparaît que si les écarts de pauvreté P0 ou P1 sont statistiquement significatifs entre les milieux rural et urbain, tel n'est pas le cas pour toutes les régions. Ainsi, le différentiel d'incidence de pauvreté n'est pas significatif entre : (i) le Centre-Sud et le Sud & Sud-Ouest ; (ii) le Nord, d'une part, et le Sud & Sud-Ouest et le Centre-Sud, d'autre part. De même, la profondeur de la pauvreté n'est pas statistiquement différente entre : (i) le Centre-Sud et le Sud & Sud-Ouest ; (ii) le Nord et le Centre-Nord. D'ailleurs, le tableau 2.2 montrait que les mesures de la pauvreté pour ces différentes régions étaient relativement proches. Deuxièmement, la prise en compte d'une échelle d'équivalence différente EQ_1 modifie quelque peu la configuration précédente des écarts de pauvreté selon les régions. Certes, le tableau 4.2 indique que l'absence de différentiel de pauvreté P0 et P1 est confirmé pour les régions précédentes. Mais, la nouvelle échelle d'équivalence conduit à ajouter deux cas où les écarts de pauvreté ne sont plus significatifs : (i) le Nord et le Centre-Nord pour P0 ; (ii) le Centre-Sud et l'Ouest pour P1. Dans ce contexte, il faut remarquer que la lecture du tableau 2.2, fondé sur EQ_0 , était loin de faire apparaître un tel résultat. En effet, lorsque les besoins sont exprimés par EQ_0 , les ratios de pauvreté sont de : (i) 41,8 et 50,9 pour cent, respectivement, pour le Nord et la Centre-Nord.; (ii) 31,6 et 40,9 pour cent, respectivement, pour l'Ouest et le Centre-

Sud. De même, les écarts de pauvreté sont de 10,9 et 9,3 pour cent, respectivement, pour l'Ouest et le Centre-Sud. Dans ces conditions, les actions de politique économique devraient, a priori, davantage privilégier le Centre-Nord relativement au Nord – et au Centre-Sud –, et le Centre-Sud par rapport à l'Ouest. En réalité, l'échelle EQ_1 conduit à une proximité : (i) des ratios de pauvreté entre le Nord et le Centre-Nord – 49,0 et 52,5, respectivement ; (ii) des écarts de pauvreté entre l'Ouest et le Centre-Sud – 12,0 et 12,5 pour cent, respectivement. De ce fait, le ciblage relatif des régions en termes de réduction de la pauvreté avec EQ_1 est moins clair, et diverge quelque peu de celui qui prévaut en présence de EQ_0 – bien que d'autres éléments soient susceptibles d'influencer le choix des responsables de la politique économique.

2. Echelles d'équivalence, pauvreté et analyse de sensibilité

L'analyse précédente a été effectuée en tenant compte d'une échelle d'équivalence caractérisée par les coefficients $\gamma=0,6$ et $\theta=0,53$. Toutefois, il importe d'examiner la sensibilité de l'incidence de la pauvreté régionale relative en fonction de la variation de ces paramètres. A cet égard, l'analyse graphique est menée dans trois directions.

Premièrement, la figure 1.2 montre l'évolution des rapports des ratios et des écarts de pauvreté entre le milieu rural et les zones urbaines, selon la valeur du coefficient d'économies d'échelle θ , γ étant fixé à 0,6. On observe de fortes variations du différentiel de pauvreté entre les secteurs rural et urbain en fonction de la valeur de θ . En effet, il apparaît que l'incidence de la pauvreté rurale par rapport à la pauvreté urbaine est presque deux fois plus élevée lorsque le coefficient d'échelle θ passe de 0,2 à 1 – 3,2 à 5,6. De même, la profondeur de la pauvreté rurale, comparativement à la pauvreté urbaine, est environ quatre fois plus élevée avec $\theta=0,2$, mais au moins sept fois plus importante en l'absence d'économies d'échelle. De tels écarts impliquent beaucoup de prudence quant à la mesure de la pauvreté. Dans ce contexte, il importe de remarquer que l'accroissement de la valeur du coefficient d'échelle θ s'accompagne d'une élévation du revenu moyen des pauvres, quel que soit le milieu pris en compte³⁴.

³⁴ Pour l'ensemble du pays, le revenu moyen des pauvres – $1-(P1/P0)$ – est de 65 et 70 pour cent de la ligne de pauvreté lorsque θ passe de 0,2 à 1. Dans le rural, les pourcentages respectifs sont de 64 et 69, tandis que dans le milieu urbain ils s'élèvent à 72 et 75.

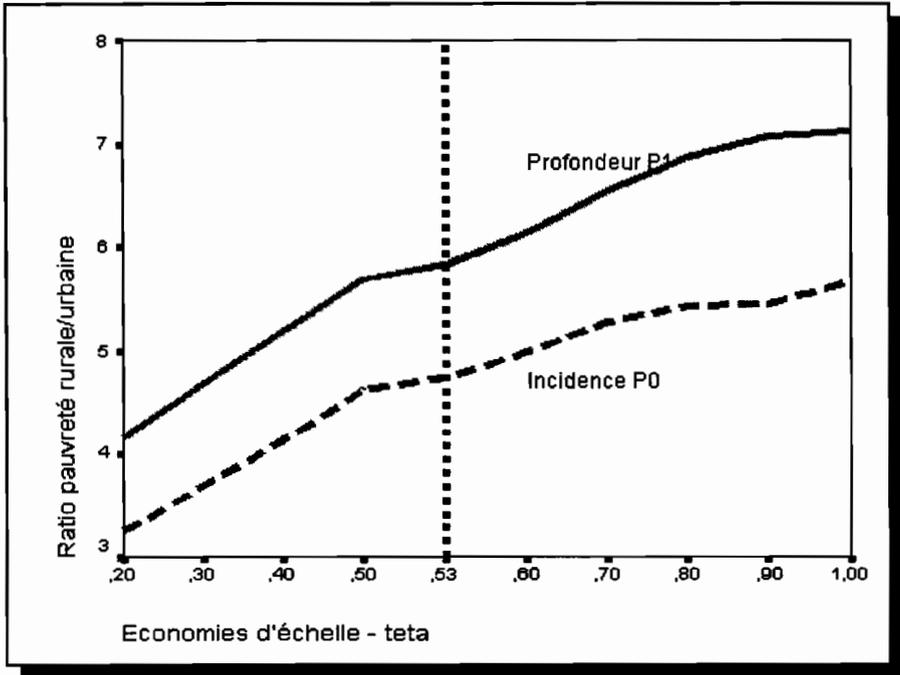


Figure 1.2 : Evolution des rapports des ratios et des écarts de pauvreté entre les milieux rural et urbain selon $\theta - \gamma = 0,6$ - Burkina Faso 1994-95

Deuxièmement, la pauvreté relative selon les milieux rural et urbain peut être simultanément influencée par la variation de θ et de γ . La figure 2.2 exprime cette possibilité. On observe que, pour une valeur donnée de θ , la variation de la pauvreté relative rurale-urbaine est faible. En effet, lorsque $\theta=0,2$, les rapports des ratios de pauvreté rurale-urbaine sont de 3,25, 3,22 et 3,29, respectivement, pour $\gamma=0,2, 0,5$ et 1. De même, avec $\theta=1$, les rapports précédents équivalent, respectivement, à 5,75, 5,62 et 5,67. Par conséquent, le coût relatif des enfants de moins de 5 ans n'a qu'une influence marginale sur le différentiel spatial de pauvreté au Burkina Faso – bien qu'un léger effet en U puisse être observé. D'ailleurs, la variation de γ , pour un niveau donné de θ , n'a qu'un impact marginal sur la pauvreté rurale et la pauvreté urbaine prises séparément, et ne met pas franchement en évidence une courbe en U parfois observée³⁵. Mais, il est probable qu'une autre échelle d'équivalence,

³⁵ Duclos, Mercadier-Prats [1996] Dans cette étude, les analyses portent sur l'Espagne et le Royaume-Uni.

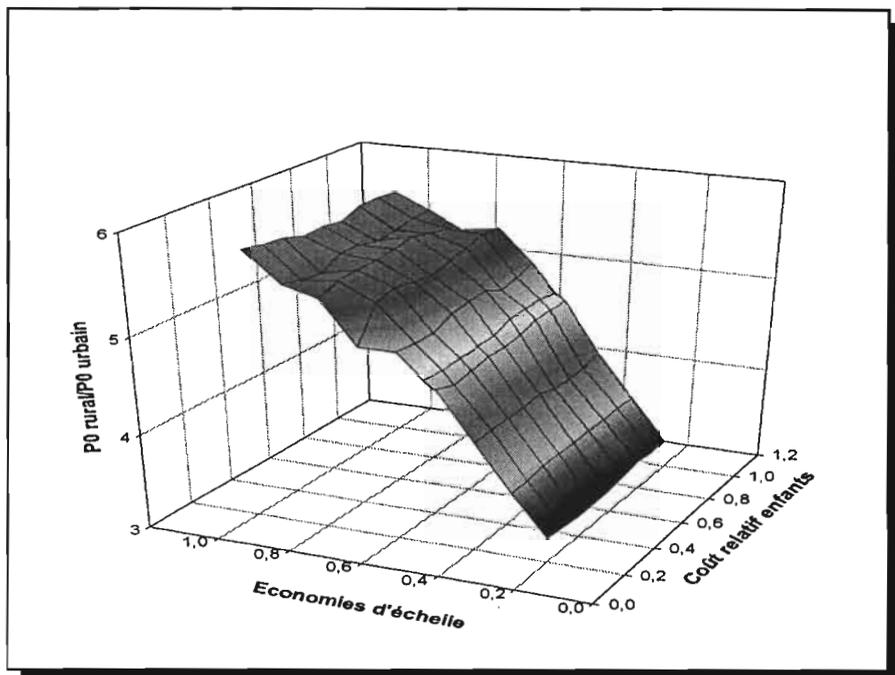


Figure 2.2 : Evolution des rapports des ratios de pauvreté entre les milieux rural et urbain selon θ et γ – Burkina Faso 1994-95

considérant aussi le coût relatif des enfants de plus de 5 ans puisse donner des résultats différents. Il est à noter également que l'effet est similaire en ce qui concerne la mesure de P1, comme l'indique la figure 2A.2 en annexe³⁶.

Troisièmement, il importe également d'examiner la relation qui prévaut entre la variation de θ et l'évolution de la pauvreté pour chaque région et milieu – $\gamma=0,6$. La figure 3.2 exprime la variation de l'incidence de la pauvreté P0 d'une région ou d'un milieu en termes de la pauvreté nationale, selon les valeurs de θ . On observe que, pour la plupart des régions et milieux, l'incidence relative de la pauvreté en termes de privation nationale n'est pas indépendante de θ . En effet, la pauvreté relative diminue pour le Nord, l'Ouest, les villes secondaires et Ouagadougou-Bobo –, alors que l'inverse prévaut pour le Centre-Nord et le Centre-Sud. Il est cependant important de noter que, si dans la plupart des cas, la variation de θ affecte la pauvreté relative des diverses zones par rapport à la pauvreté nationale, elle ne

³⁶ En effet, lorsque $\theta=0,2$, les rapports des écarts de pauvreté rurale-urbaine sont de 4,12, 4,15 et 4,18, respectivement, pour $\gamma=0,2, 0,5$ et 1. De même, avec $\theta=1$, les rapports précédents équivalent, respectivement, à 6,94, 7,11 et 7,22. – figure 2A.2 en annexe.

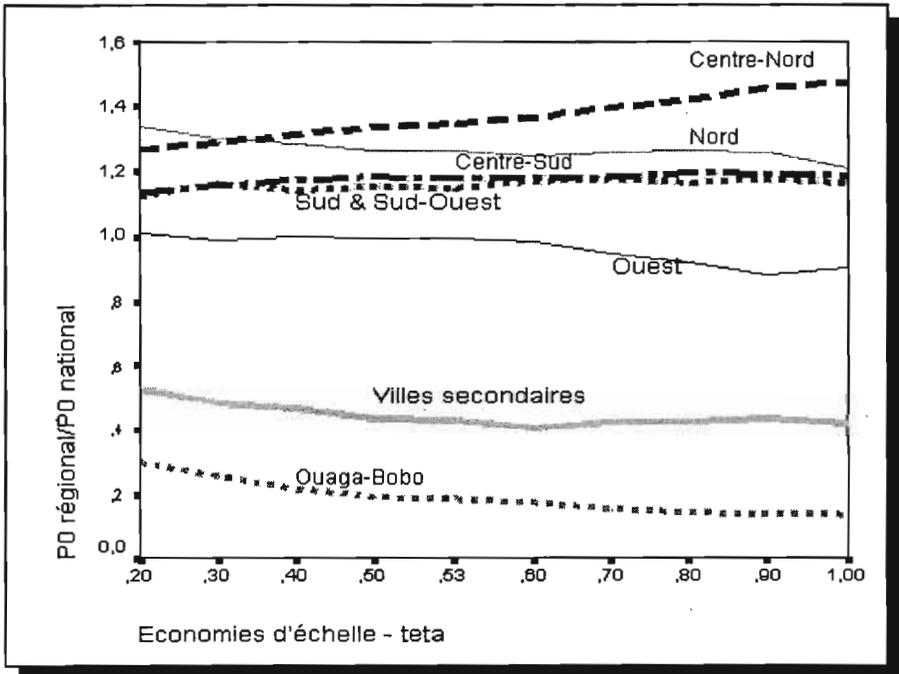


Figure 3.2 : Evolution des rapports des ratios de pauvreté par rapport à la moyenne nationale selon les milieux et les régions en fonction de $\theta - \gamma = 0,6$ - Burkina Faso 1994-95

bouleverse pas fondamentalement le classement de ces dernières en termes de privation. Quelle que soit la valeur de θ , le milieu urbain est le moins affecté par la pauvreté, alors que les régions du Nord et du Centre-Nord apparaissent les plus vulnérables. Néanmoins, pour ces deux dernières régions, l'évolution relative de P_0 en fonction de θ étant contrastée, leur classement en termes de privation est clairement inversé. Ce constat confirme les commentaires formulés à partir du tableau 4.2, indiquant que le différentiel de pauvreté P_0 entre le Nord et le Centre-Nord n'était pas statistiquement significatif lorsque les besoins étaient exprimés par $EQ_1 - \gamma=0,6$ et $\theta=0,53$. La figure 3A.2, en annexe, affiche la relation qui prévaut entre la variation de θ et l'évolution des écarts de pauvreté pour chaque région et milieu $-\gamma=0,6$. Si les tendances précédentes sont confirmées, des chevauchements additionnels sont observés, notamment entre les régions de l'Ouest et du Centre-Sud. Ce résultat est cohérent avec le fait que la statistique η , testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté P_1 entre ces deux régions, ne soit pas significative pour les valeurs de $\gamma=0,6$ et $\theta=0,53$ - contrairement à ce qui prévaut pour $\gamma=\theta=1$.

3. Echelles d'équivalence, pauvreté et dominance³⁷

Alors que la distinction analytique entre les questions d'identification – la détermination d'une ligne de pauvreté – et d'agrégation – la dérivation d'un indice de pauvreté – demeure encore nettement affirmée, le fait de considérer séparément la génération d'indices de pauvreté – et la question implicite de l'ordre des distributions en termes de pauvreté – et l'élaboration des seuils de pauvreté peut se heurter à des difficultés pratiques, notamment lorsque l'on souhaite préciser quelle est, parmi deux distributions, celle qui exhibe le plus de pauvreté³⁸. En effet, du point de vue des comparaisons de pauvreté, l'ambiguïté réside dans la possibilité de classements contradictoires des états sociaux pour différentes lignes de pauvreté. Par conséquent, la robustesse des comparaisons de pauvreté – tout comme d'inégalité et de bien-être – exige des jugements fondés sur des classements exempts d'ambiguïté pour des classes générales d'indices et une plage de variation des seuils de pauvreté. La dominance stochastique, pour différents ordres, permet d'inférer, pour une large classe d'indices, si la pauvreté, le bien-être et l'inégalité sont plus ou moins élevés dans une distribution que dans une autre.

En particulier, le test de dominance de deuxième ordre implique la prise en compte d'indices «d'écarts de pauvreté généralisés» – susceptibles, d'une part, de représenter plusieurs dimensions importantes de la pauvreté en respectant les principaux axiomes énoncés par Sen et, d'autre part, de spécifier des comparaisons non ambiguës de pauvreté. A cet égard, l'approche de Jenkins et Lambert³⁹, à l'aide des «Three 'I' Poverty»⁴⁰ – TIP – présente un réel intérêt pour l'étude de la pauvreté, et peut contribuer à spécifier la relation entre les échelles d'équivalence et la pauvreté spatiale. Les courbes TIP permettent de résumer les trois dimensions de la pauvreté – incidence, intensité et inégalité – à l'aide d'un graphique, affichant sur l'axe des ordonnées la somme cumulée des écarts de pauvreté *par tête* – normalisés ou non – et, sur l'axe des abscisses, la proportion cumulée des individus ou ménages. Ainsi, soit $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ une distribution des dépenses – ou des

³⁷ Les aspects méthodologiques de cette section s'appuient sur Lachaud [1999b] et seront développés dans le chapitre 4.

³⁸ Foster, Shorrocks [1988a], [1988b].

³⁹ Jenkins, Lambert [1998a], [1998b].

⁴⁰ Les trois 'I' sont issus de : Incidence, Intensité et Inégalité. La TIP est aussi appelée la courbe de Lorenz inverse généralisée. Shorrocks [1995] parle de «poverty gap profiles».

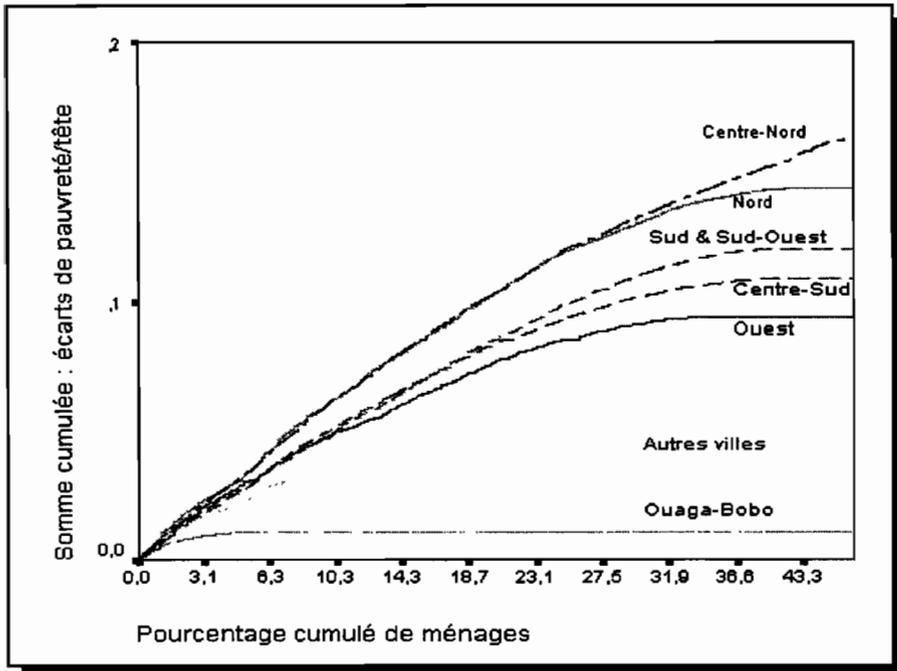


Figure 4.2 : Courbes TIP - échelle d'équivalence : $\theta = \gamma = 1$ - selon les régions et le milieu - Burkina Faso 1994-95

revenus – parmi n personnes ou ménages, pour lesquels les premières ont été rangées par ordre croissant : $0 \leq x_1 \leq x_2 \dots \leq x_n$. Soit Γ_{xi} , le vecteur des écarts de pauvreté z normalisés associé aux dépenses x^{41} :

$$\Gamma_{xi} = \max [(z - x_i)/z, 0] \quad [5]$$

On montre que la plupart des indices de pauvreté peuvent être définis comme des fonctions du vecteur Γ_x , une courbe TIP étant spécifiée par exemple par $TIP(\Gamma, p)$, où p représente la proportion cumulée de la population. Compte tenu de ses propriétés, une courbe $TIP(\Gamma, p)$ est une fonction croissante concave de p , la pente inhérente à un percentile donné indiquant l'écart de pauvreté pour ce percentile. La courbe est horizontale lorsque les p correspondent à des dépenses supérieures ou égales à la ligne de pauvreté z . A cet égard, deux résultats sont à rappeler. Premièrement, étant donné deux distributions des dépenses ou des revenus y et x , et une ligne

⁴¹ On suppose que les revenus ou dépenses sont ajustés dans l'espace, le temps et selon la structure des ménages. La normalisation n'est pas obligatoire.

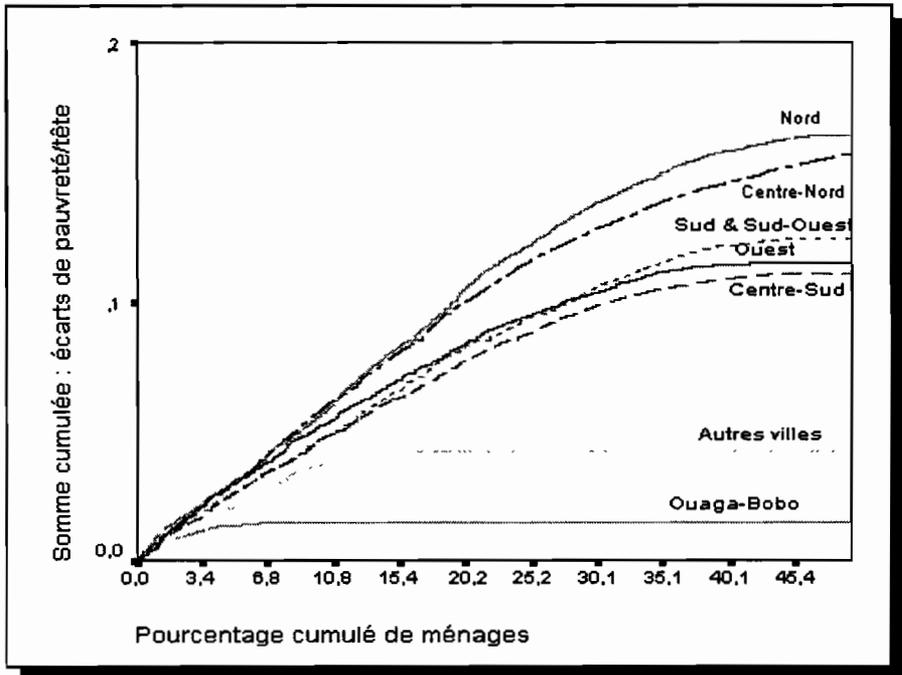


Figure 5.2 : Courbes TIP – échelle d'équivalence : $\theta = 0,53$; $\gamma = 0,6$ – selon les régions et le milieu – Burkina Faso 1994-95

commune de pauvreté z , la dominance de Γ_y TIP sur Γ_x TIP est une condition nécessaire et suffisante pour s'assurer que $Q(x|z') \leq Q(y|z')$ pour toutes les lignes de pauvreté $z' \leq z$ et pour toutes les mesures $Q \subseteq Q$. Deuxièmement, lorsque les courbes se coupent, il est encore possible d'ordonner la pauvreté pour une sous-classe d'indices *normalisés*. En effet, Jenkins et Lambert montrent que, si les courbes TIP normalisées se coupent une fois, et si l'indice FGT(2) est plus élevé pour la courbe dominante initiale, la pauvreté est plus forte pour cette dernière pour une sous-classe de P ou de Q pour lesquels l'aversion pour l'inégalité du revenu parmi les plus pauvres est suffisamment large⁴².

Les figures 4.2 et 5.2 présentent l'analyse de dominance de second ordre. Quelle que soit la ligne de pauvreté $z' \leq z = 41099$ F.Cfa et l'échelle d'équivalence adoptée, la comparaison des courbes TIP selon les milieux montre que la pauvreté urbaine est toujours inférieure à la pauvreté rurale pour toutes les mesures $Q \subseteq Q$. En outre, l'incidence et la profondeur de la pauvreté sont toujours plus faibles à Ouagadougou-Bobo-Dioulasso que dans

⁴² Jenkins, Lambert [1998b].

les villes secondaires. En fait, la robustesse du classement de la pauvreté en milieu rural est incertaine, indépendamment du mode d'appréhension des besoins. En effet, les courbes TIP des différentes régions se coupent, parfois plusieurs fois, ce qui rend aléatoire le classement des pauvretés régionales. Ajoutons qu'avec EQ_0 , les régions du Nord et du Centre-Nord ont toujours les taux de pauvreté les plus élevés, alors que la prise en compte de EQ_1 montre que les courbes TIP de l'Ouest et du Sud & Sud-Ouest coupent également celles de régions du Nord. Dans ces conditions, l'analyse de dominance renforce l'ambiguïté des mesures de la pauvreté relative selon les régions précédemment indiquée. En particulier, avec EQ_1 – contrairement à EQ_0 –, étant donné les distributions des dépenses régionales x_{Nord} , $x_{Centre-Nord}$, x_{Ouest} , $x_{Centre-Sud}$ et $x_{Sud \& Sud-Ouest}$, et une ligne commune de pauvreté $z = 41\ 099$ F.Cfa, la dominance de Γ_{Nord} TIP et $\Gamma_{Centre-Nord}$ TIP sur Γ_{Ouest} TIP, $\Gamma_{Centre-Sud}$ TIP et $\Gamma_{Sud \& Sud-Ouest}$ n'est pas assurée pour affirmer que $[Q(x_{Ouest} | z') \text{ ou } Q(x_{Centre-Sud} \text{ ou } Q(x_{Sud-Sud-Ouest} | z') \leq [Q(x_{Centre-Nord} | z') \text{ ou } Q(x_{Nord} | z')]$ pour toutes les lignes de pauvreté $z' \leq z$ et pour toutes les mesures $Q \subseteq \mathcal{Q}$. Un tel résultat montre la complexité de toute analyse de la pauvreté, et doit attirer l'attention sur la prudence dans l'interprétation des investigations empiriques, notamment en Afrique.

3. Echelles d'équivalence et inégalité spatiale

1. La méthode⁴³

La présente recherche propose d'examiner l'impact des échelles d'équivalence sur l'inégalité spatiale du niveau de vie des ménages, en utilisant la décomposition de l'indice de Gini réalisée par Yitzhaki et Lerman⁴⁴. Dans ce cas, contrairement aux autres approches suggérées dans la littérature, le résidu fait référence à un indice de stratification qui capture la manière dont des sous-groupes d'une population occupent différentes strates dans la distribution d'ensemble. La décomposition de l'indice de Gini par Yitzhaki et Lerman est effectuée en trois étapes.

Premièrement, un indice de stratification Q_i pour un groupe i d'une population est défini selon [6]:

$$Q_i = \text{cov}_i[(F_i - F_{ni}), y] / \text{cov}_i[(F_i, y)] \quad [6]$$

où : (i) y est la consommation par tête des ménages ; (ii) F_i est le rang

⁴³ Cette section est fondée sur Lachaud [1999c].

⁴⁴ Yitzhaki, Lerman [1991].

normalisé – 0 pour le plus pauvre et 1 pour le plus riche – de la distribution cumulée de la consommation par tête des ménages du groupe i , c'est-à-dire le rang de la distribution cumulée de la consommation par tête des ménages du groupe i divisé par le nombre de ménages – ou d'individus – de ce groupe; (iii) F_{ni} est le rang normalisé de la distribution cumulée de la consommation par tête des ménages de l'ensemble de la population excepté les membres du groupe i ⁴⁵; $cov_i(F_i, y) =$ covariance entre y et F_i pour les ménages du groupe i .

Selon Yitzhaki et Lerman, l'indice de stratification Q_i varie entre -1 et 1, et possède plusieurs propriétés intéressantes : (i) $Q_i = 1$ si aucun des membres des autres groupes n'occupent le domaine de variation de y du groupe i , c'est-à-dire que ce dernier est seul à occuper un intervalle de variation de la distribution ; (ii) Q_i diminue lorsque de plus en plus de membres des autres groupes sont dans l'intervalle de variation du groupe i – plus Q_i est faible, moins i constitue une strate dans l'ensemble de la population ; (iii) Etant donné le nombre de membres d'autres groupes intercalés dans l'intervalle de variation du groupe i , Q_i sera d'autant plus faible que les membres des autres groupes seront proches de la moyenne du groupe i – Q_i dépend à la fois du chevauchement des groupes et de la position des membres des groupes autres que i dans la distribution du groupe i ; (iv) $Q_i = 0$ si les rangs normalisés des membres du groupe i sont identiques à leurs rangs normalisés dans l'ensemble de la population – le groupe i ne forme pas une strate ; (v) $Q_i < 0$ implique que la disparité au sein de l'ordre des membres du groupe i dans l'ensemble de la population est plus grande que la disparité pour leur propre groupe – le groupe i n'est pas homogène dans l'ensemble de la population, mais est composé de différents groupes ; (vi) $Q_i = -1$ si le groupe i est composé de deux groupes, les membres de chaque groupe sont identiques, et ces deux groupes sont localisés aux extrêmes de la distribution d'ensemble. Par conséquent, ces propriétés indiquent qu'une société est stratifiée en termes d'une caractéristique si les Q_i pour tous les i sont positifs. Plus les Q_i sont proches de 1, plus la société est stratifiée.

Deuxièmement, Yitzhaki et Lerman expriment l'indice de Gini en termes de la covariance entre une variable et le rang de cette variable, soit pour le groupe i l'expression [7]⁴⁶ :

⁴⁵ F_{ni} est le rang normalisé que l'observation de la consommation par tête y obtiendrait si elle était ordonnée parmi les membres de la population autres que ceux du groupe i . En fait, F_{ni} peut être estimé selon la relation : $F = P_i * F_i + [(1 - P_i) * F_{ni}]$, où F = rang normalisé de l'ensemble de la population et $P_i = m_i/k$ = proportion de la population dans le groupe i – avec $\sum_i m_i = k$.

⁴⁶ Cette expression est en fait définie en 1984. Lerman, Yitzhaki [1984].

$$G_i = 2 * cov_i [F_i, y] / \hat{y}_i \quad [7]$$

Dans l'équation [7], \hat{y}_i est la consommation moyenne par tête du groupe i. Cette formalisation a été très utilisée dans la décomposition des sources des revenus des ménages⁴⁷.

Troisièmement, Yitzhaki et Lerman démontrent finalement que l'indice de Gini peut être décomposé en trois éléments selon [8].

$$G = \sum_i S_i * G_i + \sum_i S_i * G_i * Q_i * (P_i - 1) + 2 * cov(y_i, F_i) / y_r \quad [8]$$

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

La première composante du membre de droite de [8] représente l'inégalité intra-groupe. Le deuxième élément reflète l'impact de la stratification – ou la variation intra-groupe par rapport à l'ensemble des rangs. Cet élément dépend en partie des termes de la première composante, et en partie de la distribution des rangs. La troisième composante de [8] mesure l'inégalité entre les groupes⁴⁸. Il est à remarquer que cette approche de la décomposition inter-groupes – troisième composante de [8] – suppose que la localisation géographique – rural-urbain ou au sein des milieux rural et urbain – explique à elle seule l'inégalité de la distribution. Or, l'inégalité entre les ménages ruraux et urbains, par exemple, peut résulter d'un différentiel de caractéristiques ou de rémunération des caractéristiques de ces derniers, qui peuvent être spécifiques à leur localisation sectorielle. En d'autres termes, l'inégalité non conditionnelle repérée par la troisième composante de [8] peut différer d'une inégalité conditionnelle qui tiendrait compte de la spécificité sectorielle des caractéristiques des ménages et de leurs rendements⁴⁹.

⁴⁷ Voir par exemple, Stark, Taylor, Yitzhaki [1986].

⁴⁸ A cet égard, Yitzhaki et Lerman observent que ce dernier élément diffère de ceux qui sont dérivés d'autres décompositions de Gini lorsque les revenus ou la consommation des divers sous-groupes d'une population se recourent.

⁴⁹ Voir Lachaud [1999c] pour une approche de ce type dans le cas de la Mauritanie et le chapitre 5.

2. Economies d'échelle et décomposition de Gini rural-urbain

Le tableau 5.2 et les figures 6.2 et 7.2 présentent les valeurs de l'indice de Gini relatif au niveau de vie des ménages en termes de consommation, ainsi que la décomposition de ce dernier, selon l'importance du coefficient d'échelle θ – pour $\gamma=0,6$. Il apparaît que l'inégalité nationale du niveau de vie des ménages s'explique essentiellement par l'inégalité qui prévaut dans chaque milieu – rural et urbain. En effet, la part de l'inégalité intra-groupe dans l'explication de l'indice de Gini est de l'ordre de 90 pour cent. Toutefois, compte tenu de la valeur négative de l'indice de stratification, l'inégalité qui prévaut entre les secteurs rural et urbain contribue, en moyenne, à un quart de la valeur de Gini. Ajoutons que la composante inhérente à la stratification a une valeur moyenne. Par ailleurs, le fait que les Q_i soient négatifs pour les deux groupes – tableau 6.2 – implique que la disparité au sein de l'ordre des membres du groupe i dans l'ensemble de la population est plus grande que la disparité pour leur propre groupe – les secteurs rural et urbain ne sont pas homogènes dans l'ensemble de la population, mais sont composés de différents groupes.

En réalité, le tableau 5.2 et les figures 6.2 et 7.2 montrent que la valeur et la structure de l'indice de Gini ne sont pas stables par rapport au coefficient d'économies d'échelle θ . D'une part, au niveau national, l'indice de Gini varie de 0,462 à 0,531 lorsque θ passe de 0,1 à 1. A cet égard, on remarque que l'expression des besoins selon $EQ_1 - \theta=0,53$ – induit une valeur de Gini de 0,461, contre 0,531 avec $EQ_0 - \theta=1$. De même, dans les secteurs rural et urbain, la variation de θ de 0,1 à 1 induit un changement de Gini, respectivement, de 0,404 à 0,440, et de 0,454 à 0,493. Dans ce contexte, il est cependant intéressant d'observer que l'indice de Gini suit une courbe en U lorsque le coefficient θ croît – figure 7.2 –, sans qu'il soit possible de trouver une explication satisfaisante à ce résultat. L'estimation d'une relation du second degré entre l'indice de Gini et θ montre que le minimum de ce dernier est de 0,32, 0,42 et 0,45, respectivement, aux niveaux national, urbain et rural⁵⁰. D'autre part, la contribution de l'inégalité intra-groupe diminue avec θ , tandis que l'inverse prévaut en ce qui concerne l'inégalité inter-groupes. Ainsi, pour les valeurs de θ de 0,1 et 1, la part de l'inégalité intra-groupe passe, respectivement, de 91,5 à 87,0 pour cent, alors qu'en même temps, la contribution inter-groupes passe de 19,1 à 26,2 pour cent. Parallèlement, la composante liée à la stratification – qui incorpore à la fois

⁵⁰ Les relations de la forme : $Gini = a + b\theta + c\theta^2$ ne sont pas reproduites. Elles sont toutes statistiquement significatives, ainsi que les coefficients b et c . Ces estimations économétriques peuvent être fournies sur simple demande.

Tableau 5.2 : Décomposition de l'indice de Gini du niveau de vie selon les milieux rural et urbain en fonction de la valeur de γ et θ – Burkina Faso 1994-95¹

Paramètre	Gini		Décomposition – valeur			Décomposition – proportion			
	Total	Rural	Urbain	Inégalité intra-groupe	Stratification	Inégalité inter-groupes	Inégalité intra-groupe	Stratification	Inégalité inter-groupes
$\gamma = 0.6$									
Valeur de θ									
0,1	0,462	0,404	0,454	0,422	-0,049	0,088	0,915	-0,106	0,191
0,2	0,456	0,394	0,446	0,413	-0,052	0,096	0,904	-0,114	0,210
0,3	0,454	0,386	0,440	0,406	-0,056	0,103	0,894	-0,123	0,227
0,4	0,455	0,382	0,438	0,403	-0,059	0,111	0,886	-0,130	0,244
0,5	0,459	0,382	0,438	0,404	-0,062	0,117	0,878	-0,135	0,254
0,53	0,461	0,382	0,439	0,404	-0,062	0,119	0,876	-0,134	0,258
0,6	0,467	0,385	0,442	0,407	-0,064	0,123	0,872	-0,137	0,263
0,7	0,478	0,393	0,450	0,416	-0,066	0,129	0,870	-0,138	0,270
0,8	0,493	0,405	0,461	0,428	-0,068	0,133	0,868	-0,138	0,270
0,9	0,511	0,421	0,476	0,444	-0,069	0,137	0,869	-0,135	0,268
1,0	0,531	0,440	0,493	0,462	-0,070	0,139	0,870	-0,132	0,262

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95.

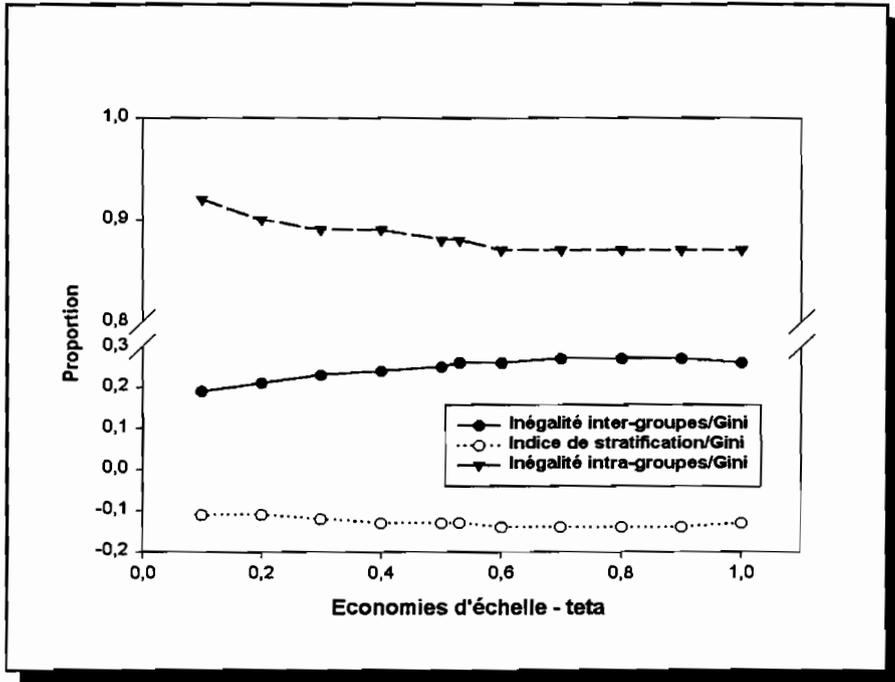


Figure 6.2 : Décomposition de l'indice de Gini du niveau de vie des ménages en pourcentage selon la valeur du coefficient d'économies d'échelle θ – Burkina Faso 1994-95

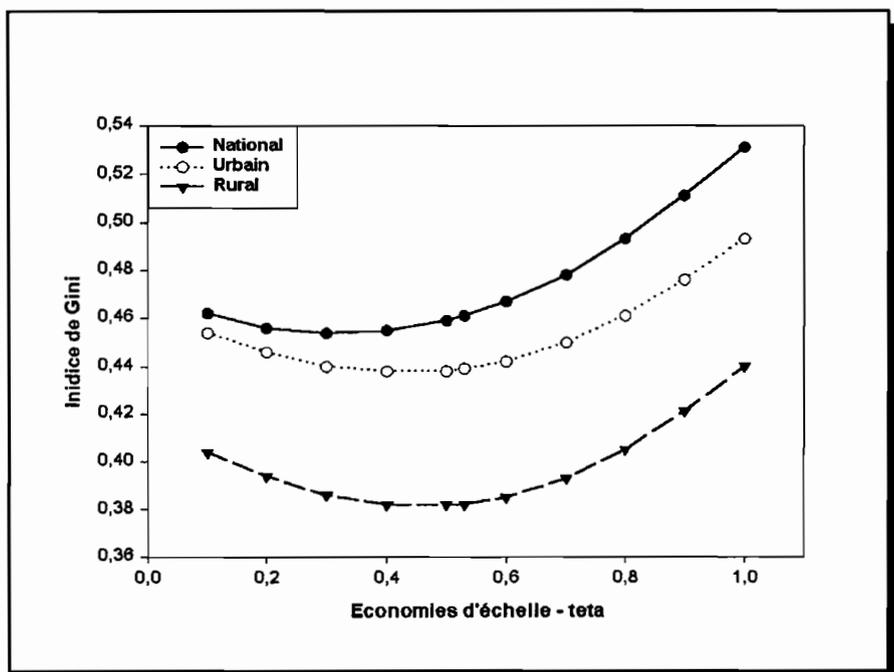


Figure 7.2 : Variation de l'indice de Gini du niveau de vie des ménages selon le milieu et la valeur du coefficient d'économies d'échelle θ - Burkina Faso 1994-95

des éléments intra et inter-groupes – augmente – -10,6 à -13,2 pour cent –, ce qui est logique puisque l'accroissement de la stratification a un effet négatif sur l'inégalité. La figure 6.2 exprime bien cette tendance. Par conséquent, la présente étude montre que l'accroissement de θ – à γ constant = 0,6 – induit à la fois un rehaussement de la pauvreté relative rurale, comparativement à la pauvreté urbaine – figure 1.2 –, une augmentation de l'inégalité nationale, et une élévation du poids de l'inégalité entre les secteurs rural et urbain dans l'explication de Gini – figure 6.2. Ce résultat présente un intérêt, non seulement en termes de politique économique, mais également lorsque l'on souhaite examiner la relation entre l'inégalité et la croissance économique⁵¹.

3. Economies d'échelle et décomposition de Gini des milieux rural et urbain

Il importe également d'examiner l'impact des échelles d'équivalence sur

⁵¹ Voir par exemple, Deininger, Squire [1998].

Tableau 6.2: Décomposition de l'indice de Gini du niveau de vie selon le milieu *urbain* en fonction de la valeur de γ et θ – Burkina Faso 1994-95¹

Paramètre	Gini urbain			Décomposition – valeur			Décomposition – %		
	Total	Villes secondaires	Ouaga-Bobo	Inégalité intra-groupe	Stratification	Inégalité inter-groupes	Inégalité intra-groupe	Stratification	Inégalité inter-groupes
$\gamma = 0.6$									
<i>Valeur de θ</i>									
0,1	0,454	0,467	0,449	0,453	-0,002	0,004	0,998	-0,004	0,009
0,2	0,446	0,460	0,440	0,445	-0,003	0,004	0,998	-0,007	0,009
0,3	0,440	0,455	0,433	0,438	-0,003	0,005	0,995	-0,007	0,011
0,4	0,438	0,455	0,430	0,436	-0,004	0,006	0,995	-0,009	0,014
0,5	0,438	0,458	0,429	0,435	-0,005	0,007	0,993	-0,011	0,016
0,53	0,439	0,459	0,430	0,436	-0,005	0,007	0,993	-0,011	0,016
0,6	0,442	0,464	0,433	0,440	-0,005	0,008	0,995	-0,011	0,018
0,7	0,450	0,474	0,440	0,447	-0,006	0,009	0,993	-0,013	0,020
0,8	0,461	0,488	0,450	0,458	-0,007	0,010	0,993	-0,015	0,022
0,9	0,476	0,504	0,464	0,472	-0,007	0,010	0,992	-0,015	0,021
1,0	0,493	0,524	0,481	0,490	-0,008	0,011	0,994	-0,016	0,022

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95

Tableau 7.2 : Décomposition de l'indice de Gini du niveau de vie selon le milieu *rural* en fonction de la valeur de γ et θ – Burkina Faso 1994-95¹

Paramètre	Gini rural					Décomposition – valeur			Décomposition – %			
	Total	Ouest	Sud-Ouest	Centre-Nord	Centre-Sud	Nord	Inégalité intra-groupe	Stratification	Inégalité inter-groupes	Inégalité intra-groupe	Stratification	Inégalité inter-groupes
$\gamma = 0.6$												
<i>Valeur de θ</i>												
0,1	0,404	0,429	0,423	0,379	0,386	0,387	0,402	-0,008	0,007	0,995	-0,020	0,017
0,2	0,394	0,415	0,417	0,363	0,378	0,381	0,392	-0,006	0,008	0,995	-0,015	0,020
0,3	0,386	0,403	0,413	0,350	0,373	0,378	0,384	-0,009	0,009	0,995	-0,023	0,023
0,4	0,382	0,396	0,412	0,340	0,372	0,378	0,379	-0,007	0,010	0,992	-0,018	0,026
0,5	0,382	0,392	0,413	0,335	0,375	0,381	0,379	-0,008	0,011	0,992	-0,021	0,029
0,53	0,382	0,392	0,414	0,334	0,376	0,382	0,380	-0,009	0,011	0,995	-0,024	0,029
0,6	0,385	0,394	0,418	0,334	0,382	0,387	0,383	-0,009	0,012	0,995	-0,023	0,031
0,7	0,393	0,400	0,426	0,338	0,393	0,396	0,391	-0,011	0,013	0,995	-0,028	0,033
0,8	0,405	0,412	0,437	0,349	0,409	0,408	0,403	-0,013	0,014	0,995	-0,032	0,035
0,9	0,421	0,428	0,450	0,364	0,428	0,423	0,419	-0,014	0,015	0,995	-0,033	0,036
1,0	0,440	0,448	0,467	0,384	0,452	0,440	0,440	-0,016	0,017	1,000	-0,036	0,039

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95.

l'inégalité au sein de chaque milieu pris séparément – tableaux 6.2 et 7.2. En général, les tendances précédentes prévalent, bien que, pour chaque secteur, la quasi-totalité de l'indice de Gini soit expliquée par l'inégalité intra-groupe. Ainsi, quel que soit le milieu, l'augmentation de θ – à γ

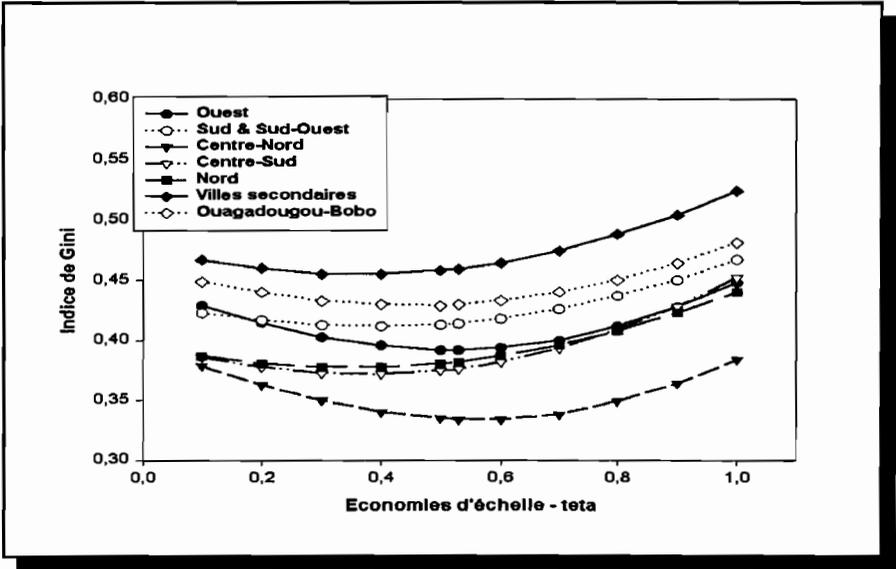


Figure 8.2 : Variation de l'indice de Gini du niveau de vie des ménages selon les régions et milieu urbain, et la valeur du coefficient d'économies d'échelle θ - Burkina Faso 1994-95

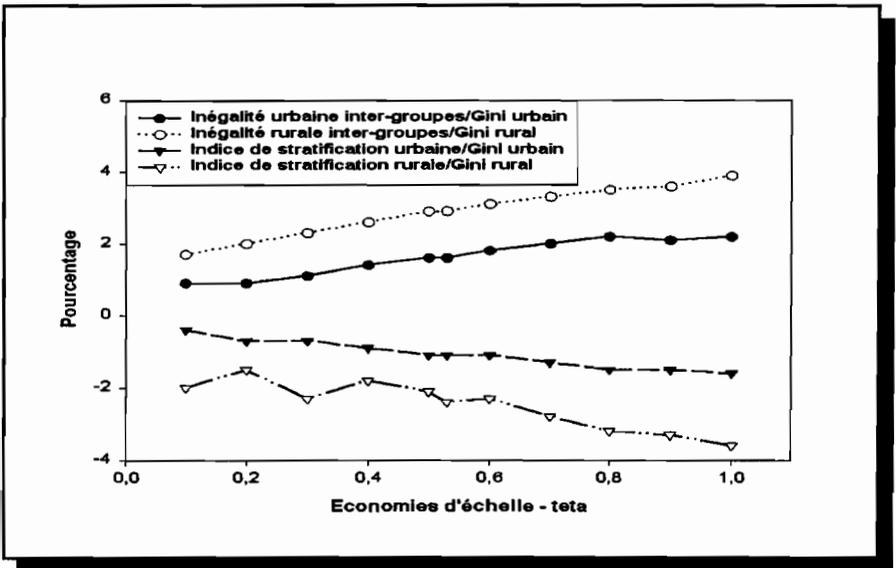


Figure 9.2 : Décomposition de l'indice de Gini du niveau de vie des ménages en pourcentage selon la valeur du coefficient d'économies d'échelle θ et le milieu - Burkina Faso 1994-95

constant = 0,6 : (i) accroît l'inégalité sectorielle – dans des proportions identiques lorsque θ varie de 0,1 à 1, même si l'inégalité rurale est un peu plus faible que l'inégalité urbaine –, ainsi que l'inégalité au sein des différentes régions et zones urbaines ; (ii) induit une courbe en U de l'indice de Gini ; (iii) élève la part de l'inégalité inter-groupes dans l'explication de l'indice de Gini – le poids de l'inégalité intra-groupe étant quasiment stable ; (iv) rehausse la composante liée à la stratification. La figure 8.2 exprime (i) et (ii), alors que la figure 9.2 illustre (iii) et (iv). On notera que l'estimation de la relation entre l'indice de Gini et θ induit une valeur minimale de ce dernier comprise entre 0,35 et 0,55 – 0,37, 0,45, 0,51, 0,39, 0,35, 0,37 et 0,55, respectivement, dans les villes secondaires, Ouagadougou-Bobo, l'Ouest, le Sud & Sud-Ouest, le Nord, le Centre-Sud et le Centre-Nord. Dans ces conditions, comme précédemment, il existe une valeur minimale du coefficient d'échelle au-delà de laquelle la variation de Gini change de signe.

Conclusion

L'analyse de la relation entre les échelles d'équivalence et la pauvreté et l'inégalité spatiales au Burkina Faso met en évidence plusieurs conclusions.

Premièrement, les coefficients relatifs au niveau de vie et à la taille du ménage, issus de l'estimation économétrique de la courbe d'Engel, sont statistiquement significatifs, et engendrent une valeur du paramètre d'échelle θ de 0,53. Par ailleurs, les coefficients δ_j , inhérents à la proportion des enfants dans le ménage, ne sont significatifs que pour la classe d'âge 0-4 ans, ce qui induit un coût relatif des enfants pour cette classe d'âge de $\gamma=0,6$.

Deuxièmement, l'effet de cette nouvelle échelle d'équivalence EQ_1 – comparativement à EQ_0 où $\theta=\gamma=1$ – est de rehausser toutes les mesures de la pauvreté – au niveau national, EQ_1 accroît le ratio et l'écart de pauvreté, respectivement, de 4,3 et 1,4 points de pourcentage, soit 12,4 et 13,6 pour cent –, mais l'impact apparaît inégal selon le milieu et la région. On observe, d'une part, une diminution de l'ampleur relative de la pauvreté rurale par rapport à la pauvreté urbaine – bien que cette dernière soit toujours beaucoup plus faible que la première –, et, d'autre part, une variation relative de la pauvreté selon les zones géographiques – par exemple, le Centre-Nord et le Nord ont à présent des ratios de pauvreté proches, respectivement, de 52,5 et 49,0 pour cent, alors qu'en l'absence d'économies d'échelle l'écart de pauvreté était de 10 points de pourcentage, environ, en faveur de la seconde région.

Troisièmement, et corrélativement, l'évaluation des besoins des ménages par rapport à EQ_1 modifie sensiblement les caractéristiques de la pauvreté

selon la démographie des groupes et les régions : (i) inversion de l'incidence de la pauvreté des ménages selon le sexe du chef, les ménages féminins de n'importe quelle région ou agglomération urbaine étant plus pauvres que leurs homologues masculins ; (ii) sauf dans les grandes villes, les ménages ayant beaucoup d'enfants ne sont pas nécessairement les plus pauvres, contrairement à ce qui prévaut, quels que soient le milieu et les régions, lorsque les besoins sont exprimés par EQ_0 ; (iii) la prise en considération de EQ_1 accroît fortement l'incidence de la pauvreté dans les ménages composés de personnes âgées – plus de 55 ans –, surtout dans le Sud & Sud-Ouest et le Centre-Nord.

Quatrièmement, la statistique η , testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté – P_0 et P_1 – selon les milieux et régions en fonction des valeurs de γ et de θ , montre que : (i) en l'absence d'économies d'échelle, les écarts de pauvreté P_0 ou P_1 sont statistiquement significatifs entre les milieux rural et urbain, mais pas pour toutes les régions ; (ii) la prise en compte d'une échelle d'équivalence différente EQ_1 , comparativement à EQ_0 , modifie quelque peu la configuration des écarts de pauvreté selon les régions. A cet égard, le ciblage relatif des régions en termes de réduction de la pauvreté avec EQ_1 est moins clair et diverge quelque peu de celui qui prévaut en présence de EQ_0 . Cette conclusion est renforcée par l'analyse de dominance de second ordre. Alors que, compte tenu de la position des courbes TIP et indépendamment de l'échelle d'équivalence adoptée, la pauvreté urbaine est toujours inférieure à la pauvreté rurale pour toutes les mesures $Q \subseteq Q$, l'ambiguïté du classement de la pauvreté en milieu rural est accrue avec EQ_1 .

Cinquièmement, l'examen de la sensibilité de l'incidence de la pauvreté régionale relative en fonction de la variation des paramètres θ et γ permet de formuler plusieurs conclusions : (i) un accroissement de l'incidence et de la profondeur de la pauvreté rurale par rapport à la pauvreté urbaine, l'ampleur relative étant presque deux fois plus élevée lorsque le coefficient d'échelle θ passe de 0,2 à 1 ; (ii) une faible variation de la pauvreté relative rurale urbaine avec γ , pour une valeur donnée de θ ; (iii) pour la plupart des régions et milieux, l'incidence relative de la pauvreté en termes de privation nationale n'est pas indépendante de θ – par exemple, lorsque θ croît, la pauvreté relative diminue pour le Nord, l'Ouest, les villes secondaires et Ouagadougou-Bobo, alors que l'inverse prévaut pour le Centre-Nord et le Centre-Sud.

Sixièmement, en utilisant la décomposition de l'indice de Gini proposée par Yitzhaki et Lerman, la présente étude montre que l'accroissement de θ – à γ constant = 0,6 – induit à la fois une augmentation de l'inégalité nationale – même s'il existe une valeur minimale du coefficient d'échelle au-delà de laquelle la variation de Gini change de signe –, et une élévation du poids de l'inégalité entre les secteurs rural et urbain dans l'explication de

l'indice de Gini. Ce résultat, cohérent avec le rehaussement observé de la pauvreté rurale, comparativement à la pauvreté urbaine, présente un certain intérêt pour la politique économique et l'analyse de la relation entre l'inégalité et la croissance économique. Par ailleurs, ces tendances caractérisent également chaque milieu – bien que, pour chacun des secteurs, la quasi-totalité de l'indice de Gini soit expliquée par l'inégalité intra-groupe.

3. Disparités spatiales de pauvreté au Burkina Faso : «capabilities» versus dépenses¹

Dans les pays en développement, l'exécution des politiques de lutte contre la pauvreté exige une appréhension adéquate de cette dernière. Or, depuis plus de deux décennies, les avancées réalisées quant à l'identification et l'agrégation de la pauvreté n'ont pas dissipé l'opportunité de plusieurs options analytiques, susceptibles de prendre en compte le caractère multidimensionnel du bien-être des individus ou des ménages².

Dans ce contexte, Sen, en réaffirmant récemment son scepticisme quant à la validité des mesures de la pauvreté en termes de biens primaires, de ressources ou de revenus réels, a soutenu que, si ces approches avaient un rapport avec les instruments de réalisation du bien-être, elles ne constituaient que des moyens de la liberté. Par contre, en considérant que la pauvreté traduit un manque de capacités fonctionnelles élémentaires pour atteindre certains minima acceptables, l'accent est mis sur «l'élargissement des possibilités des choix tout autant que sur l'amélioration du bien-être matériel»³. A cet égard, les «fonctionnements» – être suffisamment nourri, être en bonne santé, etc. – étant des éléments constitutifs du bien-être, les «facultés» ou «capabilities»⁴ reflètent la liberté de poursuivre ces derniers, et peuvent même avoir un rôle direct dans le bien-être, puisque choisir et décider font également partie de la vie. En d'autres termes, non seulement il est impossible d'assimiler la disponibilité des ressources à la liberté, mais également, dans l'espace des revenus – ou des dépenses –, de définir la pauvreté par rapport à l'insuffisance des ressources, les seuils de revenus adéquats des individus étant ceux qui permettent de générer des niveaux

¹ Une version de ce chapitre est publiée dans la *Revue Africaine des sciences économiques et de gestion* des Presses universitaires de Yaoundé – vol.1, n°2, 2000.

² Un exemple de ces avancées peut être appréhendé en comparant l'article fondateur de Sen [1976] et le travail de synthèse sur les mesures agrégées de pauvreté de Zheng [1997]. De même, des approches alternatives ont été récemment discutées dans les récents Rapports sur le développement humain du Programme des nations unies pour le développement. Voir Pnud [1997], [1998a].

³ Pnud [1997].

⁴ «Capabilities» est le mot anglo-saxon utilisé par Sen [1985], [1992].

minima de capacités fonctionnelles⁵.

Cette approche de la pauvreté en termes de « facultés », contestant l'idée que la ligne de pauvreté puisse être représentée par un point de la fonction de dépenses des consommateurs⁶, a d'importantes conséquences empiriques. En effet, contrairement aux mesures de la pauvreté en termes de biens primaires, de ressources ou de revenus réels, l'insuffisance des facultés élémentaires nécessaires pour atteindre certains minima acceptables d'un ensemble de besoins de base peut être, en principe, *directement* appréhendée. A cet égard, chaque individu ou ménage est caractérisé par un ensemble d'attributs – être nourri, logé, éduqué, soigné, etc. –, et la pauvreté est spécifiée dans une perspective multidimensionnelle, indépendamment de toute référence à des hypothèses spécifiques – plus ou moins vérifiées – liées au comportement de consommation. Ainsi, cette option analytique suggère une supériorité de la méthode directe comparativement à celle – indirecte – du revenu ou de la dépense, cette dernière n'étant qu'un « second best » lorsque les informations sur les besoins essentiels ne sont pas disponibles⁷.

Néanmoins, l'opportunité d'une approche en termes de « capabilities » conduit-elle à l'abandon des mesures de la pauvreté monétaire, sous-tendant une conception trop étroite du bien-être, en faveur d'indicateurs non monétaires ? Bien que la réponse à une telle question dépende, en partie, des données disponibles, sur un plan théorique, il a été suggéré que le concept de « capabilities »⁸ ne se substitue pas à celui d'« utilité » en tant qu'indicateur de bien-être individuel, mais introduit une information additionnelle lors de l'évaluation de la pauvreté. De ce fait, l'utilité demeure l'indicateur de bien-être, les « capabilities » des individus étant implicites à la demande de biens⁹. Dans cette optique, au niveau empirique, la crédibilité d'une analyse des états sociaux pourrait recourir à une approche multidimensionnelle à l'aide d'un ensemble d'indicateurs¹⁰. Cependant, une difficulté subsiste : comment

⁵ Sen [1992].

⁶ Compte tenu du coût minimum nécessaire pour un ménage d'obtenir un niveau donné d'utilité aux prix du marché et en fonction des caractéristiques du groupe.

⁷ Sen [1981].

⁸ Niveau intermédiaire entre l'utilité et les biens consommés.

⁹ Ravallion [1998a].

¹⁰ En particulier, il pourrait être opportun d'axer l'analyse autour de quatre séries d'indicateurs, chacun ayant un rôle bien défini : (i) une mesure de la pauvreté monétaire, fondée sur les dépenses réelles par tête et couvrant tous les biens et services commercialisés ou provenant de sources hors marché ; (ii) des indicateurs d'accès à des biens non marchands pour lesquels des prix significatifs ne peuvent être attribués, tels que l'éducation ou la santé ; (iii) des indicateurs de disparités selon le genre ou la nutrition des enfants, et des indicateurs de distribution au sein des ménages ; (iv) des indicateurs relatifs à des caractéristiques

ordonner les états sociaux en présence d'indicateurs multiples ? L'agrégation est une possibilité s'il existe une base solide justifiant les relations entre les divers indicateurs. Précisément, le caractère multidimensionnel de la mesure du bien-être n'implique pas automatiquement l'addition des composantes, d'autant qu'une perte d'informations peut en résulter¹¹. En fait, dans la pratique, l'approche multidimensionnelle de la pauvreté semble s'être orientée dans deux directions principales. D'une part, au niveau macro-économique, une agrégation d'indicateurs exprimant les déficits en termes de besoins essentiels¹². D'autre part, au niveau micro-économique, la spécification d'un ensemble d'indicateurs monétaires et non monétaires de la pauvreté, ayant chacun un rôle bien défini. En vérité, alors que la recherche quant aux mesures unidimensionnelles de la pauvreté s'est considérablement accrue au cours des deux dernières décennies, les approches multidimensionnelles de la pauvreté demeurent encore un domaine à explorer.

La présente recherche s'inscrit dans cette perspective. En s'appuyant principalement sur les informations de l'enquête prioritaire de 1994-95, elle propose d'appréhender les disparités spatiales de pauvreté au Burkina Faso à l'aide d'une approche micro-multidimensionnelle fondée sur les besoins essentiels, et de mettre en évidence la complémentarité des mesures en termes de dépenses et de «capabilities». La première section explicite les aspects conceptuels et méthodologiques, ainsi que les sources statistiques utilisées. La deuxième section présente la décomposition des mesures de la pauvreté non monétaire des ménages selon leur localisation spatiale et l'accès aux besoins de base. La troisième section tente de mettre en évidence, à l'aide d'estimations probit et tobit, la complémentarité des approches monétaire et non monétaire de la pauvreté.

1. Concepts et méthodes

1. Besoins de base et pauvreté micro-multidimensionnelle

La présente étude propose une mesure micro-multidimensionnelle de la

personnelles agissant en tant que contraintes pour surmonter la pauvreté, par exemple le handicap physique. Ravallion [1996]. Un classement régional de la pauvreté avec divers indicateurs est réalisé par Baker, Grosh [1994] (Venezuela) ; Ruggeri-Laderchi [1997] (Chili).

¹¹ Pour la politique économique, il peut être plus important de savoir qu'un groupe socio-économique X a des revenus élevés, mais a un faible accès à la santé ou à l'éducation, alors que l'inverse prévaut pour le groupe Y.

¹² Tel est le cas de l'Indicateur de pauvreté humaine du Pnud. Dans certains cas, une comparaison de l'IPH avec les mesures monétaires de la pauvreté a été proposée. Voir Lachaud [1999a], chapitre 7, pour la Mauritanie.

pauvreté en termes de «capabilités», fondée sur un indice décomposable à la fois selon des sous-groupes et des attributs – ou facteurs – inhérents aux ménages ou aux individus. A cet égard, l'indice utilisé, récemment développé par Chakravarty, Mukherjee et Ranade¹³, représente une extension de la décomposition unidimensionnelle FGT¹⁴.

En effet, l'efficacité des politiques de lutte contre la pauvreté requiert, non seulement une identification fine des pauvres selon des sous-groupes particuliers – en particulier, leur localisation spatiale –, mais également en fonction des facteurs à l'origine des faibles niveaux de vie. Alors que les indices de la classe FGT opèrent une décomposition uniquement selon des sous-groupes, l'approche de Chakravarty, Mukherjee et Ranade génère un indice de la pauvreté additif à la fois selon les sous-groupes et les attributs. Dans cette optique, la mesure générale de la pauvreté qui en résulte représente une moyenne pondérée des indices particuliers des sous-groupes et des facteurs, les pondérations étant, respectivement, les parts de la population des sous-groupes et les niveaux de pauvreté individuels ou des ménages en termes de besoins essentiels. Ainsi, la double décomposition est en mesure de spécifier les combinaisons de «sous-groupes-attributs» pour lesquelles les niveaux de pauvreté sont les plus élevés. Par ailleurs, il est possible d'évaluer les contributions des différents sous-groupes et facteurs à la pauvreté de l'ensemble de la population. Quelques éléments inhérents à cet indice peuvent être présentés¹⁵.

Supposons un indice de pauvreté multidimensionnel P représenté par $P(X ; z)$ indiquant un niveau de pauvreté associé avec la matrice X des besoins essentiels et des seuils minima acceptables z de ces derniers. Soit $x_{ij} \in X$ la quantité du j ème besoin essentiel possédée par l'individu i ($i=1, \dots, n$)¹⁶. Pour chaque besoin essentiel, un niveau de subsistance, correspondant à un minimum acceptable, est déterminé. Soit $z=(z_1, z_2, \dots, z_k)$ le vecteur des seuils minima des k attributs, où $z \in \mathbb{R}^k_{++}$, l'ensemble strictement positif de \mathbb{R}^k . Une personne i est considérée comme pauvre en termes de l'attribut j si sa dotation en besoin essentiel j n'excède pas le niveau de

¹³ Charckravarty, Mukherjee, Ranade [1997]. D'autres approches sont présentées dans Tsui [1994].

¹⁴ Foster, Greer, Thorbecke [1984].

¹⁵ La notation est celle de Charckravarty, Mukherjee, Ranade [1997].

¹⁶ S'il y a n personnes, la i ème possède un vecteur k de $x_i \in \mathbb{R}^k_+$ de besoins essentiels, où \mathbb{R}^k_+ est l'ensemble positif de l'espace euclidien \mathbb{R}^k . M^n représente l'ensemble de toutes les matrices $n \times k$ constituées par des nombres réels positifs. Ainsi, $X \in M^n$ indique une combinaison sous forme matricielle de k attributs – ou besoins essentiels – possédés par n personnes. La i ème ligne de X est x_i – le vecteur k de besoins essentiels de i –, tandis que la j ème colonne de X représente la répartition des besoins essentiels j parmi les n personnes.

subsistance, soit : $x_{ij} \leq z_j$ ¹⁷. A cet égard, il importe de remarquer qu'une personne ou un ménage est considéré comme pauvre si $x_{ij} \leq z_j$ pour *au moins un j*. Cela signifie qu'une personne est pauvre même si cette situation ne prévaut pas pour tous les besoins essentiels considérés. Par ailleurs, pour tout $X \in M$, la taille correspondante de la population est $n(X)$ – ou n –, et l'ensemble des pauvres par rapport au besoin essentiel j est $S_j(X)$ – ou $S_j = \{1 \leq i \leq n ; x_{ij} \leq z_j\}$. En outre, la mesure de S_j , le nombre de pauvres par rapport à j est $q_j(x)$ ou q_j . En supposant que a_j représente la pondération accordée aux besoins essentiels j ¹⁸, et que $g(t) = [f(t) - c] / (1 - c)$ soit une fonction de dénuement telle que la valeur réelle g , définie sur $[0, \infty]$, soit continue, décroissante et convexe¹⁹, l'indice normalisé de pauvreté multidimensionnel sur l'intervalle $[0, 1]$ est exprimé par [1].

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

Chakravarty, Mukherjee et Ranade montrent que l'indice $P(X ; z)$ satisfait les principaux axiomes de la pauvreté, ce qui confère à l'analyse une certaine robustesse²⁰. En fait, les indices $P(X ; z)$ dépendront de la forme que

¹⁷ Dans la présente étude, on considérera $x_{ij} < z_j$.

¹⁸ On note que les a_j sont des constantes >0 telles que : $\sum_{j=1}^k a_j = 1$.

¹⁹ $c < 1$ est une constante. En outre, $g(0) = 1$ et $g(t) = 0$ pour tout $t \geq 1$. En fait, la fonction g associée, $g(x_{ij}/z_j)$, peut être considérée comme une fonction de privation ressentie par la personne i lorsque la quantité de l'attribut j possédée est inférieure ou égale au niveau de subsistance. Si $g(0) = 1$, la privation est maximale puisque l'individu n'a rien. Par contre, si $g(t) = 0$ pour $t \geq 1$, l'individu n'est pas pauvre puisque les dotations en besoins essentiels sont supérieures au niveau de subsistance.

²⁰ Les axiomes examinés par Chakravarty, Mukherjee et Ranade [1997] sont les suivants : symétrie, focalisation, monotonie, principe de population, continuité, non-croissance de la pauvreté par ajout de personnes riches, non-décroissance des niveaux de subsistance des besoins essentiels, invariance d'échelle, normalisation, décomposition en sous-groupes, décomposition selon les attributs, transfert et augmentation de la pauvreté avec réorganisation croissante des besoins de base. Voir également Zheng [1997] pour une classification des axiomes de la pauvreté selon leur importance en termes de robustesse des mesures de la pauvreté. Dans ce contexte, il importe de souligner que la «robustesse» de l'analyse inhérente au respect des axiomes fondamentaux est relative. Tout comme dans l'espace du revenu où les analyses de dominance sont nécessaires pour comparer des distributions, même en présence de mesures de la pauvreté respectant certaines propriétés, la comparaison des distributions de «capabilities» multidimensionnelles est probablement un sujet à explorer.

l'on donnera à g lors de l'agrégation des manques des différentes personnes pour les divers attributs. A cet égard, Chakravarty, Mukherjee et Ranade explorent plusieurs formes de la fonction g , parmi lesquelles deux d'entre elles retiennent l'attention de la présente recherche.

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

$$P_e(X; z) = 1/n \sum_{j=1}^k \sum_{i \in S_j} a_j [1 - (x_{ij} / z_j)^e] \quad [2]$$

Dans ce cas, e reflète le degré d'aversion pour la pauvreté, et P_e s'accroît lorsque e s'élève²¹. Si $e=1$, P_e peut s'écrire selon [3].

$$P_1(X; z) = 1/n \sum_{j=1}^k \sum_{i \in S_j} a_j [(z_j - x_{ij}) / z_j] = \sum_{j=1}^k a_j H_j I_j \quad [3]$$

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

En deuxième lieu, si g est exprimé par $f_2(t) = (1 - t)^\alpha$, pour $0 \leq t \leq 1$, avec $\alpha \geq 1$, et $f_2(t) = 0$ pour $t > 1$, [1] s'écrit selon [4]²².

$$P_\alpha(X; z) = 1/n \sum_{j=1}^k \sum_{i \in S_j} a_j [1 - (x_{ij} / z_j)]^\alpha \quad [4]$$

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

²¹ Et si $e \rightarrow 0$, $P_e \rightarrow 0$. Par ailleurs, on montre que si les a_j sont tous égaux ($=1/k$), [2]

s'écrit: $P_e(X; z) = 1/nk \sum_{j=1}^k \sum_{i \in S_j} [1 - (x_{ij} / z_j)^e]$.

²² Lorsque $\alpha=1$, l'indice coïncide avec le cas où $e=1$. De même, si les coefficients de pondération sont identiques, le premier sigma est précédé du rapport $1/nk$. Voir également Charckravarty, Mukherjee, Ranade [1997] pour une décomposition lorsque $\alpha=2$.

selon : $\{a_j * [P(x_j ; z_j) / P(X ; z)] * 100\}$ où $P(x_j ; z_j)$ est l'indice de pauvreté du facteur j .

2. Sources statistiques et organisation des informations

La principale source d'information utilisée dans la présente étude provient de l'exploitation de la base de données de l'enquête prioritaire, réalisée par l'Institut national de la statistique et de la démographie du Burkina Faso, entre octobre 1994 et janvier 1995²³. Il s'agit d'une enquête nationale effectuée auprès de 8 700 ménages, ayant pour base de sondage – stratifié à deux degrés – l'enquête démographique de 1991²⁴.

A cet égard, dans l'optique d'une analyse de la pauvreté en termes de «capabilities», il importe de souligner deux limites majeures des données inhérentes aux investigations sur le niveau de vie des ménages, en Afrique, en général, et au Burkina Faso, en particulier²⁵. D'une part, les informations qualitatives sur la consommation alimentaire – notamment, le nombre de repas contigus des membres du ménage au cours d'une période donnée – ou non alimentaire – par exemple, le nombre de vêtements traditionnels acquis par des membres du ménage par unité de temps – sont relativement rares. Dans la plupart des cas, ces investigations poursuivent principalement un objectif d'évaluation de la consommation monétaire. D'autre part, les éléments quantitatifs disponibles ne permettent de déterminer que les «fonctionnements» observés reliés au niveau de *bien-être effectif*, alors que l'espace des «capabilities», englobant les combinaisons de fonctionnements, se réfère à la liberté de réaliser le bien-être²⁶. En d'autres termes, alors que l'approche en termes de «capabilities» permettrait de tenir compte de la liberté de choisir entre différentes combinaisons de fonctionnements²⁷, les contraintes pratiques limitent l'analyse à l'examen de l'ensemble des fonctionnements réalisés et choisis. Néanmoins, cette difficulté est plus un problème lorsque l'espace des «capabilities» est utilisé pour examiner les

²³ Voir l'introduction.

²⁴ En fait, les fichiers disponibles comportent 8 642 ménages. Cette investigation empirique comporte quelques incertitudes statistiques et méthodologiques. Voir sur ce point, l'introduction et Lachaud [1997a].

²⁵ Voir Lachaud [1999] pour une présentation des différentes enquêtes en Afrique.

²⁶ Sen [1992] note bien que la «capability» est définie en termes des mêmes variables que les fonctionnements. Dans l'espace des éléments constitutifs de la vie, il n'y a pas de différence entre la considération des fonctionnements ou des «capabilities». Une combinaison de fonctionnements est un point de cet espace, alors que la «capability» est un ensemble de tels points.

²⁷ Mais les «capabilities» ne sont pas directement observables.

opportunités de choix que pour l'évaluation d'un niveau de bien-être atteint.

La prise en compte de cette double contrainte a conduit la présente recherche à fonder l'analyse multidimensionnelle de la pauvreté par rapport à trois dimensions de l'accès aux besoins essentiels : l'habitat, l'environnement sanitaire et l'instruction – $j = 3$. Dans cette optique, on suppose implicitement que l'accès à ces biens traduit un niveau de bien-être observé, non seulement par rapport aux fonctionnements spécifiques appréhendés – être bien logé, en bonne santé et instruit –, mais également en relation avec d'autres besoins de base. Par exemple, l'habitat est probablement en même temps un indicateur des opportunités de choix des ménages en termes de consommation alimentaire. En outre, les trois biens pris en considération – en grande partie pour des raisons liées aux contraintes des données –, expriment la capacité d'accès à la fois à des biens privés – habitat, environnement sanitaire individuel – et à des services publics – assainissement sanitaire collectif, éducation. Explicitons la méthode d'appréhension de ces trois besoins²⁸. En premier lieu, quatre éléments inhérents à l'habitat ont été pris en compte : la nature des murs, de la toiture et du sol, et le nombre de personnes par pièce. A cet égard, un niveau de précarité – égal à 1 – est défini pour ces quatre éléments comme suit : (i) murs : banco, paille et autres ; (ii) toit : banco, chaume et autres ; (iii) sol : terre battue et autres ; (iv) nombre de personnes par pièce $>2,5$. Les scores sont additionnés et le niveau de subsistance est fixé à 2, c'est-à-dire qu'il correspond à *au moins trois handicaps sur quatre*. En deuxième lieu, s'agissant de l'environnement sanitaire, le niveau de subsistance est également de 2, et correspond à *au moins deux handicaps sur trois*, les indices partiels de précarité étant définis par les trois conditions suivantes : (i) type d'aisance : latrines communes, dans la nature et autres ; (ii) évacuation des ordures : immondices et autres ; (iii) accès à l'eau : cours d'eau, forage et autres. En troisième lieu, pour l'éducation, on considère que le niveau de subsistance correspond à quatre années d'instruction du chef de ménage, c'est-à-dire la fin du Cours moyen deuxième année.

En ce qui concerne la pauvreté monétaire, une analyse préliminaire des informations de l'enquête prioritaire avait été réalisée au cours de l'année 1995²⁹, tandis qu'une recherche plus approfondie s'est efforcée d'explorer les relations entre la pauvreté, la vulnérabilité et la participation aux marchés du travail³⁰. A cet égard, les études précédemment citées ont eu à opérer préalablement des choix méthodologiques afin d'appréhender la

²⁸ Essentiellement pour des raisons liées aux contraintes des données.

²⁹ Institut national de la statistique et de la démographie [1996a], [1996b].

³⁰ Lachaud [1997a].

configuration de la pauvreté. Dans le contexte de la présente recherche, deux éléments d'analyse doivent être notés. Tout d'abord, la mesure du bien-être fait référence aux dépenses totales de consommation, ces dernières étant la somme de toutes les dépenses monétaires du ménage, de la consommation inhérente à la production du ménage, et de la valeur imputée des services provenant du logement³¹. Par ailleurs, deux ajustements ont été réalisés. D'une part, les dépenses de consommation ont été évaluées sur une base per capita. D'autre part, elles ont été déflatées par un indice du coût de la vie qui prend en compte la variabilité des prix selon les régions et dans le temps, l'enquête s'étant déroulée d'octobre 1994 à janvier 1995. De ce fait, le niveau de vie est exprimé par les dépenses réelles par tête aux prix d'octobre 1994, la référence étant la capitale. Ensuite, la détermination de la ligne de pauvreté fait référence à un seuil de 41 099 F.Cfa par personne et par année³². A cet égard, ce seuil absolu a été déterminé par rapport à une norme de besoins journaliers en calories, auxquels une part de dépenses non alimentaires a été ajoutée³³.

En fait, la présente étude s'appuie, à titre secondaire, sur une deuxième source d'information, l'enquête pilote sur emploi auprès de ménages, réalisée en 1992 à Ouagadougou. Cette investigation statistique, portant sur 300 ménages, avait été effectuée – en même temps que d'autres enquêtes du même genre dans plusieurs capitales africaines – dans le cadre du Réseau d'analyse du marché du travail en Afrique (Ramta), sur l'initiative de l'Institut international d'études sociales de l'Organisation internationale du travail à

³¹ La valeur imputée à la propriété des biens durables n'est pas intégrée. Par ailleurs, les dépenses relatives à la santé et à l'éducation sont prises en compte. Institut national de la statistique et de la démographie [1996a], [1996b]. Cette idée que la consommation est un indicateur de bien-être est sous-jacente à : Banque mondiale [1990].

³² L'étude de Lachaud [1997a] a pris en compte la ligne de pauvreté, acceptée politiquement, et contenue dans le profil de pauvreté – Institut national de la statistique et de la démographie [1996b]. Le seuil d'extrême pauvreté de 31 749 F.Cfa par personne et par année n'est pas pris en compte.

³³ Les besoins journaliers d'un adulte ont été estimés à 2 283 calories – moyenne des besoins en calories pondérés par la population de 15-65 ans. Cette norme, convertie en quantités de nutriments, notamment le sorgho et le mil, a ensuite été valorisée aux prix d'octobre 1994. Par ailleurs, l'observation des données a permis de considérer que les dépenses non alimentaires s'élevaient à 47 pour cent des dépenses totales. Toutefois, s'agissant du seuil d'extrême pauvreté, un taux de proportionnalité de 0,46 entre les dépenses non alimentaires et alimentaires a été retenu. Institut national de la statistique et de la démographie [1996b]. Bien qu'il soit possible de discuter l'absence de plusieurs lignes de pauvreté selon les régions et la méthode de détermination des dépenses non alimentaires – voir par exemple sur ce point Bidani, Ravallion [1994] –, il a été considéré que cette approche était acceptable dans une première phase d'investigation des données de l'enquête prioritaire.

Genève³⁴. Bien que l'objectif de cette enquête fut d'explorer les liens entre la structure du marché du travail et la pauvreté urbaine, l'organisation du questionnaire permettait de repérer un ensemble d'indicateurs de consommation spécifiques du ménage, susceptibles de caractériser le niveau de vie³⁵. Ainsi, afin de mener une analyse comparative quant à l'accès aux besoins de base à Ouagadougou, la capitale, quatre indicateurs de niveau de vie ont été pris en considération. Premièrement, la consommation de viande et/ou de poisson. Le niveau de subsistance est deux fois par semaine. Deuxièmement, la consommation de riz, le niveau de subsistance étant de trois fois par semaine. Troisièmement, l'habitat. Un niveau de précarité – égal à 1 – est défini pour quatre éléments comme suit : (i) absence d'électricité dans l'habitation ; (ii) absence de cuisine séparée ; (iii) absence d'installation d'eau individuelle ; (iv) nombre de personnes par pièce par personne ajustée supérieur à un. Les scores sont additionnés et le niveau de subsistance est fixé à 2, c'est-à-dire qu'il correspond à *au moins trois handicaps sur quatre*. Quatrièmement, le nombre d'années d'instruction et/ou de formation du chef de ménage : niveau de subsistance de 4 d'années, soit, généralement, la fin du Cours moyen deuxième année.

Dans la présente étude, l'accent étant mis sur les différences spatiales de pauvreté, la décomposition de P_c et P_α sera effectuée en fonction des régions et du milieu. A cet égard, les zones suivantes seront prises en considération. D'une part, cinq zones rurales : (i) Ouest ; (ii) Sud & Sud-Ouest ; (iii) Centre-Nord ; (iv) Centre-Sud ; (v) Nord. D'autre part, deux milieux urbains : (i) Ouagadougou-Bobo-Dioulasso ; (ii) autres villes.

2. *Pauvreté spatiale et besoins de base*

1. Mesures multidimensionnelles de la pauvreté, régions et milieu

Le tableau 1.3 affiche la décomposition de la pauvreté non monétaire P_c et P_α des ménages selon leur localisation spatiale et l'accès aux besoins de base considérés. Afin de déterminer les indices micro-multidimensionnels de pauvreté des diverses régions et milieux, plusieurs paramètres inhérents aux équations [2] et [4] ont dû être fixés. D'une part, les pondérations a_j ont été égalisées – $a_1 = a_2 = a_3 = 1/3$ –, ce qui signifie que l'on accorde une importance identique à l'accès aux différents besoins essentiels. D'autre part, l'estimation de P_c a été effectuée en affectant successivement les valeurs 0,5

³⁴ Une analyse de ces investigations est contenue dans Lachaud [1994].

³⁵ Voir Lachaud [1994], [1997b] pour une analyse de ces indicateurs.

Tableau 1.3 : Décomposition des mesures de la pauvreté non monétaire P_e et P_α des ménages selon leur localisation spatiale et l'accès aux besoins de base, Burkina Faso 1994-95

Milieu	Ouest	Sud & Centre-Ouest	Centre-Nord	Centre-Sud	Nord	Autres villes	Ouaga-dougou-Bobo	Moyenne générale	Contribution - %	N pondéré
Pauvreté non monétaire - e = 0,5¹										
Habitat ¹	0,1045	0,1394	0,1380	0,1031	0,2491	0,0411	0,0021	0,1065	20,2	8 608
Environ. sanitaire ²	0,1062	0,2313	0,1466	0,1945	0,2342	0,0646	0,0214	0,1451	27,6	8 608
Instruction ³	0,2761	0,2892	0,3094	0,3057	0,3221	0,1944	0,1704	0,2748	52,2	8 608
Moyenne générale	0,1623	0,2200	0,1980	0,2011	0,2685	0,1001	0,0646	0,1755	-	-
Contribution - %	16,7	16,9	22,3	26,5	9,5	2,8	5,3	-	100,0	-
Pauvreté non monétaire - e = 1²										
Habitat ¹	0,1365	0,1792	0,1781	0,1395	0,2707	0,0551	0,0036	0,1363	23,1	8 608
Environ. sanitaire ²	0,1499	0,2558	0,1841	0,2270	0,2607	0,0952	0,0342	0,1762	29,9	8 608
Instruction ³	0,2794	0,2909	0,3109	0,3069	0,3223	0,1975	0,1735	0,2769	47,0	8 608
Moyenne générale	0,1886	0,2420	0,2244	0,2245	0,2846	0,1161	0,0704	0,1965	-	-
Contribution - %	17,3	16,6	22,6	26,4	9,0	2,9	5,2	-	100,0	-
Pauvreté non monétaire - $\alpha = 2^3$										
Habitat ¹	0,0979	0,1311	0,1296	0,0956	0,2447	0,0382	0,0018	0,1004	19,6	8 608
Environ. sanitaire ²	0,0972	0,2262	0,1388	0,1878	0,2288	0,0583	0,0187	0,1387	27,0	8 608
Instruction ³	0,2755	0,2890	0,3090	0,3053	0,3221	0,1937	0,1696	0,2744	53,4	8 608
Moyenne générale	0,1569	0,2154	0,1925	0,1962	0,2652	0,0968	0,0634	0,1712	-	-
Contribution - %	16,5	17,0	22,2	26,5	9,6	2,8	5,3	-	100,0	-
Pauvreté monétaire⁴										
Ratio - %	31,6	39,7	50,9	40,8	41,7	14,4	4,9	34,6	-	8 608
Contribution - %	16,5	15,5	29,1	27,3	7,5	2,1	2,1	-	100,0	-
Dépenses/tête - 000 F.Cfa	89,5	81,7	55,3	73,6	69,6	178,3	235,0	102,2	-	-
N pondéré	1553	1162	1702	1990	533	430	1240	-	-	8 608

(1) Un niveau de précarité égal à 1 est défini pour quatre éléments comme suit : (i) murs : banco, paille et autres ; (ii) toit : banco, chaume et autres ; (iii) sol : terre battue et autres ; (iv) nombre de personnes par pièce >2,5. Les scores sont additionnés et le niveau de subsistance est de 2, c'est-à-dire qu'il correspond à *au moins trois handicaps sur quatre* ; (2) S'agissant de l'environnement sanitaire, le niveau de subsistance est de 2, et correspond à *au moins deux handicaps sur trois*, les indices partiels de précarité étant définis par les trois conditions suivantes : (i) type d'aisance : latrines communes, dans la nature et autres ; (ii) évacuation des ordures : immondiées et autres ; (iii) accès à l'eau : cours d'eau, forage et autres ; (3) Le niveau de subsistance est de 4 - nombre d'années d'instruction du chef de ménage < 4, c'est-à-dire la fin du Cours moyen 2 ; (4) En termes de ménages ; ligne de pauvreté = 41 099 F.Cfa par an et par tête ; (5) $a_1=a_2=a_3=1/3$.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 - pondération normalisée.

et 1 au coefficient e , tandis que P_α est évalué avec $\alpha=2$. A cet égard, on observe que les mesures de la pauvreté non monétaires varient peu en fonction de la forme de la fonction de dénuement g . L'indice multidimensionnel de pauvreté pour le Burkina Faso est de 0,1755, 0,1965 et 0,1712, respectivement, pour $e=0,5$, $e=1$ et $\alpha=2$. En outre, le classement des indices partiels est indépendant des valeurs de ces paramètres. En d'autres termes, les formes de la fonction g considérées ne semblent pas affecter la configuration des mesures de la pauvreté non monétaire.

Le profil de la pauvreté non monétaire mis en évidence au tableau 1.3 appelle plusieurs commentaires. Premièrement, l'ampleur de la pauvreté en termes de besoins essentiels est la plus élevée en milieu rural,

comparativement aux zones urbaines, en particulier dans la région du Nord et, dans une moindre mesure, dans celles du Sud & Sud-Ouest, du Centre-Nord et du Centre-Sud. En effet, les indices multidimensionnels de pauvreté rurale sont trois à quatre fois plus élevés que ceux des deux principales agglomérations, Ouagadougou et Bobo-Dioulasso. Pour les villes moyennes, la proportion relative est comprise entre deux et trois. Toutefois, la région rurale du Nord contribue à moins de 10 pour cent de la pauvreté nationale, les trois régions du Sud & Sud-Ouest, Centre-Nord et Centre-Sud expliquant environ les deux tiers de cette dernière – plus du quart pour le Centre-Sud à lui seul. En d'autres termes, bien que les populations du Nord soient les plus touchées en termes de non accès aux besoins essentiels, un objectif de réduction de la pauvreté nationale implique logiquement, compte tenu de la distribution de la population, une action d'abord en faveur du Centre-Sud, puis du Sud & Sud-Ouest et du Centre-Nord.

Deuxièmement, le tableau 1.3 montre que, quelle que soit la valeur des paramètres e et α , le manque d'instruction du chef de ménage explique environ la moitié de la pauvreté nationale. Ainsi, lorsque $\alpha=2$, les précarités d'habitat, d'environnement sanitaire et d'instruction contribuent, respectivement, à 19,6, 27,0 et 53,4 pour cent de la pauvreté au Burkina Faso. En fait, un tel résultat était prévisible. Au Burkina Faso, en 1995, le taux d'analphabétisme était de 81,1 pour cent, tandis que 87,0 pour cent des chefs de ménage ayant terminé leur scolarisation étaient sans instruction³⁶. Toutefois, l'intérêt des indices multidimensionnels – même si les poids égaux accordés aux pondérations n'ont pas de fondements réels – est de préciser les manques en termes de besoins essentiels pour les divers couples groupe-attribut. A cet égard, les informations affichées au tableau 1.3 suggèrent une variation considérable des écarts par rapport au niveau de subsistance pour les couples groupe-attribut. Tout d'abord, dans les zones urbaines, c'est essentiellement le manque d'instruction du chef de ménage qui est la composante essentielle. Par exemple, dans la capitale et Bobo-Dioulasso, l'indice pour l'instruction est de 0,1696 – avec $\alpha=2$ –, contre 0,0018 et 0,0187, respectivement, pour l'habitat et l'environnement sanitaire. Ensuite, en milieu rural, la situation est plus contrastée. Ainsi, lorsque $e=1$, la région de l'Ouest a des déficits importants d'instruction, et moyens par rapport à l'habitat et à l'environnement sanitaire. C'est aussi la région rurale qui a le niveau de dépenses par tête le plus élevé. Inversement, la région du Nord exhibe des déficits élevés pour les trois attributs, bien que la valeur de l'indice relatif à l'instruction soit la plus grande. Pour cette région, la dépense

³⁶ Ajoutons que le taux net de scolarisation des 7-12 ans était de 36,2 en 1995. Lachaud [1997a].

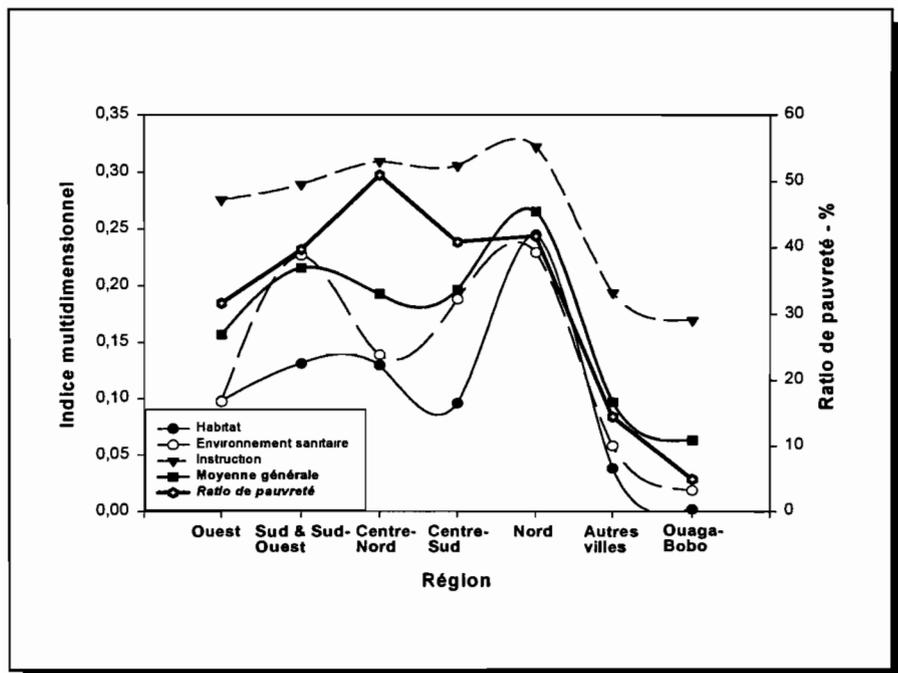


Figure 1.3 : Décomposition des mesures de la pauvreté non monétaire – $\alpha = 2$ – et ratio de pauvreté selon les régions et le milieu – Burkina Faso 1994-95

par habitant est l'une des plus faibles. Par contre, les zones rurales du Sud & Sud-Ouest et du Centre-Sud et, dans une moindre mesure, du Centre-Nord affichent des indices élevés pour l'instruction et l'environnement sanitaire, alors que la précarité par rapport à l'habitat est moyenne. A cet égard, on remarque que ces trois zones ont un niveau de vie en termes monétaires compris entre ceux des deux premières régions.

Troisièmement, les commentaires précédents suggèrent des actions différenciées en matière de lutte contre la pauvreté. Si l'accès à l'instruction doit être privilégié quelles que soient les zones géographiques, les manques en termes d'environnement sanitaire apparaissent surtout importants au Sud & Sud-Ouest, au Nord et au Centre-Sud, tandis que la précarité de l'habitat prévaut essentiellement au Nord. Naturellement, les limites inhérentes aux informations utilisées, précédemment indiquées, altèrent quelque peu les conclusions que l'on peut formuler en ce qui concerne la politique économique. Néanmoins, on peut logiquement considérer que les manques, par rapport à l'habitat et à certains éléments des conditions sanitaires, sont le reflet du faible pouvoir d'achat des ménages, et de l'impossibilité d'accéder à des «fonctionnements» nécessitant l'acquisition de biens marchands. Dans

ce cas, la réduction de la pauvreté implique prioritairement une élévation des revenus. Par contre, la précarité de l'accès à l'instruction et, dans une moindre mesure, à un environnement sanitaire adéquate, suggère des actions visant à favoriser l'accès à des biens collectifs. Dans ces conditions, l'approche multidimensionnelle de la pauvreté est susceptible de guider les décideurs quant à l'élaboration des combinaisons de politiques les plus efficaces en matière de lutte contre la pauvreté.

La figure 1.3 résume, pour $\alpha=2$, certains éléments d'analyse qui viennent d'être présentés. En même temps, elle tend à montrer une proximité de situations entre, d'une part, la configuration de la pauvreté appréhendée par l'indice micro-multidimensionnel – axe de gauche – et, d'autre part, le profil de pauvreté monétaire – axe de droite. La courbe la plus élevée met en évidence le poids du manque d'instruction dans l'explication de la pauvreté, alors que la courbe la plus basse indique la moindre importance relative de l'habitat – sauf pour le Nord. On observe en général – excepté pour le Centre-Nord – une relative symétrie dans l'allure des courbes de pauvreté monétaire et non monétaire. L'analyse économétrique, présentée plus loin, explore davantage cette idée de cohérence – et de complémentarité – entre les diverses options méthodologiques.

2. Besoins de base, pauvreté spatiale et genre

La décomposition des mesures non monétaires de la pauvreté selon les régions, le milieu et le genre, présentée au tableau 2.3, suggère plusieurs observations. En premier lieu, dans les ménages gérés par une femme, l'ampleur de la pauvreté en termes de besoins essentiels semble moins importante que dans ceux ayant un homme à leur tête – 0,1572 contre 0,1725. Ce résultat global, indépendant de la valeur des paramètres des équations [2] et [4], est cohérent avec l'évaluation de la pauvreté monétaire, bien que plusieurs éléments d'analyse, par ailleurs développés, relativisent considérablement une telle situation³⁷. En vérité, dans cette optique, le tableau 2.3 met également en évidence une plus grande précarité relative des ménages féminins urbains ou résidant dans la région de l'Ouest, comparativement à leurs homologues masculins. Ce constat est également en accord avec la configuration des profils de pauvreté monétaire selon le genre fondés sur les écarts de dépenses³⁸.

En deuxième lieu, l'indice multidimensionnel suggère des différences

³⁷ Lachaud [1997a], [1999a] et chapitre 2.

³⁸ Lachaud [1997a]. Toutefois, l'absence de test t ne permet pas d'affirmer si ces écarts sont significatifs.

importantes selon le genre du chef de ménage quant à la structure des déficits en termes de besoins essentiels – quelle que soit la valeur de e ou de α –, bien que le schéma général des variations spatiales précédemment indiqué prévale – insuffisance de l’instruction dans les zones urbaines ; déficits élevés pour les trois attributs dans le Nord ; situation plus contrastée dans les autres régions. En effet, la pauvreté des ménages féminins est surtout affectée par les déficits en instruction des femmes qui les dirigent. Pour l’ensemble des zones, l’indice moyen lié au facteur instruction est de 0,2806 et 0,2738, respectivement, pour les ménages féminins et masculins. D’ailleurs, près de 59,5 pour cent de la pauvreté des premiers est expliquée par le déficit de cet attribut, contre 52,5 pour cent pour les seconds. Toutefois, les écarts selon le genre en termes de déficit d’instruction sont surtout importants en milieu urbain, notamment dans les centres secondaires. Dans le secteur rural, les écarts selon le genre sont moins prononcés, sauf dans l’Ouest et le Centre-Nord. Un tel résultat était attendu, compte tenu du différentiel d’accès au système éducatif entre les garçons et les filles au Burkina Faso, et conforte les orientations du gouvernement burkinabè en matière de politique d’éducation³⁹. Corrélativement, à la fois dans les zones rurales et urbaines, la précarité des ménages féminins par rapport à l’habitat est moindre que pour les ménages masculins, alors qu’une situation quasi-similaire prévaut pour l’environnement sanitaire. Dans ces conditions, l’analyse tend à montrer que le déficit de capacités fonctionnelles des ménages féminins s’explique surtout par des contraintes d’accès à des services collectifs, phénomène beaucoup moins accentué dans les ménages masculins. A cet égard, le fait que les ratios de pauvreté monétaire soient, en moyenne, plus élevés dans les premiers que dans les seconds s’inscrit dans cette perspective. La figure 2.3 tente de résumer, à l’aide d’un graphe polaire, le différentiel selon le genre des couples «région-attribut». Il est à remarquer que la comparaison des deux courbes près de la circonférence du demi-cercle met bien en évidence le différentiel d’accès à l’instruction entre les chefs de ménages féminins et masculins, en fonction de la localisation géographique.

En troisième lieu, la décomposition des mesures de la pauvreté non monétaire à l’aide de l’enquête pilote de Ouagadougou, en 1992, confirme le rôle majeur des déficits d’instruction dans l’explication de la pauvreté. Elle montre également le désavantage relatif des ménages féminins, comparativement à ceux qui ont un homme à leur tête. Toutefois, la faible taille de l’échantillon ne permet pas de calculer les contributions selon le genre. On observe également que l’insuffisance des capacités fonctionnelles en termes

³⁹ A cet égard, les pouvoirs publics tentent de mettre en oeuvre un Plan national de promotion de l’éducation des filles. Une présentation est faite dans Lachaud [1997a].

Tableau 2.3 : Décomposition des mesures de la pauvreté non monétaire P_e et P_α des ménages selon leur localisation spatiale, le sexe du chef de ménage et l'accès aux besoins de base, Burkina Faso 1994-95

Milieu	Ouest	Sud & Sud-Ouest	Centre-Nord	Centre-Sud	Nord	Autres villes	Ouaga-dougou-Bobo	Moyenne générale	Contribution - %	N pondéré
Chef de ménage masculin										
Pauvreté non monétaire - $e = 0,5^5$										
Habitat ¹	0,1060	0,1427	0,1417	0,1051	0,2502	0,0414	0,0023	0,1097	20,7	7 832
Environ. sanitaire ²	0,1062	0,2338	0,1462	0,1924	0,2344	0,0649	0,0220	0,1466	27,6	7 832
Instruction ³	0,2729	0,2894	0,3073	0,3067	0,3219	0,1824	0,1675	0,2742	51,7	7 832
Moyenne générale	0,1617	0,2220	0,1984	0,2015	0,2688	0,0962	0,0639	0,1769	-	-
Contribution - %	16,5	17,4	22,1	26,8	9,7	2,5	5,0	-	100,0	-
Pauvreté non monétaire - $\alpha = 2^5$										
Habitat ¹	0,0996	0,1344	0,1336	0,0977	0,2456	0,0385	0,0019	0,1036	20,0	7 832
Environ. sanitaire ²	0,0973	0,2289	0,1383	0,1856	0,2289	0,0584	0,0192	0,1401	27,1	7 832
Instruction ³	0,2724	0,2892	0,3069	0,3064	0,3218	0,1817	0,1667	0,2738	52,9	7 832
Moyenne générale	0,1564	0,2175	0,1929	0,1966	0,2655	0,0929	0,0626	0,1725	-	-
Contribution - %	16,4	17,5	22,0	26,8	9,8	2,5	5,1	-	100,0	-
Pauvreté monétaire⁴										
Ratio - %	31,4	39,7	53,3	41,9	41,3	15,3	5,0	34,6	-	7 832
Contribution - %	15,9	15,5	29,5	27,8	7,4	2,0	2,0	-	100,0	-
N pondéré	1414	1087	1540	1843	498	362	1087	-	-	7 832
Chef de ménage féminin										
Pauvreté non monétaire - $e = 0,5^5$										
Habitat ¹	0,0889	0,0888	0,1012	0,0772	0,2335	0,0399	0,0009	0,0739	15,3	776
Environ. sanitaire ²	0,1062	0,1934	0,1501	0,2209	0,2322	0,0633	0,0170	0,1294	26,7	776
Instruction ³	0,3087	0,2855	0,3294	0,2917	0,3261	0,2602	0,1912	0,2809	58,0	776
Moyenne générale	0,1679	0,1893	0,1935	0,1966	0,2639	0,1212	0,0699	0,1614	-	-
Contribution - %	18,6	11,1	25,0	23,0	7,2	6,6	8,6	-	100,0	-
Pauvreté non monétaire - $\alpha = 2^5$										
Habitat ¹	0,0805	0,0809	0,0911	0,0684	0,2288	0,0366	0,0007	0,0674	14,3	776
Environ. sanitaire ²	0,0962	0,1864	0,1439	0,2159	0,2268	0,0578	0,0149	0,1235	26,2	776
Instruction ³	0,3080	0,2851	0,3294	0,2917	0,3261	0,2598	0,1908	0,2806	59,5	776
Moyenne générale	0,1615	0,1842	0,1881	0,1920	0,2606	0,1181	0,0688	0,1572	-	-
Contribution - %	18,4	11,1	24,9	23,0	7,3	6,6	8,7	-	100,0	-
Pauvreté monétaire⁴										
Ratio - %	33,5	39,2	28,1	25,8	47,1	9,6	4,5	24,2	-	776
Contribution - %	24,7	15,3	24,1	20,0	8,6	3,5	3,7	-	100,0	-
N pondéré	139	74	162	146	34	68	154	-	-	776

(1) Un niveau de précarité égal à 1 est défini pour quatre éléments comme suit : (i) murs : banco, paille et autres ; (ii) toit : banco, chaume et autres ; (iii) sol : terre battue et autres ; (iv) nombre de personnes par pièce >2,5. Les scores sont additionnés et le niveau de subsistance est de 2, c'est-à-dire qu'il correspond à *au moins trois handicaps sur quatre* ; (2) S'agissant de l'environnement sanitaire, le niveau de subsistance est de 2, et correspond à *au moins deux handicaps sur trois*, les indices partiels de précarité étant définis par les trois conditions suivantes : (i) type d'aisance : latrines communes, dans la nature et autres ; (ii) évacuation des ordures : immondices et autres ; (iii) accès à l'eau : cours d'eau, forage et autres ; (3) Le niveau de subsistance est de 4 - nombre d'années d'instruction du chef de ménage < 4, c'est-à-dire la fin du Cours moyen 2 ; (4) En termes de ménages ; ligne de pauvreté = 41 099 F.Cfa par an et par tête ; (5) $a_1=a_2=a_3=1/3$.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 - pondération normalisée.

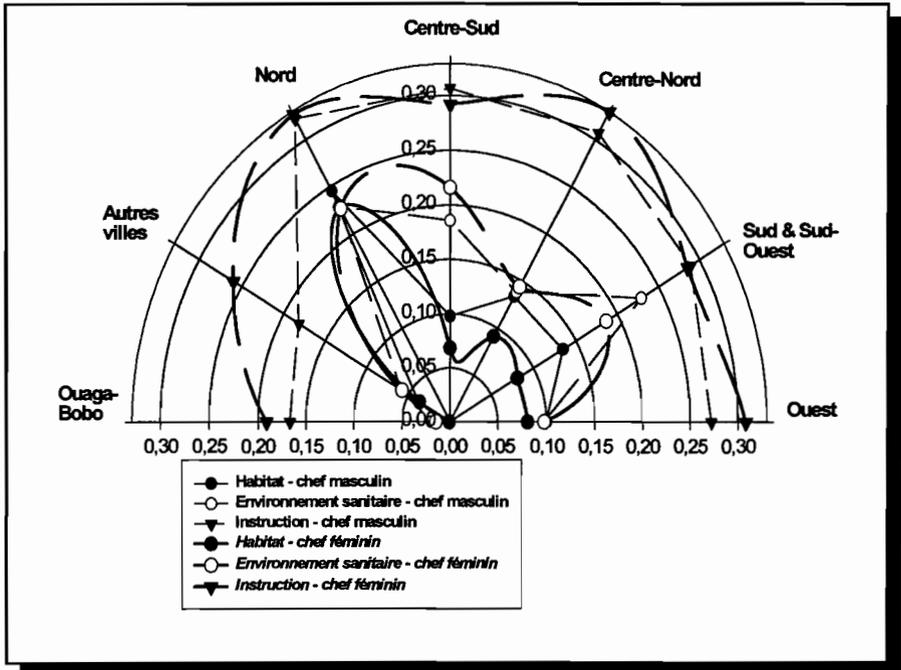


Figure 2.3 : Décomposition de la pauvreté non monétaire – $\alpha = 2$ – selon les régions et le sexe du chef de ménage – Burkina Faso 1994-95

de consommations alimentaires – poisson-viande, riz – n’explique que le quart de la pauvreté non monétaire. En fait, il existe de larges variations selon le statut sur le marché du travail, les travailleurs précaires étant les plus affectés par la pauvreté non monétaire⁴⁰. Ainsi, les travailleurs indépendants marginaux sont très touchés par les insuffisances d’instruction et de consommation de riz, l’alimentation de base dans les zones urbaines du Burkina Faso. S’agissant des travailleurs irréguliers, ce dernier attribut et, surtout, l’habitat, constituent les deux handicaps de base en termes de capacités fonctionnelles. On notera, aussi, l’importance des déficits d’instruction pour les salariés concurrentiels et les inactifs. Par contre, pour les salariés protégés et les indépendants avec capital, la précarité quant à l’accès aux besoins de base est plutôt faible. Ces résultats corroborent les conclusions antérieurement proposées quant au lien entre la pauvreté monétaire et le statut sur le marché du travail urbain⁴¹.

⁴⁰ Un résultat analogue prévaut lorsque l’on prend en compte la pauvreté non monétaire. Lachaud [1994].

⁴¹ Lachaud [1994].

Tableau 3.3 : Décomposition des mesures de la pauvreté non monétaire P_e et P_α des ménages selon l'accès aux besoins de base et le statut du travail du chef de ménage, Ouagadougou 1992

Milieu	Travailleur irrégulier	Indépendant pen-gulier	Indépendant pen-capital	Salarié protégé	Salarié concurrentiel	Chômeur	Inactif	Moyenne générale	Contribution - %	Chef Homme	Chef Femme	N
Pauvreté non monétaire - $e = 0,5^1$												
Viande/poisson ¹	0,0420	0,0398	0,0134	0,0008	0,0154	0,0000	0,0313	0,0162	9,8	0,0166	0,0124	299
Riz ²	0,0586	0,0674	0,0268	0,0019	0,0334	0,0140	0,0400	0,0286	17,4	0,0283	0,0308	299
Habitat ³	0,0866	0,0430	0,0362	0,0159	0,0434	0,0496	0,0325	0,0345	20,9	0,0335	0,0431	299
Instruction ⁴	0,0500	0,1814	0,0979	0,0110	0,1071	0,0379	0,1403	0,0855	51,9	0,0810	0,1250	299
Moyenne générale	0,0593	0,0829	0,0435	0,0074	0,0499	0,0254	0,0610	0,0412	-	-	-	-
Contribution - %	4,8	28,9	9,9	5,6	29,2	3,3	18,3	-	100,0	-	-	-
Pauvreté non monétaire - $e = 1^3$												
Viande/poisson ¹	0,0531	0,0523	0,0156	0,0013	0,0230	0,0000	0,0338	0,0209	10,5	0,0212	0,0182	299
Riz ²	0,0771	0,0940	0,0379	0,0036	0,0477	0,0195	0,0524	0,0398	19,0	0,0393	0,0443	299
Habitat ³	0,1125	0,0610	0,0491	0,0215	0,0642	0,0625	0,0507	0,0489	24,6	0,0480	0,0564	299
Instruction ⁴	0,0500	0,1889	0,1049	0,0131	0,1115	0,0430	0,1436	0,0897	45,0	0,0853	0,1270	299
Moyenne générale	0,0732	0,0991	0,0519	0,0099	0,0616	0,0313	0,0701	0,0498	-	-	-	-
Contribution - %	4,9	28,6	9,8	6,2	29,8	3,4	17,4	-	100,0	-	-	-
Pauvreté non monétaire - $\alpha = 2^3$												
Viande/poisson ¹	0,0410	0,0401	0,0139	0,0007	0,0147	0,0000	0,0312	0,0161	10,0	0,0163	0,0139	299
Riz ²	0,0613	0,0720	0,0249	0,0006	0,0326	0,0149	0,0386	0,0283	17,7	0,0277	0,0340	299
Habitat ³	0,0812	0,0392	0,0335	0,0148	0,0391	0,0469	0,0287	0,0316	19,7	0,0305	0,0403	299
Instruction ⁴	0,0500	0,1810	0,0943	0,0105	0,1060	0,0361	0,1398	0,0845	52,7	0,0798	0,1255	299
Moyenne générale	0,0584	0,0831	0,0417	0,0066	0,0481	0,0245	0,0596	0,0401	-	-	-	-
Contribution - %	4,9	29,8	9,7	5,1	28,9	3,3	18,4	-	100,0	-	-	-
N	10	43	28	93	72	16	37	-	-268	31	299	

(1) Le niveau de subsistance est égal à 8 : consommation de viande et/ou poisson moins de deux fois par semaine ; (2) Le niveau de subsistance est égal à 12 : consommation de riz moins de trois fois par semaine ; (3) Un niveau de précarité égal à 1 est défini pour quatre éléments comme suit : (i) absence d'électricité dans l'habitation ; (ii) absence de cuisine séparée ; (iii) absence d'installation d'eau individuelle ; (iv) nombre de personnes par pièce par personne ajustée supérieure à un ; Les scores sont additionnés et le niveau de subsistance est de 2, c'est-à-dire qu'il correspond à *au moins trois handicaps sur quatre* ; (4) Le niveau de subsistance est de 4 - nombre d'années d'instruction et/ou de formation du chef de ménage < 4, c'est-à-dire généralement la fin du Cours moyen 2 ; (5) $a_1=a_2=a_3=a_4=0,25$.

Source : A partir des bases de données de l'enquête pilote sur l'emploi 1992.

3. Besoins de base, pauvreté spatiale et statut du travail

Les tableaux 4.3 et 5.3, présentant une décomposition des mesures de la pauvreté en fonction du milieu et des segments du marché du travail, mettent en évidence plusieurs éléments d'analyse⁴².

Premièrement, le différentiel de pauvreté rural-urbain, précédemment souligné, apparaît nettement, l'indice général multidimensionnel étant de 0,1950 dans les campagnes et de seulement 0,0720 dans les villes. En outre, alors que les manques en termes d'accès à l'instruction expliquent 51,1 pour cent de la pauvreté en milieu rural, dans les zones urbaines, ce pourcentage

⁴² L'analyse est uniquement présentée pour $\alpha=2$.

Tableau 4.3 : Décomposition des mesures de la pauvreté non monétaire P_0 et P_α des ménages ruraux selon le statut du chef de ménage et l'accès aux besoins de base, Burkina Faso 1994-95

Statut	Salarié	Indépendant non agricole	Agriculteur progressif	Agriculteur subsistance	Éleveur	Chômeur inactif	Moyenne générale	Contribution %	N pondéré
Pauvreté non monétaire – $\alpha = 2^5$									
Habitat ¹	0,0179	0,0827	0,1214	0,1293	0,1365	0,1077	0,1219	20,8	5 898
Environ. sanitaire ²	0,0914	0,1178	0,1505	0,1763	0,1598	0,1455	0,1651	28,2	5 898
Instruction ³	0,0824	0,2453	0,2972	0,3091	0,3140	0,3146	0,2981	51,1	5 898
Moyenne générale	0,0639	0,1486	0,1897	0,2049	0,2034	0,1893	0,1950	100,0	-
Contribution – %	1,1	2,9	11,4	71,4	7,0	6,2	-	100,0	-
Pauvreté monétaire⁴									
Ratio – %	4,9	18,4	38,2	44,3	39,6	47,1	41,1	-	5 898
Contribution – %	0,4	1,7	10,9	73,3	6,5	7,3	-	100,0	-
N pondéré	206	221	689	4010	396	376	-	-	5898

(1) Un niveau de précarité égal à 1 est défini pour quatre éléments comme suit : (i) murs : banco, paille et autres ; (ii) toit : banco, chaume et autres ; (iii) sol : terre battue et autres ; (iv) nombre de personnes par pièce >2,5. Les scores sont additionnés et le niveau de subsistance est de 2, c'est-à-dire qu'il correspond à *au moins trois handicaps sur quatre* ; (2) S'agissant de l'environnement sanitaire, le niveau de subsistance est de 2, et correspond à *au moins deux handicaps sur trois*, les indices partiels de précarité étant définis par les trois conditions suivantes : (i) type d'aisance : latrines communes, dans la nature et autres ; (ii) évacuation des ordures : immondes et autres ; (iii) accès à l'eau : cours d'eau, forage et autres ; (3) Le niveau de subsistance est de 4 – nombre d'années d'instruction du chef de ménage < 4, c'est-à-dire la fin du Cours moyen 2 ; (4) En termes de ménages ; ligne de pauvreté = 41 099 F.Cfa par an et par tête ; (5) $a_1=a_2=a_3=1/3$.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée.

Tableau 5.3 : Décomposition des mesures de la pauvreté non monétaire P_0 et P_α des ménages urbains selon le statut du chef de ménage et l'accès aux besoins de base, Burkina Faso 1994-95

Statut	Salarié	Indépendant non agricole	Agriculteur progressif	Agriculteur subsistance	Éleveur	Chômeur inactif	Moyenne générale	Contribution %	N pondéré
Pauvreté non monétaire – $\alpha = 2^5$									
Habitat ¹	0,0007	0,0367	0,0085	0,0347	0,0024	0,0089	0,0112	5,2	2 710
Environ. sanitaire ²	0,0179	0,0233	0,0263	0,0554	0,0235	0,0189	0,0289	13,4	2 710
Instruction ³	0,0539	0,1563	0,2120	0,2608	0,1807	0,1862	0,1758	81,4	2 710
Moyenne générale	0,0242	0,0611	0,0823	0,1170	0,0689	0,0713	0,0720	-	-
Contribution – %	7,1	11,8	31,6	32,5	5,0	11,9	-	100,0	-
Pauvreté monétaire⁴									
Ratio – %	0,4	2,0	4,2	21,7	12,0	7,2	7,4	-	2 710
Contribution – %	1,2	3,8	15,8	58,9	8,4	11,8	-	100,0	-
N pondéré	574	377	750	543	141	327	-	-	2710

(1) Un niveau de précarité égal à 1 est défini pour quatre éléments comme suit : (i) murs : banco, paille et autres ; (ii) toit : banco, chaume et autres ; (iii) sol : terre battue et autres ; (iv) nombre de personnes par pièce >2,5. Les scores sont additionnés et le niveau de subsistance est de 2, c'est-à-dire qu'il correspond à *au moins trois handicaps sur quatre* ; (2) S'agissant de l'environnement sanitaire, le niveau de subsistance est de 2, et correspond à *au moins deux handicaps sur trois*, les indices partiels de précarité étant définis par les trois conditions suivantes : (i) type d'aisance : latrines communes, dans la nature et autres ; (ii) évacuation des ordures : immondes et autres ; (iii) accès à l'eau : cours d'eau, forage et autres ; (3) Le niveau de subsistance est de 4 – nombre d'années d'instruction du chef de ménage < 4, c'est-à-dire la fin du Cours moyen 2 ; (4) En termes de ménages ; ligne de pauvreté = 41 099 F.Cfa par an et par tête ; (5) $a_1=a_2=a_3=1/3$.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée.

s'élève à 81,4 pour cent. Ce résultat justifie à nouveau le renforcement des politiques d'éducation au Burkina Faso, quel que soit le milieu.

Deuxièmement, dans le secteur rural, la pauvreté affecte surtout les agriculteurs – notamment les agriculteurs de subsistance et les éleveurs – et les inactifs⁴³. Pour ces différents groupes socio-économiques, les déficits liés à l'instruction sont les plus forts et, en moyenne, deux fois plus élevés que pour les autres besoins essentiels pris en considération. A cet égard, du point de vue de la politique de lutte contre la pauvreté, l'action doit être focalisée sur les agriculteurs de subsistance. A eux seuls, ils expliquent 71,4 pour cent de la pauvreté non monétaire rurale – ainsi que 73,3 pour cent de la pauvreté monétaire. En outre, ils sont touchés par deux handicaps majeurs : le manque d'instruction et, dans une moindre mesure, la précarité de l'environnement sanitaire. Toutefois, il importe de souligner que l'indice partiel lié au couple indépendant non agricole-instruction demeure relativement élevé – 0,2453.

Troisièmement, en milieu urbain, la pauvreté non monétaire est également la plus élevée parmi les groupes socio-économiques ayant une activité agricole, notamment les agriculteurs de subsistance. Ces derniers et ceux qui pratiquent une agriculture progressive contribuent à près des deux tiers de la pauvreté non monétaire, une proportion un peu moins élevée que pour la pauvreté monétaire – environ 75 pour cent – et relativement équilibrée entre les deux groupes⁴⁴. On remarquera que ces deux segments du marché du travail – surtout les agriculteurs de subsistance –, sont particulièrement affectés par l'insuffisance des capacités fonctionnelles en termes d'instruction, un handicap qui présente également une certaine importance pour les autres travailleurs précaires et les chômeurs.

En dernier lieu, les résultats précédents appellent probablement un renforcement des politiques liées à l'accès aux services collectifs. En effet, si l'éducation semble constituer un handicap majeur au Burkina Faso quant à l'accès au bien-être, l'environnement sanitaire doit être pris en compte, même dans les zones urbaines, compte tenu de son impact potentiel sur la santé. Bien que des progrès remarquables aient été réalisés dans ce pays au cours des dix dernières années, l'état sanitaire de la population burkinabè demeure encore très précaire⁴⁵. Soulignons à nouveau la proximité des résultats en termes de pauvreté non monétaire et monétaire, indépendamment de la localisation géographique des ménages. La section qui suit tente de mieux cerner la complémentarité entre les diverses approches de la pauvreté.

⁴³ Le nombre de chômeurs est très faible.

⁴⁴ L'analyse en termes de pauvreté monétaire montre que les agriculteurs de subsistance contribuent à eux seuls à 58,9 pour cent de la pauvreté urbaine – tableau 5.3.

⁴⁵ Une analyse de l'accès à la santé est présentée dans Lachaud [1997a].

3. Besoins de base ou dépenses ?

En comparant les indices multidimensionnels et les ratios de pauvreté monétaire, l'analyse précédente du différentiel spatial de pauvreté semble exhiber, a priori, une relative proximité des approches en termes de «capabilities» et de dépenses. On peut tenter d'affiner ce résultat préliminaire en estimant économétriquement la relation qui prévaut entre les indicateurs des besoins essentiels et ceux inhérents à la pauvreté monétaire, à partir des données de l'enquête prioritaire de 1994-95.

A cet égard, deux approches sont présentées. D'une part, une estimation probit des déterminants du *ratio* de pauvreté et, d'autre part, une estimation tobit des facteurs de la *profondeur* de la pauvreté⁴⁶. Dans chaque cas, la prise en compte des variables explicatives est réalisée en deux étapes. Tout d'abord, seules les variables susceptibles de représenter les «capabilities» sont considérées. Ensuite, d'autres paramètres sont introduits, notamment l'âge, le sexe et le statut sur le marché du travail – considéré comme exogène⁴⁷ – du chef de ménage, ainsi que la dimension du ménage. Il est à remarquer que l'hétéroscédasticité est prise en compte de manière multiplicative en fonction du log de la dimension des ménages, le test du multiplicateur de Lagrange rejetant chaque fois l'hypothèse d'homoscédasticité⁴⁸. Le tableau 6.3 présente les résultats des estimations économétriques selon la valeur $\alpha=2$ – équation [4] –, tandis que le tableau A1.3 en annexe affiche les coefficients pour $e = 0,5$ – équation [2]. Plusieurs observations peuvent être avancées.

Premièrement, les estimations probit et tobit prenant uniquement en compte les besoins essentiels, montrent que les coefficients inhérents à ces variables explicatives sont tous positifs et significatifs à 1 pour cent. Rappelons à cet effet que les trois variables exprimant l'accès à l'habitat, l'environnement sanitaire et l'instruction sont exprimées en termes d'écarts par rapport aux niveaux de subsistance respectifs⁴⁹. De ce fait, pour chaque attribut, des écarts croissants expriment des niveaux de plus en plus élevés de pauvreté non monétaire. Par conséquent, le tableau 6.3 montre que, pour les divers besoins essentiels pris séparément, plus les écarts par rapport aux seuils de subsistance sont importants, plus le ratio et la profondeur de la

⁴⁶ En effet, pour les pauvres, les écarts normalisés de pauvreté sont positifs et inférieurs à un, tandis que pour les non pauvres, ils sont égaux à zéro.

⁴⁷ Voir Lachaud [1999a] pour une endogénéisation du statut du travail dans l'appréhension des déterminants de la pauvreté.

⁴⁸ Harvey [1976].

⁴⁹ Voir les équations [2] et [4].

Tableau 6.3 : Coefficients de régression des estimations probit et tobit des déterminants du ratio et de la profondeur de pauvreté des ménages – $\alpha = 2$; chefs de ménage 10 ans et plus – Burkina Faso 1994-95¹

Paramètres Variables	Probit : ratio de pauvreté PO & alpha = 2 ¹						Tobit : écart de pauvreté P1 & alpha = 2 ⁸					
	Biens essentiels			Biens essentiels & autres paramètres			Biens essentiels			Biens essentiels & autres paramètres		
	β	t ²	Effets margi- naux	β	t ²	Effets margi- naux	β	t ²	Effets margi- naux	β	t ²	Effets margi- naux
Constante	-4,885	-15,134*	-0,524*	-5,851	-11,198*	-1,182*	-0,564	-25,015*	-0,169*	-1,097	-15,940*	-0,326*
Biens essentiels¹												
Habitat	7,634	14,096*	0,818*	3,606	11,632*	0,729*	1,022	21,985*	0,307*	0,776	18,331*	0,231*
Environnement sanitaire	1,481	4,081*	0,159*	0,366	1,676**	0,074**	0,143	3,578*	0,043*	0,031	0,774	0,009
Instruction-formation	7,974	10,804*	0,855*	2,482	6,781*	0,501*	0,913	15,035*	0,274*	0,490	7,959*	0,145*
Démographie												
Age du chef de ménage	-	-	-	0,009	4,702*	0,002*	-	-	-	0,002	4,462*	0,001*
Sexe du chef de ménage ⁴	-	-	-	-0,145	-1,562	-0,029	-	-	-	-0,010	-0,541	-0,003
Taille du ménage	-	-	-	0,107	11,499*	0,022*	-	-	-	0,016	18,606*	0,005*
Statut marché du travail⁵												
Salarié non protégé	-	-	-	1,616	3,682*	0,327*	-	-	-	0,230	6,167*	0,068*
Ind non agricole évolutif	-	-	-	-1,098	-1,198	-0,222	-	-	-	-0,116	-0,806	-0,034
Ind non agricole involutif	-	-	-	1,872	4,666*	0,378*	-	-	-	0,288	4,472*	0,086*
Agriculture progressive	-	-	-	2,953	6,988*	0,596*	-	-	-	0,541	8,437*	0,161*
Agriculture de subsistance	-	-	-	3,174	7,558*	0,641*	-	-	-	0,590	9,503*	0,175*
Élevage	-	-	-	2,616	6,260*	0,529*	-	-	-	0,462	7,111*	0,137*
Chômeur	-	-	-	2,449	5,266*	0,495*	-	-	-	0,451	6,119*	0,134*
Autre actif	-	-	-	2,979	6,047*	0,602*	-	-	-	0,486	6,037*	0,144*
Inactif	-	-	-	2,877	6,748*	0,581*	-	-	-	0,526	8,193*	0,156*
σ	-	-	-	-	-	-	0,199	27,672*	-	0,350	23,927*	-
Log de vraisemblance												
		-4537,690			-4212,902			-3844,130			-3441,249	
χ^2 (sig) ⁶		1766,008 (0,000)			2415,584 (0,000)			1407,973 (0,000)			2213,735 (0,000)	
% de cas biens classés		70,7			73,2			-			-	
ZM ⁷		0,816			0,783			-			-	
N pondéré		8596			8596			8596			8596	

(1) La variable dépendante est égale à 1 si le ménage est pauvre et 0 dans le cas contraire. Pour les différents paramètres des besoins essentiels, les ratios de pauvreté sont calculés selon l'équation [4] avec $\alpha = 2$. Le test du multiplicateur de Lagrange montre que le modèle ne rejette pas l'hypothèse d'hétéroscédasticité, celle-ci étant prise en compte de façon multiplicative par rapport au log de la dimension du ménage t , soit $\epsilon_i \sim N\{0, [\exp(\gamma' \log t)]^2\}$. (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type, (3) Voir le tableau 1 pour les spécifications ; (4) Homme, (5) Base = salarié protégé ; (6) Il s'agit du test du rapport de vraisemblance calculé selon : $LR=2(L_1-L_0)$, si L_1 est le log de vraisemblance du modèle sans contrainte et L_0 le log de vraisemblance du modèle contraint (tous les coefficients sont égaux à 0, sauf la constante). Il suit une loi du χ^2 avec des degrés de liberté égaux au nombre de contraintes – $(2n-1)$ et $(n-1)$, respectivement, pour le modèle multinomial et le modèle binaire (n =nombre de paramètres) ; (7) Pseudo- R^2 de Zavoina et McKelvey [1975] ; (8) La variable dépendante, mesurant les écarts de pauvreté, est égale à 0 si le ménage est n' est pas pauvre et inférieure à 1 dans le cas contraire. Pour les différents paramètres des besoins essentiels, les ratios de pauvreté sont calculés selon l'équation [4] avec $\alpha = 2$. Le test du multiplicateur de Lagrange montre que le modèle ne rejette pas l'hypothèse d'hétéroscédasticité, celle-ci étant prise en compte de façon multiplicative par rapport au log de la dimension du ménage t , soit $\epsilon_i \sim N\{0, [\exp(\gamma' \log t)]^2\}$.

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

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée.

pauvreté monétaire sont élevés, toutes choses égales par ailleurs. Par ailleurs, les effets marginaux – également significatifs – sont les plus élevés pour l'habitat et l'instruction. Par exemple, à la moyenne de l'habitat et de l'environnement sanitaire, l'effet de l'instruction sur la probabilité de pauvreté monétaire est de 0,853 – 0,818 pour l'habitat à la moyenne des autres paramètres. Par contre, l'effet marginal de l'environnement sanitaire sur le ratio de pauvreté n'est que de 0,159. S'agissant de la profondeur de la

pauvreté monétaire, l'importance relative des effets marginaux est identique, mais leur ampleur absolue est beaucoup plus faible. Ainsi, les effets marginaux de l'instruction et de l'habitat sur l'écart de pauvreté sont, respectivement, de 0,274 et 0,307, et seulement de 0,043 pour l'environnement sanitaire. En définitive, le rôle des attributs liés à l'habitat – un indicateur de l'accès aux biens privés – et de l'instruction – un indicateur de l'accès aux biens publics – est essentiel dans l'explication du ratio et de l'écart de pauvreté monétaire au Burkina Faso. Rappelons que la contribution de l'attribut instruction dans l'indice micro-multidimensionnel était supérieure à 50 pour cent.

Deuxièmement, la prise en considération des autres paramètres dans les estimations probit et tobit ne modifie pas fondamentalement les résultats précédents⁵⁰. Les coefficients des trois attributs sont positifs et significatifs, sauf en ce qui concerne l'environnement sanitaire de l'estimation tobit. De ce fait, lorsque l'on contrôle par des paramètres liés au statut démographique et professionnel du chef de ménage, et à la dimension de ce dernier, l'accès à l'instruction et à un habitat non précaire influence significativement à la fois l'incidence et la profondeur de la pauvreté au Burkina Faso. Compte tenu de ces paramètres additionnels, on notera que les effets marginaux sont moins importants, et qu'ils sont légèrement à l'avantage de l'attribut habitat, toutes choses égales par ailleurs. Ajoutons que, par rapport au salariat protégé, tous les autres statuts du travail du chef de ménage – sauf celui d'indépendant non agricole involutif – accroissent la pauvreté. De même, l'âge et la dimension du chef de ménage sont positivement associés à la pauvreté⁵¹.

Troisièmement, la figure 3.3 affiche les probabilités prédites du ratio de pauvreté – avec $\alpha = 2$ – des estimations probit, et le taux d'écart de pauvreté lié au modèle tobit, selon que les variables explicatives se réfèrent seulement aux attributs des besoins essentiels ou à l'ensemble des paramètres précédemment explicités. D'une manière générale, les valeurs prédites des indicateurs de pauvreté monétaire par les seules «capabilities» sont assez proches des valeurs constatées, bien que les équations englobant l'ensemble des paramètres contribuent à affiner les estimations⁵². Les écarts en termes d'incidence ou de profondeur de pauvreté entre les valeurs prédites et réelles

⁵⁰ Par ailleurs, le nombre de cas bien classés dans l'estimation probit est légèrement supérieur lorsque les paramètres additionnels sont considérés. Toutefois, le pseudo-R² est un peu plus faible.

⁵¹ Ces résultats ont été par ailleurs mis en évidence et approfondis. Lachaud [1999a].

⁵² On notera que la correction de l'hétéroscédasticité multiplicative par rapport au log de la taille des ménages a contribué à réduire les écarts entre les valeurs prédites et les valeurs constatées.

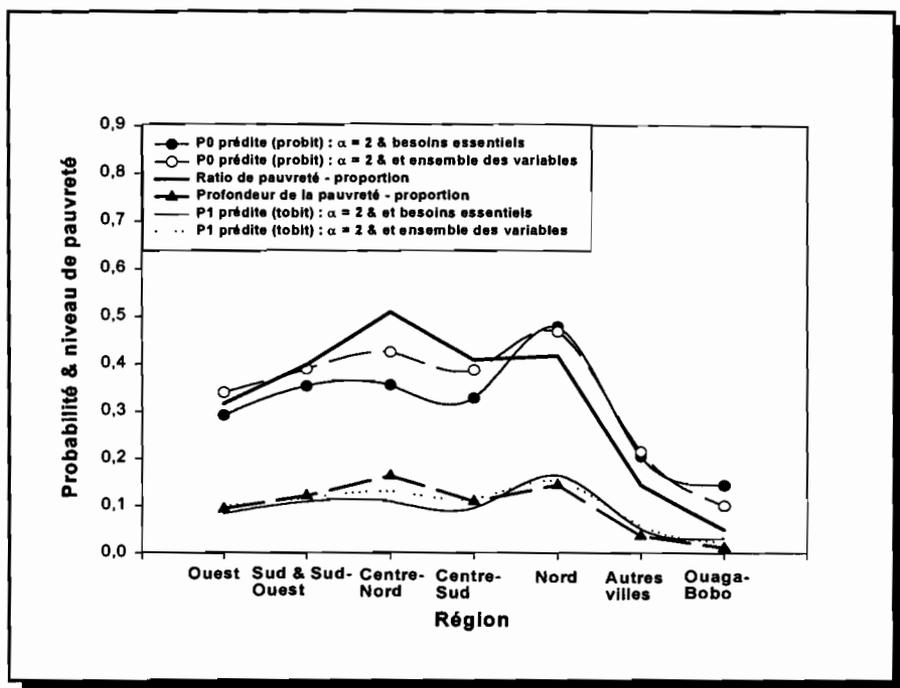


Figure 3.3 : Pauvreté prédite, ratio et profondeur de la pauvreté – Burkina Faso 1994-95

sont les plus élevés pour le Centre-Nord, région où la pauvreté monétaire est la plus forte. En réalité, l'analyse économétrique semble confirmer la proximité des évaluations de la pauvreté par rapport aux «capabilités» et aux dépenses, et leur caractère probablement plus complémentaire que substituable.

Conclusion

L'appréhension du différentiel spatial de pauvreté au Burkina Faso, à l'aide d'une approche micro-multidimensionnelle fondée sur trois besoins essentiels –habitat, environnement sanitaire et instruction–, censés exprimer les «capabilités» des ménages, permet de formuler deux conclusions principales.

En premier lieu, l'ampleur de la pauvreté en termes de besoins essentiels est la plus élevée en milieu rural, comparativement aux zones urbaines, en particulier dans la région du Nord et, dans une moindre mesure, dans celles du Sud & Sud-Ouest, du Centre-Nord et du Centre-Sud. A cet égard, si le manque d'instruction du chef de ménage explique environ la moitié de la

pauvreté nationale, il varie sensiblement selon les couples région-attribut. Ainsi, dans les zones urbaines, c'est essentiellement le déficit d'instruction du chef de ménage qui est la composante essentielle de l'indice multidimensionnel. Or, en milieu rural, la situation est plus contrastée. Par exemple, la région du Nord exhibe des déficits prononcés pour les trois attributs, alors que la région de l'Ouest a des manques importants d'instruction, et moyens par rapport à l'habitat et à l'environnement sanitaire. Par ailleurs, l'approche en termes de «capabilities» suggère des différences sensibles selon le sexe du chef de ménage – rôle prééminent des déficits en instruction dans les ménages gérés par les femmes, notamment en milieu urbain – et son statut sur le marché du travail – la pauvreté affecte surtout les agriculteurs, en particulier les agriculteurs de subsistance et les éleveurs, et les inactifs. De tels résultats, prévisibles dans le contexte du Burkina Faso, suggèrent des actions différenciées en matière de lutte contre la pauvreté, modulées selon les zones, tant en ce qui concerne l'accès aux biens privés qu'aux services collectifs.

En deuxième lieu, la présente étude tend à mettre en évidence une proximité de situations entre la structure monétaire de la pauvreté régionale et sa contre-partie non monétaire. D'une part, la cohérence spatiale observée entre les niveaux relatifs des ratios de pauvreté et des indices multidimensionnels, confère beaucoup de similitude entre les profils régionaux de pauvreté monétaire et de pauvreté en termes de «capabilities». D'autre part, les estimations économétriques montrent que, pour les divers besoins essentiels pris séparément, plus les écarts par rapport aux seuils de subsistance sont importants, plus le ratio et la profondeur de la pauvreté monétaire sont élevés, toutes choses égales par ailleurs. A cet égard, les effets marginaux sont les plus importants pour l'habitat et l'instruction. En outre, les valeurs prédites des indicateurs de pauvreté monétaire par les seules «capabilities» sont assez proches des valeurs constatées. Dans, ces conditions, la proximité des évaluations de la pauvreté par rapport aux «capabilities» et aux dépenses leur confère un caractère probablement plus complémentaire que substituable. Cette conclusion tend à renforcer l'intérêt des approches multidimensionnelles de la pauvreté, notamment par rapport à l'efficacité des politiques de lutte contre la pauvreté.

4. Les différences spatiales de pauvreté en Mauritanie : un test de dominance stochastique

Dans les pays en développement, la réduction de la pauvreté est une préoccupation majeure des responsables de la politique économique. A cet égard, la mise en oeuvre de politiques visant à combattre la pauvreté implique des choix entre des états sociaux liés au bien-être des individus et des ménages et, par conséquent, la possibilité d'opérer un classement entre ces derniers. Dans ce contexte, l'analyse de la pauvreté – l'une des méthodes de comparaison des caractéristiques des distributions de revenu – exige, d'une part, l'identification des pauvres parmi la population totale et, d'autre part, la construction d'un indice de pauvreté¹.

En réalité, malgré les progrès réalisés au cours des dernières décennies quant aux modes d'appréhension de ces deux dimensions méthodologiques, la distinction analytique entre les questions d'identification² – la détermination d'une ligne de pauvreté – et d'agrégation³ – la dérivation d'un indice de pauvreté – demeure encore nettement affirmée. Or, comme le soulignent Foster et Shorrocks, le fait de considérer séparément la génération

¹ Sen [1976].

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

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

d'indices de pauvreté – et la question implicite de l'ordre des distributions en termes de pauvreté – et l'élaboration des seuils de pauvreté peut se heurter à des difficultés pratiques, notamment lorsque l'on souhaite préciser quelle est, parmi deux distributions, celle qui exhibe le plus de pauvreté⁴. En effet, du point de vue des comparaisons de pauvreté, l'ambiguïté réside dans la possibilité de classements contradictoires des états sociaux pour différentes lignes de pauvreté. Toutefois, cette difficulté peut être surmontée si les comparaisons de pauvreté sont fondées sur une variété de lignes de pauvreté. Ainsi, il sera possible de conclure qu'une distribution englobe, sans ambiguïté, moins de pauvres qu'une autre, si le classement obtenu pour une ligne de pauvreté n'est pas inversé en prenant en compte tout autre seuil admissible. Dans le cas contraire, les comparaisons de pauvreté demeurent ambiguës.

Par conséquent, malgré les efforts pouvant être réalisés quant à l'élaboration des lignes de pauvreté, il demeure utile de préciser les circonstances sous lesquelles deux distributions de revenus peuvent être ordonnées avec certitude en termes de pauvreté, de bien-être et d'inégalité⁵, et de spécifier la relation qui prévaut entre les classements inhérents à plusieurs indices de pauvreté. En d'autres termes, la robustesse des comparaisons de pauvreté – tout comme d'inégalité et de bien-être – exige des jugements fondés sur des classements exempts d'ambiguïté pour des classes générales d'indices et une plage de variation des seuils de pauvreté. La dominance stochastique, pour différents ordres, permet d'inférer, pour une large classe d'indices, si la pauvreté, le bien-être et l'inégalité sont plus ou moins élevés dans une distribution que dans une autre.

La présente étude s'inscrit dans ce contexte⁶. En s'appuyant sur les informations de deux enquêtes nationales auprès des ménages, réalisées en 1990 et 1995-96 en Mauritanie, elle propose un test de dominance stochastique permettant d'appréhender la pauvreté spatiale relative qui prévaut dans ce pays. La première section explicite les aspects conceptuels et méthodologiques. La deuxième section spécifie le classement des distributions des dépenses en termes de pauvreté selon les régions et le milieu. La dernière section examine la dynamique de la pauvreté par rapport au teste de dominance stochastique.

⁴ Foster, Shorrocks [1988a], [1988b].

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

⁶ Ce chapitre est issu de Lachaud [1999b].

1. Pauvreté et dominance stochastique

En appliquant les concepts des fonctions d'utilité mesurable au problème des choix parmi des distributions de probabilité de revenus, Quirk et Saposnik ont contribué à spécifier la théorie de la dominance stochastique⁷. A cet égard, deux caractéristiques des distributions de probabilité de revenus ont été mises en évidence. Premièrement, l'ordre d'admissibilité⁸. Soient Δ un ensemble de distributions de probabilité de revenus, et $Eu(g)$ l'utilité escomptée associée à un élément – distribution de probabilité – $g \in \Delta$. Un ordre partiel faible \mathbf{P} est défini sur Δ comme suit : (i) pour tout $g', g'' \in \Delta$, $g' \mathbf{P} g'' - c'$ est-à-dire g'' est dominé par g' – si, et seulement si, $Eu(g') \geq Eu(g'')$ pour toute fonction d'utilité u monotone⁹ ; (ii) pour tout $g'' \in \Delta$, s'il existe un $g' \in \Delta$ et que $g' \mathbf{P} g''$ prévaut mais pas $g'' \mathbf{P} g'$, alors g'' est dit *inadmissible*. De ce fait, une distribution de probabilité est dite *admissible* si, et seulement si, elle n'est pas inadmissible. Deuxièmement, l'ordre de dominance stochastique. Considérons à nouveau Δ , l'ensemble de distributions de probabilité de revenus. Un ordre partiel faible \mathbf{D} est défini sur Δ comme suit : (i) pour tout $g', g'' \in \Delta$, $g' \mathbf{D} g'' - c'$ est-à-dire g'' est dominé par g' – si, et seulement si, les fonctions de distribution cumulées correspondantes, G' et G'' , satisfont $G'(y) \leq G''(y)$ pour tout revenu y ; (ii) pour tout $g', g'' \in \Delta$, $g' \mathbf{O}_p g'' - c'$ est-à-dire g'' n'est pas comparable avec g' – si, et seulement si, ni $g' \mathbf{D} g''$ ni $g'' \mathbf{D} g'$ ne prévalent. Ainsi, pour tout $g'' \in \Delta$, s'il existe un $g' \in \Delta$ tel que $g' \mathbf{D} g''$ prévaut mais pas $g'' \mathbf{D} g'$, alors g'' est dit *stochastiquement dominé* par g' ¹⁰.

En fait, il est à présent habituel de caractériser la dominance stochastique en relation avec l'inégalité et la pauvreté comme suit¹¹. Considérons deux distributions de revenus x , F_A et F_B , et spécifions $D^1_A(x) = F_A(x)$ et $D^s_A(x) = \int_0^x D^{(s-1)}_A(y) dy$ pour tout entier $s \geq 2$ – $D^s_B(x)$ peut être exprimé de manière analogue. La distribution A est dite dominée stochastiquement par

⁷ Quirk et Saposnik [1962].

⁸ La notation est celle de Quirk et Saposnik [1962].

⁹ Une fonction d'utilité u est monotone si, et seulement si, pour tout niveau de revenu y', y'' , $u(y') > u(y'') \Leftrightarrow y' > y''$. De même, pour tout $g', g'' \in \Delta$, $g' \mathbf{O}_p g'' - c'$ est-à-dire g'' n'est pas comparable avec g' – si, et seulement si, ni $g' \mathbf{P} g''$ ni $g'' \mathbf{P} g'$ ne sont valables.

¹⁰ De ce fait, une distribution de probabilité est dite stochastiquement non dominée si, et seulement si, elle n'est pas stochastiquement dominée.

¹¹ L'exposé suit la notation de Davidson, Duclos [1998].

la distribution B à l'ordre s si $D_B^s(x) \leq D_A^s(x)$ pour tout $x \in \mathbb{R}^{12}$. A cet égard, en admettant une ligne de pauvreté $z > 0$, la distribution de revenus B domine stochastiquement la distribution A à l'ordre s jusqu'au seuil z si $D_B^s(x) \leq D_A^s(x)$ pour tout $x \leq z$. Dans la pratique, on considère fréquemment $s=1,2$. Dans ces conditions, la *dominance stochastique de premier ordre* de A par B jusqu'à la ligne de pauvreté z implique $F_B(x) \leq F_A(x)$ pour tout $x \leq z$. Cela signifie que la pauvreté est plus élevée en A qu'en B pour toute ligne de pauvreté n'excédant pas z , qu'il s'agisse du ratio de pauvreté ou de toute autre mesure de cette dernière. Le test de dominance de premier ordre implique donc un classement *partiel* non ambiguë des deux distributions, non seulement pour le ratio de pauvreté – la proportion de pauvres –, mais aussi pour d'autres classes d'indices de pauvreté. Le graphe des «courbes d'incidence de pauvreté» permet de vérifier la dominance de premier ordre¹³. Toutefois, lorsque les résultats de la dominance de premier ordre ne sont pas décisifs, un test d'ordre supérieur doit être effectué. Ainsi, la *dominance stochastique de deuxième ordre* de A par B jusqu'au seuil de pauvreté z

nécessite $D_B^2(x) \leq D_A^2(x)$, soit : $\int_0^x (x-y) dF_B(y) \leq \int_0^x (x-y) dF_A(y)$ ¹⁴. Les

«courbes de déficit de pauvreté» permettent d'appréhender la dominance de deuxième ordre, c'est-à-dire que, pour des lignes de pauvreté inférieures ou égales à z , l'écart moyen de pauvreté en B est inférieur à celui de A¹⁵.

Cette analyse suggère plusieurs remarques additionnelles. Tout d'abord, il peut être utile de déterminer une ligne commune de pauvreté z_s – ou point de censure – jusqu'à laquelle B domine stochastiquement A à l'ordre s . Dans ce cas, tous les indices de pauvreté d'une classe donnée indiqueront, sans ambiguïté, que la pauvreté est plus importante en A qu'en B si, et seulement si, le seuil de pauvreté z n'est pas plus élevé que z_s . Ensuite, les comparaisons de pauvreté exigent parfois d'examiner l'importance relative de la pauvreté inhérente à diverses distributions de revenus en présence de seuils de pauvreté différents. Enfin, il existe une relation étroite entre le

¹² La dominance stricte impliquerait l'inégalité stricte.

¹³ Ravallion [1992].

¹⁴ En outre, pour un individu ayant un revenu y , l'écart de pauvreté $g(z,y) = \max(z-y, 0) = z - y^*$, où y^* est le revenu censuré.

¹⁵ Ceci est équivalent à la dominance de la courbe de Lorenz généralisée. La courbe généralisée de Lorenz est la courbe de Lorenz multipliée par le revenu moyen de la distribution. Voir Shorrocks [1983]. Atkinson [1987] parle de dominance de deuxième ordre «restreinte», dans la mesure où l'on doit préciser la plage de variation de la ligne z . De même, les «courbes de sévérité de pauvreté» permettent de vérifier $D_B^3(x) \leq D_A^3(x)$. Ravallion [1992].

classement de la pauvreté fondée sur les indices FGT¹⁶ et celui du bien-être caractérisé par des fonctions d'utilité¹⁷.

Il semble cependant, comme le soulignait Shorrocks, que l'approche de la dominance en termes de quantiles constitue un trait important de l'analyse de l'inégalité et de la pauvreté¹⁸. S'agissant de l'inégalité et du bien-être, Shorrocks avait déjà montré, dans un article de 1983, qu'un classement non ambigu de toute fonction de bien-être social soumise à certaines restrictions est possible si, et seulement si, les courbes de Lorenz généralisées ne se coupent pas¹⁹. En ce qui concerne la pauvreté, le test de dominance de premier ordre en termes de quantiles renvoie, par exemple, à la comparaison des courbes d'incidence de pauvreté, notamment lorsque prévaut une ligne commune de pauvreté²⁰. Supposons deux distributions de revenus A et B, et une ligne de pauvreté z inconnue, mais non supérieure à z_{\max} . Admettons également une mesure de la pauvreté non déterminée, bien que respectant certaines propriétés, en particulier l'additivité. Dans ce cas, la configuration des courbes d'incidence de pauvreté – distribution cumulée – permet d'ordonner la pauvreté comme suit. Si la courbe de distribution cumulée de A est toujours plus élevée que celle de B jusqu'à z_{\max} , il est possible d'affirmer que la pauvreté est plus élevée en A qu'en B quelles que soient la ligne de pauvreté – inférieur ou égale à z_{\max} – et la mesure de cette dernière –, en particulier les indices de la classe FGT. Par contre, si les courbes se coupent avant z_{\max} , le classement est ambigu²¹. Par conséquent, une approche de la dominance de deuxième ordre en termes de quantiles peut être plus attrayante pour l'appréhension de la pauvreté.

En effet, il a été précédemment indiqué que le test de dominance de

¹⁶ Foster, Greer, Thorbecke [1984].

¹⁷ Additivement séparables par rapport aux revenus individuels – Shorrocks [1988a] – ou non – [1988b].

¹⁸ Shorrocks [1995].

¹⁹ Les deux restrictions imposées aux fonctions de bien-être social sont la préférence pour l'équité – concavité – et la non-décroissance par rapport aux revenus. La condition de classement s'applique généralement si l'une des distributions a à la fois une moyenne supérieure et une courbe de Lorenz plus haute – sauf si la moyenne supérieure peut contrebalancer la partie la plus basse de la courbe de Lorenz. Voir Shorrocks [1983].

²⁰ Différentes lignes de pauvreté peuvent être prises en compte. Atkinson [1987].

²¹ Par exemple, si les courbes se coupent au-delà de $z^* < z_{\max}$ – la courbe de distribution de B devient plus élevée que celle de A –, la pauvreté est plus élevée en A si sa courbe de déficit de pauvreté – aire située au-dessous de la courbe d'incidence – est au-dessus de celle de B jusqu'en z_{\max} . Ceci est vrai pour des indices de la classe FGT, sauf pour le ratio de pauvreté.

deuxième ordre prenait en considération des indices «d'écarts de pauvreté généralisés», permettant de représenter plusieurs dimensions importantes de la pauvreté et de spécifier des comparaisons non ambiguës de cette dernière²². Ainsi, l'approche de Jenkins et Lambert, fondée sur les «Three 'I' Poverty»²³ – TIP – présente un réel intérêt pour l'étude de la pauvreté, et fonde les investigations empiriques de la présente recherche. Explicitons quelques éléments de cette nouvelle approche.

En premier lieu, les courbes TIP ont la capacité de résumer les trois dimensions de la pauvreté – incidence, intensité et inégalité – à l'aide d'un graphique, affichant sur l'axe des ordonnées la somme cumulée des écarts de pauvreté *par tête* – normalisés ou non – et, sur l'axe des abscisses, la proportion cumulée des individus ou ménages. La figure 1.4 présente les courbes TIP pour les milieux rural et urbain de Mauritanie en 1995-96, et permet d'illustrer les trois dimensions de la pauvreté²⁴. Considérons le cas du secteur rural. La dimension incidence de la pauvreté est mesurée par la distance horizontale OC ou AB, tandis que l'aspect intensité est appréhendé par la distance verticale liée à l'intersection $p=1$, égale à BC ou OA. Cette distance verticale représente l'écart de pauvreté agrégé moyen pour l'ensemble des ménages ruraux, alors que l'écart de pauvreté des pauvres est indiqué par la pente du rayon vecteur de l'origine (0,0) à [B, TIP(Γ , C)] – OB²⁵. Quant à la dimension inégalité, elle est résumée par le degré de concavité de la portion non horizontale de la courbe TIP²⁶. Ainsi, la figure 1.4 montre un écart substantiel de pauvreté entre les secteurs rural et urbain de

²² Chapitre 2.

²³ Jenkins, Lambert [1998a], [1998b]. Les trois 'I' sont issus de : Incidence, Intensité et Inégalité. La TIP est aussi appelée la courbe de Lorenz inverse généralisée. Shorrocks [1995] parle de «poverty gap profiles», tandis que Davidson et Duclos [1998] évoquent une «cumulative poverty gap». Dans le présent papier, on parlera à présent de «courbes TIP», ce qui peut signifier en français les courbes de Trois 'I' de la Pauvreté.

²⁴ Les aspects méthodologiques de la pauvreté en Mauritanie – notamment la détermination du seuil de pauvreté – seront précisés ultérieurement.

²⁵ Cette pente est égale au rapport entre la profondeur de la pauvreté – P1 – et l'incidence – P0.

²⁶ S'il y avait égalité parmi les pauvres – égalité des écarts de pauvreté –, la section non horizontale serait une droite ayant une pente égale à z moins le revenu moyen des pauvres. On peut également définir une ligne de pauvreté maximale – chaque personne a un revenu nul et l'écart de pauvreté est z , ou $z/z=1$. Dans ce cas, la courbe TIP est une droite issue de l'origine avec une pente z , avec l'intersection z à $p=1$ – ou 1 à $p=1$. Il est à remarquer qu'il existe une correspondance entre les courbes TIP et les courbes de Lorenz généralisées. Ainsi, une courbe TIP indique, pour chaque p , la distance verticale entre deux courbes de Lorenz généralisées : l'une pour la distribution de revenu censurée et l'autre pour la distribution correspondant à la pauvreté maximum – un rayon issu de l'origine avec une pente z .

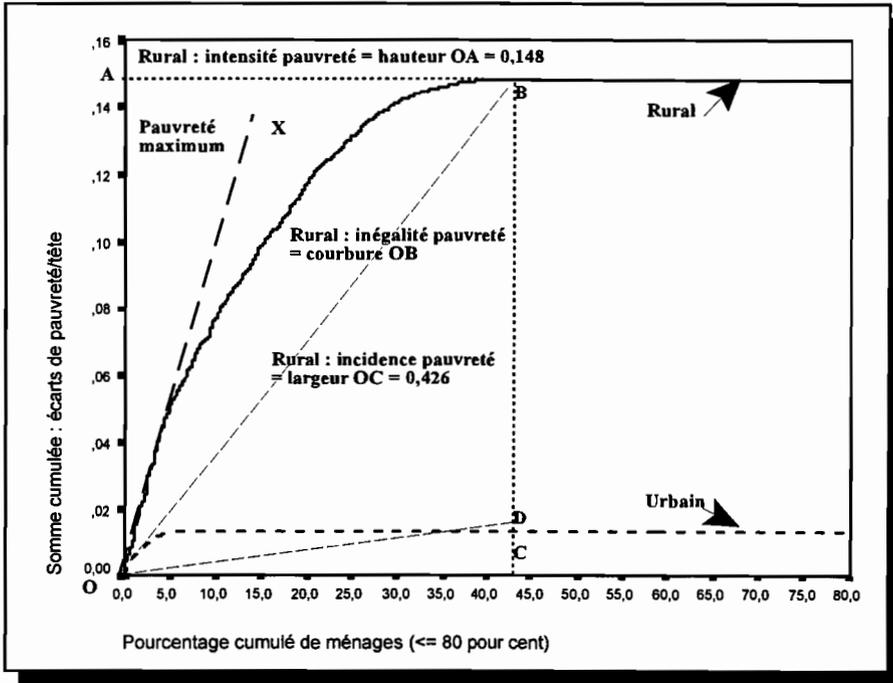


Figure 1.4 : Courbes TIP - élasticité-taille = 1 - selon le milieu - Mauritanie 1995-96

Mauritanie. Alors que l'incidence de la pauvreté parmi les *ménages* n'est que 5 pour cent environ en milieu urbain, elle est proche de 45 pour cent dans les zones rurales. De même, l'écart de pauvreté moyen est de 14,8 et 0,01 pour cent de la ligne de pauvreté, respectivement, en milieux rural et urbain. En outre, le différentiel d'écart de pauvreté des pauvres est substantiel, la pente de OB étant très largement supérieure à celle de OD – 0,35 et 0,23 respectivement.

En deuxième lieu, cette représentation graphique permet une analyse de la dominance de la pauvreté²⁷. A cet égard, Jenkins et Lambert identifient préalablement une classe d'indices d'«écarts de pauvreté généralisés» – GPG – qui, compte tenu d'une ligne de pauvreté z , sont définis pour une distribution de revenus $x \in \mathbb{R}^n$ comme des fonctions, croissantes convexes²⁸ et

²⁷ Tout comme la courbe de Lorenz généralisée – Shorrocks [1983] – et la courbe de déficit de pauvreté – Atkinson [1987].

²⁸ La convexité de Schur des indices signifie qu'étant donnés $g_{xi} \in \mathbb{D}^n$ et une distribution y telle que $g_{yi} = \prod g_{xi}$, $P(x|z) \geq P(y|z)$ ou $Q(x|z) \geq Q(y|z)$ – Π étant une matrice. Le raisonnement avec $\Gamma_{xi} \in \mathbb{D}^n$ est le même. Cette condition assure que la pauvreté diminue lorsque les écarts de

invariables multiplicativement²⁹ du vecteur $\Gamma_{x_i} \in D^n$ – indices $Q(x|z)$ normalisés – ou du vecteur $g_{x_i} \in D^n$ – indices $P(x|z)$ non normalisés³⁰ –, et respectant les axiomes habituels – focalisation, monotonie, symétrie, transfert³¹. La classe des indices P englobe, en tant que sous-ensemble, la classe des indices de pauvreté possédant les propriétés d'additivité, notamment les FGT. Par ailleurs, bien que $Q \subseteq P$, le fait de considérer des indices normalisés n'entraîne qu'une perte mineure d'information. De plus, seuls les indices de Sen, Kakwani et Clark n'appartiennent pas à P ou Q . Par la suite, les deux auteurs appréhendent la dominance à l'aide des courbes TIP selon que prévaut une ou plusieurs lignes de pauvreté.

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

Ce résultat de portée générale appelle plusieurs observations additionnelles. Premièrement, bien que le ratio de pauvreté et l'écart moyen de pauvreté des pauvres n'appartiennent pas à P ou Q , la configuration des courbes TIP permet d'appréhender l'ordre de la pauvreté inhérent à ces indices. Deuxièmement, la dominance en termes de courbes TIP généralise plusieurs résultats antérieurement avancés et assure la connexion avec

pauvreté sont « aplanis ».

²⁹ L'invariabilité multiplicative signifie que les indices appréhendent la pauvreté en termes per capita, de telle manière que les comparaisons entre population ayant des tailles différentes soient significatives.

³⁰ Dans ce cas, $\Gamma_{x_i} = g_{x_i}/z$. En prenant les indices non normalisés, $D^n = [g \in \mathbb{R}^n ; g_1 \geq g_2 \geq \dots \geq g_n]$.

³¹ L'axiome de focalisation indique que l'indice est indépendant du revenu des non pauvres. La monotonie requiert que, toutes choses égales par ailleurs, l'indice enregistre un accroissement de la pauvreté lorsque l'on diminue un ou plusieurs revenus des pauvres. La symétrie permet à tous les revenus d'être réordonnés sans affecter la valeur de la pauvreté. L'axiome de transfert assure qu'un transfert de revenu d'une personne en dessous de la ligne de pauvreté vers quiconque plus riche doit induire une augmentation de la pauvreté. Voir Sen [1976], Foster, Shorrocks [1991] pour ces axiomes.

l'approche en termes de courbe de Lorenz généralisée³². Troisièmement, lorsque les courbes se coupent, il est encore possible d'ordonner la pauvreté pour une sous-classe d'indices *normalisés*. En effet, Jenkins et Lambert montrent que, si les courbes TIP normalisées se coupent une fois, et si l'indice FGT(2) est plus élevé pour la courbe dominante initiale, la pauvreté est plus forte pour cette dernière pour une sous-classe de P ou de Q pour lesquels l'aversion pour l'inégalité du revenu parmi les plus pauvres est suffisamment large³³. Plus précisément, si deux courbes TIP_A et TIP_B ne se coupent qu'une fois, si TIP_A domine initialement TIP_B et si les deux ont une valeur terminale identique – $FGT_A = FGT_B$ –, alors la comparaison en termes de FGT(2) seulement est nécessaire pour déterminer que $P_A \geq P_B$ selon les indices d'une classe ω – comprenant les FGT(α) sauf ceux avec $\alpha \leq 2$, et les indices de Watts, Clark et Johnson³⁴. Lorsque ces deux courbes ne se terminent pas à la même valeur, ce qui caractérise un conflit entre l'intensité – critère de l'écart moyen normalisé – et l'inégalité – une aversion à la Rawls pour la pauvreté selon laquelle seuls les écarts les plus importants comptent –, une comparaison des FGT(2) indique si un ordre à la Rawls peut être obtenu pour toutes les mesures d'une sous-classe ω^* – les FGT(α) avec $\alpha > 2$ mais pas les autres indices précédemment indiqués.

Certains de ces résultats peuvent être étendus lorsque prévalent plusieurs lignes de pauvreté. A cet égard, Jenkins et Lambert énoncent le théorème suivant³⁵. Etant donné deux distributions de revenus x et y , et deux lignes de pauvreté z_x et z_y , une dominance de la courbe TIP de la distribution des écarts de pauvreté normalisés Γ_y sur son homologue Γ_x est une condition nécessaire et suffisante pour assurer que $Q(x|k.z_x) \leq Q(y|k.z_y)$ pour tout $k \in [0,1]$, et pour toutes les mesures $Q \in \mathcal{Q}$. Remarquons que, malgré l'opportunité de plusieurs lignes de pauvreté lors des comparaisons dans l'espace et dans le temps – ou lorsque l'on fait référence à des seuils de pauvreté relatifs –, il se peut que les différents seuils utilisés reflètent correctement les écarts de coût de la vie entre les milieux, secteurs ou dates. Dans ce cas, la procédure

³² Il y a dominance de la courbe de Lorenz généralisée de x sur y si, et seulement si, pour toutes les lignes communes de pauvreté z , g_y TIP domine g_x TIP. En outre, cette situation prévaut lorsque les revenus sont censurés au-delà de z^* si, et seulement si, g_y TIP domine g_x TIP pour toutes les lignes communes de pauvreté $z \leq z^*$. De plus, Foster et Shorrocks [1988a] et [1998b] avaient montré le lien entre la dominance de la courbe de Lorenz généralisée et l'ordre de la pauvreté pour une sous-classe de FGT(α), $\alpha \geq 2$. Voir également Atkinson avec la courbe de déficit de pauvreté se référant à des indices décomposables, une sous-classe de P .

³³ Jenkins, Lambert [1998b].

³⁴ Johnson [1988].

³⁵ Jenkins, Lambert [1998a].

adéquate – mise en oeuvre dans la présente étude – consiste à normaliser les différentes distributions de revenus et à appliquer une ligne de pauvreté commune. Néanmoins, Jenkins et Lambert sont conduits à formuler deux observations. Premièrement, il est souvent indispensable de prendre en compte deux lignes de pauvreté, et, dans ce contexte, la dominance en termes de courbes TIP se révèle plus appropriée que l'approche habituelle suggérant l'utilisation d'une plage de lignes de pauvreté communes³⁶. Deuxièmement, lorsque l'on observe une dominance assez forte d'une courbe g_y TIP sur g_x TIP, non seulement la pauvreté est plus élevée en y qu'en x selon les indices de la classe P , mais il est possible de rehausser les revenus de y – ou de réduire la ligne de pauvreté de y – tout en préservant le classement de la pauvreté. L'idée est que, lorsque deux courbes TIP ne se coupent pas, il est possible d'abaisser celle qui est la plus haute, $TIP(T_y, p)$, tout en maintenant la non intersection et en assurant que $Q(x|z) \leq Q(y|z)$. Cette éventualité dépend des positions des courbes, et le test met en oeuvre – indépendamment du nombre de seuils de pauvreté – des contraintes additionnelles suggérant le maintien de la non intersection. Lorsque le ratio de pauvreté est plus élevé en y qu'en x , il s'agit de trouver une ligne de pauvreté $z_1 < z$ pour laquelle la proportion de pauvres est la même en y et en x . Par contre, un second test s'applique indépendamment de la configuration des ratios de pauvreté, et consiste à trouver une ligne de pauvreté $z_2 < z$ pour laquelle la hauteur de la nouvelle courbe TIP pour y à $p=1$ correspond à celle de x ³⁷.

2. *Pauvreté spatiale et dominance*

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

1. Indicateurs de pauvreté, régions et milieu

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

³⁶ Foster et Shorrocks [1988b] établissent la relation entre un classement du bien-être censuré par une limite supérieure de la ligne de pauvreté, et un ordre de la pauvreté – pour des $P(\alpha)$ où $\alpha=1,2,3$ – relatif à une plage de variation des seuils de pauvreté. Jenkins et Lambert montrent que, même si les lignes de pauvreté appartiennent à cette plage de variation, le test de dominance peut être violé.

³⁷ En fait, la première condition est plus aisée à réaliser, car elle peut être directement obtenue des données.

En premier lieu, la ligne de pauvreté utilisée dans la présente étude est celle qui a été estimée lors d'une recherche antérieure sur la Mauritanie, utilisant les mêmes bases de données³⁸. En effet, alors que les seuils de pauvreté absolue déterminés dans ce pays s'appuyaient sur un équivalent international, sans qu'il puisse être affirmé qu'ils conduisaient à des profils de pauvreté cohérents³⁹, l'estimation d'une nouvelle ligne de pauvreté par la méthode du coût des besoins de base mettait en évidence une certaine fécondité analytique⁴⁰. A cet égard, l'appréhension de cette dernière pour l'année 1990 a été réalisée en deux temps. Premièrement, une ligne de pauvreté alimentaire fondée sur le coût des besoins de base a été déterminée en prenant en compte un groupe de référence supposé être typiquement pauvre, pour lequel les besoins nutritionnels ont constitué l'ancrage quant à la détermination des besoins alimentaires de base⁴¹, et en procédant, à partir du panier de biens sélectionnés, à une évaluation aux prix locaux de chaque région, afin d'élaborer une ligne de pauvreté alimentaire par région. A cet égard, quatre lignes de pauvreté ont été déterminées : «Nouakchott», «Autres villes», «Rural Fleuve» et «Rural autre» – région de référence. De ce fait, une personne est pauvre si elle vit dans un ménage n'ayant pas la capacité d'acquérir le coût d'un panier de biens alimentaires de référence, choisi pour fournir l'énergie nutritionnelle alimentaire adéquate de 2 120 calories par jour. Deuxièmement, l'évaluation de la part des dépenses non alimentaires a nécessité une méthode d'investigation différente, notamment à cause de

³⁸ Lachaud [1999a], chapitre 4.

³⁹ En effet, lors de la première enquête sur les conditions de vie des ménages en 1987-88, les seuils généraux de pauvreté de la Banque mondiale, respectivement, 370 dollars et 275 dollars – en prix constants de 1985 – par tête et par an, ont été utilisés. Ces deux seuils sont censés représenter, respectivement, les «pauvres» et les «pauvres extrêmes». Par la suite, ces seuils ont été convertis en ouguiyas constants de 1988 au taux de change approximatif de 1 dollar = 75 ouguiyas, et en utilisant un taux d'inflation de 17,7 pour cent entre 1985 et 1988. De ce fait, en 1988, le seuil de pauvreté en Mauritanie a été estimé à 32 800 ouguiyas par tête et par an, alors que la ligne de pauvreté extrême s'élevait à 24 400 ouguiyas par tête et par an. Par ailleurs, afin de préserver les possibilités de comparaison, ces seuils de pauvreté ont été actualisés lors de l'enquête auprès des ménages de 1995-96, en considérant que l'inflation avait augmenté de 64,2 pour cent entre 1988 et 1995. Ainsi, en Mauritanie, en 1995-96, le seuil de pauvreté est estimé à 53 841 ouguiyas par tête et par an, tandis que la ligne de pauvreté extrême s'établit à 40 709 ouguiyas par tête et par an. En fait, dans la pratique, la pauvreté est surtout appréhendée par rapport au seuil de 370 dollars, la référence à l'extrême pauvreté étant beaucoup moins utilisée.

⁴⁰ On montre notamment que le profil de pauvreté est sensiblement altéré. Lachaud [1999a].

⁴¹ L'énergie nutritionnelle alimentaire adéquate moyenne est estimée à 2 120 calories par personne et par jour.

l'insuffisance des données en matière de prix non alimentaires. A cet égard, une option possible – bien que normative – a consisté à déterminer économétriquement un niveau de la dépense non alimentaire impliquant une substitution en termes de biens de base inhérents à la ligne de pauvreté alimentaire. De ce fait, les lignes de pauvreté totale – alimentaire et non alimentaire – s'élèvent à 28 674, 27322, 32400 et 35791 ouguiyas par tête et par an, respectivement, dans le «Rural autre», le «Rural fleuve», les «Autres villes» et «Nouakchott». Par ailleurs, les lignes de pauvreté de 1990 ont été calculées aux prix de 1996 en considérant un taux d'inflation de 40,9 pour cent au cours de la période 1990-96⁴², ce qui génère des seuils de pauvreté pour 1995-96 de 40 402, 38 498, 45 651 et 50 430 ouguiyas par tête et par an, respectivement, dans le rural autre, le rural fleuve, les autres villes et Nouakchott. Ces seuils relatifs peuvent être interprétés comme des déflateurs permettant d'établir la comparabilité de bien-être des dépenses nominales *par tête* selon les différentes régions⁴³. La normalisation des dépenses par rapport au «rural autre» conduit à utiliser une ligne commune de pauvreté de 40 402 ouguiyas. Par conséquent, la présente recherche considère que ces niveaux de dépenses des ménages par tête et par an sont susceptibles de représenter des seuils de pauvreté régionaux adéquats pour appréhender la pauvreté en Mauritanie en 1990 et 1995-96. Toutefois, comme cela sera ultérieurement précisé, la comparaison des dépenses entre les deux dates a nécessité quelques ajustements.

En deuxième lieu, la présentation des indicateurs de pauvreté des ménages – tableau 1.4 – est accompagnée de l'erreur type asymptotique⁴⁴. De ce fait, la statistique *t* – rapport entre une mesure de la pauvreté et l'erreur type – suit une distribution asymptotique normale avec une moyenne nulle et une variance unitaire, et peut être utilisée pour constituer une distribution d'intervalle de confiance pour les mesures de la pauvreté. Plus grande est la valeur du *t*, plus grande est la précision avec laquelle une mesure de la pauvreté peut être estimée pour un échantillon donné⁴⁵. En outre, le tableau A1.4 en annexe indique la statistique η testant l'hypothèse nulle que les différences de pauvreté de deux échantillons inhérents aux régions et milieux

⁴² En fait, il s'agit de l'évolution des prix à la consommation de Nouakchott, la capitale.

⁴³ La prise en compte du facteur d'équivalence de 0,55, déterminé pour 1990, génère des résultats relativement comparables.

⁴⁴ Le mode de calcul est explicité à la note (2) du tableau 1.4. Voir sur ce point Kakwani [1990].

⁴⁵ Un $t > 1,96$ (2,57) signifie que l'hypothèse nulle – la mesure de la pauvreté est nulle – doit être rejetée à 5 pour cent (1 pour cent). Cette approche est valable pour les grands échantillons, généralement supérieurs à 30.

Tableau 1.4 : Indicateurs de pauvreté des ménages – élasticité-taille = 1 – selon les régions et le milieu – Mauritanie 1995-96

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

(1) Milliers d'ouguiyas. Les lignes de pauvreté par région pour 1996 sont issues de celles de 1990 – calculées par la méthode du coût des besoins de base : 28674, 27322, 32400 et 35791 ouguiyas par tête et par an, respectivement, dans le «Rural autre», le «Rural fleuve», les «Autres villes» et «Nouakchott» – et ajustées par le taux d'inflation de 40,9 pour cent entre 1990 et 1996 : 40 402, 38 498, 45 651 et 50 430 ouguiyas par tête et par an, respectivement, dans le «Rural autre», le «Rural fleuve», les «Autres villes» et «Nouakchott». Les dépenses réelles des ménages selon les zones rurale et urbaine ont été calculées en appliquant les coefficients régionaux suivants : (i) 100 = pays ; (ii) Nouakchott = 1 0003 ; (iii) autres villes = 1.0054 ; (iv) fleuve = 1.0396 ; (v) autre rural = 1 0741. Par ailleurs, les dépenses réelles ont été déflatées par les seuils de pauvreté, la base étant la région «Rural autre» – Lachaud [1999].

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

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

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

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

(iv) Indices de Clark :

$$\sigma_{C\beta} = \sqrt{[1/\beta^2 n \sum_{i=1}^q [1 - (x_i/z)^\beta]^2 - C_\beta^2] / n} \quad \text{avec } C_\beta = 1/n \left[1/\beta^2 \sum_{i=1}^q [(1 - (x_i/z)^\beta)] \right] ;$$

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

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

selon les indices $FGT(\alpha \leq 2)$ sont statistiquement non significatives⁴⁶.

Les informations issues des tableaux 1.4 et A1.4 en annexe suggèrent, *a priori*, d'importantes différences spatiales de pauvreté en Mauritanie en 1995-96⁴⁷.

Premièrement, comme le montrait la figure 1.4, le tableau 1.4 (colonnes 10 et 11) met en évidence une différence sensible de pauvreté entre les milieux rural et urbain. Respectivement, pour ces derniers, l'incidence de la pauvreté parmi les ménages est de 42,6 et 5,9 pour cent, tandis l'écart moyen de pauvreté par personne pauvre est de 34,7 et 22,7 pour cent de la ligne de pauvreté. Notons également que la dépense réelle par tête du secteur rural équivaut environ au tiers de celle qui prévaut dans les villes. Tous les indices de pauvreté sont largement statistiquement significatifs, et la statistique η , inhérente aux $FGT(\alpha=0,1,2)$ – comprise entre 20,1 et 28,6, tableau A1.2 en annexe –, indique que l'hypothèse nulle d'absence d'écart régional de pauvreté ne peut être retenue. Toutefois deux éléments sont à souligner. Tout d'abord, la valeur des t est beaucoup plus élevée dans les zones rurales – 2,1 à 37,7 – que dans le secteur urbain – 1,8 à 9,8 –, ce qui signifie que la précision de la mesure dans les premières est meilleure que pour le second. Ensuite, l'ampleur du t est la plus élevée pour le ratio de pauvreté, quel que soit le milieu, et la précision des mesures est une fonction décroissante du coefficient d'aversion pour la pauvreté des indices $FGT(\alpha=1,2,3)$ ⁴⁸. Ajoutons que les mesures de Clark apparaissent les moins précises. On pourrait penser que ce résultat handicape l'analyse de la pauvreté mettant fortement l'accent sur l'équité, puisque le ratio de pauvreté ne tient pas compte des transferts de revenus parmi les plus pauvres. En fait, il n'en est rien étant donné l'ampleur des t pour les mesures $FGT(\alpha=1,2,3)$, surtout dans le secteur rural – pour les $FGT(\alpha=1,2,3)$, le t varie de 29,0 à 17,5.

Deuxièmement, le tableau 1.4 suggère aussi, *a priori*, une hétérogénéité de la pauvreté au sein des milieux urbain et rural. Sans aucun doute, les villes les plus défavorisées en termes de pauvreté sont celles des régions du Sud & Sud-Est et du Fleuve⁴⁹ – colonnes 1, 4, 5 et 6. Pour ces dernières, tous les t , sauf ceux de Clark, sont significatifs, et la proportion de ménages pauvres est comprise entre 18,9 et 23,8 pour cent. Or, qu'il s'agisse de Nouakchott ou des

⁴⁶ Cette statistique suit également une distribution asymptotique normale avec une moyenne nulle et une variance unitaire.

⁴⁷ Certains de ces résultats apparaissent dans Lachaud [1999a], chapitre 7, bien que les profils de pauvreté impliquent les lignes fondées sur l'équivalent international.

⁴⁸ Un résultat déjà mis en évidence par Kakwani [1990] pour la Côte d'Ivoire.

⁴⁹ La région du fleuve sera désignée par «Fleuve».

centres urbains du Centre-Nord, le ratio de pauvreté est de l'ordre de 2 pour cent seulement, et beaucoup d'indicateurs sensibles à la distribution des revenus – sauf les FGT(1), FGT(2) et Watts pour Nouakchott – ne sont pas significatifs. D'ailleurs, l'écart des dépenses par tête entre ces deux ensembles urbains est remarquable – en moyenne, le niveau de vie des villes du Sud & Sud-Est et du Fleuve est deux fois plus faible qu'ailleurs –, tandis que la statistique η relative aux FGT($\alpha=0,1,2$) confirme le rejet de l'hypothèse nulle entre ces deux groupes, mais pas au sein de ces derniers. Il est à remarquer que la position relativement favorable des villes du Centre-Nord en termes de pauvreté s'explique par la présence de Nouadhibou, l'un des centres économiques les plus importants du pays. Notons également que la distinction entre les quartiers à habitat précaire et non précaire de la capitale fait apparaître un écart substantiel de pauvreté – colonnes 2 et 3. S'agissant du milieu rural, les indicateurs du tableau 1.4, colonnes 7, 8 et 9 – quasiment tous significatifs à 5 pour cent⁵⁰ –, suggèrent une ampleur de la pauvreté parmi les ménages, d'une part, sensiblement plus élevée qu'en milieu urbain et, d'autre part, qui décroît lorsque l'on passe successivement de la région du Sud & Sud-Est à celle du Fleuve, puis à celle du Centre-Nord. Les ratios de pauvreté pour ces trois régions sont, respectivement, de 49,3, 39,9 et 31,2 pour cent. D'ailleurs, les dépenses par tête sont sensiblement plus élevées en milieu rural du Centre-Nord que pour les deux autres régions. En outre, la statistique η relative aux FGT($\alpha=0,1$) confirme le rejet de l'hypothèse nulle entre ces trois ensembles ruraux pris deux à deux.

Cette configuration générale de la pauvreté spatiale s'explique aisément, dans la mesure où elle est le reflet d'un différentiel de potentialités économiques et d'infrastructures sociales et, par conséquent, de vulnérabilité, tant entre régions qu'au sein de ces dernières. Les régions du Sud & Sud-Est et du Centre, abritant la plus grande partie de la population nomade du pays, demeurent enclavées et vulnérables. Même si les activités agro-sylvo-pastorales y sont plus importantes qu'au Nord, la sécheresse exacerbe l'exode rural et la dégradation du milieu. Beaucoup d'agriculteurs travaillent sur des terres enclavées, tandis que maints individus exercent des activités de survie le long de la «route de l'espoir». En fait, il existe des inégalités de niveau de vie au sein de cette région – la pauvreté des cultivateurs, soumis aux aléas saisonniers et climatiques, contrastant quelque peu avec la situation plus favorable des éleveurs –, qui ne semblent pas remettre en cause la relative cohésion sociale. Les régions du Fleuve, composées de groupes sociaux plus

⁵⁰ Bien que la précision soit beaucoup plus élevée pour les régions du Sud & Sud-Est et du Fleuve que pour le Centre-Nord.

variés, se caractérisent par la prédominance de l'agriculture, souvent associée à l'élevage et à d'autres activités⁵¹. La sédentarisation y est plus ancienne et les infrastructures sociales sont plus développées. Les agriculteurs qui pratiquent la culture irriguée, et qui ont accès à des terres fertiles et à certains inputs, ont en général le niveau de vie le moins bas du milieu rural. Par contre, dans cette même région, ceux dont l'activité principale est la culture irriguée mais qui n'ont pas accès à des moyens de production suffisants, ou ceux qui, dans les autres régions – Centre et Est –, pratiquent l'élevage et les cultures sous pluie, ont un niveau de vie très faible. S'agissant des régions du Nord, elles sont très affectées par la sécheresse, la dégradation de l'environnement et la crise des systèmes de production traditionnels – essentiellement centrés sur l'élevage et le maraîchage. Bien que la population peu nombreuse réduise l'étendue de la pauvreté, ces régions disposent d'un faible potentiel économique et d'infrastructures sociales réduites. Enfin, les zones périphériques des agglomérations urbaines abritent surtout les populations déplacées à cause de la sécheresse et des transformations sociales. Ces migrants, souvent installés temporairement et socialement peu intégrés, sont exposés à de nombreux aléas : prédominance des activités informelles de survie, chômage, manque d'infrastructures sociales, faible accès à la santé et à l'eau, etc. Les quartiers à habitations précaires où l'incidence, la profondeur et la gravité de la pauvreté et de l'extrême pauvreté sont importantes abritent la majorité de ces populations.

En réalité, il n'est pas certain que les indicateurs affichés au tableau 1.4 soient susceptibles de rendre compte totalement de la configuration de la pauvreté relative, tant au sein des milieux urbain et rural, qu'entre ces deux ensembles. Par exemple, alors que l'incidence de la pauvreté est plus grande dans les agglomérations du Centre-Nord qu'à Nouakchott non précaire – bien que la statistique η ne soit pas significative –, les indicateurs sensibles à la distribution des revenus sont assez comparables. De même, dans le milieu rural, alors que l'incidence de la pauvreté est plus forte dans la région du Sud & Sud-Est que dans celle du Fleuve, l'écart de pauvreté parmi les pauvres dans cette dernière y est plus élevé que pour la première, et la statistique η relative au FGT($\alpha=2$) des deux régions montre que l'hypothèse nulle ne peut être rejetée – ce qui signifie que l'écart de pauvreté rural en termes d'inégalité Sud & Sud-Est-Fleuve n'est pas statistiquement significatif. Une observation similaire prévaut lorsque l'on compare le milieu urbain Fleuve ou Sud & Sud-Est et les zones rurales du Centre-Nord.

⁵¹ Par exemple, la collecte et la vente de bois.

2. Pauvreté, régions, milieu et dominance

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

Premièrement, la figure 2.4 et le tableau 2.4 affichant, respectivement, les courbes d'incidence et les ratios de pauvreté selon les régions et le milieu, permettent la mise en oeuvre du test de dominance de premier ordre. Dans le secteur rural, le clivage s'opère entre le Centre-Nord, d'une part, et le Sud & Sud-Est et Fleuve, d'autre part. En effet, la figure 2 montre que, non seulement la courbe de distribution de la première région est toujours située *au-dessous* de celles des deux autres zones, mais également qu'il n'y a *pas d'intersection* lorsque la ligne de pauvreté est inférieure ou égale à 40 402 ouguiyas par tête et par an – ni au-delà d'ailleurs. Cette information peut également être observée à partir du tableau 2.4. En d'autres termes, si l'on considère que le seuil de pauvreté admissible est inférieur ou égal à 40 402 ouguiyas, la pauvreté est moins élevée dans le rural Centre-Nord que dans les régions du Sud & Sud-Est et Fleuve. Cette observation vaut pour le ratio de pauvreté, mais également pour les mesures additives, en particulier les $FGT(\alpha=1,2)$. Le tableau 1.4 indique d'ailleurs que, pour le Centre-Nord, ces derniers, ainsi que d'autres mesures de la pauvreté, sont les plus faibles des zones rurales. En outre, la statistique η relative aux $FGT(\alpha \leq 2)$ enseigne que l'écart de pauvreté rural entre le Sud & Sud-Est et le Fleuve, d'une part, et le Centre-Nord, d'autre part, est significatif. Par contre, la situation des deux autres régions est plus aléatoire puisque les courbes de distribution se coupent entre 15 000 et 20 000 ouguiyas. A cet égard, le tableau 2.4 montre l'inversion des ratios de pauvreté entre les régions du Sud & Sud-Est et Fleuve pour le seuil de 15 000 ouguiyas – bien que ce dernier soit très bas. De même, le tableau A2.4 en annexe affiche une inversion des écarts de pauvreté par personne au niveau de la ligne de 15 000 ouguiyas. Enfin, rappelons que, pour le rural Sud & Sud-Est et Fleuve, la statistique η relative au $FGT(\alpha=2)$ montre que l'hypothèse nulle ne peut être rejetée – mais le différentiel de pauvreté est significatif pour les $FGT(\alpha=0,1)$ –, et que l'écart de pauvreté par personne pauvre est plus élevé dans la seconde, alors que l'incidence de la pauvreté y est plus faible de 10 points de pourcentage, comparativement à la première. Dans ces conditions, le test de dominance de premier ordre inhérent à ces deux régions se révèle non concluant.

En milieu urbain, le test de dominance de premier ordre fait également apparaître une relative cohérence quant au classement de la pauvreté. En fait, la figure 2.4 permet de délimiter deux sous-ensembles. Le premier, constitué de Nouakchott précaire, Nouakchott non précaire et des villes du Centre-Nord – avec la prééminence de Nouadhibou –, exhibe une faible incidence

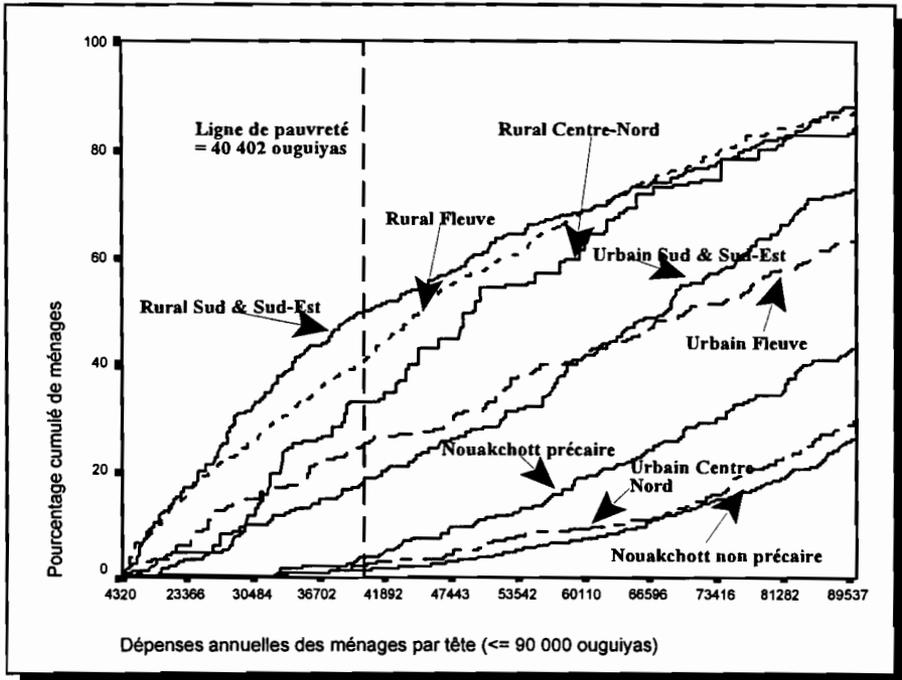


Figure 2.4 : Courbes d'incidence de pauvreté - élasticité-taille = 1 - selon les régions et le milieu - Mauritanie 1995-96

de la pauvreté - entre 1,6 et 5,6 pour cent - et suggère, *a priori*, l'absence d'ambiguïté quant à l'ordre de la pauvreté. On observe qu'elle est la plus élevée dans les zones d'habitat précaire de Nouakchott et la plus faible dans les quartiers lotis de cette capitale. C'est d'ailleurs uniquement pour ces deux ensembles urbains et pour le FGT(0) que la statistique η est significative à 5 pour cent. Il est également intéressant de constater que le ratio de pauvreté augmente assez rapidement avec le seuil de pauvreté pour Nouakchott précaire, mais que l'écart de pauvreté moyen parmi les pauvres est le plus élevé pour Nouakchott non précaire. Le deuxième sous-ensemble est constitué par les villes du Fleuve et du Sud & Sud-Est, exhibant une pauvreté beaucoup plus élevée que dans les précédentes. Le ratio de pauvreté est supérieur de 5 points de pourcentage dans les villes du Fleuve, comparativement à celles du Sud & Sud-Est - 23,8 contre 18,9 pour cent -, et la statistique η croît avec le degré d'aversion pour la pauvreté - bien qu'elle ne soit significative qu'à 10 pour cent pour le FGT(2). En fait, la figure 2.4 et le tableau 2.4 montrent que les courbes de distribution inhérentes à ces deux zones ne se coupent que pour un niveau de dépenses annuelles par tête de 60000 ouguiyas environ, largement supérieur au seuil de pauvreté

Tableau 2.4 : Ratios de pauvreté des ménages – élasticité-taille = 1 – selon les régions et le milieu pour différentes lignes de pauvreté – Mauritanie 1995-96

Paramètre	Région & milieu										Total		
	Nouakchott	Nouakchott n. pré-caire ²	Nouakchott pré-caire ²	Urbain Centre-Nord	Urbain Sud-Est	Urbain Fleuve	Rural Centre-Nord ³	Rural Sud-Est ⁴	Rural Fleuve ⁵	Total urbain	Total rural		
Lignes de pauvreté¹													
15 000	0,0006 (0,0008)	0,0000 (0,0000)	0,0032 (0,0042)	0,0000 (0,0000)	0,0009 (0,0024)	0,0083 (0,0076)	0,0128 (0,0077)	0,0604 (0,0087)	0,0629 (0,0079)	0,0013 (0,0009)	0,0564 (0,0053)	0,0321 (0,0030)	
20 000	0,0006 (0,0008)	0,0000 (0,0000)	0,0032 (0,0042)	0,0000 (0,0000)	0,0146 (0,0098)	0,0297 (0,0143)	0,0356 (0,0128)	0,1258 (0,0122)	0,1074 (0,0100)	0,0046 (0,0017)	0,1066 (0,0071)	0,0616 (0,0041)	
25 000	0,0020 (0,0014)	0,0017 (0,0015)	0,0032 (0,0042)	0,0000 (0,0000)	0,0296 (0,0138)	0,0743 (0,0221)	0,0546 (0,0156)	0,1956 (0,0146)	0,1837 (0,0125)	0,0112 (0,0027)	0,1740 (0,0087)	0,1022 (0,0052)	
30 000	0,0040 (0,0020)	0,0035 (0,0021)	0,0063 (0,0058)	0,0058 (0,0048)	0,0876 (0,0229)	0,1288 (0,0282)	0,0537 (0,0202)	0,3076 (0,0169)	0,2394 (0,0138)	0,0243 (0,0040)	0,2500 (0,0099)	0,1504 (0,0061)	
35 000	0,0113 (0,0034)	0,0075 (0,0031)	0,0271 (0,0119)	0,0069 (0,0052)	0,1169 (0,0261)	0,1718 (0,0318)	0,2408 (0,0294)	0,4203 (0,0181)	0,3208 (0,0151)	0,0361 (0,0048)	0,3506 (0,0119)	0,2119 (0,0070)	
40 000	0,0213 (0,0047)	0,0147 (0,0043)	0,0490 (0,0159)	0,0203 (0,0088)	0,1801 (0,0313)	0,2355 (0,0357)	0,3123 (0,0319)	0,4916 (0,0184)	0,3903 (0,0158)	0,0571 (0,0060)	0,4211 (0,0113)	0,2605 (0,0075)	
40 402	0,0234 (0,0049)	0,0157 (0,0045)	0,0558 (0,0169)	0,0203 (0,0088)	0,1889 (0,0319)	0,2378 (0,0359)	0,3123 (0,0319)	0,4932 (0,0184)	0,3992 (0,0159)	0,0595 (0,0061)	0,4261 (0,0113)	0,2644 (0,0076)	
45 000	0,0351 (0,0059)	0,0223 (0,0053)	0,0888 (0,0209)	0,0323 (0,0111)	0,2397 (0,0347)	0,2631 (0,0371)	0,4028 (0,0338)	0,5427 (0,0183)	0,4928 (0,0162)	0,0765 (0,0069)	0,5023 (0,0114)	0,3144 (0,0079)	
50 000	0,0521 (0,0072)	0,0352 (0,0066)	0,1229 (0,0241)	0,0514 (0,0139)	0,2961 (0,0372)	0,3200 (0,0393)	0,4929 (0,0344)	0,6139 (0,0179)	0,5694 (0,0160)	0,1015 (0,0078)	0,5782 (0,0113)	0,3679 (0,0083)	
55 000	0,0752 (0,0085)	0,0563 (0,0083)	0,1540 (0,0265)	0,0853 (0,0175)	0,3377 (0,0385)	0,3840 (0,0410)	0,5437 (0,0343)	0,6611 (0,0174)	0,6296 (0,0156)	0,1320 (0,0087)	0,6323 (0,0110)	0,4117 (0,0084)	
60 000	0,1016 (0,0098)	0,0775 (0,0096)	0,2023 (0,0295)	0,0920 (0,0181)	0,4260 (0,0402)	0,4238 (0,0413)	0,5972 (0,0338)	0,6857 (0,0170)	0,6825 (0,0151)	0,1626 (0,0095)	0,6743 (0,0107)	0,4486 (0,0085)	
65 000	0,1243 (0,0107)	0,0970 (0,0106)	0,2386 (0,0313)	0,1129 (0,0199)	0,5016 (0,0407)	0,4720 (0,0420)	0,6942 (0,0317)	0,7304 (0,0163)	0,7310 (0,0144)	0,1926 (0,0102)	0,7267 (0,0102)	0,4911 (0,0086)	
Ménages (N pond.)	959	774	185	254	151	141	211	742	954	1504	1907	3411	

(1) Ouguiyas L'erreur type asymptotique est entre parenthèses - voir la note (2) du tableau 1 Les lignes de pauvreté par région pour 1996 sont issues de celles de 1990 – calculées par la méthode du coût des besoins de base 28674, 27322, 32400 et 35791 ouguiyas par tête et par an, respectivement, dans le «Rural autres», le «Rural fleuves», les «Autres villes» et «Nouakchott» – et ajustées par le taux d'inflation de 40,9 pour cent entre 1990 et 1996 40 402, 38 498, 45 651 et 50 430 ouguiyas par tête et par an, respectivement, dans le «Rural autres», le «Rural fleuves», les «Autres villes» et «Nouakchott». Les dépenses réelles des ménages selon les zones rurale et urbaine ont été calculées en appliquant les coefficients régionaux suivants : (i) 100 = pays, (ii) Nouakchott = 1 0003, (iii) autres villes = 1 0054 ; (iv) fleuve = 1 0396 ; (v) autre rural = 1 0741 Par ailleurs, les dépenses réelles ont été déflatées par les seuils de pauvreté, la base étant la région rural autre – Lachaud [1999], (2) La précarité est repérée selon le type d'habitat : (i) non précaire : maison en pierres, ciment, appartement, chambre et studio, (ii) précaire : tente, case, baraque, maison en banco, (3) Le Centre-Nord comprend les wilayas suivantes : Tris-Zemmour, Adrar, Inchiri et Tagant ; (4) Le Sud & Sud-Est comprend les wilayas de Hodh Echarghi, Hod El Garbi et Assaba, (5) Le «Rural fleuve» comprend les wilayas de Trarza, Brakna, Gorgol et Guidimagha

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

admissible. Par conséquent, pour des seuils inférieurs ou égaux à 40 402 ouguiyas par tête et par an, le test de dominance de premier ordre apparaît concluant.

En réalité, une incertitude quant au classement de la pauvreté s'observe entre les milieux. A cet égard, la figure 2.4 montre que la courbe de distribution cumulée de la zone urbaine du Fleuve domine celle du rural Centre-Nord jusqu'à environ 30 000 ouguiyas, puis coupe une fois cette dernière – information également affichée au tableau 2.4. Dans ce cas également, le test de dominance de premier ordre n'est pas concluant. En

outre, si les mesures de pauvreté sont toutes favorables à la zone urbaine du Fleuve – le ratio de pauvreté, par exemple, y est inférieur de plus de 8 points de pourcentages par rapport au rural Centre-Nord –, cette dernière exhibe un écart moyen de pauvreté par personne pauvre plus élevé. Toutefois, on notera que la statistique η n'est pas significative entre ces deux zones, ce qui implique logiquement une absence de différentiel de pauvreté.

Deuxièmement, la mise en oeuvre du test de dominance de deuxième ordre à l'aide des courbes TIP appelle deux commentaires – figure 3.4. Tout d'abord, il confirme l'importance du différentiel de pauvreté entre, d'une part, les zones rurales du Fleuve et du Sud & Sud-Est et, d'autre part, le milieu urbain, notamment lorsque l'on prend en compte Nouakchott et les villes du Centre-Nord. Toutes les courbes TIP des deux zones rurales dominent celles du milieu urbain – surtout pour Nouakchott et les agglomérations du Centre-Nord –, ce qui est une condition nécessaire et suffisante pour affirmer que la pauvreté du rural Fleuve et du Sud & Sud-Est est plus élevée que dans n'importe quel centre urbain pour toutes les mesures de pauvreté normalisées appartenant à Q, et pour toutes les lignes de pauvreté inférieures ou égales à 40 402 ouguiyas par tête et par an. Les indications affichées au tableau 1.4 peuvent être prises en compte. Ajoutons qu'en ce qui concerne les villes de Nouakchott et du Centre-Nord, caractérisées par la très faible ampleur des taux de pauvreté et la cohérence des résultats du test de premier ordre, la courbe TIP de Nouakchott précaire domine celles de Nouakchott non précaire et des zones urbaines du Centre-Nord, ces deux dernières étant quasiment confondues. De ce fait, comme le suggérait la figure 2.4, la pauvreté dans les quartiers de Nouakchott précaire est plus élevée que dans les deux autres zones pour tous les indices de pauvreté normalisés appartenant à Q, et pour toutes les lignes de pauvreté inférieures ou égales à 40 402 ouguiyas par tête et par an.

Ensuite, le test de dominance de deuxième ordre permet de lever quelques incertitudes liées au test de premier ordre précédemment réalisé. Premièrement, la figure 3.4 montre que la courbe TIP du milieu urbain Fleuve domine celle des villes du Sud & Sud-Est – alors que les courbes d'incidence de ces deux ensembles se coupaient *après* la ligne de pauvreté sur la figure 2.4. Dans ces conditions, il est possible d'affirmer, comme le suggérait le tableau 1.4, une plus grande ampleur de la pauvreté urbaine de la région du Fleuve, comparativement à celle des villes du Sud & Sud-Est, pour tous les indices de pauvreté normalisés appartenant à Q, et pour toutes les lignes de pauvreté inférieures ou égales à 40 402 ouguiyas par tête et par an – bien que la statistique η ne soit significative que pour le pour le FGT(2) à 10 pour cent – tableau A1.4. Deuxièmement, la comparaison de l'urbain Fleuve et du rural Centre-Nord – non concluante lors du test de dominance

de premier ordre – indique que la courbe TIP du premier domine d’abord celle du second, puis la coupe, le FGT(1) statistiquement significatif étant défavorable à ce dernier – 0,078 et 0,069, respectivement, pour le rural Centre-Nord et l’urbain Fleuve. Toutefois, selon les résultats de Jenkins et Lambert, le FGT(2) n’étant pas plus élevé pour la distribution initialement dominante, l’ampleur de la pauvreté du rural Centre-Nord excède celle de l’urbain Fleuve pour tous les indices de pauvreté normalisés appartenant à Q, et pour toutes les lignes de pauvreté inférieures ou égales à 40 402 ouguiyas par tête et par an, comme le suggère les résultats du tableau 1.4⁵². On notera toutefois que la statistique η n’est pas significative, et que l’écart moyen de dépenses des pauvres est supérieur dans le cas des zones urbaines du Fleuve⁵³. Un commentaire analogue peut être effectué en ce qui concerne la comparaison du rural Centre-Nord et de l’urbain Sud & Sud-Est, la courbe TIP de cette dernière dominant légèrement, dans un premier temps, celle de la seconde. Troisièmement, la figure 3.4 montre également que les courbes TIP des zones rurales du Fleuve et du Sud & Sud-Est se coupent une fois, la première dominant d’abord la seconde. Néanmoins, comme précédemment, le FGT(2) de la courbe initialement dominante – rural Fleuve – est inférieur à celui de la courbe initialement dominée – rural Sud & Sud-Est. De ce fait, il est impossible d’affirmer que la pauvreté est moins élevée dans cette dernière pour toutes les lignes de pauvreté inférieures ou égales à 40 402 ouguiyas par tête et par an, comparativement à la première. A cet égard, on rappelle que les FGT($\alpha \leq 3$), ainsi que les mesures de Clark et de Watts, sont toutes favorables à la région du Fleuve. En outre, le tableau A2.4 met bien en évidence l’infériorité des FGT(1) inhérents au rural fleuve, par rapport au rural Sud & Sud-Est, pour toutes les lignes de pauvreté inférieures à 40 402 ouguiyas.

Dans ce contexte, on peut spécifier les conditions de robustesse de dominance de deuxième ordre, c’est-à-dire la modification potentielle des lignes relatives de pauvreté, tout en maintenant la non intersection des courbes TIP. Le test appliqué est le suivant : le ratio de pauvreté étant le plus faible pour la zone de Nouakchott non précaire que partout ailleurs, il s’agit de trouver une ligne de pauvreté $z_1 \leq 40\ 402$ pour laquelle la proportion de pauvres est la même à Nouakchott non précaire que dans toutes les autres régions ou milieux. Le tableau 3.4 affiche les résultats obtenus, et appelle

⁵² Le tableau A2.4 en annexe montre, cependant, que le FGT(1, 30 000) est légèrement supérieur pour l’urbain Fleuve, comparativement au rural Centre-Nord.

⁵³ Toutefois, comme le soulignait Sen [1976], ce ratio d’écarts de dépenses est complètement insensible au nombre de pauvres.

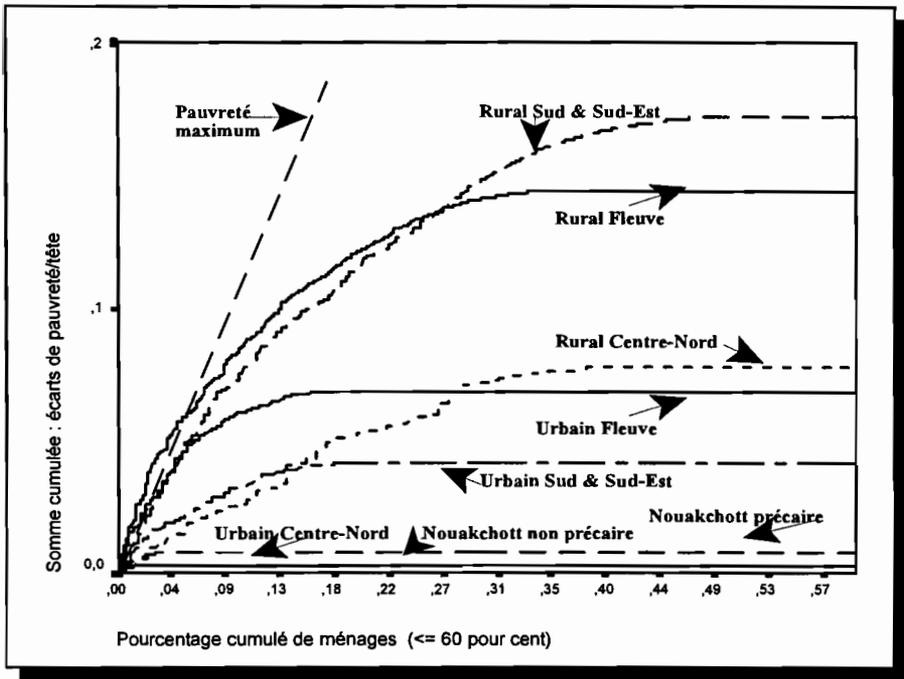


Figure 3.4 : Courbes TIP - élasticité-taille = 1 - selon les régions et le milieu - Mauritanie 1995-96

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

Ainsi, en Mauritanie, le test de dominance, par rapport à une ligne de pauvreté de 40 402 ouguiyas par tête et par an déterminée par l'approche du coût des besoins de base, semble mettre en évidence une certaine robustesse quant aux différences spatiales de pauvreté. Alors que la pauvreté est, en

Tableau 3.4 : Conditions de robustesse de la pauvreté spatiale relative – e = 1 – par rapport à Nouakchott non précaire – Mauritanie 1995-96

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

(1) Z_{α} est déterminé directement à partir des données. L'interpolation linéaire est effectuée lorsque le taux de pauvreté d'une région ou d'un milieu donné ne correspond pas exactement au taux de pauvreté de la zone de base – Nouakchott non précaire ; (2) $\lambda_{\alpha} = Z_{\alpha} / Z_0$, ou $Z_0 = 40 402$ ouguiyas.

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

moyenne, plus élevée en milieu rural que dans les zones urbaines – quels que soient les sous-groupes sectoriels considérés –, l'analyse de dominance de deuxième ordre suggère une relative robustesse quant à l'homogénéité des faibles niveaux de vie selon trois groupes principaux. Ces derniers sont, par ordre décroissant de pauvreté, les suivants : (i) le secteur rural du Fleuve et du Sud & Sud-Est ; (ii) les zones urbaines du Fleuve et du Sud & Sud-Est, ainsi que le milieu rural du Centre-Nord ; (iii) Nouakchott et les villes du Centre-Nord. On notera que la prise en compte d'un facteur d'échelle des ménages de 0,55, déterminé à l'aide d'une estimation de la courbe d'Engel, n'a quasiment aucune influence quant aux différences spatiales de pauvreté en Mauritanie⁵⁴. Les configurations des courbes d'incidence et TIP sont comparables à celles présentées aux figures 2.4 et 3.4.

3. Dynamique spatiale de la pauvreté et dominance

L'analyse de la dominance permet également d'appréhender la dynamique spatiale de la pauvreté en Mauritanie. Examinons successivement

⁵⁴ Ce résultat – qui contraste avec les conclusions du chapitre 2 relatif au Burkina Faso –, avait déjà été mis en évidence dans Lachaud [1998a]. Il en est ainsi parce que la dimension des ménages varie peu selon la localisation spatiale. Alors qu'elle était de 5,28 en 1996 pour l'ensemble du territoire, elle est de 5,31 et 5,23, respectivement, en milieux rural et urbain.

les milieux rural et urbain.

1. Dynamique de la pauvreté rurale et dominance

L'analyse de la dynamique de la pauvreté en Mauritanie appelle quelques remarques préliminaires. Premièrement, l'appréhension de l'évolution de la pauvreté est réalisée au cours de la période 1990-96, à l'aide des informations issues des deux enquêtes auprès des ménages précédemment présentées. Bien que la taille des deux échantillons soit sensiblement différente – tableau 4.4 –, une comparaison des niveaux de pauvreté entre 1990 et 1996 est possible. Toutefois, deux aspects méthodologiques doivent être notés. D'une part, la structure des dépenses des ménages a été harmonisée entre 1990 et 1996, l'enquête de 1996 ayant pris en compte les dépenses de logement. De ce fait, on observe un très léger écart entre les indices de pauvreté de 1996 présentés, respectivement, aux tableaux 1.4 et 4.4. D'autre part, la désagrégation spatiale selon les régions et le milieu, utilisée jusqu'à présent, s'étant avérée difficile à partir des données de 1990 – pour diverses raisons, notamment la taille de l'échantillon –, la comparaison est effectuée en prenant en compte des zones agrégées. Ainsi, le secteur rural est scindé entre le «Rural Fleuve» et le «Rural autre», tandis que pour les agglomérations, la distinction est opérée entre la capitale, «Nouakchott», et les «Autres villes». Deuxièmement, les seuils de pauvreté utilisés sont ceux qui ont été précédemment spécifiés. Celui de 1990 a été déterminé par la méthode du coût des besoins de base – 26 674 ouguiyas dans le Rural autre, les dépenses réelles de 1990 étant ajustées selon le déflateur des lignes de pauvreté de 1990 –, tandis que la ligne de pauvreté de 1996 a été obtenue en ajustant celle de 1990 avec le taux d'inflation de 40,9 pour cent entre 1990 et 1996.

Le tableau 4.4 montre que, a priori, la pauvreté en Mauritanie a sensiblement diminué entre 1990 et 1996, puisque, pour l'ensemble du pays, tous les indices $FGT(\alpha=0,1,2)$ ont une valeur beaucoup plus faible en 1996 qu'en 1990. Par exemple, le ratio de pauvreté est passé de 41,5 pour cent en 1990 à 27,0 pour cent en 1996, soit une réduction annuelle moyenne de 8,2 pour cent⁵⁵. Ce différentiel d'évolution de la pauvreté – croissant avec le coefficient d'aversion pour la pauvreté –, par ailleurs mis en évidence, comme le montre la figure A1.4 en annexe⁵⁶, apparaît logique. En effet, entre 1990

⁵⁵ Ou une baisse de 34,9 pour cent.

⁵⁶ Lachaud [1999a], chapitre 4. Toutefois, l'étude montre que l'évolution nationale de la pauvreté en Mauritanie dépend du seuil de pauvreté adopté. Par exemple, en prenant en

Tableau 4.4 : Indicateurs de pauvreté – e = 1 – selon les régions et le milieu et statistique η testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté selon les groupes considérés – Mauritanie 1990-96

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

(1) Ligne de pauvreté de 26 674 ouguiyas dans le «Rural autre», les dépenses réelles de 1990 étant ajustées selon le déflateur des lignes de pauvreté de 1990 – voir les notes du tableau 1.4 ; (2) Ligne de pauvreté de 40 402 ouguiyas dans le «Rural autre» obtenue en ajustant la ligne de 1990 avec le taux d'inflation de 40,9 pour cent entre 1990 et 1996 – voir les notes du tableau 1.4. Par ailleurs, les dépenses de logement sont exclues en 1996 afin d'assurer la comparaison des dépenses entre les deux périodes. Les dépenses réelles de 1996 sont ajustées selon le déflateur des lignes de pauvreté de 1990 ; (3) Voir la note (2) du tableau 1.4 ; (4) Une étoile (*) signifie que les écarts de pauvreté sont significatifs à 5 pour cent. Les valeurs de η pour les échantillons n_1 et n_2 et les mesures P_1^* et P_2^* de la pauvreté sont calculées selon

$$\eta = (P_1^* - P_2^*) / \text{SE}(P_1^* - P_2^*), \text{ où l'erreur type de } (P_1^* - P_2^*) \text{ SE}(P_1^* - P_2^*) = \sqrt{(\sigma_1^2 / n_1 + (\sigma_2^2 / n_2))} \quad . \text{ On note que } \sigma_1$$

= $se_1 \cdot \sqrt{n_1}$, où se_1 = erreur type de l'échantillon n_1 .

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

et 1996, la forte croissance économique – 4,8 pour cent par an – aurait été à l'origine d'une progression annuelle du niveau de vie par habitant de 1,9 pour cent⁵⁷. De plus, une étude récente a montré, en combinant les élasticités de la pauvreté et les données sur les comptes nationaux, qu'entre 1990 et 1995-96 l'indice P0 de pauvreté aurait été réduit de 7,4 pour cent par an⁵⁸. Dans ces

considération le seuil équivalent à 370 dollars – comme cela est couramment fait dans ce pays –, la réduction de la pauvreté entre 1990 et 1996 ne serait que de 19,8 pour cent.

⁵⁷ Lachaud [1998b].

⁵⁸ Lachaud [1997b]. Mais, l'étude montre que la cohérence est plus forte pour les approches liées à un seuil de pauvreté fixé assez bas.

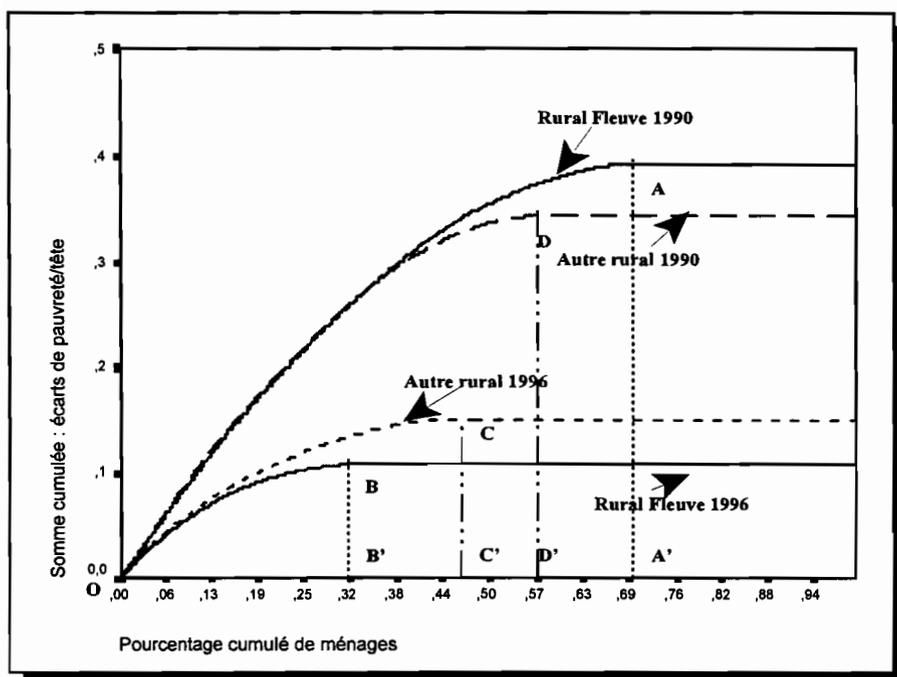


Figure 4.4 : Courbes TIP - élasticité-taille = 1 - selon les régions rurales - Mauritanie 1990-96

conditions, les résultats des deux options analytiques – méthode des élasticités et comparaison de deux enquêtes – semblent cohérents. Ajoutons que la statistique η présentée au tableau 4.4 confirme le différentiel significatif de pauvreté nationale entre les deux dates.

S'agissant du secteur rural, plusieurs observations peuvent être avancées. Premièrement, le tableau 4.4 montre – outre un différentiel rural-urbain important, tant en 1990 qu'en 1996 – une réduction statistiquement significative de la pauvreté rurale en Mauritanie entre 1990 et 1996, quel que soit l'indice pris en compte. Pour l'ensemble du secteur rural, elle est de -28,1, -57,3 et -71,6 pour cent, respectivement, pour les FGT($\alpha=0,1,2$), ce qui implique une réduction de la pauvreté croissante avec le coefficient d'aversion pour la pauvreté α . Toutefois, la réduction de la pauvreté n'a pas été homogène selon les régions rurales. En effet, alors que le déclin de la pauvreté est d'autant plus fort que les mesures prennent en considération la situation des plus pauvres, la tendance à la baisse est beaucoup plus nette dans la région du Fleuve que dans les autres zones rurales. Dans la première, le déclin des FGT($\alpha=0,1,2$) est, respectivement, de -54,1, -73,0 et -81,8 pour

cent, contre -16,9, -50,8 et -67,5 pour cent⁵⁹. Toutes les statistiques η confirment non seulement la réduction significative des écarts de pauvreté, quelle que soit la région prise en compte, mais également les changements quant à la structure spatiale de la pauvreté. Alors qu'en 1990 la pauvreté du Rural Fleuve était supérieure à celle des autres zones rurales – bien que seule la statistique η du FGT($\alpha=0$) soit significative –, l'inverse prévaut en 1996, les écarts entre régions étant à présent statistiquement significatifs.

Deuxièmement, le test de dominance de deuxième ordre, présenté à la figure 4.4, confirme et spécifie les résultats précédemment avancés. D'une part, la comparaison des courbes TIP des régions deux à deux met en évidence la dynamique régionale de la pauvreté rurale en Mauritanie. Tout d'abord, les écarts entre 1990 et 1996 quant à la longueur par rapport à h et à la hauteur des courbes TIP inhérents à une région, visualisent l'évolution des dimensions incidence et profondeur de la pauvreté. Par exemple, s'agissant de la région du Fleuve, $OB' < OA'$ signifie que le ratio de pauvreté de 1996 est inférieur à celui de 1990. De même, au cours de cette période, la réduction de FGT($\alpha=1$) apparaît avec $BB' < AA'$. Cependant, le fait que l'on ait $C'D' < A'B'$ montre bien que la baisse de l'incidence de la pauvreté a été plus forte pour le Rural Fleuve que pour le Rural autre, tout comme l'existence d'un écart positif $[(AA' - BB') - (DD' - CC')]$ implique une réduction plus intense de la profondeur de la pauvreté pour la première zone, comparativement à la seconde. Ensuite, alors qu'en 1996 les écarts de pauvreté par personne pauvre des deux régions sont relativement comparables – les pentes OB et OC étant assez proches –, en 1990 ces ratios étaient les plus importants pour le Rural autre. D'autre part, la position des courbes TIP met clairement en évidence la dominance des distributions relatives. En effet, la figure 4.4 montre non seulement que les TIP_{1990} dominent les TIP_{1996} , mais également une inversion des positions relatives des TIP inhérentes aux régions lorsque l'on passe de 1990 à 1996. Rappelons que les différentes lignes de pauvreté utilisées – 26 674 et 40 402 ouguiyas, respectivement, en 1990 et 1996 – sont supposées refléter les différences de coût de la vie entre les deux dates, ce qui équivaut à normaliser les distributions de revenu et à appliquer une seule ligne de pauvreté. Ainsi :

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

⁵⁹ Pour la région du Fleuve, le taux annuel de réduction des FGT($\alpha=0,1,2$) est, respectivement, de 14,4, 23,0 et 28,9 pour cent, contre 3,5, 13,4 et 20,1 pour cent pour les autres régions.

Tableau 5.4 : Robustesse de la pauvreté spatiale relative – e = 1 – intertemporelle – Mauritanie 1990-96

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

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

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

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

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

pour toutes les lignes de pauvreté $z' \leq 40\ 402$ et pour toutes les mesures $Q \subseteq Q$. En d'autres termes, la dominance des courbes TIP rurales en termes d'écart de pauvreté normalisés est équivalente à un classement de la pauvreté sans ambiguïté pour tous les indices appartenant à Q , et pour toutes les lignes de pauvreté équivalent au plus à 40 402 ouguiyas par tête et par an. Ainsi, si la pauvreté rurale a diminué en Mauritanie entre 1990 et 1996⁶⁰, sa structure régionale a changé. Contrairement à ce qui prévalait en 1990, la pauvreté des zones rurales du Fleuve est à présent moins élevée, comparativement aux autres régions rurales.

Troisièmement, le tableau 5.4 donne une idée de la robustesse des

⁶⁰ Un résultat qui n'est cependant pas confirmé par l'approche des élasticités. Lachaud [1997b].

conclusions quant à la dynamique spatiale de la pauvreté entre 1990 et 1996. Il indique l'ampleur de la variation de la ligne de pauvreté en 1996 afin d'obtenir la même incidence qu'en 1990. En général, la variation selon les régions est comprise entre 19,1 et 59,6 pour cent, soit une évolution du déflateur intertemporel allant de 26,9 et 84,0 pour cent. Par exemple, dans le Rural Fleuve, le tableau 5.4 montre qu'il serait nécessaire d'avoir une ligne de pauvreté de 64 482 ouguiyas en 1996 – au lieu de 40 402 ouguiyas – pour obtenir la même incidence de la pauvreté FGT(0) qu'en 1990 – 69,8 pour cent –, soit une variation de 59,6 pour cent. Or, en 1990, la ligne de pauvreté équivaut à 28674 ouguiyas, soit une variation de 124,9 pour cent – $[1 - (64482/28674)]$. De ce fait, $\Delta DP = \Delta DPT - 40,9 = 84,0$ pour cent. En d'autres termes, si, pour assurer la comparaison des dépenses réelles entre 1990 et 1996, on prenait en compte un déflateur des prix excédant de 84 points de pourcentage celui qui a été en fait utilisé, l'incidence de la pauvreté du Rural Fleuve en 1996 serait au plus égale à celle qui prévalait dans la même région en 1990. Dans le Rural autre, un résultat analogue serait obtenu avec une variation du déflateur de 26,9 points de pourcentage. En moyenne, pour le secteur rural, la dynamique de la pauvreté précédemment décrite n'est pas altérée lorsque le déflateur est augmenté de 51,9 points de pourcentage ou que la ligne de pauvreté en 1996 est accrue de 36,8 pour cent.

2. Dynamique de la pauvreté urbaine et dominance

L'examen de la dynamique de la pauvreté urbaine appelle plusieurs commentaires. En premier lieu, le tableau 4.4 suggère, quelle que soit la mesure prise en considération, une réduction statistiquement significative de la pauvreté urbaine en Mauritanie entre 1990 et 1996, cette baisse étant croissante avec le coefficient d'aversion pour la pauvreté α , et plus forte que pour le secteur rural. En effet, pour l'ensemble du milieu urbain, elle est de -65,5, -79,5 et -87,2 pour cent, respectivement, pour les FGT($\alpha=0,1,2$). En réalité, comme pour le milieu rural, la réduction de la pauvreté urbaine est hétérogène selon les villes. Ainsi, la réduction des mesures de la pauvreté en pourcentage est environ deux fois plus élevée dans la capitale que dans les autres centres urbains⁶¹. Toutes les statistiques η confirment la réduction significative des écarts de pauvreté, quelle que soit les agglomérations considérées, ainsi que la stabilité de la structure spatiale de la pauvreté – en 1990 et 1996, la pauvreté des villes secondaires demeure plus élevée que

⁶¹ Pour la capitale, le taux annuel de réduction des FGT($\alpha=0,1,2$) est, respectivement, de 29,4, 37,9 et 43,3 pour cent, contre 11,5, 21,1 et 29,4 pour cent pour les autres villes.

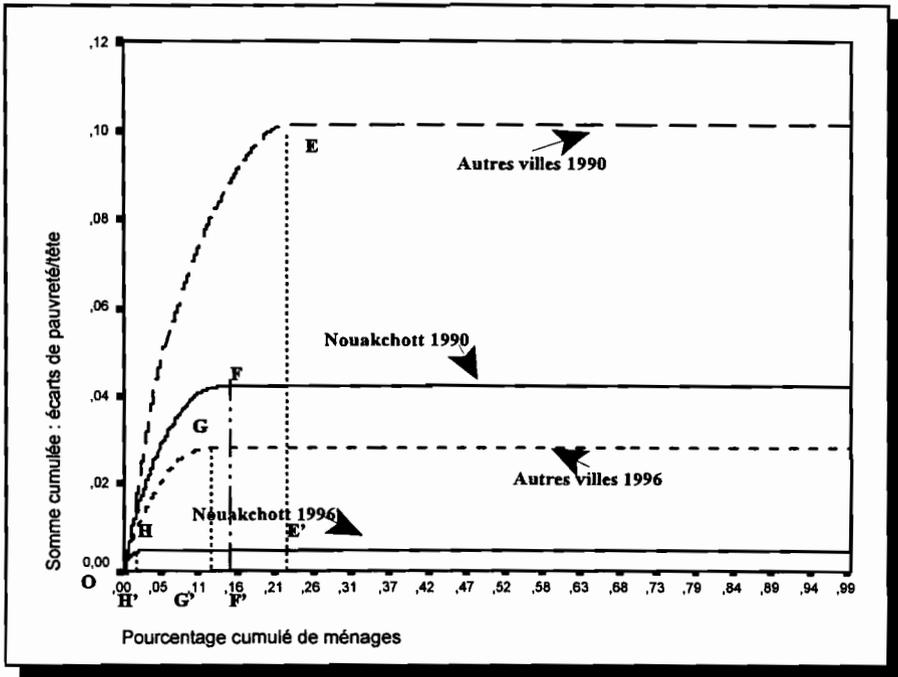


Figure 5.4 : Courbes TIP – élasticité-taille = 1 – selon le milieu urbain – Mauritanie 1990-96

celle de Nouakchott.

En deuxième lieu, le test de dominance de deuxième ordre à l'aide des courbes TIP – figure 5.4 – suggère d'autres éléments d'analyse, et renforce les résultats du tableau 4.4. Tout d'abord, la configuration des courbes TIP met en évidence la dynamique urbaine de la pauvreté en Mauritanie. Les écarts entre 1990 et 1996 quant à la longueur par rapport à h et à la hauteur des courbes TIP inhérents à une zone urbaine, spécifient l'évolution des dimensions incidence et profondeur de la pauvreté. Sans aucun doute, le fait que l'on ait $OE' > OG'$ et $OF' > OH'$ implique une réduction de l'incidence de la pauvreté, bien que, contrairement au secteur rural, la zone où les mesures de la pauvreté ont été les plus réduites *en pourcentage* – Nouakchott – n'exhibe pas les plus fortes réductions en *valeur absolue*. Par exemple, on a $E'G' = F'H'$. Il en est de même pour la profondeur de la pauvreté lorsque l'on compare les variations en pourcentage et les écarts ($EE' - GG'$) et ($FF' - HH'$). Ensuite, on notera que les écarts de pauvreté par personne pauvre des deux centres urbains ont été sensiblement réduits, comme l'indique la comparaison des pentes OE et OG , d'une part, et OF et OH , d'autre part. Enfin, la position de courbes TIP montre que l'on a la relation suivante :

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

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

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

pour toutes les lignes de pauvreté $z' \leq 40\,402$ et pour toutes les mesures $Q \in \mathcal{Q}$. En d'autres termes, la dominance des courbes TIP urbaines en termes d'écarts de pauvreté normalisés est équivalente à un classement de la pauvreté sans ambiguïté pour tous les indices appartenant à \mathcal{Q} , et pour toutes les lignes de pauvreté équivalent au plus à 40 402 ouguiyas par tête et par an. Par conséquent, la pauvreté urbaine a non seulement diminué en Mauritanie entre 1990 et 1996⁶², mais sa structure selon les grands types d'agglomération est demeurée stable.

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

Ainsi, la configuration des courbes TIP assure que la pauvreté rurale et urbaine a été réduite entre 1990 et 1996. Par ailleurs, entre ces deux dates, les mesures FGT($\alpha=0,1,2$) ont davantage diminué en termes relatifs dans le secteur urbain, comparativement au secteur rural, alors que l'inverse prévaut en termes absolus. De plus, la structure régionale de la pauvreté rurale est altérée – la région du Fleuve devenant relativement pauvre –, alors que

⁶² Un résultat qui est confirmé par l'approche des élasticités. Lachaud [1997b].

l'ampleur relative de la pauvreté est toujours la plus faible à Nouakchott, par rapport aux villes secondaires⁶³.

Conclusion

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

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

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

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

⁶³ Naturellement, le graphe des courbes TIP pour chaque année montrerait, dans chaque cas, la dominance des TIP rurales sur les TIP urbaines.

5. Les déterminants de la réduction de l'inégalité et de la pauvreté en Mauritanie

En Afrique subsaharienne, l'ampleur et la persistance de la précarité du bien-être¹ affaiblissent les chances d'atteindre les objectifs de développement internationaux², et appellent, sans délai, l'élaboration systématique de stratégies ayant la capacité de réduire les différentes dimensions de la pauvreté. En même temps, un tel programme – partiellement mis en oeuvre dans certains pays – exige, préalablement au choix des actions publiques visant à avoir un impact maximum sur le niveau de vie des populations, une solide appréhension du profil et des déterminants de la pauvreté et de l'inégalité.

A cet égard, malgré la multiplicité des facteurs empêchant les individus ou les ménages de sortir de la pauvreté – aux niveaux macro, meso et micro –, et leur spécificité, notamment selon la nature du déficit de progrès social appréhendé – pauvreté monétaire ou non monétaire, pauvreté chronique ou transitoire, exclusion sociale, vulnérabilité, etc. – et les pays ou régions considérés – par exemple, importance des chocs macro-économiques en Asie, prédominance d'une pauvreté rurale structurelle en Afrique –, la modélisation micro-économique des déterminants de la pauvreté et de l'inégalité apparaît une voie de recherche pertinente en termes de politiques économiques³.

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

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

³ Pudney [1999] émet des réserves quant à la fécondité des approches paramétriques.

Certes, en Afrique, la nature des informations disponibles limite considérablement les potentialités de cette option méthodologique – bien que des progrès substantiels aient été réalisés au cours des quinze dernières années. En effet, d'une part, la rareté des enquêtes de panel conduit à privilégier l'identification des facteurs de la pauvreté à un moment donné⁴, en procédant, éventuellement, lorsque plusieurs investigations statistiques sont disponibles, à des comparaisons dans le temps⁵, et, d'autre part, la fragilité des informations inhérentes aux revenus⁶ rend difficile tout exercice de micro-simulation fondé sur la décomposition des sources de rémunérations dans le temps – par exemple, en endogénéisant les gains du travail et les décisions de participation et d'éducation⁷. Dans ces conditions, la modélisation des facteurs de la dynamique de la pauvreté en Afrique implique, la plupart du temps, le recours à des approches permettant d'éviter ces contraintes informationnelles. Dans cette optique, l'une des spécifications possibles des déterminants de l'évolution de la pauvreté et de l'inégalité dans le temps, consiste à opérer une décomposition des écarts de bien-être des ménages entre deux ou plusieurs dates, en mettant en évidence les effets sur le niveau de vie liés aux changements des caractéristiques des ménages et des rendements⁸. En outre, cette approche autorise une décomposition conditionnelle des sources de l'inégalité des ménages au cours de chaque période considérée.

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

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

⁵ Canagaradjah, Mazumdar, Ye [1998].

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

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

⁸ Cette approche, largement utilisée pour analyser la discrimination économique sur le marché du travail, a été mise en oeuvre pour décomposer les écarts de salaires dans le temps en Côte d'Ivoire – Lachaud [1994]. Wodon [1999a] a recouru également à cette méthode pour décomposer les écarts de bien-être au cours de plusieurs périodes au Bangladesh.

sources de variation de l'inégalité de la consommation par tête des ménages.

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

1. Le contexte macro-économique

L'économie mauritanienne, dont le produit national brut par habitant en 1998 est estimé à 410 dollars⁹, est marquée par le clivage entre un secteur traditionnel intensif en main-d'œuvre et un secteur moderne, très capitalistique et tributaire des importations, englobant essentiellement les mines, la pêche industrielle et l'agriculture irriguée. En 1997, l'agriculture employait la majeure partie de la population active – 55,2 pour cent –, alors que l'industrie et le secteur tertiaire occupaient, respectivement, 10,2 et 34,6 pour cent de cette dernière¹⁰. Néanmoins, la contribution productive du secteur rural au PIB demeure peu élevée – 24,8 pour cent en 1998¹¹ –, ce qui est probablement une indication de la faible productivité de ce secteur. Par conséquent, le secteur tertiaire constitue la source majeure de création de richesses – près de 45,7 pour cent du PIB –, le secteur industriel contribuant quant lui à 29,5 pour cent du PIB. En outre, cette fragile structure de l'économie mauritanienne est encore accrue par un environnement physique peu favorable – en particulier la sécheresse –, une croissance démographique excessive – 2,5 pour cent – qui exacerbe le processus de migration des zones rurales vers le milieu urbain¹², et une forte dépendance à l'égard de l'extérieur en termes d'investissements.

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

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

¹⁰ Calcul effectué à partir de Banque mondiale [1999c].

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

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

visait à renforcer la compétitivité des exportations et à réduire l'absorption extérieure, à consolider les réformes structurelles en encourageant le secteur privé par le biais d'un cadre incitatif de prix, législatif et réglementaire adéquat, à alléger la dette extérieure et à réformer le système bancaire. A la fin de 1995, les progrès accomplis étant encourageants¹³, le gouvernement a décidé de maintenir les orientations fondamentales de la politique macro-économique. De ce fait, pour la période 1996-98, les objectifs du programme d'ajustement prévoyaient une croissance économique annuelle de 4,8 pour cent, un taux d'inflation de 3 pour cent, une réduction du déficit extérieur à 4,3 pour cent du PIB en 1998 et un accroissement des réserves de change¹⁴.

En réalité, les performances de l'économie mauritanienne au cours des années 1980-96 ont fait apparaître trois phases¹⁵. Tout d'abord, dans la première moitié des années 1980, la croissance économique négative, combinée à une forte augmentation de la population, a induit une baisse du niveau de vie par habitant de près de 10 pour cent par an. Ensuite, entre 1985 et 1989, la croissance économique moyenne - 3,1 pour cent annuellement - parvient juste à contrebalancer l'évolution démographique, et permet au revenu par habitant de progresser en moyenne de 0,2 pour cent par an. Enfin, au cours des années 1990-96, la forte croissance économique - 4,8 pour cent par an - est à l'origine d'une progression annuelle du niveau de vie de 1,9 pour cent. Ce résultat est comparable à la croissance annuelle de la dépense par tête des ménages sur la même période - 1,8 pour cent¹⁶. Les tendances économiques de cette troisième phase se sont, en grande partie, maintenues

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

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

¹⁵ Lachaud [1997c].

¹⁶ Aux prix de 1996, la dépense par tête des ménages de 1990 est estimée à 80587 ouguiyas, alors que pour 1995-96, elle s'élève à 88094 ouguiyas. Il est à remarquer que les comptes nationaux font apparaître un différentiel spatial quant à la création des richesses. Bien que la chute de la production ait été la plus importante dans le secteur primaire entre 1980 et 1985, les performances économiques des autres secteurs semblent avoir été moins bonnes par la suite. De ce fait, compte tenu du différentiel des taux de croissance démographique, le niveau de vie a constamment décliné en milieu urbain au cours des années 1980-96, alors qu'il progressait approximativement de 5 pour cent par an dans les zones rurales. En réalité, la comparaison des données des enquêtes de 1990 et 1996 - ratio de bien-être au tableau 1.5 - ne confirme pas cette analyse.

au cours des années récentes, bien que les performances macro-économiques pour la période 1996-98 demeurent légèrement en deçà des prévisions effectuées au milieu des années 1990¹⁷. En effet, le taux de croissance du produit intérieur brut a été de 4,5 et 3,5 pour cent, respectivement, en 1997 et 1998, ce qui a induit une progression du niveau de vie par habitant de 2,2 et 1,7 pour cent pour ces deux années. Par ailleurs, le déficit budgétaire a été ramené de 4,5 à 2,5 pour cent du PIB entre 1997 et 1998. Néanmoins, le taux d'inflation a sensiblement augmenté entre ces deux dates – 4,5 et 8,0 pour cent, respectivement, en 1997 et 1998 –, tandis que le solde du compte courant passait d'un excédent de 11 millions de dollars en 1997 à un déficit de 24 millions de dollars – respectivement, 1,0 et -2,4 pour cent du produit national brut. Ce contexte macro-économique explique probablement la réduction de l'inégalité et de la pauvreté au cours de la période 1990-96.

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

L'évolution de l'inégalité et de la pauvreté en Mauritanie est appréhendée à l'aide des informations inhérentes à deux enquêtes auprès des ménages réalisées par l'Office national de la statistique : l'enquête sur les conditions de vie des ménages de 1990 et l'enquête intégrale de 1995-96¹⁸. Le tableau 1.5 affiche les indicateurs de pauvreté, de bien-être et d'inégalité des ménages, selon le milieu et les régions, au cours de la période 1990-96, et complète les informations présentées au tableau 1.4 du chapitre 4. Il suggèrent plusieurs observations¹⁹.

En premier lieu, il apparaît que l'inégalité de la consommation réelle par tête des ménages a diminué en Mauritanie entre 1990 et 1996. En effet, au cours de cette période, l'indice de Gini *des ménages* est passé de 0,567 à 0,481, soit une baisse de 17,9 pour cent – 2,8 pour cent annuellement. En outre, la baisse de l'indice de Gini s'observe à la fois dans les milieux rural et urbain, et quelles que soient les régions et les agglomérations. Toutefois, la réduction de l'inégalité de la consommation réelle par tête des ménages a été un peu plus forte dans le milieu rural que dans les villes. En effet, la valeur de l'indice de Gini a été réduite de 18,1 points dans le secteur rural, contre 14,5 points dans les villes. Par ailleurs, le tableau 1.5 montre qu'entre 1990 et 1996 la réduction de l'inégalité rurale a été la plus accentuée dans la

¹⁷ http://www.worldbank.org/data/countrydata/aag/mrt_aag.pdf.

¹⁸ Voir l'introduction.

¹⁹ Il est à souligner que les indicateurs de consommation des ménages ont été homogénéisés pour les deux enquêtes. Par ailleurs, la consommation est déflatée selon les différentes lignes de pauvreté régionale. Lachaud [1999b].

région du Fleuve, tandis que l'inégalité urbaine a surtout diminué dans la capitale, Nouakchott. Il est à remarquer également que, quelles que soient les disparités d'évolution spatiale de l'indice de Gini, l'inégalité intra-groupe demeure la plus élevée dans le milieu urbain. Ainsi, même si l'évolution considérée fait référence à un laps de temps relativement court – 6 années –, et ne peut exclure la possibilité d'erreurs de mesure inhérentes aux investigations empiriques, il est probable que l'inégalité de la consommation réelle par tête a été réduite entre 1990 et 1996 en Mauritanie, une période où, rappelons-le, la progression annuelle du PIB a été proche de 5 pour cent. Bien que partiel et limité dans le temps, un tel résultat tendrait à ne pas conforter l'idée d'une stabilité de l'inégalité intra-pays²⁰.

En deuxième lieu, le tableau 1.5 met également en évidence une progression du ratio de bien-être – consommation réelle par tête divisée par la ligne de pauvreté – et une réduction de la pauvreté. Dans la mesure où cette dynamique a été par ailleurs explicitée²¹, les besoins de la présente analyse nécessitent seulement la mise en relief des aspects les plus importants.

Premièrement, sur un plan méthodologique, il importe de souligner que la ligne de pauvreté pour 1990, élaborée par la méthode du coût des besoins de base, fait référence à un seuil de 28 674 ouguiyas par personne, ce dernier étant comparé à la valeur de la *consommation réelle par tête* – consommation *nominale* par tête déflatée par rapport aux lignes de pauvreté calculées pour chaque région. Pour 1996, l'ajustement des seuils de pauvreté de 1990, en considérant un taux d'inflation de 40,9 pour cent au cours de la période 1990-96, et la normalisation des dépenses par rapport au «rural autre», ont conduit à utiliser une ligne commune de pauvreté de 40 402 ouguiyas. Une approche alternative consiste à évaluer des ratios de bien-être en divisant, pour chacune des années, la consommation nominale par tête par les seuils spécifiques – régionaux – de pauvreté²². Ces ratios sont utilisés dans la présente étude.

Deuxièmement, le tableau 1.5 indique une réduction de l'incidence de la pauvreté parmi les ménages en Mauritanie de 14,5 points, soit une baisse

²⁰ Il, Squire, Zou [1998]. Toutefois, cette étude mentionne quelques pays où la variation de l'inégalité est importante – par exemple, 3 pour cent d'augmentation annuelle pour la Chine entre 1947 et 1994.

²¹ Lachaud [1999b] et chapitre 4.

²² On peut également déterminer le ratio de bien-être de 1990 en divisant la consommation réelle de 1990 – obtenue en déflatant les dépenses nominales par les lignes de pauvreté régionales – par le seuil de pauvreté de 28 674 ouguiyas. De même, le ratio de bien-être de 1996 peut être généré en divisant la valeur de la consommation réelle de 1996 par le seuil de pauvreté de 40 402 ouguiyas.

Tableau 1.5 : Indicateurs de pauvreté, de bien-être et d'inégalité des ménages¹ – Mauritanie 1990-96

Milieu	Rural			Urbain			Total
	Rural Fleuve	Autre rural	Ensemble	Nouakchott	Autres villes	Ensemble	
1990							
Indicateurs de pauvreté - ménages¹							
P0	0,689	0,579	0,606	0,137	0,228	0,175	0,415
P1	0,392	0,343	0,355	0,043	0,101	0,067	0,228
P2	0,277	0,255	0,260	0,020	0,065	0,039	0,163
Ratio de bien-être²							
RW	0,932	1,461	1,328	3,609	3,421	3,532	2,331
Indicateur d'inégalité							
Gini	0,494	0,535	0,534	0,506	0,540	0,519	0,567
<i>Inégalité intra-groupe³</i>	0,087	0,441	0,166	0,305	0,215	0,358	-
<i>Indicateur de stratification⁴</i>	0,038	0,044	-0,065	0,090	-0,086	0,917	-
N	201	601	802	395	275	670	1472
1996							
Indicateurs de pauvreté - ménages¹							
P0	0,316	0,482	0,436	0,024	0,124	0,060	0,270
P1	0,106	0,169	0,151	0,004	0,031	0,014	0,091
P2	0,050	0,083	0,074	0,001	0,012	0,005	0,043
Ratio de bien-être²							
RW	1,479	1,324	1,367	4,032	3,001	3,658	2,379
Indicateur d'inégalité							
Gini	0,322	0,384	0,353	0,360	0,404	0,374	0,481
<i>Inégalité intra-groupe³</i>	0,170	0,181	0,101	0,206	0,173	0,274	-
<i>Indicateur de stratification⁴</i>	0,052	-0,097	0,304	0,262	-0,103	0,319	-
N (pondéré)	528	1375	1902	959	546	1505	3407

(1) Ménages dont le chef a 15 ans et plus ; (2) Incidence – P0 –, profondeur – P1 – et inégalité – P2 – de la pauvreté. Les lignes de pauvreté par région pour 1996 sont issues de celles de 1990 – calculées par la méthode du coût des besoins de base : 28674, 27322, 32400 et 35791 ouguiyas par tête et par an, respectivement, dans le «Rural autre», le «Rural fleuve», les «Autres villes» et «Nouakchott» – et ajustées par le taux d'inflation de 40,9 pour cent entre 1990 et 1996 : 40 402, 38 498, 45 651 et 50 430 ouguiyas par tête et par an, respectivement, dans le «Rural autre», le «Rural fleuve», les «Autres villes» et «Nouakchott». Les dépenses réelles des ménages selon les zones rurale et urbaine ont été calculées en appliquant les coefficients régionaux suivants : (i) 100 = pays ; (ii) Nouakchott = 1.0003 ; (iii) autres villes = 1 0054 ; (iv) fleuve = 1.0396 ; (v) autre rural = 1.0741. Par ailleurs, les dépenses réelles ont été déflatées par les seuils de pauvreté, la base étant la région «Rural autre» – Lachaud [1999] ; (2) Ouguiyas. Pour une année donnée, le ratio de bien-être – RW – est le rapport entre l'indicateur de consommation réelle par tête et la valeur réelle du seuil de pauvreté. Par ailleurs, le ratio est calculé pour les ménages dont la consommation par tête est positive ; (3) Gini de la région multiplié par la part de la consommation par tête de la région dans le milieu, rural ou urbain – voir premier membre de l'équation [1] ; (4) Voir deuxième membre de [1].

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

annuelle de P0 de 3,5 pour cent²³. En effet, la valeur de P0 – proportion de

²³ Les erreurs asymptotiques ne sont pas affichées, mais l'hypothèse nulle – la mesure de la pauvreté est nulle – est rejetée pour toutes les mesures de la pauvreté. Voir sur ce point Lachaud [1999c].

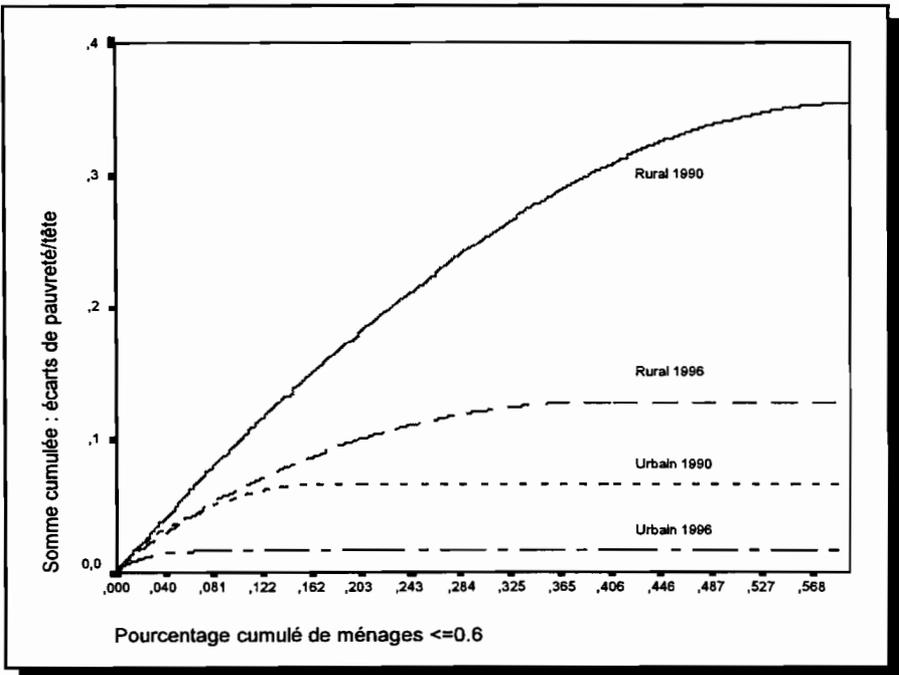


Figure 1.5 : Courbes TIP – élasticité-taille = 1 – selon le milieu et l’année – Mauritanie 1990-96

ménages pauvres – est passée de 41,5 à 27,0 pour cent. En outre, on constate que la profondeur et l’irrégularité de la pauvreté ont également diminué entre 1990 et 1996. Par exemple, l’écart de pauvreté P1 est passé de 22,8 à 9,1 pour cent de la ligne de pauvreté. En fait, si pour l’ensemble du pays, tous les indices $FGT(\alpha=0,1,2)$ ont une valeur beaucoup plus faible en 1996 qu’en 1990, ce différentiel d’évolution de la pauvreté apparaît croissant avec le coefficient d’aversion α . Par ailleurs, le tableau 1.5 suggère, outre un important différentiel rural-urbain de pauvreté, tant en 1990 qu’en 1996, une réduction significative de la pauvreté rurale en Mauritanie au cours de la période considérée, quel que soit l’indice pris en compte. Pour l’ensemble du secteur rural, elle est de -28,1, -57,3 et -71,6 pour cent, respectivement, pour les $FGT(\alpha=0,1,2)$, ce qui implique également une réduction de la pauvreté croissante avec le coefficient d’aversion pour la pauvreté α . Ainsi, alors que 60,6 pour cent des ménages ruraux étaient pauvres en 1990, ce pourcentage n’était plus de 43,6 en 1996. Il faut cependant souligner que la réduction de la pauvreté n’a pas été homogène selon les régions rurales. En effet, bien que le déclin de la pauvreté soit d’autant plus fort que les mesures prennent en considération la situation des plus pauvres, la tendance à la baisse est beaucoup plus nette dans la région du Fleuve que dans les autres zones

rurales. Dans la première, le déclin des FGT($\alpha=0,1,2$) est, respectivement, de -54,1, -73,0 et -81,8 pour cent, contre -16,9, -50,8 et -67,5 pour cent dans les secondes²⁴. En fait, le tableau 1.5 met en évidence des changements quant à la structure spatiale de la pauvreté, puisqu'en 1990 la pauvreté du Rural Fleuve était supérieure à celle des autres zones rurales, alors que l'inverse prévaut en 1996. S'agissant du milieu urbain, une réduction significative de la pauvreté apparaît également en Mauritanie entre 1990 et 1996, cette baisse étant croissante avec le coefficient d'aversion α et plus forte que pour le secteur rural. En effet, pour l'ensemble du milieu urbain, elle est de -65,5, -79,5 et -87,2 pour cent, respectivement, pour les FGT($\alpha=0,1,2$). Par exemple, la proportion de ménages pauvres urbains est passée de 17,5 à 6,0 pour cent. En réalité, comme pour le milieu rural, la réduction de la pauvreté urbaine est hétérogène selon les villes. Ainsi, la réduction des mesures de la pauvreté en pourcentage est environ deux fois plus élevée dans la capitale que dans les autres centres urbains²⁵.

Troisièmement, plusieurs indices suggèrent qu'une telle dynamique de la pauvreté en Mauritanie entre 1990 et 1996 soit plausible. Tout d'abord, soulignons que, d'une part, tous les tests t de l'hypothèse nulle²⁶ liés aux mesures FGT($\alpha=0,1,2$) de la pauvreté impliquent un rejet de cette dernière, et, d'autre part, toutes les statistiques η ²⁷ confirment la réduction significative des écarts de pauvreté, à la fois dans l'espace et dans le temps. Ensuite, l'analyse du contexte macro-économique récent a montré, qu'entre 1990 et 1996, la forte croissance économique – 4,8 pour cent par an – aurait été à l'origine d'une progression annuelle du niveau de vie par habitant de 1,9 pour cent. De plus, une étude récente a indiqué, en combinant les élasticités de la pauvreté et les données sur les comptes nationaux, qu'entre 1990 et 1995-96 l'indice P0 de pauvreté aurait été réduit de 7,4 pour cent par an²⁸. Dans ces conditions, les résultats des deux options analytiques – méthode des élasticités et comparaison de deux enquêtes – semblent cohérents²⁹. Enfin, la

²⁴ Pour la région du Fleuve, le taux annuel de réduction des FGT($\alpha=0,1,2$) est, respectivement, de 14,4, 23,0 et 28,9 pour cent, contre 3,5, 13,4 et 20,1 pour cent pour les autres régions.

²⁵ Pour la capitale, le taux annuel de réduction des FGT($\alpha=0,1,2$) est, respectivement, de 29,4, 37,9 et 43,3 pour cent, contre 11,5, 21,1 et 29,4 pour cent pour les autres villes.

²⁶ La mesure de la pauvreté est nulle.

²⁷ La statistique η teste l'hypothèse nulle que les différences de pauvreté de deux échantillons inhérents aux régions et milieux selon les indices FGT($\alpha \leq 2$) sont statistiquement non significatives. Voir Lachaud [1999c] et chapitre 4.

²⁸ Lachaud [1997c].

²⁹ Bien que l'ampleur de la réduction de P0 soit différente.

mise en oeuvre du test de dominance de deuxième ordre à l'aide des courbes TIP confirme l'importance du différentiel de pauvreté dans l'espace et dans le temps. En effet, le figure 1.5 met clairement en évidence la dominance des distributions des dépenses par tête dans les milieux rural et urbain entre 1990 et 1996, soit : (i) $TIP(\Gamma_{1990, Rural}, p) > TIP(\Gamma_{1996, Rural}, p)$ et ; (ii) $TIP(\Gamma_{1990, Urbain}, p) > TIP(\Gamma_{1996, Urbain}, p)$. Par conséquent, étant donné les distributions des dépenses $\Gamma_{1990, Rural}$, $\Gamma_{1996, Rural}$, $\Gamma_{1990, Urbain}$ et $\Gamma_{1996, Urbain}$, et une ligne commune de pauvreté en termes réels $z=40\ 402$ ouguiyas par tête et par an, la dominance précédemment indiquée est une condition nécessaire et suffisante pour s'assurer que $Q(\Gamma_{1996, Rural} | z') < Q(\Gamma_{1990, Rural} | z')$ et $Q(\Gamma_{1996, Urbain} | z') < Q(\Gamma_{1990, Urbain} | z')$, pour toutes les lignes de pauvreté $z' \leq 40\ 402$ et pour toutes les mesures $Q \subseteq Q$. En d'autres termes, la dominance des courbes TIP rurales et urbaines en termes d'écarts de pauvreté normalisés est équivalente à un classement de la pauvreté sans ambiguïté pour tous les indices appartenant à Q , et pour toutes les lignes de pauvreté équivalent au plus à 40 402 ouguiyas par tête et par an. Naturellement, on montre également que $Q(\Gamma_{1996} | z') < Q(\Gamma_{1990} | z')$, c'est-à-dire que la pauvreté en Mauritanie est plus faible en 1996 qu'en 1990³⁰.

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

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

Premièrement, l'étude récente à laquelle il a été fait allusion précédemment, a montré que les valeurs absolues des élasticités de la pauvreté – notamment, le ratio de pauvreté – par rapport à la consommation par tête et à l'indice de Gini étaient non seulement comparables – respectivement, -2,04 et 1,94 en 1996 pour $P0^{31}$ –, mais s'élevaient lorsque les plus pauvres étaient pris en compte, et s'élevaient entre 1990 et 1996. Dans ces conditions la réduction de l'inégalité et l'élévation des

³⁰ Voir Lachaud [1999c] pour le détail de cette analyse et le chapitre 4.

³¹ La ligne d'extrême pauvreté prise en compte est assez comparable à celle qui prévaut dans la présente étude. Lachaud [1997c].

revenus sont susceptibles d'avoir un impact sur la réduction de la pauvreté.

Deuxièmement, la décomposition de la part relative des effets de croissance et des effets de répartition, selon l'approche de Kakawani et Subbarao, affichée au tableau 2.5, confirme ce point de vue³². Tout d'abord, on constate que la réduction de l'incidence de la pauvreté et de l'extrême pauvreté est essentiellement imputable à la réduction des inégalités de la dépense par tête, toutes choses égales par ailleurs. Cela signifie qu'entre 1990 et 1996, les changements quant à la répartition des revenus ont contribué à réduire la proportion de pauvres et d'extrêmement pauvres³³. Toutefois, l'effet de la réduction de l'inégalité s'affaiblit lorsque la profondeur de la pauvreté est prise en compte. Dans ce cas, environ 70 pour cent de la variation de la pauvreté ou de l'extrême pauvreté sont imputables à la composante liée à la croissance économique. Ce résultat signifie que le processus de croissance économique est susceptible de profiter plus aux très pauvres qu'aux classes moyennes, bien que la réduction des inégalités joue un rôle non négligeable. En définitive, il semble que, dans le cas mauritanien, la réduction de la profondeur de la pauvreté et de l'extrême pauvreté soit surtout imputable à la croissance économique, alors que le déclin du taux de pauvreté - ou de l'extrême pauvreté - est davantage le fait d'une amélioration de la distribution des gains. Quoiqu'il en soit, l'enseignement de cette analyse est qu'un processus de croissance économique qui ne s'accompagne pas d'une réduction des inégalités pourrait avoir un effet limité quant à la réduction de la pauvreté.

Troisièmement, Canagarajah, Mazumdar et Ye ont proposé une décomposition du ratio de pauvreté entre deux dates selon trois composantes : (i) un effet dû à la migration, c'est-à-dire la variation de la population dans chaque secteur ; (ii) un effet dû à la variation des revenus ou de la consommation par tête, et ; (iii) un effet lié à la variation de l'inégalité³⁴. Dans le cas mauritanien, ce type de décomposition – compte tenu de certaines hypothèses

³² Kakwani, Subbarao [1992]. La décomposition selon Ravallion, Datt [1991] donne des résultats comparables.

³³ Les dépenses par tête de 1990 ont été évaluées aux prix de 1996, compte tenu d'un taux d'inflation de 40,9 pour cent entre 1990 et 1996. Par ailleurs, suivant la pratique mauritanienne, les lignes de pauvreté et d'extrême pauvreté sont, respectivement, de 53841 et 40 709 ouguiyas. La prise en compte de ces deux lignes de pauvreté – contrairement à l'approche du tableau 1.5 –, s'explique par l'antériorité de cette analyse par rapport à la détermination du seuil de pauvreté par la méthode du coût des besoins de base. Néanmoins, ce dernier et le seuil d'extrême pauvreté sont assez comparables.

³⁴ Canagarajah, Mazumdar, Ye [1998]. $\Delta \hat{H}_0 = \sum_j S_j (H_{0j}/\hat{H}_0) [\Delta S_j + \Delta K_j - \Delta P_{mj}]$, où \hat{H}_0 = moyenne pondérée des ratios de pauvreté H_{0j} , S_j = part de la population de j , K_j = indice d'inégalité du bas de la distribution, et P_{mj} = dépense moyenne de j .

Tableau 2.5 : Décomposition de la variation de la pauvreté au cours de la période 1990-96 selon les effets de croissance et de distribution – Mauritanie 1990-96¹

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

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

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

simplificatrices³⁵ – montre que plus des quatre cinquièmes de la variation de l'incidence de la pauvreté entre 1990 et 1996 sont dus à la variation de l'inégalité de la consommation par tête, le solde étant quasiment attribuable à l'impact de la croissance des revenus³⁶. Ce résultat tendrait à confirmer l'importance de l'inégalité dans la variation du ratio d'extrême pauvreté présentée au tableau 2.5, et renforce la pertinence d'une analyse des déterminants de l'inégalité.

2. Concepts et méthodes

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

³⁵ Logiquement, K_j n'est ni un indice de Gini, ni un indice d'entropie. Il se réfère à la part de la pauvreté non expliquée par la croissance de la consommation. Dans le cas présent, la décomposition est effectuée en supposant que K_j se réfère aux indices de Gini inhérents aux différentes régions présentés au tableau 1.5. En outre, on suppose que la variation de la population a été de 20,0, 10,0 et 5,0 pour cent, respectivement, à Nouakchott, dans les centres secondaires et en milieu rural entre 1990 et 1995-96.

³⁶ $\Delta S_j = 0,046$, $\Delta K_j = -0,205$ et $\Delta P_{mj} = 0,076$, ce qui induit une variation la pauvreté calculée $\Delta \hat{H}_0$ de -0,235, contre une variation effective de -0,349.

1. Inégalité et stratification du bien-être

L'objectif est de mesurer la contribution des secteurs rural et urbain à l'inégalité nationale, appréhendée à l'aide de l'indice de Gini. Ce dernier n'étant pas additivement décomposable, l'option méthodologique de cette étude se réfère à la décomposition de l'indice de Gini proposée par Yitzhaki et Lerman³⁷, explicitée au chapitre 2 du présent ouvrage³⁸. A cet égard, contrairement aux autres approches suggérées dans la littérature³⁹, le résidu fait référence à un indice de stratification – compris entre -1 et 1 – qui capture la manière dont des sous-groupes d'une population occupent différentes strates dans la distribution d'ensemble. Rappelons seulement que la décomposition de l'indice de Gini par Yitzhaki et Lerman, effectuée en trois étapes, peut être exprimée par l'équation [1].

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

où : (i) S_i = part de la consommation du groupe i dans la consommation totale ; (ii) F_{i*} = rang moyen du ménage dans le groupe i en termes de consommation par tête ; (iii) y_i = consommation moyenne par tête du groupe i ; (iv) y_r = consommation moyenne par tête au niveau national ; (v) P_i = proportion de la population des ménages dans le groupe i ; (vi) Q_i = indice de stratification du groupe i ; (vii) G_i = indice de Gini pour le groupe i , en termes de la covariance entre une variable et le rang de cette variable.

Les trois composantes du membre de droite de [1] représentent successivement : (i) l'inégalité intra-groupe ; (ii) l'impact de la stratification – ou la variation intra-groupe par rapport à l'ensemble des rangs⁴⁰ ; (iii) l'inégalité entre les groupes. A cet égard, Yitzhaki et Lerman observent que ce dernier élément diffère de ceux qui sont dérivés d'autres décompositions de Gini lorsque les revenus ou la consommation des divers sous-groupes d'une population se recourent⁴¹. Il est à remarquer que, dans la présente

³⁷ Yitzhaki, Lerman [1991].

³⁸ Voir les équations [6] à [8], pp.34-36.

³⁹ Voir des références dans Yitzhaki, Lerman [1991].

⁴⁰ Cet élément dépend en partie des termes de la première composante, et en partie de la distribution des rangs.

⁴¹ Par exemple, dans la décomposition de Mookherjee, Shorrocks [1982], chaque groupe est représenté par son revenu moyen alors que son rang est le rangement des revenus moyens des groupes. En d'autres termes, le rang moyen du groupe dépend seulement de son revenu moyen relativement aux revenus moyens des autres groupes. Or, Yitzhaki et Lerman prennent

recherche, la décomposition de l'indice de Gini est effectuée par rapport au ratio de bien-être précédemment explicité. Par ailleurs, il importe de souligner que la décomposition inter-groupes – troisième composante de [1] – suppose que, dans le cas présent, la localisation géographique – rural-urbain – explique à elle seule l'inégalité de la distribution. Or, l'inégalité entre les ménages ruraux et urbains peut résulter d'un différentiel de caractéristiques ou de rémunération des caractéristiques de ces derniers, qui peuvent être spécifiques à leur localisation sectorielle. Par conséquent, *l'inégalité non-conditionnelle* inhérente au troisième élément de [1] peut différer d'une *inégalité conditionnelle* qui tiendrait compte de la spécificité des caractéristiques des ménages et de leurs rendements, en fonction de leur localisation sectorielle⁴².

2. Décomposition des écarts de bien-être

Compte tenu des contraintes méthodologiques précédemment indiquées, l'appréhension des déterminants de l'évolution de la consommation par tête ou de la pauvreté peut être réalisée à partir d'une décomposition des écarts des ratios de bien-être entre 1990 et 1996. Cette approche, par ailleurs utilisée pour décomposer les écarts de salaires dans le temps⁴³ ou mesurer la discrimination selon le genre⁴⁴, est fondée sur la démarche analytique suivante⁴⁵.

Selon une approche habituelle, il est possible d'estimer des équations de niveau de vie des ménages pour chaque année et milieu selon [2] et [3] :

$$\text{Milieu rural : } \text{Log } Y_{Rj} = \Phi'_R X_j + \pi_{Rj} \quad [2]$$

$$\text{Milieu urbain : } \text{Log } Y_{Uj} = \Phi'_U X_j + \pi_{Uj} \quad [3]$$

où $E(\pi) = 0$ pour $_R$ et $_U$. On suppose, a priori, que les rendements des caractéristiques des ménages sont différents selon les milieux rural et urbain, et pour chacune des années, ce que viendront confirmer les tests de Chow –

en compte l'ordre des observations dans la distribution générale en effectuant la moyenne de ces rangs au sein de chaque sous-groupe.

⁴² Ce point est développé par Wodon [1999a].

⁴³ Lachaud [1994] utilise cette approche pour appréhender l'évolution des salaires réels en Côte d'Ivoire entre 1979 et 1989.

⁴⁴ Pour une mesure de l'évolution de la discrimination selon le genre dans les capitales africaines, voir Lachaud [1997c].

⁴⁵ Wodon [1999a] utilise également cette approche.

tableau 3.5. La variable dépendante est le ratio de bien-être des ménages – rapport entre la consommation nominale par tête et les seuils de pauvreté –, tandis que les variables indépendantes, identiques pour les secteurs rural et urbain, prennent en considération : (i) le niveau d'instruction du chef de ménage – base = sans instruction – et les années d'instruction des autres membres du ménage ; (ii) l'âge, le sexe – base = féminin – et le statut matrimonial du chef de ménage – non marié = base ; (iii) la démographie du ménage : nombre de personnes selon la classe d'âge ; (iv) la proportion de personnes employées dans le ménage ; (v) le statut du chef de ménage sur le marché du travail – base = inactif ; (vi) la région – base = autre rural – ou le type d'agglomération – base = petites villes –, respectivement, pour les milieux rural et urbain.

Cette modélisation des déterminants du niveau de vie des ménages, selon le milieu et l'année de l'enquête, appelle plusieurs observations. Premièrement, la modélisation des déterminants du niveau de vie ou de la pauvreté est considérablement simplifiée par rapport à d'autres approches qui ont pu être menées sur ce sujet⁴⁶. En particulier, la participation de chef de ménage au marché du travail est considérée comme exogène. En d'autres termes, l'appartenance à un groupe socio-économique donné est un déterminant potentiel majeur du niveau de vie, alors qu'il est probablement plus réaliste de supposer que les segments du marché du travail reflètent un équilibre au niveau du ménage entre l'offre de travail – via les décisions de consommation – et la demande de travail – via les décisions de production. En fait, cette formalisation simplifiée est, en partie, dictée par la nécessité de comparer les informations dans le temps – donc de spécifier la même structure des équations de régression selon les années – et, en partie, par la nature des données disponibles. Par exemple, les informations quant à l'accès à la terre étaient disponibles pour 1990, mais pas pour 1996⁴⁷.

Deuxièmement, si les équations [2] et [3] peuvent être utilisées pour évaluer l'impact des caractéristiques des ménages – et de celui qui les dirige – sur la consommation du groupe, elle ont également la capacité d'estimer les effets de ces dernières sur la probabilité de pauvreté. En effet, on montre que l'impact d'une variation marginale des caractéristiques continue de X_A pour le secteur urbain, par exemple, est donnée par $-\Phi'_A f(\Phi'_U X_U / \sigma_U) / \sigma_U$, si f est la dérivée première de la fonction de distribution cumulée et σ_U l'erreur type

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

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

de la régression urbaine⁴⁸. Par conséquent, l'impact des caractéristiques des ménages est proportionnel aux paramètres estimés compte tenu des valeurs de f évaluées à la moyenne des échantillons rural et urbain.

Troisièmement, pour un milieu donné, l'écart de consommation des ménages entre 1996 et 1990 peut être décomposé en termes de la différence des logarithmes moyens de la consommation entre ces deux dates, cet écart étant égal à la variation en pourcentage⁴⁹. Par ailleurs, dans la mesure où les termes aléatoires des équations [2] et [3] ont une moyenne nulle, on peut déduire, par exemple pour le secteur urbain, que la différence entre les logarithmes moyens de la consommation de 1996 et 1990 s'exprime selon [4]⁵⁰ :

$$\begin{aligned} \text{Log } Y_{U96} - \text{Log } Y_{U90} = \\ [0,5 (\Phi'_{U96} + \Phi'_{U90}) (X_{U96} - X_{U90})] + \\ [0,5 (X_{U96} + X_{U90}) (\Phi'_{U96} - \Phi'_{U90})] \end{aligned} \quad [4]$$

où X_{U96} et X_{U90} représentent les caractéristiques moyennes des ménages urbains, respectivement, pour 1996 et 1990. Dans ces conditions, le pourcentage de différence de la consommation des ménages entre les deux dates provient de deux sources. D'une part, les différences quant aux valeurs – quantités – des caractéristiques X_{U96} et X_{U90} évaluées selon le premier membre de droite de l'équation [4], et, d'autre part, le différentiel des rémunérations des caractéristiques – y compris l'écart entre les termes constants⁵¹ – estimé par le second membre de [4]⁵². En outre, la décomposition de l'évolution des écarts de bien-être des ménages peut être réalisée pour des sous-groupes de variables considérées dans les équations [2] et [3].

Quatrièmement, cette approche permet d'appréhender l'inégalité intergroupes – urbain-rural – *conditionnelle*, c'est-à-dire l'inégalité entre les ménages tenant compte uniquement de leurs différences par rapport à leur

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

⁴⁹ Par exemple, pour le milieu urbain : $\text{Log } Y_{U96} - \text{Log } Y_{U90} = \text{Log}[1 + (Y_{U96} - Y_{U90})/Y_{U90}] = (Y_{U96} - Y_{U90})/Y_{U90}$.

⁵⁰ Oaxaca [1973] ; Reimers [1983]. Oaxaca, Ramsom [1994].

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

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

localisation sectorielle. En effet, comme cela a été précédemment souligné, la décomposition non-conditionnelle surestime la contribution de la localisation sectorielle des ménages à l'inégalité, dans la mesure où les ménages urbains peuvent avoir de meilleures caractéristiques que leurs homologues ruraux, non- compensées par certaines spécificités (meilleures) de ces derniers. A la suite de Wodon, pour une dimension donnée – par exemple, l'instruction – et pour chaque année au sein des secteurs urbain et rural, il est possible de déterminer l'inégalité conditionnelle inter-groupes des coefficients de Gini sur la base des estimations des équations de régression [2] et [3]. Ainsi, dans le secteur rural R, en dissociant le vecteur des caractéristiques des ménages X en un vecteur G – vecteur des variables binaires des groupes pour lesquels la mesure de l'inégalité conditionnelle doit être réalisée – et un vecteur Z – toutes les autres variables –, [2] peut s'exprimer : $\text{Log } Y_{Rj} = \alpha'_R G_j + \delta'_R Z_j + \pi_{Rj}$. En outre, en considérant les caractéristiques moyennes du secteur rural Z_R , la consommation escomptée des ménages ruraux appartenant au groupe i peut s'exprimer selon [5] :

$$E[\text{Log } Y_R \mid Z_j = Z_R ; G_j = G^i] = \alpha'_R G^i + \delta'_R Z_R \tag{5}$$

où G^i est un vecteur nul sauf pour le ième groupe (égal à 1). Conformément à la procédure de décomposition de Gini selon [1], la valeur escomptée de la consommation des ménages de différents groupe i peut être ordonnée à partir de [5], de manière à déterminer $E(F_{Ri^*})$, le rang moyen du ménage rural dans le groupe i en termes de consommation par tête. De plus, si y_R est le ratio moyen de bien-être du secteur rural, l'inégalité inter-groupes conditionnelle de l'indice de Gini dans le secteur rural $ICGG_R$ peut être déterminée de la même manière que la troisième composante de [1] selon l'équation [6].

$$ICGG_{R(\text{pour groupes } G)} = 2\text{cov} [\text{Exp} (\alpha'_R G^i + \delta'_R Z_R), E(F_{Ri^*})] / E(y_R) \tag{6}$$

3. *Pauvreté et écarts de bien-être*

Après avoir présenté les résultats des estimations économétriques des équations du niveau de vie, la décomposition des écarts de bien-être sera commentée.

1. **Les estimations économétriques**

Les estimations économétriques des équations sectorielles du niveau de vie pour les différentes années sont présentées au tableau 3.5. On rappelle

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

En premier lieu, le milieu rural. L'instruction du chef de ménage et, dans une certaine mesure, des autres membres du groupe influence la consommation par tête des ménages. Certes, en Mauritanie, l'accès à l'instruction demeure limitée en milieu rural, comme l'indique la colonne «Moyenne» du tableau 3.5. Par exemple, moins de deux pour cent des chefs de ménage ruraux ont acquis le niveau d'instruction du secondaire. Néanmoins, les ménages dont le chef a le niveau d'éducation secondaire ont une consommation par tête largement supérieure à ceux qui sont dirigés par un individu sans instruction. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, en 1990, la consommation par tête des premiers est 87,4 pour cent plus élevée que celle des groupes gérés par une personne sans instruction. En fait, cet écart semble s'être réduit en 1996, bien que pour cette année, la variable relative à l'instruction des autres membres du groupe soit significative. En effet, le gain relatif en termes de consommation par tête n'est plus que de 58,2 pour cent pour les ménages dont le chef a le niveau du secondaire, comparativement à ceux qui ont à leur tête un membre sans instruction. Parmi les éléments relatifs à la démographie des chefs de ménage, on notera l'absence de signification de l'âge – le coefficient pour 1990 est significatif seulement à 10 pour cent – et du sexe, mais l'importance du statut matrimonial – les ménages dont le chef est marié ont un niveau de bien être supérieur.

La démographie du ménage joue, sans aucun doute, un rôle important en termes de consommation par tête. Le tableau 3.5 indique que le nombre d'enfants de moins de 5 ans et de 5-14 ans est significativement et inversement corrélé au niveau de vie du ménage, bien que l'effet soit décroissant⁵³. Un tel résultat, par ailleurs mis en évidence dans d'autres pays d'Afrique⁵⁴, prévaut pour 1990 et 1996, bien que l'effet taille des enfants apparaisse plus faible pour cette dernière année. Notons également que, pour

⁵³ L'impact négatif sur la consommation du nombre d'enfants de moins de 5 ans cesse au-delà de 2,8 enfants de cette classe d'âge, ce qui est bien supérieur à la moyenne.

⁵⁴ Voir pour le Burkina Faso, Lachaud [1999a] et, pour le Bangladesh, Wodon [1999a].

1996, l'effet taille des adultes est significatif et négatif. A cet égard, le paramètre lié au type de ménage capte probablement une partie de cet effet, puisque les groupes non-monoparentaux – nucléaires et élargis – sont relativement défavorisés en termes de consommation par tête par rapport aux groupes monoparentaux.

Le tableau 3.5 souligne que l'accès à l'emploi des chefs de ménage rehausse le niveau de vie du groupe, surtout pour les ménages ayant à leur tête un salarié protégé. Par exemple, en 1990, la consommation par tête des ménages dont le chef était salarié protégé ou indépendant non agricole était, respectivement, 82,8 et 97,6 pour cent supérieure à celle de ceux ayant à leur tête un inactif. Cependant, une double évolution semble s'être produite en 1996. D'une part, les gains relatifs en termes de consommation par tête des ménages des salariés protégés se sont considérablement amenuisés – la prime par rapport aux ménages d'inactifs n'est plus que de 34,9 pour cent –, tout comme ceux des travailleurs indépendants non agricoles. D'autre part, le niveau de vie relatif des ménages agricoles et des salariés non protégés a été rehaussé, même si un écart subsiste comparativement aux groupes dont le chef exerce une activité non agricole. Une telle évolution pourrait s'expliquer, en partie, par l'impact des politiques engagées à partir de 1993, notamment en matière de stabilisation macro-économique et de réformes structurelles – liquidation d'entreprises publiques, dynamisation du secteur de la pêche, de l'agriculture et de l'élevage, etc. Dans ce contexte, il est, a priori, paradoxal de constater que la proportion d'employés par ménage est inversement corrélée à la consommation par tête des groupes. En fait, dans le milieu rural, beaucoup de membres du ménage sont des aides familiaux qui ne contribuent que marginalement au bien-être du groupe. D'ailleurs, un coefficient négatif relatif à cette variable – un peu plus faible en valeur absolue pour 1996 – pourrait être interprété comme le signe d'un chômage déguisé dans le secteur rural.

L'effet de la localisation des ménages est intéressant à souligner. En 1990, toutes choses étant égales par ailleurs, la consommation par tête des ménages localisés dans la région du Fleuve était inférieure à celle des ménages résidant dans la région dénommée «autre rural». Or, en 1996, l'inverse prévaut. En effet, en 1990, les ménages habitant la région du Fleuve avaient une consommation par tête inférieure de 31,7 pour cent à ceux de l'autre région rurale, alors qu'en 1996, ces derniers ont des gains relatifs inférieurs de 19,8 pour cent. Ce changement quant à la configuration du bien-être et de la pauvreté rurale apparaît nettement au tableau 1.5, et a été

Tableau 3.5 : Coefficients de régression des estimations par les moindres carrés des déterminants du log du ratio de bien-être des ménages selon le milieu et l'année – Mauritanie 1990-96¹

Paramètre	1990						1996					
	Rural 1990			Rural 1996			Urbain 1990			Urbain 1996		
	β	t ²	Moy- enne	β	t ²	Moy- enne	β	t ²	Moy- enne	β	t ²	Moy- enne
Instruction du chef²												
Primaire	0,045	0,131	0,014	0,228	1,599	0,015	0,395	3,506*	0,112	0,076	1,709**	0,071
Secondaire	0,628	1,670**	0,012	0,459	3,383*	0,019	0,464	3,676*	0,100	0,300	6,542*	0,074
Supérieur	0,605	1,571	0,011	0,509	3,229*	0,013	0,885	4,008*	0,025	0,252	4,312*	0,044
Inst. autres membres⁴												
Années	0,013	0,283	0,899	0,062	2,663*	0,634	0,048	1,848**	3,362	0,013	1,334	2,543
(Années) ²	0,001	0,295	5,809	-0,004	-1,553	3,991	-0,002	-0,976	30,129	-0,001	-0,548	23,683
Démographie du chef												
Age	0,029	1,618**	47,298	-0,008	-1,168	47,540	0,015	0,874	42,564	-0,003	-0,553	44,001
(Age) ² /100	-0,033	-1,832**	24,667	0,008	1,113	24,864	-0,012	-0,647	19,880	0,002	0,388	21,039
Sexe	-0,054	-0,388	0,744	0,045	0,694	0,776	0,056	0,546	0,651	0,232	6,775*	0,717
Marié	0,402	2,668*	0,733	0,099	1,553	0,770	0,197	1,816**	0,707	-0,019	-0,519	0,666
Type de ménage⁵												
Nucléaire	-0,247	-1,514	0,511	-0,174	-2,369*	0,600	-0,361	-3,035*	0,466	-0,208	-5,121*	0,460
Elargi	-0,344	-2,313*	0,353	-0,037	-0,555	0,250	-0,349	-3,201*	0,333	-0,069	-1,880**	0,328
Démographie ménage												
Nombre < 5 ans	-0,405	-3,551*	0,860	-0,193	-4,513*	0,865	0,048	0,584	0,837	-0,244	-10,943*	0,801
(Nombre < 5 ans) ²	0,071	1,781**	1,658	0,017	1,381	1,824	-0,028	-1,200	1,637	0,028	5,072*	1,712
Nombre 5-14 ans	-0,355	-5,015*	1,520	-0,227	-7,169*	1,615	-0,211	-3,473*	1,491	-0,235	-13,716*	1,395
(Nombre 5-14 ans) ²	0,055	3,837*	4,607	0,024	3,730*	4,744	0,022	1,757**	4,619	0,019	6,306*	4,236
Nombre 15-60 ans	0,087	1,151	2,617	-0,143	-3,644*	2,808	-0,097	-1,334	2,891	-0,170	-8,088*	3,092
(Nombre 15-60 ans) ²	-0,009	-1,026	9,059	0,004	0,881	10,471	0,004	0,528	11,261	0,009	4,747*	13,257
Nombre >60 ans	0,061	0,289	0,317	-0,156	-1,377	0,243	-0,487	-1,838**	0,146	-0,093	-2,020*	0,176
(Nombre >60 ans) ²	0,051	0,437	0,399	0,023	0,342	0,289	0,327	1,796**	0,167	0,007	1,150	0,317
Prop. d'emp./ménage	-0,359	-1,713**	0,249	-0,272	-3,112*	0,239	0,949	5,092*	0,227	0,094	1,497	0,212
Statut du travail⁶												
Salarié protégé	0,603	2,503*	0,036	0,299	2,455*	0,027	-0,019	-0,161	0,269	0,071	1,534	0,126
Salarié non protégé	-0,274	-1,501	0,064	0,134	1,677**	0,069	-0,592	-3,902*	0,075	0,030	0,714	0,154
Indép. non agricole	0,681	3,995*	0,071	0,101	1,431	0,089	-0,128	-1,208	0,213	0,013	0,323	0,183
Agriculteur ⁷	0,168	1,389	0,385	0,141	2,544*	0,427	-0,370	-1,766**	0,028	0,024	0,511	0,094
Chômeur	0,043	0,226	0,051	0,232	1,292	0,009	0,055	0,409	0,084	0,019	0,441	0,090
Région												
Nouakchott ⁸	-	-	-	-	-	-	0,210	3,103*	0,590	0,321	13,584*	0,637
Rural Fleuve	-0,381	-4,026*	0,251	0,181	4,653*	0,277	-	-	-	-	-	-
Constante	-0,467	-1,139	-	0,936	5,537*	-	0,485	1,277	-	1,598	12,239*	-
R ² ajusté			0,132			0,257			0,294			0,456
F (sig)			5,686 (0,000)			17,156 (0,000)			11,694 (0,000)			68,645 (0,000)
Chow rural/urbain			8,955			-			69,356			-
(sig)			(0,000)			-			(0,000)			-
N			802			1217			670			2190

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

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

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

confirmé par une analyse de dominance de second ordre⁵⁵.

En second lieu, le secteur urbain. Les déterminants du niveau de vie dans les villes exhibent des ressemblances et des différences par rapport au

⁵⁵ Lachaud [1999b] et le chapitre 4.

milieu rural. Tout d'abord, on observe un rôle beaucoup plus important de l'instruction du chef de ménage. L'effet positif de l'instruction sur la consommation par tête apparaît dès le niveau du primaire, et les coefficients pour l'enseignement supérieur, significatifs et positifs pour les deux années, sont plus élevés que pour le secteur rural. Il est vrai que la proportion des chefs de ménage ayant au moins le niveau d'instruction primaire est de l'ordre de 20 pour cent dans les villes, contre moins de 5 pour cent dans les campagnes. Néanmoins, une similitude avec le secteur rural prévaut. Les rendements relatifs à l'instruction ont considérablement baissé entre 1990 et 1996, notamment en ce qui concerne l'enseignement supérieur. Par exemple, alors qu'en 1990 les ménages dont le chef avait le niveau de l'enseignement supérieur avaient une consommation par tête supérieure de 142,3 pour cent à ceux qui étaient gérés par une personne sans instruction, en 1996, le gain relatif n'est plus que de 28,7 pour cent. En outre, on observe que le coefficient inhérent à l'instruction des autres membres du ménage n'est plus significatif en 1996.

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

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

Par ailleurs, il est intéressant de remarquer que, dans le secteur urbain, contrairement au secteur rural, le taux d'emploi par ménage affecte positivement et significativement le niveau de vie des ménages. Cependant,

cet effet s'est estompé en 1996, ce qui peut laisser supposer une certaine dégradation des conditions du marché du travail dans les zones urbaines de Mauritanie. Cette observation est à relier au fait, qu'en 1996, le niveau d'occupation relatif des chefs de ménage sur le marché du travail urbain ne semble plus affecter le niveau de vie des ménages, contrairement à ce qui prévalait en 1990. Mais, il faut immédiatement remarquer que, pour cette année, les ménages dirigés par un inactif avaient, toutes choses égales par ailleurs, la consommation par tête la plus élevée. Or, en 1996, tous les coefficients des variables liées à l'occupation deviennent positifs – ce qui logiquement signifie que les ménages ayant un actif à leur tête ont une consommation par tête plus forte que les ménages d'inactifs –, bien que non statistiquement significatifs.

Le tableau 3.5 montre que la localisation spatiale urbaine des ménages est un déterminant important de la consommation par tête et de la pauvreté. Toutes choses égales par ailleurs, en 1990, le fait de résider dans la capitale mauritanienne procure une consommation par tête 23,4 pour cent plus élevée que dans les centres secondaires. En 1996, cet écart s'est élevé à 37,9 pour cent. A cet égard, le tableau 1.5 montre que si la pauvreté a décliné à la fois dans la capitale et les petites villes entre 1990 et 1996, le ratio de pauvreté a diminué dans ces dernières, contrairement à Nouakchott. D'ailleurs, le tableau 5.5 affiche une légère augmentation de l'inégalité inter-groupes en milieu urbain.

2. La décomposition des écarts de bien-être

La décomposition des écarts de consommation par tête des ménages – fondée sur l'équation [4] – est affichée au tableau 4.5, et appelle plusieurs commentaires.

Premièrement, on observe que, dans les milieux rural et urbain, les écarts de niveau de vie entre 1990 et 1996 sont essentiellement dus au différentiel des rendements des caractéristiques des facteurs pris en compte, la part des écarts dus aux changements des dotations étant quasi-inexistante. Dans une certaine mesure, le faible laps de temps considéré entre les deux années de référence – 6 années – explique, en partie, ce résultat. Néanmoins, on notera que parmi les variations des caractéristiques, la démographie des ménages apparaît comme l'un des éléments les plus importants, tant dans le secteur rural que dans les zones urbaines. Mais les effets sont différents selon le milieu. Dans le secteur rural, l'effet de la taille des ménages est négatif, ce qui signifie une baisse globale de la dimension des ménages – compte tenu de la valeur de la moyenne des coefficients selon [4] –, alors que l'inverse prévaut dans le milieu urbain. Ajoutons également que les variations des

caractéristiques inhérentes à l'occupation et à l'éducation négatives impliquent, dans le premier cas, une baisse de la participation au marché du travail et, dans le second cas, une diminution quant à l'accès à l'instruction.

Deuxièmement, le tableau 4.5 met en évidence l'importance de l'écart dû à la constante dans chaque secteur, et pourrait suggérer, dans une certaine mesure, une spécification inadéquate du modèle. En effet, si l'appréhension des facteurs de la pauvreté est incorrecte, le terme constant peut capter certains éléments des erreurs de modélisation. On notera cependant que, indépendamment du secteur, les termes constants ne sont pas statistiquement significatifs pour 1990, ce qui laisserait penser que les erreurs de spécification sont plus importantes pour 1996. Compte tenu de ces observations, les autres facteurs appellent les commentaires suivants.

Tout d'abord, la localisation géographique a contribué à la réduction de la pauvreté, tant dans les zones rurales que dans le milieu urbain. En effet, dans les campagnes, entre 1990 et 1996, l'écart de consommation par tête s'est accentué au profit de la région du Fleuve, contribuant à une variation positive des rendements de 0,149, soit 37,7 pour cent de l'écart global dû à ces dernières – 39,1 pour cent de l'écart total. De même, dans les villes, l'écart de niveau de vie s'est accentué entre la capitale mauritanienne et les centres secondaires – à l'avantage de la première –, et a contribué à 22,2 pour cent du différentiel de consommation par tête – 24,2 pour cent de l'écart total. Ces résultats semblent confirmés par l'évolution de l'inégalité inter-groupes au sein de chaque secteur – accroissement et diminution de l'inégalité inter-groupes, respectivement, dans les milieux urbain et rural –, sur laquelle nous reviendrons ultérieurement – tableau 5.5. Ensuite, bien que difficiles à interpréter, les changements quant aux rendements de certaines variables démographiques ont également contribué à réduire la pauvreté entre 1990 et 1996. Le rendement en termes de consommation par tête des ménages non-monoparentaux s'est accru dans les deux secteurs, ce qui peut être interprété, soit comme une difficulté accrue des ménages monoparentaux pour accéder à un niveau de vie donné, soit comme l'existence d'économies d'échelle liées à un regroupement de ménages. Cet effet de la structure des ménages a contribué à 53,6 et 33,7 pour cent de l'écart total dû aux rendements. A cet égard, il est à rappeler que les résultats économétriques affichés au tableau 3.5 mettent en évidence une baisse de la valeur des coefficients inhérents au type de ménage entre les deux dates, ce qui signifie une moindre sensibilité négative des ménages non-monoparentaux à l'égard de la consommation par tête, comparativement aux ménages comportant un seul parent. En réalité, cet effet positif est largement annihilé par la démographie du ménage et de celui qui le dirige. En effet, quel que soit le milieu, les rendements du nombre d'adultes ont diminué entre 1990 et 1996,

situation pouvant être interprétée comme une moindre productivité des adultes en termes de contribution au niveau de vie des groupes. Toutefois, comme les commentaires précédents le laissent penser, dans le secteur urbain cet effet a été accentué par l'effet taille des enfants – contribution négative au différentiel de consommation –, alors que, dans les campagnes, il a été tempéré par la contribution positive des enfants. Par conséquent, il semblerait que dans les zones urbaines, la sensibilité du niveau de vie à l'égard de la démographie du ménage soit relativement indépendant de la structure du ménage – tous les membres du ménage ont une incidence sur les rendements –, alors que, dans les campagnes, seule la variation du rendement des adultes apparaît significative. Il est vrai que, dans ces dernières, beaucoup d'enfants ont une occupation d'aides familiaux, ce qui a pour effet d'atténuer le poids apparent du taux de dépendance. Or, dans les villes, l'accroissement de la dimension des ménages n'a pas le même effet sur les taux de participation au marché du travail, donc sur le niveau de vie des ménages. S'agissant du chef de ménage, les effets de l'âge et du statut matrimonial – marié – sont négatifs, tant dans le milieu rural que dans les zones urbaines – les ménages dont le chef est âgé et/ou marié réussissent moins bien en termes de consommation par tête⁵⁶.

Le rôle de l'instruction est intéressant à souligner. Rappelons que les rendements relatifs à l'instruction du chef de ménage ont considérablement baissé entre 1990 et 1996, surtout pour l'enseignement supérieur dans le secteur urbain. Le tableau 4.5 montre que, si l'effet des rendements de l'instruction du chef et des autres membres du ménage est proche de zéro dans les campagnes, il n'en est pas de même dans les villes où la contribution de ce facteur à l'explication des gains est négative – -41,5 pour cent de l'écart global. Il est à remarquer que l'effet est surtout important pour le niveau de l'enseignement supérieur des chefs de ménage, et également pour les années d'instruction des membres secondaires des groupes. Dans ces conditions, l'effet négatif du rendement de l'instruction sur l'écart de niveau de vie entre 1990 et 1996 est probablement lié à une moindre valorisation du diplôme par le marché, un phénomène qui n'est pas étranger à l'accroissement du chômage urbain en Mauritanie⁵⁷. Il est à remarquer, à cet égard, que la

⁵⁶ Un tel résultat est apparemment difficile à réconcilier avec l'effet du type de ménage précédemment indiqué. Mais, le raisonnement prévaut «toutes choses égales par ailleurs». En outre, les ménages monoparentaux ne sont pas nécessairement gérés par les individus les plus jeunes.

⁵⁷ En 1996, le taux de chômage urbain en Mauritanie était estimé à 20,7 pour cent, mais il s'élevait à 36,4 et 50,0 pour cent à Nouakchott, respectivement, pour les membres secondaires masculins et féminins. Lachaud [1997c].

Tableau 4.5 : Décomposition du différentiel du logarithme du ratio de bien-être des ménages entre 1990 et 1996 selon le milieu – Mauritanie 1990-96¹

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

(1) Voir équation [4]

Source : A partir du tableau 3.5.

proportion de chefs de ménage diplômés du supérieur, bien que faible, a presque doublé entre 1990 et 1996.

Ce rôle différencié de l'instruction selon le milieu est probablement capté par la variable liée à la proportion d'employés dans le ménage. En effet, le rendement du taux d'emploi dans le ménage contribue négativement au différentiel de niveau de vie urbain entre 1990 et 1996, alors qu'il est positif – mais faible – dans le milieu rural. Néanmoins, les rendements de la participation au marché du travail sont positifs dans les agglomérations – et légèrement négatifs dans le secteur rural. Dans ce contexte, il importe de

remarquer que ce sont surtout les rendements des travailleurs salariés non protégés, à la fois dans les campagnes et les villes, qui contribuent positivement à l'écart de consommation par tête entre les deux dates. Ce résultat pourrait conforter les commentaires inhérents à l'instruction – dans la mesure où le niveau d'instruction des travailleurs précaires est relativement bas –, et expliquer, en partie, la réduction des inégalités.

4. Inégalité et bien-être

1. Décomposition non-conditionnelle

Le tableau 5.5 affiche la décomposition non-conditionnelle de l'indice de Gini selon l'équation [1], au niveau national et pour les milieux rural et urbain.

En premier lieu, en 1990, pour l'ensemble du pays, on observe que l'inégalité de la consommation par tête des ménages, appréhendée par l'indice de Gini, s'explique essentiellement par la variation intra-groupe, c'est-à-dire l'inégalité de la consommation par tête qui prévaut au sein des zones rurale et urbaine. En effet, la composante intra-groupe équivaut à 52,4, soit 92,4 pour cent de la valeur de l'indice de Gini, alors que l'élément inhérent à la variation de la consommation inter-groupes n'est que de 0,126 – 22,2 pour cent de Gini. On notera que l'indice de stratification est négatif – -0,083, soit -0,14,6 pour cent de Gini –, ce qui implique que les secteurs rural et urbain ne sont pas réellement homogènes, mais sont plutôt composés de différents sous-groupes de ménages – la divergence au sein de l'ordre des ménages de chaque secteur dans l'ensemble de la population est plus grande que la disparité inhérente à leur propre secteur.

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

Par conséquent, en Mauritanie, la réduction de l'indice de Gini entre 1990 et 1996 de 8,6 points s'est accompagnée d'une moindre disparité *intra-sectorielle* – rural-urbain – de la consommation par tête, d'une plus grande homogénéité des secteurs et d'une élévation des disparités *inter-sectorielles*. En fait, le tableau 1.5 montre une plus forte baisse de l'inégalité rurale – -

51,3 pour cent –, comparativement à l'inégalité urbaine – -38,8 pour cent – entre 1990 et 1996. A cet égard, entre ces deux dates, il apparaît que l'écart de consommation par tête s'est légèrement accentué au profit du milieu urbain⁵⁸, et que l'inégalité a augmentée dans ce milieu relativement au secteur rural. Ainsi, la réduction de l'inégalité de la consommation par tête au sein de chaque secteur rural et urbain – et la baisse de l'indice de stratification – a plus que compensé l'élévation de l'inégalité inter-sectorielle de la consommation de ménages, et explique le recul de l'indice de Gini au niveau national. En d'autres termes, si la croissance économique et la réduction de l'inégalité ont permis de réduire la pauvreté, les disparités entre les secteurs rural et urbain se sont légèrement accrues. En définitive, le schéma de développement en Mauritanie pourrait s'éloigner du processus de Kuznets. Non seulement la croissance économique s'accompagne d'une baisse de l'inégalité, mais encore on observe une modification sensible de la répartition intra-sectorielle de la consommation par tête.

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

2. Décomposition conditionnelle

Le tableau 5.5 affiche également de la décomposition conditionnelle de l'inégalité inter-groupes au niveau national, estimée sur la base des valeurs escomptées des équations [2] et [3], par rapport aux valeurs nationales des caractéristiques des ménages et de ceux qui sont à leur tête. Comme l'on pouvait s'y attendre, les valeurs de la composante conditionnelle inter-

⁵⁸ La rapport des ratios de bien-être urbain-rural est passé de 2,66 en 1990 à 2,68 en 1996.

Tableau 5.5 : Décompositions non-conditionnelle et conditionnelle de l'indice de Gini du ratio de bien-être selon le milieu – Mauritanie 1990-96¹

Paramètre	1990		1996	
	<i>Eléments de décomposition</i>	<i>% de Gini</i>	<i>Eléments de décomposition</i>	<i>% de Gini</i>
National				
Décomposition non-conditionnelle¹				
Gini	0,567	-	0,481	-
Inégalité intra-groupe	0,524	0,924	0,375	0,780
Stratification	-0,083	-0,146	-0,062	-0,129
Inégalité inter-groupes	0,126	0,222	0,168	0,349
Décomposition conditionnelle inter-groupes²				
	0,091	-	0,114	-
Rural				
Décomposition non-conditionnelle¹				
Gini	0,534	-	0,353	-
Inégalité intra-groupes	0,528	0,989	0,351	0,994
Stratification	-0,007	-0,013	-0,002	-0,006
Inégalité inter-groupes	0,013	0,024	0,004	0,011
Urbain				
Décomposition non-conditionnelle¹				
Gini	0,519	-	0,374	-
Inégalité intra-groupe	0,519	1,100	0,379	1,013
Stratification	0,000	-	-0,008	-0,021
Inégalité inter-groupes	0,001	0,002	0,003	0,008

(1) Voir équation [1] ; (2) Voir équation [1] : $2 \cdot \text{cov}(y_i, F_i) / y_i$.

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

groupes de l'indice de Gini sont plus faibles que les estimations non-conditionnelles. En effet, l'évaluation conditionnelle implique une réduction de 27,8 et 32,1 pour cent de la composante inter-groupes de Gini, respectivement, en 1990 et 1996, par rapport à l'évaluation non-conditionnelle précédemment commentée. Il en est ainsi parce que cette dernière surévalue l'influence de la localisation des ménages sur l'inégalité de la consommation par tête, alors que l'inégalité entre les ménages urbains et ruraux peut provenir d'un différentiel de caractéristiques ou de rendements spécifiques à chaque secteur. En d'autres termes, en contrôlant par ces facteurs selon les équations [2] et [3], la composante conditionnelle inter-groupes identifie l'inégalité de la consommation entre les ménages provenant uniquement d'un différentiel de localisation. On notera toutefois que si cette correction atténue la tendance précédemment notée, à savoir une élévation de l'inégalité inter-groupes, elle ne l'inverse pas.

Dans ce contexte, le tableau 6.5 affiche les déterminants de l'inégalité

Tableau 6.5 : Déterminants de l'inégalité : décomposition conditionnelle inter-groupes de l'indice de Gini du ratio de bien-être selon le milieu – Mauritanie 1990-96

Paramètre	1990		1996	
	<i>Éléments de décomposition</i>	<i>% de Gini</i>	<i>Éléments de décomposition</i>	<i>% de Gini</i>
Rural				
Décomposition conditionnelle inter-groupes¹				
Gini	0,534	-	0,353	-
Instruction du chef de ménage ²	0,046	0,086	0,062	0,176
Type de ménages ³	0,038	0,071	0,018	0,051
Occupation du chef de ménage ⁴	0,277	0,519	0,178	0,504
Localisation géographique ⁵	0,037	0,069	0,027	0,076
Urbain				
Décomposition conditionnelle inter-groupes¹				
Gini	0,519	-	0,353	-
Instruction du chef de ménage ²	0,470	0,906	0,155	0,414
Type de ménages ³	0,064	0,123	0,045	0,120
Occupation du chef de ménage ⁴	0,118	0,227	0,044	0,118
Localisation géographique ⁶	0,031	0,060	0,086	0,230

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

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

estimés selon l'équation [6], c'est-à-dire l'inégalité conditionnelle de l'indice de Gini – notée ICGG –, selon diverses dimensions. Soulignons que la somme des ICGG n'est pas nécessairement égale à la valeur de l'indice de Gini. A cet égard, deux résultats apparaissent significatifs. Premièrement, on constate des différences importantes entre les secteurs rural et urbain. Dans ce dernier, l'éducation du chef de ménage a l'ICGG la plus élevée, alors que, dans le secteur rural, c'est le type d'occupation qui joue le rôle le plus important. Ainsi, en 1990, dans le secteur urbain, la part sectorielle de l'ICGG liée à l'instruction du chef de ménage était de 90,6 pour cent⁵⁹, mais seulement de 8,6 pour cent dans les campagnes, tandis que la part de la variable inhérente à l'occupation du chef de ménage était de 22,7 pour cent, contre 51,9 pour cent dans le rural. Deuxièmement, une évolution significative est observée en milieu urbain entre 1990 et 1996. En effet, alors que les parts des variables sont relativement stables en milieu rural entre les

⁵⁹ Un résultat analogue est présenté par Wodon [1999a] pour le Bangladesh.

deux dates⁶⁰, dans les villes on constate : (i) une forte réduction de la contribution de l'éducation et de l'occupation du chef de ménage ; (ii) une élévation de l'impact de la localisation géographique. Ces résultats pourraient conforter les commentaires précédemment effectués à partir des tableaux 3.5 et 4.5, à savoir le déclin du rendement de l'instruction et l'accroissement du différentiel de niveau de vie entre la capitale et les centres secondaires. Il importe cependant de relativiser de tels résultats, compte tenu de la faible contribution de l'inégalité – non-conditionnelle – inter-groupes dans chaque milieu.

Conclusion

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

Les estimations économétriques mettent en évidence, tant dans le secteur rural que dans les villes, l'influence de l'instruction du chef de ménage sur la consommation par tête. Malgré tout, l'impact de l'éducation est plus élevé dans les agglomérations, et les rendements relatifs à l'instruction ont considérablement baissé entre 1990 et 1996, notamment pour l'enseignement supérieur. En même temps, si l'accès à l'emploi des chefs de ménage rehausse le niveau de vie des groupes, les politiques de stabilisation macro-économique et de réformes structurelles, engagées à partir de 1993, ont probablement influencé le fonctionnement du marché du travail. En effet, dans le secteur rural, d'une part, les gains relatifs en termes de consommation par tête des ménages des salariés protégés et des travailleurs indépendants non agricoles se sont considérablement amenuisés, et, d'autre part, le niveau de vie relatif des ménages agricoles et des salariés non protégés a été rehaussé. De même, dans le secteur urbain, alors que le

⁶⁰ On note seulement une contribution plus importante de l'éducation du chef de ménage en 1996.

taux d'emploi par ménage affectait positivement et significativement le niveau de vie des ménages en 1990 – contrairement au secteur rural –, cet effet s'est estompé en 1996 –, même si les variables liées à l'occupation deviennent positives, mais non significatives. Dans ce contexte, l'effet de la localisation spatiale, qui a un impact sur le niveau de bien-être des ménages ruraux et urbains, est intéressant. Dans le secteur rural, entre 1990 et 1996, le différentiel régional de consommation par tête des ménages s'est inversé au profit de la région du Fleuve, tandis que, dans le milieu urbain, l'écart relatif de bien-être s'est accentué en faveur de la capitale. L'analyse montre également que la démographie des ménages est un facteur important du niveau de vie. Tout comme dans le secteur rural, le nombre d'enfants de moins de 5 ans et de 5-14 ans affecte négativement la consommation par tête urbaine – bien que l'effet soit décroissant. Mais, dans le milieu urbain, deux différences apparaissent par rapport au secteur rural. D'une part, l'effet négatif du nombre d'enfants s'est accentué en 1996 par rapport à 1990. D'autre part, le poids des personnes de plus de 60 ans affecte systématiquement – et négativement – la consommation par tête des ménages. Par ailleurs, les ménages monoparentaux ont une consommation par tête plus faible, comparativement aux groupes nucléaires et élargis, même si l'effet – capté en partie par le statut matrimonial du chef de ménage – s'est sensiblement amenuisé en 1996. Ajoutons que la démographie du chef de ménage semble jouer un rôle mineur dans la détermination du niveau de vie des ménages.

La décomposition des écarts de consommation par tête des ménages montre que, dans les milieux rural et urbain, les écarts de niveau de vie entre 1990 et 1996 sont essentiellement dus au différentiel des rendements des caractéristiques des facteurs pris en compte, la part des écarts imputables aux changements des dotations étant quasi-inexistante. En outre, l'importance de l'écart dû à la constante dans chaque secteur pourrait suggérer, dans une certaine mesure, une modélisation inadéquate – surtout en 1996. Cependant, plusieurs éléments sont susceptibles d'avoir influencé la variation de la pauvreté au cours de la période considérée. Tout d'abord, la localisation géographique a contribué à la réduction de la pauvreté, tant dans les zones rurales que dans le milieu urbain. Ensuite, les changements quant aux rendements de certaines variables démographiques ont également contribué à réduire la pauvreté entre 1990 et 1996 dans les deux secteurs, notamment l'accroissement du rendement en termes de consommation par tête des ménages non-monoparentaux – phénomène pouvant signifier une difficulté accrue des ménages monoparentaux pour accéder à un niveau de vie donné, ou l'existence d'économies d'échelle liées à un regroupement de ménages. En fait, cet effet positif est largement annihilé par d'autres aspects de la

démographie du ménage et de celui qui le dirige, en particulier: (i) la diminution, quel que soit le milieu, des rendements du nombre d'adultes – situation pouvant être interprétée comme une moindre productivité de ces derniers en termes de contribution au niveau de vie des groupes –, accentuée et tempérée, respectivement, dans les secteurs urbain et rural, par l'effet taille des enfants ; (ii) la moindre réussite, en termes de consommation par tête, des ménages dont le chef est âgé et/ou marié; (iii) l'effet négatif du rendement de l'instruction sur l'écart de niveau de vie entre 1990 et 1996, résultant probablement d'une moindre valorisation du diplôme par le marché, un phénomène qui n'est pas étranger à l'accroissement du chômage urbain en Mauritanie. Enfin, bien que la contribution des rendements des taux d'emploi des ménages soit négative dans les zones urbaines, les rendements des travailleurs salariés non protégés contribuent positivement à l'écart de consommation par tête entre les deux dates, à la fois dans les campagnes et les villes. Dans la mesure où le niveau d'instruction des travailleurs précaires est bas, ce résultat pourrait expliquer, en partie, la contribution négative de l'instruction et la réduction des inégalités.

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

6. Envois de fonds, inégalité et pauvreté au Burkina Faso¹

Dans maints pays, notamment en Afrique, le processus de développement est en partie dépendant des envois de fonds que les migrants nationaux et internationaux font parvenir à leurs communautés d'origine². En effet, les envois de fonds – lorsqu'ils représentent une proportion importante des revenus des ménages – sont susceptibles d'influencer la relation entre la croissance économique, le bien-être et l'équité. A court terme, l'effet direct des envois de fonds est de desserrer les contraintes budgétaires des ménages ruraux et urbains, et de rehausser leur niveau de bien-être³. A plus long terme, les transferts privés peuvent aussi affecter indirectement les gains totaux des ménages par leur impact sur les autres sources de revenus via une nouvelle distribution des actifs. Par exemple, les envois de fonds sont susceptibles de favoriser l'investissement ou l'utilisation d'intrants des micro-entreprises agricoles ou non agricoles, ou de contribuer à l'investissement en capital humain des individus. En outre, dans les pays où l'ampleur relative de la population rurale est forte, des changements dans la distribution des revenus ruraux inhérents aux envois de fonds, peuvent modifier substantiellement la répartition globale des revenus et l'incidence de la pauvreté nationale, et altérer la relation entre l'investissement et la consommation. Par conséquent, la question des transferts privés n'est pas neutre en termes de politiques économiques, la mise en œuvre de réformes visant à transformer l'environnement de la production et de l'emploi⁴ pouvant avoir un impact sur les

¹Une version allégée de cette étude sera publiée dans la *Revue Tiers Monde*, n°160, au cours de l'année 2000.

² Dans cette étude, on parlera indifféremment d'«envois de fonds» ou de «transferts privés». Sur un plan général, les envois de fonds sont constitués par les sommes monétaires et les biens que les migrants nationaux ou internationaux font parvenir aux ménages ou aux groupes dont ils sont issus. La section deuxième spécifie davantage la nature de ces transferts dans le contexte de l'Afrique.

³ En particulier, ceux qui ont une structure monoparentale et ceux qui sont gérés par un inactif.

⁴ Par exemple, les politiques en direction du marché du travail influençant les profils de gains ont des effets potentiels sur les envois de fonds nationaux. De même, le processus d'intégration régionale peut influencer les transferts privés internationaux.

envois de fonds potentiels.

En réalité, au cours des deux dernières décennies, les études consacrées au rôle des envois de fonds dans le processus de développement ont généré des conclusions contrastées⁵. Premièrement, sur le plan théorique, l'influence à court terme des envois de fonds sur les revenus, notamment ceux des agriculteurs, semble indéterminée. La modélisation néoclassique des ménages agricoles suggère que les transferts privés n'influencent que l'utilité et la consommation de ces derniers, et que, sauf modification des prix relatifs, les autres revenus agricoles ne sont pas affectés⁶. En fait, en présence de marchés ruraux du crédit et du travail imparfaits, l'impact marginal des envois de fonds sur les revenus agricoles pourrait être supérieur à un, à moins que, par exemple, le loisir soit un bien normal et que l'offre de travail externe ne puisse se substituer au travail de l'exploitation⁷. Deuxièmement, au niveau empirique, la plupart des études relatives aux envois de fonds ont été réalisées dans la perspective d'appréhender leur impact sur l'inégalité du revenu – surtout en milieu rural –, en donnant lieu à des résultats relativement contradictoires. A cet égard, dans la littérature sur le développement, il existe autant d'exemples montrant que les envois de fonds ont un effet positif ou négatif sur la distribution des revenus⁸. En fait, ces résultats contrastés sont, en partie, liés au fait que beaucoup d'études sont fondées sur des échantillons localisés et de faible dimension⁹, en mettant en œuvre des options

⁵ Lipton [1980] ; Nakosteen, Zimmer [1980] ; Oberai, Sing [1980] ; Stark, Taylor, Yitzhaki [1986] ; Adams, [1989] ; Taylor [1992] ; Hoddinott [1994] ; Leibbrandt, Woolard, Woolard [1996] ; Barham, Boucher [1998].

⁶ Ce point est souligné par Taylor [1992] qui fait référence à la modélisation des ménages agricoles par Singh, Squire, Strauss [1986]. En effet, les marchés fonctionnent parfaitement, et les décisions de production sont indépendantes des contraintes budgétaires du ménage. Le travail externe étant un substitut au travail familial, les envois de fonds sont susceptibles d'accroître la consommation de biens normaux et, probablement, le loisir.

⁷ Par exemple, en l'absence de marchés du crédit parfaits, les contraintes budgétaires peuvent limiter l'utilisation du travail salarié ou de certains inputs. Or, les envois de fonds peuvent limiter cette contrainte budgétaire et concourir à l'augmentation de la production agricole. Toutefois, les transferts privés peuvent être associés à une baisse des revenus hors transferts si la demande de loisir s'accroît, et si les marchés du travail dans le secteur rural ne peuvent renforcer l'offre de travail familial.

⁸ Ainsi, Oberai, Sing [1980] et Stark, Taylor, Yitzhaki [1986] indiquent que les envois de fonds ont un impact égalitaire sur la distribution des revenus, alors qu'un résultat inverse prévaut pour Lipton [1980], Adams [1989] et Barham, Boucher [1998]. D'autres études, prenant en compte deux années, aboutissent à des conclusions opposées.

⁹ Ainsi, l'étude de Barham, Boucher [1998] sur le Nicaragua porte sur 152 ménages de trois villages de la Côte Atlantique, tandis que celles de Stark, Taylor, Yitzhaki [1986] et de Taylor [1992], relatives à l'Etat de Michoacan au Mexique, concernent, respectivement, 61 et

méthodologiques diverses¹⁰.

La présente étude s'inscrit dans une nouvelle perspective empirique et méthodologique, en proposant d'examiner l'impact des envois de fonds sur la pauvreté. En effet, même si l'inégalité des revenus joue un rôle important en termes de bien-être, elle n'est qu'un élément du niveau de vie de ceux qui sont situés en bas de la distribution. Par exemple, en Afrique, plusieurs études montrent, d'une part, que les élasticités-dépenses par tête de la pauvreté sont assez comparables en valeur absolue aux élasticités-inégalité¹¹, et, d'autre part, que l'effet croissance joue un rôle quasiment comparable à l'effet inégalité dans l'explication de la variation de la pauvreté dans le temps¹². Ainsi, du point de vue de la relation entre le développement et le bien-être, il semble plus opportun d'examiner l'impact des transferts privés relativement à la pauvreté, c'est-à-dire par rapport à un segment spécifique de la distribution des revenus. Par ailleurs, l'effet des envois de fonds sur la pauvreté est appréhendé en considérant ces derniers comme des substituts potentiels des gains hors transferts des ménages.

En s'appuyant principalement sur les informations de l'enquête prioritaire nationale de 1994-95, l'étude tente d'évaluer l'impact des envois de fonds sur la pauvreté au Burkina Faso, un pays dont le processus de développement est encore largement axé autour d'un courant important d'émigration vers les pays voisins, permettant de contenir une croissance démographique rapide, tout en assurant au pays des ressources financières importantes. La première section explicite le poids des envois de fonds dans le budget des ménages, qui constituent la manifestation d'un capital social, susceptible de rehausser la capacité de résistance des individus ou des groupes. La deuxième section expose les options conceptuelles et méthodologiques qui fondent la présente recherche. La troisième section analyse la relation entre les envois de fonds, l'inégalité et le bien-être, les

55 ménages. Dans ce dernier cas, il s'agit de ménages agricoles enquêtés à deux dates différentes. Quant à l'étude de Hoddinott [1994], portant sur Karateng, une zone rurale du Kenya, elle concerne 215 observations.

¹⁰ Par exemple, Stark, Taylor, Yitzhaki [1986] décomposent l'indice de Gini selon les sources de revenus et traitent les envois de fonds comme des sources exogènes de gains. Adams [1989] tente de considérer les transferts privés en tant que des substituts potentiels des gains hors transferts des ménages. Taylor [1992] et Barham, Boucher [1998] s'efforcent de prendre en compte l'influence des envois de fonds sur les autres sources de revenus.

¹¹ Bien que la valeur absolue des élasticités-inégalité ait tendance à excéder celle des élasticités-dépenses lorsque les écarts de pauvreté sont pris en compte. Kakwani [1993] ; Lachaud [1997d].

¹² Lachaud [1997c]. Grootaert [1993] pour la Côte d'Ivoire montre la prééminence de l'effet croissance.

premiers étant considérés comme des transferts exogènes de revenus. La quatrième section tente de prendre en compte le caractère potentiellement substituable des transferts privés par rapport aux autres sources de revenus, et de mettre en évidence, à l'aide des estimations, leur impact sur la pauvreté.

1. Sources de revenus, envois de fonds et capital social

La principale source d'information utilisée dans la présente étude provient de l'exploitation de la base de données de l'enquête prioritaire, réalisée par l'Institut national de la statistique et de la démographie du Burkina Faso, entre octobre 1994 et janvier 1995¹³.

1. Sources de revenus des ménages et transferts

Le tableau 1.6 montre que le niveau de vie des ménages burkinabè provient de quatre sources principales de revenus : (i) profits de l'agriculture : 43,0 pour cent¹⁴ – le tiers étant généré par l'élevage ; (ii) profits non agricoles : 27,8 pour cent ; (iii) transferts privés, institutionnels et divers : 18,6 pour cent – les trois quarts étant des envois de fonds nationaux et internationaux –, et ; (iv) salaires : 10,6 pour cent. A cet égard, malgré les incertitudes statistiques relatives aux revenus¹⁵, cette configuration de la structure des gains met en évidence les principaux piliers de l'économie burkinabè : (i) cultures de rente – coton, arachide – et vivrières ; (ii) exportations de bétail dans les pays de la région ; (iii) courant important d'émigration vers les pays voisins générant des ressources financières importantes. Ainsi, pour l'ensemble des ménages, les gains issus de tous les transferts représentent près du cinquième des ressources des ménages et du double des salaires. En fait, cette proportion est considérablement accrue lorsque seuls les ménages ayant des transferts sont pris en compte. Ainsi, la

¹³ Il s'agit d'une enquête nationale effectuée auprès de 8 700 ménages, ayant pour base de sondage – stratifié à deux degrés – l'enquête démographique de 1991. Les informations utilisées, provenant uniquement du questionnaire relatif aux ménages, permettent de situer les envois de fonds par rapport aux diverses sources de revenus des ménages. Voir l'introduction.

¹⁴ Y compris 0,4 pour cent de loyers.

¹⁵ Sur un plan statistique, deux éléments doivent être soulignés. Premièrement, les informations sur les salaires sont fondées sur des données individuelles, et non des données relatives aux ménages. Deuxièmement, 92,2 pour cent des ménages ont des informations relatives aux revenus, soient 7921 ménages sur 8596. D'autres éléments d'analyse sont contenus dans Lachaud [1997d].

Tableau 1.6 : Sources des revenus de l'ensemble des ménages selon divers paramètres du chef de ménage – 10 ans et plus – et du groupe – pourcentage – Burkina Faso 1994-95¹

Sources de revenus	Sources de revenus									Grand total (N pondéré)
	Profit agricole- rente	Profit agricole- vivrière	Profit éleveur- élevage	Profit indépendant non agricole	Salaires ²	Loyers	Trans-ferts privés envois de fonds ³	Trans-ferts institutionnels ⁴	Autres transferts ⁵	
Statut du travail du chef										
Salarié protégé ⁶	0,0	0,2	0,5	2,5	91,5	0,4	2,4	1,9	0,7	513
Salarié non protégé ⁶	0,5	1,1	0,8	6,4	84,6	0,5	3,7	1,6	0,7	295
Indép. non agricole évolutif ⁶	0,0	3,5	4,2	85,3	3,4	0,3	1,6	1,3	0,4	47
Indép. non agricole involutif ⁶	0,9	2,9	3,0	73,6	3,5	0,9	7,1	6,6	1,3	479
Agriculture progressive	33,0	27,4	9,1	23,4	0,8	0,1	5,5	0,3	0,3	814
Agriculture de subsistance	12,2	21,5	16,4	29,3	1,3	0,2	15,6	2,8	0,8	4437
Éleveur	20,4	12,0	44,5	16,5	0,5	0,2	5,5	0,4	0,1	465
Chômeur	1,4	1,6	4,6	27,7	9,5	2,7	33,7	15,9	2,9	79
Autre actif	7,3	9,8	2,5	18,1	2,0	0,3	32,5	26,8	0,6	90
Inactif	6,3	9,9	8,6	15,9	4,1	1,8	30,9	21,9	0,6	599
Niveau de vie										
Pauvres ⁶	15,7	18,2	18,6	28,2	1,2	0,3	14,9	2,3	0,7	2713
Non pauvres	6,0	10,3	5,7	25,7	32,4	1,0	10,8	7,1	1,0	2030
Sexe du chef de ménage										
Homme	12,7	17,7	14,8	27,9	10,8	0,4	11,7	3,4	0,7	7211
Femme	6,5	7,0	3,4	26,7	8,5	0,9	31,7	14,8	0,6	710
Localisation géographique										
Rural	14,8	20,0	16,7	26,9	3,9	0,2	14,1	3,0	0,6	6396
Urbain	1,0	3,1	1,4	31,6	38,9	1,6	10,7	10,4	1,3	1525
Type de ménage										
Monoparental	7,0	10,1	3,0	24,8	15,6	0,6	26,0	12,1	0,8	670
Nucléaire	13,6	18,5	15,6	28,2	8,3	0,3	11,6	3,0	0,9	3291
Élargi	11,7	16,4	14,1	27,9	11,7	0,5	12,9	4,2	0,6	3960
Ensemble des ménages	12,1	16,7	13,8	27,8	10,6	0,4	13,5	4,4	0,7	7921⁷
<i>dont :</i>										
<i>ménages avec transferts</i>	<i>7,4</i>	<i>10,0</i>	<i>8,8</i>	<i>19,2</i>	<i>8,5</i>	<i>0,4</i>	<i>33,1</i>	<i>10,8</i>	<i>1,8</i>	<i>3258</i>
<i>ménages avec envois de fonds</i>	<i>8,2</i>	<i>11,0</i>	<i>9,9</i>	<i>19,3</i>	<i>6,2</i>	<i>0,3</i>	<i>41,3</i>	<i>3,1</i>	<i>0,7</i>	<i>2496</i>

(1) Approche fondée sur les données relatives aux ménages, sauf pour les salaires ; (2) Y compris les activités secondaires ; (3) Dons, cadeaux, mandats, (4) Retraite, bourses, assurance, allocations familiales, pension alimentaire ; (5) Jeu de hasard, mariage, héritage ; (6) Le seuil de pauvreté est de 41099 F.Cfa par tête et par an. Les non pauvres sont les ménages appartenant aux 30 pour cent les plus élevés de la distribution du niveau de vie. La catégorie des intermédiaires n'est pas indiquée. Voir Lachaud [1997] pour les considérations méthodologiques relatives à la pauvreté au Burkina Faso ; (7) 92,2 pour cent des ménages ont des informations relatives aux revenus ; (8) Les salariés protégés sont les salariés des secteurs public et privé ayant les caractéristiques suivantes (i) exercice d'un emploi permanent ; (ii) droit à une pension de retraite dans ce travail ; (iii) couverture sociale formelle – Carfo, Cnss ou assurances ; (iv) droit à des congés payés. Les salariés n'ayant pas l'ensemble de ces caractéristiques sont considérés comme non protégés, (9) Les indépendants non agricoles évolutifs rassemblent les travailleurs à propre compte à la tête d'une entreprise en activité – indépendants ou employeurs – qui emploient au moins quatre personnes – salariés ou non – au moment de l'enquête. Les indépendants non agricoles involutifs sont ceux qui gèrent une entreprise permanente ou non, et travaillent seuls ou avec moins de quatre personnes.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée.

part des transferts s'élève à 45,7 et 45,1 pour cent des ressources, respectivement, pour les ménages bénéficiant d'une quelconque redistribution et pour ceux qui reçoivent systématiquement des fonds privés et, éventuellement, d'autres transferts. A cet égard, on remarquera le poids considérable des envois de fonds dans les transferts – 33,1 et 41,3 pour cent, respectivement. Sans aucun doute, les transferts, notamment les envois de fonds, jouent un rôle de premier plan pour stabiliser ou rehausser le niveau de vie de maints ménages au Burkina Faso.

En réalité, il existe de profondes différences quant à cette structure des

revenus des ménages selon le milieu, le statut du travail, le niveau de vie et le sexe du chef de ménage. Alors que les ressources principales des ménages ruraux sont constituées des profits agricoles – 51,5 pour cent – et non agricoles – 26,9 pour cent –, et des transferts – 17,7 pour cent –, en milieu urbain, la part relative des rémunérations salariales est prépondérante – 38,9 pour cent –, tandis que les gains des travailleurs indépendants – 31,6 pour cent – et les transferts – 22,4 pour cent – occupent une place un peu plus importante par rapport au secteur rural. Il est à remarquer que cette différenciation des sources de revenus – y compris la structure des transferts – selon le milieu recoupe, en grande partie, la distinction entre les ménages pauvres et non pauvres, les premiers étant majoritairement localisés dans les zones rurales¹⁶. En outre, fort logiquement, les sources de revenus divergent nettement selon les groupes socio-économiques, et les revenus de transferts tendent à avoir une importance relative d'autant plus grande que les statuts du travail sont précaires. Par exemple, la part des revenus de transferts est seulement de 5,0 pour cent pour les salariés protégés, contre 6, 15 et 19,2 pour cent, respectivement, pour les salariés non protégés, les travailleurs indépendants non agricoles involutifs¹⁷ et les agriculteurs de subsistance¹⁸. En fait, se sont surtout les autres actifs – en majorité des travailleurs familiaux non rémunérés –, les inactifs et les chômeurs qui bénéficient le plus des transferts en termes relatifs – 52,5, 59,9 et 53,4 pour cent, respectivement. D'ailleurs, pour les groupes recevant un quelconque transfert, ces pourcentages sont encore plus élevés – 82,0, 71,9 et 70,4 pour cent, respectivement¹⁹. En d'autres termes, la prise en considération des sources de revenus met en évidence le rôle majeur du processus de redistribution dans les stratégies de survie de maints ménages au Burkina Faso. A cet égard, le tableau A1.6 en annexe montre que le poids relatif des transferts pour ces groupes socio-économiques varie selon le milieu et le genre du chef de ménage. En milieu rural, près de 80 pour cent des gains des ménages dont le chef féminin est inactif ou chômeur sont issus des transferts, contre un peu

¹⁶ Bien que la part relative des transferts soit beaucoup plus élevée pour les pauvres du milieu urbain – 27 pour cent – que pour ceux des zones rurales – 17,5 pour cent. Voir le tableau A1.6 en annexe.

¹⁷ Pour les travailleurs non agricoles évolutifs, les transferts ne représentent que 3,2 pour cent des gains.

¹⁸ On remarquera que, parmi les agriculteurs, ce sont ceux qui vivent essentiellement de l'agriculture vivrière qui ont la part relative des transferts la plus élevée. En outre, plus de 30 pour cent de leurs gains ont une origine non agricole – travail indépendant non agricole.

¹⁹ Ces informations ne figurent pas au tableau 1.6.

plus d'un tiers pour les ménages masculins²⁰. Dans les agglomérations, le rôle des transferts est un peu plus équilibré entre les ménages féminins et masculins gérés par un inactif ou un chômeur – entre 50 et 70 pour cent –, bien qu'un léger avantage puisse être observé pour les premiers par rapport aux transferts. Par ailleurs, le tableau 1.6 met en évidence une différence remarquable quant à l'importance des transferts selon le genre du chef de ménage. Alors que les transferts ne représentent que 15,8 pour cent des gains dans les groupes ayant un homme à leur tête, ils s'élèvent à 47,1 pour cent dans ceux qui sont gérés par une femme. Dans une certaine mesure, cet écart recoupe ceux inhérents aux types de ménages, les groupes monoparentaux étant essentiellement gérés par une femme. Ajoutons que la prise en considération du genre du chef du ménage permet de préciser davantage le différentiel des sources de revenus – tableau A1.6 en annexe. Par exemple, dans les ménages féminins de l'agriculture de subsistance rurale, la part des transferts est de 49,0 pour cent, contre 17,0 pour leurs homologues masculins. De même, le poids relatif des transferts est un peu plus faible dans les ménages féminins urbains – 42,8 pour cent – que dans ceux qui vivent en milieu rural – 49,0 pour cent²¹.

2. Transferts privés et institutionnels des ménages

Au Burkina Faso, beaucoup de ménages bénéficient de transferts de revenus. A cet égard, l'enquête prioritaire de 1994-95 montre que 41,1 pour cent des ménages ont une source de revenus émanant de transferts, le pourcentage étant d'ailleurs plus élevé dans les villes – 48,5 pour cent – qu'en milieu rural – 39,4 pour cent. En fait, il importe de spécifier les différentes catégories de transferts dans le processus de développement. A cet égard, l'enquête prioritaire permet de distinguer trois types de transferts. Tout d'abord, les envois de fonds ou transferts privés sont constitués de dons, cadeaux, mandats, etc. Ensuite, les transferts de l'Etat ou institutionnels sont liés aux retraites, bourses, assurances, allocations familiales, pensions alimentaires. Enfin, des transferts divers peuvent être générés à l'occasion de mariages et d'héritages, ou provenir de gains de jeux de hasard.

Le tableau 2.6 met en évidence l'ampleur relative des envois de fonds dans l'ensemble des transferts, les premiers représentant les trois quarts des seconds et concernant près du tiers des ménages burkinabè – contre 10,9 et

²⁰ Dans le tableau A1.6, la catégorie «inactif-chômeur» en milieu rural englobe essentiellement des inactifs.

²¹ La structure des transferts est également différente. Voir ci-après.

Tableau 2.6 : Répartition des transferts des ménages bénéficiant d'une quelconque redistribution selon divers paramètres du chef de ménage – 10 ans et plus – et du groupe – pourcentage – Burkina Faso 1994-95¹

Transferts Paramètre	Transferts privés – envoi de fonds ²		Transferts institutionnels ³		Autres transferts ⁴		Grand total ⁵	
	% trans- ferts	% mé- nage ⁷	% trans- ferts	% mé- nage ⁸	% trans- ferts	% mé- nage ⁹	N pondéré	% mé- nage ¹⁰
Statut du travail du chef								
Salarié protégé	46,0	18,7	44,8	22,4	9,2	6,4	188	36,6
Salarié non protégé	63,3	22,0	27,0	12,2	10,0	6,1	98	33,2
Indép non agricole évolutif	65,0	21,3	29,7	10,6	5,3	2,1	15	31,9
Indép. non agricole involutif	56,6	25,4	34,8	18,3	8,5	5,7	238	41,1
Agriculture progressive	91,2	27,0	5,2	2,2	3,5	1,8	244	30,0
Agriculture de subsistance	83,3	32,5	12,3	6,2	4,4	2,8	1746	39,4
Eleveur	88,2	29,0	6,7	4,1	5,2	2,4	157	33,8
Chômeur	64,6	57,0	28,9	32,9	6,5	10,1	60	75,9
Autre actif	57,8	47,8	41,3	46,7	0,9	1,1	67	74,4
Inactif	59,8	48,7	38,3	36,6	1,8	3,5	444	74,1
Niveau de vie								
Pauvres ⁵	85,2	31,2	10,2	5,4	4,6	2,8	1002	36,9
Non pauvres	61,0	29,7	32,5	19,5	6,5	5,4	932	45,9
Sexe du chef de ménage								
Homme	76,4	29,4	18,3	9,1	5,3	3,4	2749	38,1
Femme	69,3	53,0	29,2	29,0	1,7	2,8	509	71,7
Localisation géographique								
Rural	82,8	32,4	13,4	7,0	3,9	2,5	2517	39,4
Urbain	49,8	27,7	42,5	27,5	7,7	6,8	741	48,6
Type de ménage								
Monoparental	68,9	44,6	28,0	23,0	3,0	3,9	407	60,7
Nucléaire	77,5	27,7	16,5	7,5	6,1	3,6	1175	35,7
Elargi	75,2	32,5	20,5	11,7	4,2	3,1	1676	42,3
Ensemble des ménages	75,3	31,5	20,0	10,9	4,7	3,3	3258	41,1

(1) Ménages ayant une ou plusieurs sources de transferts. Approche fondée sur les données relatives aux ménages. La somme des pourcentages des trois colonnes «% transferts» vaut 100. Par contre, celle des colonnes «% ménage» n'est pas équivalente à 100. (2) Dons, cadeaux, mandats, (3) Retraite, bourses, assurance, allocations familiales, pension alimentaire ; (4) Jeu de hasard, mariage, héritage ; (5) Le seuil de pauvreté est de 41099 F.Cfa par tête et par an. Les non pauvres sont les ménages appartenant aux 30 pour cent les plus élevés de la distribution du niveau de vie. La catégorie des intermédiaires n'est pas indiquée, (6) Ménages ayant des transferts totaux positifs ; (7) Par rapport aux 92,2 pour cent de ménages renseignés et ménages ayant des transferts positifs – N=2496 ; (8) Par rapport aux 92,2 pour cent de ménages renseignés et ménages ayant des transferts positifs – N=865 ; (9) Par rapport aux 92,2 pour cent de ménages renseignés et ménages ayant des transferts positifs – N=265 ; (10) Par rapport aux 92,2 pour cent de ménages renseignés et ménages ayant des transferts positifs

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée.

3,3 pour cent des ménages, respectivement, pour les transferts institutionnels et divers. Sans aucun doute, au Burkina Faso, ce sont les transferts privés, nationaux et internationaux, qui constituent l'essentiel des transferts reçus par les ménages. Mais, il importe de préciser que l'enquête prioritaire ne permet pas d'affirmer que les bénéficiaires de transferts sont des ménages de migrants, c'est-à-dire des ménages dont un ou plusieurs membres ont migré au Burkina Faso ou dans un pays voisin. On peut cependant supposer que le lien entre la migration d'un membre du ménage et l'existence d'envois de fonds est étroit²².

²² Dans l'enquête prioritaire, la migration concerne la résidence des individus dans la localité où les ménages sont enquêtés. De ce fait, il n'y a pas nécessairement de relation entre des individus ayant migré et résidant au Burkina Faso – les enquêtés –, et les envois de fonds.

En fait, l'incidence des divers transferts varie considérablement selon le milieu, le niveau de vie et le type de ménage. En milieu rural, la plupart des transferts – 82,8 pour cent – proviennent des envois de fonds et touchent environ un tiers des ménages. Or, dans les zones urbaines, un peu plus d'un cinquième seulement des ménages bénéficient de ce type de redistribution, dont l'ampleur relative n'est que de 49,8 pour cent. Ainsi, dans les agglomérations, les transferts institutionnels représentent 47,5 pour cent de l'ensemble des transferts, contre 13,4 pour cent dans le secteur rural²³. Un tel résultat, cohérent avec la configuration de la structure des sources de revenus précédemment indiquée, préfigure le rôle que les envois de fonds sont susceptibles de jouer en termes de pauvreté dans le milieu rural, ce dernier englobant la majeure partie des pauvres. D'ailleurs, le tableau 2.6 montre clairement que les envois de fonds constituent l'essentiel des transferts allant aux ménages pauvres – 85,2 pour cent, contre 61,0 pour les non pauvres –, surtout dans les zones rurales – 86,4 pour cent, contre 63,8 pour cent en milieu urbain, tableau A2.6 en annexe. Ajoutons que, dans une large mesure, cette structure des transferts selon le niveau de vie explique la configuration observée par rapport aux groupes socio-économiques. En effet, 80 à 90 pour cent des transferts des agriculteurs, surtout en milieu rural, proviennent des envois de fonds, alors que cette proportion est inférieure à 50 pour cent pour les salariés protégés. De même, environ les deux tiers des transferts inhérents aux chômeurs et aux inactifs, quel que soit le milieu, sont des envois de fonds nationaux ou internationaux. D'une manière générale, en milieu rural, les envois de fonds constituent l'essentiel des transferts, indépendamment des groupes socio-économiques considérés²⁴.

Il apparaît également que proportionnellement plus de ménages féminins bénéficient d'envois de fonds, comparativement aux ménages masculins – 53,0 pour cent contre 29,4 pour cent –, bien que le poids de ces derniers ait tendance à être sensiblement plus faible pour les premiers que pour les seconds – 69,3 et 76,4 pour cent, respectivement, pour les ménages féminins et masculins. En fait, le tableau A2.6 en annexe fait apparaître des

Par ailleurs, le critère de résidence habituelle des chefs de ménage demeure imprécis puisqu'il se réfère «à la nuit ayant précédé le passage de l'enquêteur», la durée d'absence ne dépassant pas les 6 mois, sauf pour le chef de ménage. Institut national de la statistique et de la démographie [1994].

²³ En milieu urbain, les transferts institutionnels concernent 27,5 pour cent des ménages, contre 7,0 pour cent dans les zones rurales.

²⁴ Même pour les salariés masculins du secteur rural, les transferts privés représentent les deux tiers des transferts totaux, contre environ un tiers à la moitié dans les villes – tableau A2.6 en annexe.

différences selon le genre du chef de ménage par rapport au milieu. Si, dans les zones rurales, le schéma ressemble beaucoup à celui qui vient d'être indiqué pour l'ensemble des ménages, dans les agglomérations, les transferts privés des ménages féminins, bien que représentant une part relative moins forte que dans le secteur rural – 56,8 pour cent contre 74,0 pour cent –, ont un poids dans l'ensemble des transferts féminins plus élevé, comparativement aux ménages masculins.

3. Transferts privés des ménages et capital social

L'ampleur relative des envois de fonds, précédemment mise en évidence, justifie une analyse spécifique de leurs caractéristiques – tableaux 3.6, 4.6, et A3.6 et A4.6 en annexe.

Premièrement, au Burkina Faso, près de la moitié des envois de fonds proviennent de transferts internationaux. En effet, selon l'enquête prioritaire, ces derniers représentent 45,6 pour cent des transferts privés, contre 53,0 pour cent pour ceux qui ont une origine nationale. Un tel résultat s'explique par le fort courant d'émigration des burkinabè en direction des pays voisins au cours des trois dernières décennies, notamment la Côte d'Ivoire. A cet égard, le tableau 3.6 montre que l'essentiel des transferts privés internationaux – près de 90 pour cent – ont pour origine la Côte d'Ivoire. Selon certaines estimations, au milieu des années 1990, plus d'un million de burkinabè – sur une population de près de 11 millions d'habitants – résidaient dans ce pays. En outre, les statistiques de la balance des paiements indiquent que le montant des revenus envoyés par les burkinabè à leur famille s'élevaient à environ 40 milliards de F.Cfa en 1995, ce qui représente près du tiers de la valeur des exportations de biens et services – et 3,5 pour cent du PIB aux prix courant²⁵. Notons qu'en ce qui concerne les transferts privés nationaux, ils émanent surtout des zones urbaines – 29,7 pour cent, contre 23,3 pour cent en provenance du milieu rural.

Deuxièmement, cette répartition des envois de fonds selon les sources nationales et internationales varie sensiblement selon le milieu, le niveau de vie et les caractéristiques professionnelles et démographiques des chefs de ménage. Le tableau 3.6 montre que les ménages les plus démunis reçoivent surtout des transferts de l'extérieur – 54,4 pour cent –, notamment de Côte d'Ivoire – 49,7 pour cent –, alors que pour les non pauvres, le poids des

²⁵ Ministère de l'économie et du plan, Gtz [1995]. Les travailleurs burkinabè sont considérés comme des résidents de leur économie d'accueil. De ce fait, les revenus qu'ils renvoient à leurs familles se trouvent dans les transferts au poste «économies sur salaires». Il semble que l'importance de ces envois de fonds ait diminué depuis le début des années 1980.

Tableau 3.6 : Répartition des transferts privés des ménages bénéficiant systématiquement d'envois de fonds selon leur origine et divers paramètres du chef de ménage – 10 ans et plus – et du groupe – pourcentage – Burkina Faso 1994-95¹

Origine des transferts Paramètre	Burkina Faso		Etranger		Autres transferts ²	Grand total (N pondéré)
	Rural	Urbain	Côte d'Ivoire	France autre		
Statut du travail du chef						
Salarié protégé	14,9	56,9	12,7	8,8	6,7	96
Salarié non protégé	32,0	43,4	19,4	0,0	4,1	65
Indépendant non agricole évolutif	30,8	28,8	26,8	7,6	6,0	10
Indépendant non agricole involutif	23,6	47,5	19,3	2,5	7,0	147
Agriculture progressive	24,4	24,3	41,0	0,0	6,5	220
Agriculture de subsistance	22,9	25,7	46,7	0,3	3,8	1442
Éleveur	16,7	20,7	54,4	0,7	5,4	135
Chômeur	24,2	48,9	19,0	6,2	1,7	45
Autre actif	47,8	44,6	3,7	0,0	2,1	43
Inactif	24,4	31,5	32,7	1,8	5,1	292
Niveau de vie						
Pauvres ³	21,4	22,6	49,7	0,3	4,4	846
Non pauvres	22,5	43,3	24,4	2,9	5,6	603
Sexe du chef de ménage						
Homme	22,4	28,0	42,7	0,8	4,9	2120
Femme	28,5	39,5	24,9	2,7	2,3	376
Localisation géographique						
Rural	24,3	25,4	44,3	0,5	4,1	2074
Urbain	18,9	50,9	19,2	3,8	6,6	422
Type de ménage						
Monoparental	30,3	36,1	26,5	1,3	3,9	299
Nucléaire	24,8	28,6	40,2	0,6	4,5	910
Élargi	20,7	29,0	43,1	1,3	4,7	1287
Ensemble des ménages	23,3	29,7	40,0	1,1	4,5	2496

(1) Il s'agit des ménages bénéficiant systématiquement d'envois de fonds et, éventuellement, d'autres sources de redistribution. Approche fondée sur les données relatives aux ménages. Dons, cadeaux, mandats. Le total en ligne vaut 100 ; (2) Pour 57 ménages, la répartition des dons, cadeaux et mandats entre «Etranger» et «Burkina Faso» n'est pas donnée. De ce fait, ces transferts ne sont pas répartis ; (3) Le seuil de pauvreté est de 41099 F Cfa par tête et par an. Les non pauvres sont les ménages appartenant aux 30 pour cent les plus élevés de la distribution du niveau de vie. La catégorie des intermédiaires n'est pas indiquée.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée.

envois de fonds externes est assez faible – 32,9 pour cent. Il est à remarquer, cependant, que cette différence varie selon le milieu, les pauvres du secteur urbain bénéficiant surtout d'une redistribution nationale en provenance du même milieu – tableau A3.6. En outre, s'agissant des sources nationales, la redistribution en direction des plus aisés provient surtout du milieu urbain, alors que pour les ménages pauvres, sauf ceux localisés dans les centres urbains, l'origine géographique des fonds est plus équilibrée. A cet égard, il est intéressant de souligner que cette différenciation des sources des transferts privés selon le niveau de vie recoupe très largement la distinction selon le milieu, le statut du travail ou le sexe du chef de ménage. Ainsi, le poids des transferts externes, en particulier de Côte d'Ivoire, prédomine dans les ménages dont le chef est agriculteur et, dans une moindre mesure, inactif, ceux qui résident dans le secteur rural ou ceux ayant un homme à leur tête. Inversement, pour la plupart des autres groupes socio-économiques, la

Tableau 4.6 : Incidence de transferts privés des ménages – envoi de fonds – selon le niveau de vie du groupe – pourcentage – Burkina Faso 1994-95¹

Paramètre	Ménages bénéficiant des transferts privés						Ensemble des ménages			
	Ensemble	Burkina Faso	Etranger	Ensemble	Burkina Faso	Etranger	N (pondéré)	Moyenne (écart type) ²	% niveau de vie	N (pondéré)
Décile de dépense/tête ²	Moyenne (écart type) ²	Moyenne (écart type)	Moyenne (écart type)	% niveau de vie	% niveau de vie	% niveau de vie				
1 : <24,7	3,3 (4,6)	1,5 (3,3)	1,7 (3,5)	19,1	9,0	10,0	243	1,0 (2,9)	5,6	859
2 : 24,7-31,5	3,4 (6,6)	1,2 (3,8)	2,2 (5,5)	12,1	4,2	7,9	260	1,1 (4,0)	3,8	859
3 : 31,5-38,0	3,5 (4,8)	1,4 (4,0)	2,1 (3,3)	10,2	4,1	6,1	235	1,0 (3,0)	2,9	859
4 : 38,0-45,3	3,8 (5,7)	1,8 (4,0)	2,1 (4,6)	9,4	4,4	5,1	240	1,1 (3,5)	2,7	858
5 : 45,3-54,5	4,7 (6,1)	2,1 (3,8)	2,6 (5,6)	9,4	4,2	5,2	272	1,6 (4,1)	3,1	860
6 : 54,5-67,7	8,9 (29,0)	5,1 (23,0)	3,8 (13,5)	14,6	8,4	6,3	259	2,8 (16,8)	4,6	851
7 : 67,7-87,3	6,6 (12,1)	3,2 (6,7)	3,5 (9,9)	8,6	4,1	4,5	277	2,4 (7,7)	2,9	857
8 : 87,3-120,1	11,8 (21,1)	8,0 (19,7)	3,8 (9,8)	11,4	7,6	3,8	265	3,8 (13,2)	3,7	859
9 : 120,1-203,6	12,5 (38,7)	6,4 (16,9)	6,1 (35,6)	8,3	4,2	4,1	215	3,3 (20,5)	2,2	860
10 : >203,6	59,8 (221,2)	26,6 (71,3)	33,2 (213,3)	13,1	7,4	5,8	227	16,5 (119,1)	3,6	859
Ensemble	11,4 (70,6)	5,5 (25,3)	5,8 (66,1)	11,6	5,8	5,9	2492	3,4 (39,2)	3,5	8581

(1) Approche fondée sur les données relatives aux ménages, sauf pour les salaires ; (2) Milliers de F Cfa par tête et par an
 Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée.

redistribution est avant tout interne, et en provenance du milieu urbain.

Troisièmement, si l'on considère la population des ménages recevant des transferts privés, ces derniers s'élèvent, en moyenne, à 11 400 F.Cfa par tête et par an pour chaque ménage. En fait, l'importance de l'écart type suggère une forte dispersion de la distribution. Le tableau 4.6 met en évidence l'incidence croissante en *termes absolus* et décroissante en *termes relatifs* des envois de fonds selon le niveau de vie des ménages. En effet, évalués per capita, le montant des envois de fonds est d'environ 3 400 F.Cfa par tête et par an pour chaque ménage des trois premiers déciles, et dépasse les 100 000 F.Cfa dès le huitième décile. De ce fait, les envois de fonds correspondent à 19,1, 12,1 et 10,2 pour cent de la dépense par tête des ménages, respectivement, pour les premier, deuxième et troisième déciles, et fluctuent autour de 10 pour cent pour les autres déciles. L'importance relative de cette redistribution préfigure probablement un lien étroit entre envois de fonds et pauvreté, en particulier lorsque la profondeur et l'intensité de cette dernière sont pris en compte. S'agissant de l'ensemble des ménages burkinabè, les deux tendances précédentes prévalent. A cet égard, il est intéressant de remarquer que, selon l'enquête prioritaire, les envois de fonds par tête s'élèvent à 3,5 pour cent du niveau de vie des ménages, un pourcentage correspondant exactement à la part des premiers dans le PIB en

1995²⁶. Mais, nécessairement, cette incidence des transferts privés par rapport au niveau de vie varie selon les groupes socio-économiques, comme le montre le tableau A4.6 en annexe – présentant une certaine cohérence avec les informations affichées au tableau 1.6 précédemment²⁷.

Ainsi, l'une des caractéristiques des envois de fonds au Burkina Faso est l'existence d'une redistribution externe – sensiblement plus importante que la redistribution interne relativement équilibrée selon le milieu –, en grande partie issue de Côte d'Ivoire, favorisant davantage les plus pauvres, notamment ceux qui résident dans le secteur rural, et dont le chef est de sexe masculin. Par contre, les ménages urbains reçoivent des fonds ayant surtout une origine interne et urbaine. La configuration de cette redistribution par le biais des envois de fonds s'explique, en partie, par la nature historique du processus migratoire. En effet, à la fin des années 1960 et au cours de la décennie 1970, maints ruraux burkinabè ont migré vers les pays voisins et ont gardé des liens avec leurs familles. Par la suite, bien que ce mouvement ait continué – quoique avec une moindre intensité compte tenu de la crise économique qui sévit en Côte d'Ivoire –, la migration interne, rurale-urbaine, s'est accentuée, engendrant par la même le processus de redistribution précédemment évoqué.

Sans aucun doute, au Burkina Faso, ce capital social a constitué un actif important ayant probablement contribué à stabiliser ou à rehausser le niveau de vie des ménages. En effet, il existe des relations étroites entre la pauvreté et la vulnérabilité, beaucoup de pauvres étant vulnérables, précisément à cause de la faiblesse de leur niveau de vie – bien que les situations de pauvreté et de vulnérabilité ne se recoupent pas totalement. Malgré la difficulté d'appréhender rigoureusement la vulnérabilité, l'une des approches possibles est de considérer que, sur un plan général, la vulnérabilité est inhérente à l'insécurité en termes de bien-être des individus, des ménages et

²⁶ Voir ci-avant.

²⁷ Dans le cas présent, le niveau de vie est appréhendé par la dépense par tête – nette des transferts –, alors que le tableau 1.6 indiquait l'importance relative des sources de revenus, y compris les transferts. Le tableau A4.6 en annexe montre que les envois de fonds sont les plus importants relativement à la dépense par tête pour les chômeurs, les inactifs et les autres actifs, et, dans une moindre mesure, pour les travailleurs indépendants non agricoles involutifs et les agriculteurs de subsistance. De même, comme cela avait déjà été souligné, les ménages gérés par des femmes sont fortement tributaires des envois de fonds. Il est cependant important de remarquer que les deux sources statistiques – l'approche de la dépense et l'approche des revenus – fournissent une ampleur différenciée des parts relatives des transferts. Par exemple, pour les ménages bénéficiant systématiquement de transferts privés, selon les sources de revenus, la part des envois de fonds par tête des chômeurs est de 56,9 pour cent, mais seulement de 21,1 pour cent du niveau de vie.

des communautés dans le contexte d'un environnement mouvant²⁸. Quelles que soient l'origine – économique, social, politique, écologique, etc. – et la nature – cycle saisonnier, tendance de long terme – des chocs externes, la caractéristique majeure de la vulnérabilité est que les changements de l'environnement accroissent le risque de dégradation du niveau de vie. Dans ces conditions, appréhender l'insuffisance du progrès social en examinant les dotations des principaux actifs matériels et immatériels des individus, des ménages ou des communautés constitue une étape importante dans l'analyse du niveau et de la stabilité du bien-être. En d'autres termes, il importe d'identifier les actifs dont la pénurie affaiblit la capacité de résistance des individus ou des groupes sociaux²⁹. Ainsi, au Burkina Faso, à côté de l'accès à la terre, au marché du travail et des dotations en capital humain des individus, le capital social – normes, relations de confiance et réseaux qui facilitent la coopération bénéfique entre ménages –, dont les envois de fonds sont l'une des manifestations, constitue également un actif, ayant vraisemblablement contribué à moduler l'impact des transformations structurelles – notamment le processus migratoire et l'urbanisation – et de la crise économique sur la nature des relations sociales entre communautés, en renforçant les relations de réciprocité. Tenter d'évaluer l'effet de cette forme de capital sur le bien-être des ménages burkinabè est l'objectif de cette étude.

2. Concepts et méthodes

L'impact des envois de fonds sur la pauvreté peut être appréhendé par deux approches³⁰. D'un côté, on peut concevoir les envois de fonds comme des transferts exogènes de revenus, et examiner leurs effets sur la pauvreté observée pour ceux qui en bénéficient. D'un autre côté, si les transferts privés sont des substituts potentiels des gains générés localement par les ménages, il s'agit de comparer le niveau de vie observé de ces derniers à celui qu'ils sont susceptibles d'avoir en l'absence d'envois de fonds et de migration. Examinons les options méthodologiques liées à ces deux approches.

1. Les envois de fonds, transferts exogènes de revenus

En traitant la redistribution comme un transfert exogène de revenus,

²⁸ Moser [1996].

²⁹ Sen [1981], Banque mondiale [1990], Moser [1996].

³⁰ Barham, Boucher [1998] explorent ces deux méthodes par rapport à la distribution des revenus.

l'impact des envois de fonds sur le niveau de vie des ménages peut être appréhendé en évaluant l'effet marginal d'une variation de ces derniers sur la distribution et le bien-être. Bien que cette approche ne concerne pas directement la pauvreté, elle est préférée à celle qui consisterait à soustraire le montant des transferts par tête du niveau de vie, et à comparer l'incidence de la pauvreté en présence et en l'absence d'envois de fonds. En effet, dans le cas du Burkina Faso, la pauvreté est fondée sur les dépenses réelles par tête des ménages, les informations inhérentes aux revenus étant jugées moins sûres et ne couvrant pas la totalité des ménages³¹. Dans ces conditions, une nouvelle estimation du niveau de vie et de la pauvreté sans les envois de fonds pourrait être biaisée.

A cet égard, l'estimation des effets marginaux des transferts privés sur le bien-être est fondée sur la décomposition de l'indice de Gini proposée par Stark, Taylor, et Yitzhaki en 1986. Cette approche, récemment utilisée dans la littérature du développement³², consiste à décomposer les gains totaux des ménages – notamment les envois de fonds –, et à examiner la sensibilité de l'inégalité et du bien-être par rapport à une variation marginale des sources de revenus³³.

Supposons que, pour un groupe donné, le gain total de chacun des n ménages qui le composent provienne de k sources de revenu – $k = 1, \dots, K$. En outre, le revenu total du ménage i est noté y_i – $i = 1, \dots, n$ –, tandis que y_{ik} exprime le revenu du ménage i provenant de la source k ³⁴. De plus, la distribution du revenu total des ménages est représentée par $Y = (y_1, \dots, y_n)$, et la distribution de la composante k est notée par $Y_k = (y_{1k}, \dots, y_{nk})$. Dans ces conditions, le coefficient de Gini inhérent à la distribution du revenu total du groupe est donné par la relation [1]³⁵.

$$G = \{2\text{cov}[Y, F(Y)]\} / \mu \quad [1]$$

où μ est le revenu moyen des ménages de l'échantillon et $F(Y)$ la distribution

³¹ Les revenus sont déterminés pour 92,2 pour cent des ménages, comme cela a été précédemment indiqué.

³² Lachaud [1997a] a mené une analyse de ce type pour le Burkina Faso, en utilisant les mêmes données que dans la présente étude. Toutefois, les envois de fonds n'avaient pas été isolés de l'ensemble des transferts.

³³ La présentation suit celle de Stark, Taylor, Yitzhaki [1986] et Leibbrand, Woolard, Woolard [1996].

³⁴ De ce fait, $y_i = \sum y_{ik}$, avec $k=1, \dots, K$.

³⁵ Il s'agit de la même relation que l'équation [7] du chapitre 2.

cumulée du revenu total des ménages³⁶.

En fait, l'équation [1] peut être réécrite de manière à exprimer la contribution à l'inégalité de chaque composante k du revenu total, soit :

$$G = \sum_{k=1}^K R_k G_k S_k \quad [2]$$

S_k est la part de la source k dans le revenu total, G_k , le coefficient de Gini, mesure l'inégalité de la distribution de la composante k dans le groupe, et R_k est la corrélation de Gini entre chaque catégorie de revenu Y_k et le revenu total Y ³⁷. Ainsi, l'équation [2] permet de décomposer le rôle des envois de fonds dans l'inégalité selon trois éléments : (i) l'ampleur des envois de fonds relativement au revenu total ; (ii) l'inégalité des envois de fonds ; (iii) la corrélation des envois de fonds avec le revenu total.

Dans ce contexte, on peut mesurer l'impact d'un accroissement marginal exogène de revenu σ_j , inhérent à une source j de revenu, à la fois sur l'inégalité et sur le bien-être. A cet égard, on démontre que la variation marginale en pourcentage de l'inégalité – mesurée par le coefficient de Gini – résultant d'une faible variation du revenu de la composante j est :

$$(\delta G / \delta \sigma_j) (1/G) = [(R_j G_j S_j) / G] - S_j \quad [3]$$

Ainsi, la relation [3] indique que l'effet relatif d'une variation marginale en pourcentage de la composante j du revenu sur l'inégalité, est égal à la contribution de la source j à l'inégalité d'ensemble moins la contribution relative au revenu total. Par conséquent, la relation [3] suggère la possibilité d'un impact substantiel des envois de fonds sur l'inégalité, dès lors que ces derniers ont un poids important dans le revenu des ménages³⁸.

Cependant, des variations de l'inégalité peuvent avoir des effets ambigus

³⁶ Soit $F(Y) = [f(y_1, \dots, f(y_n))]$, où $f(y_i)$ est égal au rang de y_i divisé par le nombre d'observations n .

³⁷ C'est-à-dire : $R_k = \text{cov}[Y_k, F(Y)] / \text{cov}[Y_k, F(Y_k)]$. R_k est un coefficient de corrélation entre Y_k et Y . Il combine les propriétés des coefficients de corrélation de Pearson et de Spearman. En effet, $-1 \leq R_k \leq 1$. R_k est égal à 0 si Y_k et Y sont indépendants, et est égal à 1 ou -1 selon que Y_k est une fonction *croissante* ou *décroissante* de Y – corrélation des rangs de Spearman. Si Y_k et Y sont normalement distribuées, $R_k =$ coefficient de Pearson. Voir sur ce point : Stark, Taylor, Yitzhaki [1986], Schechtman, Yitzhaki [1999].

³⁸ Si R_k , la corrélation de Gini avec les rangs du revenu total, est négative ou nulle, un accroissement des envois de fonds réduit nécessairement l'inégalité. Si R_k est positif, l'impact sur l'inégalité dépend du signe de $(R_j G_j - G)$. Dans ce cas, l'inégalité s'accroît si l'inégalité des envois de fonds excède l'inégalité du revenu total des ménages : $G_j > G$, puisque $R_j \leq 1$.

sur le bien-être. En fait, l'examen de la relation [3] montre que $(\delta G/\delta \sigma_i)(1/G)$ est seulement affecté par la modification de S_j imputable à la variation du revenu. Par ailleurs, considérons une fonction de bien-être social de la forme de celle utilisée par Sen, soit $W = \mu(1 - \alpha G)$, où μ est le revenu moyen de l'échantillon, α un paramètre de comportement indiquant la pondération en termes de bien-être de la distribution du revenu par rapport au revenu moyen, et G le coefficient de Gini préalable à la variation du revenu. Cette fonction suggère un accroissement de bien-être à la suite d'une augmentation des gains de quiconque ou d'un transfert de revenu d'un riche vers un pauvre, indépendamment de la configuration initiale de la distribution du revenu. La relation [4] permet de mesurer la variation de bien-être en pourcentage liée à la modification du revenu de la composante j .

$$(\delta W/\delta \sigma_i)(1/W) = S_j(1-R_j G_j)/(1-G) \quad [4]$$

A cet égard, l'expression $(\delta W/\delta \sigma_i)(1/W)$ peut être décomposée en un effet de revenu $-S_j/(1-G)$ et un effet de distribution. L'effet de distribution est toujours positif, et l'effet de distribution dépend du signe de R_j , la corrélation de Gini avec les rangs du revenu total.

Dans le cas du Burkina Faso, l'enquête prioritaire a permis d'identifier une pluralité de sources de revenus et de transferts³⁹. Toutefois, dans la présente étude, l'accent étant mis sur le rôle des envois de fonds, la décomposition des sources de revenus a été opérée comme suit⁴⁰ : (i) Revenus des ménages hors transferts ; (ii) Envois de fonds du Burkina Faso ; (iii) Envois de fonds de l'étranger ; (iv) Autres transferts – institutionnels et divers. Par conséquent, il est possible d'examiner le rôle relatif en termes d'inégalité et de bien-être des différentes sources de revenus, en particulier les transferts⁴¹.

³⁹ L'enquête prioritaire permet d'identifier les sources suivantes : (i) profits de l'agriculture progressive ; (ii) profits de l'élevage ; (iii) profits de l'agriculture de subsistance ; (iv) profits du travail indépendant non agricole ; (v) salaires ; (vi) loyers ; (vii) transferts et dons.

⁴⁰ L'analyse de sensibilité de l'ensemble des sources de revenus pour le Burkina Faso se trouve dans Lachaud [1997a].

⁴¹ Cependant, il faut rappeler l'incertitude qui prévaut quant à la collecte des sources de revenus des ménages. Pour cette raison, les salaires ont été reconstitués à partir des données individuelles. Par ailleurs, soulignons une extension de cette approche par Taylor [1992] qui, à l'aide de données portant sur deux dates, prend en compte les effets indirects des envois de fonds sur les autres sources de revenus.

2. Les envois de fonds, substituts potentiels de revenus

Malgré son intérêt, l'approche précédente comporte plusieurs limites. Premièrement, elle ne permet pas d'estimer l'impact *net* des envois de fonds ou de la migration sur le niveau de vie ou la pauvreté des ménages, en prenant en compte le coût d'opportunité des migrants, notamment les gains qu'ils auraient obtenus s'ils étaient restés dans leur communauté d'origine. Deuxièmement, les équations [2] à [4], appréhendant les contributions et les effets directs des différentes sources de revenus sur l'inégalité et le bien-être, admettent implicitement l'absence d'interaction entre les diverses composantes des gains. En d'autres termes, elles ignorent les effets indirects inhérents à l'impact d'une source de revenus sur une autre. Ainsi, les envois de fonds peuvent influencer positivement les revenus des agriculteurs de subsistance en favorisant l'utilisation des intrants ou l'accumulation du capital. De même, les transferts privés sont susceptibles d'avoir un effet positif sur l'investissement en capital humain des individus. Troisièmement, la simulation mathématique proposée à l'aide de l'équation [4] signifie qu'un accroissement de un pour cent du revenu d'une source donnée de revenus se répercute seulement sur ceux qui dérivent leurs gains en premier lieu d'une telle ressource. Mais, outre l'absence des effets indirects précédents, il est probable que les accroissements de bien-être induisent des externalités positives à la fois pour les secteurs rural et urbain. Par exemple, l'élévation du bien-être des agriculteurs est susceptible de rehausser les revenus des travailleurs indépendants non agricoles, non seulement dans le secteur rural, mais également en milieu urbain. De même, des politiques de travaux à haute intensité de main-d'œuvre peuvent fournir de nouvelles opportunités de salaires pour les chômeurs et influencer positivement la répartition des gains, même si les effets de distribution du modèle apparaissent négatifs pour les sources de revenus liées aux salaires. Quatrièmement, l'approche de Stark, Taylor et Yitzhaki demeure focalisée sur l'inégalité des revenus, et ne permet pas d'appréhender l'impact des envois de fonds sur la pauvreté.

La littérature qui s'est intéressée à la question des transferts privés a tenté de surmonter certaines de ces limites⁴². A cet égard, il semble que l'une des avancées les plus remarquables soit le traitement des envois de fonds en tant que substituts potentiels des gains des ménages⁴³ et/ou l'intégration de leurs effets indirects⁴⁴. Dès lors, cette option méthodologique conduit à

⁴² Voir Barham, Boucher [1998] pour une rapide analyse.

⁴³ Adams [1989] ; Barham, Boucher [1998].

⁴⁴ Taylor [1992].

comparer la distribution des revenus observée à une distribution correspondant au contre-événement, c'est-à-dire l'absence de migration. Le principe de la méthode consiste à remplacer les envois de fonds des ménages par la valeur du revenu que les migrants auraient eu s'ils ne s'étaient pas déplacés, en tenant compte, éventuellement, des effets sur les décisions de participation et les gains des autres membres du ménage. Cependant, ces approches empiriques, souvent fondées sur l'exploitation de petits échantillons très localisés, ne s'intéressent qu'à l'impact des envois de fonds sur l'inégalité des revenus⁴⁵. Or, comme cela a été précédemment souligné, cette dernière n'est qu'un élément du bien-être des individus ou des ménages. De ce fait, par rapport à la relation entre le développement et le bien-être, il semble également opportun d'appréhender l'impact des envois de fonds relativement à la pauvreté, c'est-à-dire par rapport à un segment spécifique de la distribution des revenus.

La présente étude s'inscrit dans cette double perspective, et tente de considérer les envois de fonds comme des substituts potentiels des revenus, tout en estimant leur impact sur la pauvreté des ménages. Néanmoins, les informations issues de l'enquête prioritaire du Burkina Faso comportent une limite importante. Elles ne sont pas en mesure d'indiquer si les envois de fonds sont effectivement liés à la migration d'un membre du ménage pour lequel ses caractéristiques démographiques et professionnelles pourraient être exploitées en termes de gains potentiels. Cette contrainte explique l'option méthodologique utilisée dans la présente recherche. Premièrement, pour les ménages ruraux et urbains *ne bénéficiant pas* de transferts privés, des fonctions du niveau de vie sont estimées. Ces fonctions tiennent compte de l'endogénéité des choix de participation au marché du travail et du biais de sélection pouvant résulter du caractère non aléatoire des ménages recevant les envois de fonds. De ce fait, le modèle à double sélection tient compte des effets potentiels des envois de fonds – plus exactement de l'absence d'envois de fonds – sur les décisions de participation des membres du ménage. Deuxièmement, les coefficients de ces fonctions permettent de prédire le niveau de vie que les ménages ruraux et urbains *recevant actuellement des transferts privés* auraient en l'absence de ces derniers. Troisièmement, cette distribution prédite du niveau de vie pour l'ensemble des ménages permet de calculer de nouveaux indicateurs de pauvreté des ménages simulant le contre-événement, c'est-à-dire l'absence de transferts privés, et de les comparer avec ceux qui prévalent en présence du processus redistributif. Quatrièmement, la

⁴⁵ On peut aussi remarquer, à la suite de Bahram, Boucher [1998], que les études examinant les effets des envois de fonds en termes d'équilibre général sont rares.

statistique η teste l'hypothèse nulle que les différences de pauvreté sont statistiquement significatives, tandis que l'analyse de dominance de deuxième ordre vérifie la configuration relative des distributions.

Formellement, l'estimation économétrique est fondée sur une estimation préalable d'un modèle à double sélection probit bivarié, à partir duquel les λ correspondants, inhérents aux biais de sélection, sont pris en compte dans les fonctions du niveau de vie des ménages. La structure du modèle, appliqué successivement aux milieux rural et urbain, est la suivante.

Sélection participation :

$$Z_{1j}^* = \beta'_1 X_{1j} + \epsilon_{1j}, \quad [5]$$

Sélection non envois de fonds :

$$Z_{2j}^* = \beta'_2 X_{2j} + \epsilon_{2j}, \quad [6]$$

Equation de niveau de vie :

$$Y_j = \alpha' V_j + \epsilon_j \quad [7]$$

avec : (i) $Z_{1j}=1$ if $Z_{1j}^*>0$, 0 sinon et ; (ii) $Z_{2j}=1$ if $Z_{2j}^*>0$, 0 sinon. En effet, les variables Z_{1j}^* , la propension à participer au marché du travail des chefs de ménage, et Z_{2j}^* , la propension des ménages à ne pas bénéficier d'envois de fonds, ne sont pas observées. Les termes aléatoires ϵ_j , ϵ_{1j} et ϵ_{2j} suivent une distribution trivariée avec les variances σ^2 , 1, et 1, respectivement, et ont des corrélations $\rho_{12} = \text{corr}(\epsilon_{1j}, \epsilon_{2j})$, $\rho_{1\epsilon} = \text{corr}(\epsilon_{1j}, \epsilon_j)$ et $\rho_{2\epsilon} = \text{corr}(\epsilon_{2j}, \epsilon_j)$. Les X_{sj} et les V_j sont des vecteurs, respectivement, des variables explicatives des équations de sélection et de l'équation du niveau de vie pour les secteurs rural et urbain. Les β_s et α sont les coefficients inconnus. Il est à remarquer qu'avec ce modèle, quatre combinaisons des Z_{sj} sont possibles : (i) participation des chefs de ménages au marché du travail et absence d'envois de fonds, $Z_{1j}=1$ et $Z_{2j}=0$; (ii) non participation et absence d'envois de fonds, $Z_{1j}=0$ et $Z_{2j}=1$; (iii) participation et envois de fonds, $Z_{1j}=1$ et $Z_{2j}=1$; (iv) non participation et envois de fonds, $Z_{1j}=0$ et $Z_{2j}=1$ ⁴⁶.

L'estimation est réalisée en deux étapes. Dans un premier temps, le modèle probit bivarié à double sélection – équations [5] et [6] – est estimé par le maximum de vraisemblance à information complète, et un test du multiplicateur de Lagrange vérifie l'hypothèse d'hétéroscédasticité, celle-ci étant prise en compte de façon multiplicative par rapport à la fois au log de

⁴⁶ En effet, dès lors que les migrants ne sont pas pris en compte, toutes les informations relatives à la participation, aux envois de fonds et aux gains des ménages sont disponibles.

la dimension du ménage et la durée de résidence – durée de résidence nulle pour ceux qui sont nés sur le lieu de l'enquête –, soit $\epsilon_{sj} \sim N\{0, [\exp(\gamma_s, w_{sj})]^2\}$ avec $s=1$ et 2 . De plus, dans le cas du modèle probit bivarié, plusieurs effets marginaux peuvent être obtenus : (i) L'effet marginal partiel est $\text{Prob}[Z_{1j}=1, Z_{2j}=1]$; (ii) La somme des effets marginaux partiels par rapport à la moyenne du vecteur des caractéristiques. Dans un deuxième temps, l'équation [7] est estimée augmentée des λ , soit [8]:

Equation de niveau de vie corrigée

$$Y_j = \alpha'V_j + \theta_1\lambda_{1j} + \theta_2\lambda_{2j} + \pi_j \quad [8]$$

Bien que le modèle [5]-[6] soit estimé pour les combinaisons $Z_{1j}=1$ et $Z_{2j}=1$ – participation des chefs de ménages au marché du travail et absence d'envois de fonds –, l'insertion dans [8] des λ correspondant aux biais de sélection est réalisée pour $Z_{1j}=0,1$ et $Z_{2j}=1$. L'équation [8], inhérente au niveau de vie des ménages ne recevant aucun transferts, est estimée par les moindres carrés ordinaires et les erreurs types des coefficients sont corrigées. Les coefficients de [8] sont ensuite utilisés pour prédire le niveau de vie qu'auraient les ménages bénéficiant actuellement d'envois de fonds en l'absence de ces derniers, en milieu rural et urbain⁴⁷. La détermination du niveau de vie prédit en l'absence de redistribution permet d'évaluer de nouveaux indicateurs de pauvreté, et de tester le seuil de signification des écarts obtenus. A cet égard, les erreurs types asymptotiques des principaux indicateurs de pauvreté et la statistique η , testant l'hypothèse nulle que les différences de pauvreté des deux situations sont statistiquement significatives, développée par Kakwani, sont présentées⁴⁸.

Il importe de souligner que, compte tenu des données disponibles, l'option méthodologique de la présente étude admet implicitement deux hypothèses. Premièrement, les ménages recevant des transferts privés comportent des membres ayant migré qui sous-tendent le processus de redistribution. Or, il se peut que les envois de fonds émanent de membres de la famille n'appartenant pas au même ménage. En fait, cette hypothèse n'est pas absolument indispensable à l'analyse, cette dernière étant focalisée sur les envois de fonds des ménages. Deuxièmement, les envois de fonds *actuels* ont un impact sur la pauvreté *actuelle*. Or, le niveau de vie des ménages peut résulter des effets directs et indirects des transferts antérieurs sur les autres sources de revenus. Dans ces conditions, la présente étude admet

⁴⁷ Le niveau de vie prédit est utilisé pour l'ensemble des ménages.

⁴⁸ Kakwani [1990].

implicitement que les valeurs courantes des envois de fonds sont une approximation de leurs vraies valeurs, ces dernières ayant pu être à l'origine d'une accumulation de capital physique ou humain. En outre, cette approche suppose en même temps que les effets indirects des envois de fonds sont pris en compte dans la détermination du niveau de vie des ménages.

Les variables explicatives relatives aux différentes équations, spécifiques à chaque milieu, sont indiquées aux tableaux 7.6 et 8.6, et A5.6 en annexe. Conformément à la pratique habituelle, l'équation de sélection de l'offre de travail du chef de ménage comporte des variables liées à ce dernier – instruction, sexe, âge, statut matrimonial – et au ménage – proportion des individus appartenant aux différentes classes d'âge, nombre de femmes de 15 ans et plus, localisation géographique. On remarquera que les taux d'offre de travail sont plus faibles pour les ménages bénéficiant d'un processus de redistribution, comparativement aux autres groupes. S'agissant des déterminants des envois de fonds des ménages, on peut s'attendre à ce qu'ils soient expliqués par des caractéristiques de leur chef – instruction, sexe, âge, appartenance ethnique, migrant⁴⁹ – et du ménage – proportion des plus de 60 ans, localisation géographique. A cet égard, les informations affichées au tableau A5.6, en annexe, montrent que les ménages recevant des transferts comportent à la fois plus de membres ayant au moins 60 ans et de migrants, comparativement à ceux qui ne reçoivent aucun dons. De même, il existe d'importants écarts selon l'appartenance ethnique du chef de ménage, les Mossi recevant davantage de transferts privés en milieu rural et les Dioula dans les zones urbaines. En ce qui concerne les déterminants du niveau de vie des ménages, la présente étude s'appuie sur les résultats d'approches plus spécifiques⁵⁰, et prend en compte, simultanément avec le double biais de sélection d'offre de travail et d'absence d'envois de fonds, des facteurs liés au chef du ménage – instruction, formation, âge, sexe, statut matrimonial, ethnicité, durée de résidence, expérience dans l'emploi, statut du travail, propriétaire de terres – et au ménage – taille, proportion d'employés, localisation géographique.

⁴⁹ Il s'agit de distinguer ceux qui sont nés dans la localité où ils résident de ceux qui sont des migrants.

⁵⁰ Une étude plus spécifique des déterminants de la pauvreté est contenue dans Lachaud [1998d].

3. Envois de fonds, inégalité et bien-être : transferts exogènes de revenus

1. Sources de revenus, transferts et inégalité

La décomposition ex post des sources de revenus est présentée au tableau 5.6. Elle permet d'appréhender la structure de l'inégalité selon l'origine des gains des ménages, par rapport au milieu et au niveau de vie, et suggère plusieurs commentaires.

En premier lieu, s'agissant de l'ensemble de l'économie, la comparaison des coefficients de Gini G_k montre que l'inégalité du revenu diminue très faiblement lorsque les transferts de fonds sont pris en compte. En effet, au tableau 5.6, la première ligne de chaque milieu – «Revenus des ménages hors transferts» – capture la distribution des gains en l'absence des envois de fonds, alors que la ligne correspondant au total prend en compte l'inégalité du revenu total. Ainsi, l'inégalité décroît de 0,2 point de pourcentage – 0,732 à 0,730 – lorsque les ménages bénéficiant de la redistribution sont pris en compte. En fait, l'impact des transferts en termes de distribution est mieux saisi en considérant séparément les diverses sources de transferts. La distribution des envois de fonds est beaucoup moins inégalitaire que les revenus des ménages hors transferts ou les transferts institutionnels et divers. Ainsi, les coefficients Gini G_k , inhérents aux envois de fonds, sont relativement comparables, quelle que soit l'origine de ces derniers⁵¹ – 0,701 et 0,706, respectivement, pour les envois de fonds du Burkina Faso et de l'étranger. Or, pour les revenus des ménages hors transferts et les transferts institutionnels et divers, ces coefficients sont, respectivement, de 0,732 et 0,834. Néanmoins, l'équation [2] indique que la distribution du revenu d'une source donnée et la part de cette dernière dans le revenu total ne reflètent qu'une partie de la contribution de ladite source de revenus à l'inégalité d'ensemble. La position des receveurs de différentes catégories de revenus dans la distribution d'ensemble joue un rôle. Ainsi, la quatrième colonne du tableau 5.6 affiche, pour chaque source de gains, les corrélations de Gini entre chaque catégorie de revenus et le revenu total des ménages. A cet égard, bien que les pauvres, surtout ceux du milieu rural, reçoivent une proportion légèrement supérieure de transferts externes que nationaux, le tableau 5.6 montre que les premiers sont plus corrélés au revenu total – $R_k = 0,775$ – que ces derniers – $R_k = 0,658$. Cela signifie que se sont surtout les ménages du haut de la distribution qui bénéficient des envois de fonds externes, alors que

⁵¹ Touchant une proportion relativement comparable de ménages P_k

la redistribution interne est plus largement accessible aux divers groupes de revenus⁵². Cette différenciation apparaît à nouveau lorsque l'on compare la contribution en pourcentage à l'inégalité totale de chaque catégorie de revenus. Alors que les deux sources d'envois de fonds représentent une proportion quasi-identique du revenu total des ménages, les transferts externes explique 5,4 pour cent du coefficient de Gini, contre 4,3 pour cent pour les transferts internes. Il est à remarquer que l'essentiel du coefficient de Gini provient des revenus des ménages hors transferts, et que les transferts institutionnels sont très corrélés au revenu total. Ce résultat est cohérent avec les observations précédentes, montrant que le poids des transferts institutionnels et divers n'était que de 15 pour cent environ de l'ensemble des transferts des pauvres.

En deuxième lieu, la distinction selon les milieux rural et urbain met en évidence des résultats contrastés. Tout d'abord, en milieu rural, les envois de fonds tendent à réduire l'inégalité des gains, surtout pour les plus pauvres, contrairement à ce qui prévaut dans les zones urbaines. En effet, lorsque les ménages bénéficiant de la redistribution sont pris en compte, l'inégalité rurale décroît de 10 points de pourcentage – 0,677 à 0,667 –, alors que l'indice de Gini urbain augmente de 0,4 point de pourcentage – 0,624 à 0,628. En outre, on remarquera que l'inégalité rurale inhérente aux ménages pauvres diminue de 16 points de pourcentage lorsque ces derniers reçoivent des envois de fond. Quel que soit le milieu, les transferts externes demeurent davantage corrélés au revenu total, conformément à la tendance précédemment indiquée⁵³. Par contre, le tableau 5.6 montre que la contribution à l'explication du coefficient de Gini varie sensiblement selon le milieu. Dans le secteur rural, le poids des envois de fonds quant à l'explication du coefficient de Gini – dernière colonne du tableau 5.6 – est environ de 9 pour cent, le rôle des transferts institutionnels étant faible – de l'ordre de 3 à 4 pour cent. Par contre, dans les zones urbaines, ces derniers contribuent à 11,3 pour cent dans l'explication du coefficient de Gini, le poids des envois de fonds demeurant inchangé. Un tel résultat est cohérent avec l'analyse précédente – tableau 2.6 –, montrant que, dans les agglomérations, plus de la moitié des transferts ont une nature institutionnelle, en particulier pour les ménages non pauvres – tableau A2.6 en annexe. D'ailleurs, le tableau 5.6 fait apparaître une forte corrélation R_k entre ce type de transferts et le revenu total des ménages.

⁵² Le tableau 4.6 montre effectivement que le dernier décile du niveau de vie reçoit une proportion considérable de transferts externes.

⁵³ Toutefois, la valeur de R_k est la moins élevée pour les ménages ruraux pauvres.

Tableau 5.6 : Sources de revenus, transferts et inégalité – Burkina Faso 1994-95¹

Paramètre	Proportion de ménages ayant la source de revenu	Proportion du revenu total	Coefficient de Gini pour la source de revenu	Corrélation de Gini – Y_k avec le revenu total Y	Contribution du coefficient de Gini au revenu total	Part dans le coefficient de Gini
Source de revenus	$(P_k)^2$	(S_k)	(G_k)	(R_k)	$(S_k * G_k * R_k)$	(%)
Ensemble de l'économie						
Revenus des ménages <i>hors transferts</i>	0,912	0,814	0,732	0,987	0,588	85,2
<i>Envois de fonds</i> du Burkina Faso	0,184	0,066	0,701	0,658	0,030	4,3
<i>Envois de fonds</i> de l'étranger	0,162	0,068	0,706	0,775	0,037	5,4
Autres transferts – inst. & divers	0,138	0,051	0,834	0,813	0,035	5,1
Total	-	1,000	0,730	1,000	0,690	100,0
N pondéré	7 921	7 921	7 921	7 921	7 921	7 921
Rural						
Revenus des ménages <i>hors transferts</i>	0,926	0,823	0,677	0,979	0,545	87,2
<i>Envois de fonds</i> du Burkina Faso	0,178	0,068	0,619	0,579	0,024	3,8
<i>Envois de fonds</i> de l'étranger	0,194	0,074	0,632	0,711	0,033	5,3
Autres transferts – inst. & divers	0,077	0,035	0,796	0,843	0,023	3,7
Total	-	1,000	0,667	1,000	0,625	100,0
N pondéré	5 437	5 437	5 437	5 437	5 437	5 437
Rural – pauvres						
Revenus des ménages <i>hors transferts</i>	0,921	0,826	0,625	0,979	0,505	88,1
<i>Envois de fonds</i> du Burkina Faso	0,158	0,063	0,607	0,539	0,021	3,7
<i>Envois de fonds</i> de l'étranger	0,212	0,085	0,569	0,647	0,031	5,4
Autres transferts – inst. & divers	0,066	0,026	0,755	0,830	0,016	2,8
Total	-	1,000	0,609	1,000	0,573	100,0
N pondéré	2 380	2 380	2 380	2 380	2 380	2,380
Urbain						
Revenus des ménages <i>hors transferts</i>	0,879	0,776	0,624	0,978	0,474	80,2
<i>Envois de fonds</i> du Burkina Faso	0,197	0,072	0,718	0,582	0,030	5,1
<i>Envois de fonds</i> de l'étranger	0,091	0,035	0,791	0,708	0,020	3,4
Autres transferts – inst. & divers	0,274	0,117	0,763	0,751	0,067	11,3
Total	-	1,000	0,628	1,000	0,591	100,0
N pondéré	2 484	2 484	2 484	2 484	2 484	2 484

(1) Les informations relatives aux salaires sont issues des données individuelles, (2) Les proportions ne recourent pas exactement ce qui est affiché au tableau 2.6. En effet dans la mesure où des différentes catégories de transferts peuvent être simultanément le fait d'un même ménage, leur décomposition induit des sommes de pourcentages plus élevées. Par exemple, des ménages ont en même temps des envois de fonds du Burkina Faso et de l'étranger. Lorsque ces deux catégories sont appréhendées séparément, la somme des pourcentages des ménages ayant ces transferts (18,4 + 16,2 = 34,6, tableau 4.6) est supérieure au pourcentage représentant l'ensemble de ces deux transferts (31,5, tableau 2.6).

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 - pondération normalisée.

En définitive, les transferts, dans leur ensemble, tendent à avoir un effet égalitaire sur les gains au Burkina Faso. Mais, si les envois de fonds contribuent peu à l'explication de l'inégalité des revenus, les transferts institutionnels ont un poids relativement important dans l'explication du coefficient de Gini en milieu urbain.

2. Variation des revenus, inégalité et bien-être

On peut affiner les conclusions précédentes en examinant l'effet d'une faible variation d'une source de revenus sur l'inégalité et le bien-être des ménages burkinabè. L'impact d'une faible variation en pourcentage des quatre sources de revenus est affiché au tableau 6.6.

Tableau 6.6 : Effets d'une augmentation de un pour cent d'une source donnée de revenus sur le bien-être – Burkina Faso 1994-95²

Paramètre	Variation de Gini $[(S_k R_k G_k)/G] - S_k$ (%)	Variation de bien-être (%)			Effet de revenu (%) ¹	Effet de répartition (%) ¹	Valeur critique de $\hat{\alpha}$ ³
		$\alpha = 1$	$\alpha = 2$	$\alpha = 3$			
Ensemble de l'économie							
Revenus des ménages <i>hors transferts</i>	0,038	0,729	0,954	0,889	2,628	-1,898	1,4
Envois de fonds du Burkina Faso	-0,022	0,115	-0,014	0,024	0,214	-0,099	2,2
Envois de fonds de l'étranger	-0,014	0,097	0,016	0,040	0,214	-0,117	1,8
Autres transferts – inst. & divers	-0,001	0,053	0,048	0,050	0,165	-0,112	1,5
Rural							
Revenus des ménages <i>hors transferts</i>	0,050	0,741	1,073	0,930	2,196	-1,456	1,5
Envois de fonds du Burkina Faso	-0,029	0,116	-0,077	0,006	0,181	-0,065	2,8
Envois de fonds de l'étranger	-0,021	0,109	-0,030	0,029	0,197	-0,089	2,2
Autres transferts – inst. & divers	0,003	0,031	0,049	0,041	0,095	-0,063	1,5
Rural – pauvres							
Revenus des ménages <i>hors transferts</i>	0,056	0,751	1,266	0,960	1,935	-1,184	1,6
Envois de fonds du Burkina Faso	-0,027	0,099	-0,149	-0,002	0,147	-0,048	3,1
Envois de fonds de l'étranger	-0,031	0,126	-0,154	0,012	0,200	-0,074	2,7
Autres transferts – inst. & divers	0,002	0,023	0,046	0,032	0,062	-0,039	1,6
Urbain							
Revenus des ménages <i>hors transferts</i>	0,025	0,740	0,941	0,834	1,818	-1,158	1,6
Envois de fonds du Burkina Faso	-0,021	0,103	-0,066	0,024	0,178	-0,074	2,4
Envois de fonds de l'étranger	-0,002	0,037	0,023	0,031	0,085	-0,048	1,8
Autres transferts – inst. & divers	-0,004	0,123	0,094	0,109	0,287	-0,164	1,7

(1) Pour $\alpha = 1$; (2) Le bien-être est appréhendé par l'indice de Sen : $W = \mu(1-\alpha G)$, où μ est le revenu moyen de l'échantillon, α un paramètre de comportement indiquant la pondération en termes de bien-être de la distribution du revenu par rapport au revenu moyen, et G le coefficient de Gini ; (3) Valeur de $\hat{\alpha}$ pour laquelle une variation de α_k a un impact négatif sur le bien-être. Puisque $(\delta W/\delta \alpha_k)(1/W) = S_k(1 - \alpha_k R_k G_k)/(1 - \alpha G)$, $(\delta W/\delta \alpha_k)(1/W) = 0$ implique $\hat{\alpha} = 1/R_k G_k$

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 - pondération normalisée.

Premièrement, alors que les revenus hors transferts rehaussent l'inégalité du revenu total, quel que soit le milieu, les envois de fonds ont un effet opposé, tandis que l'effet de la redistribution institutionnelle est mitigé. En effet, au niveau de l'ensemble de l'économie, une variation de un pour cent des transferts privés internes et externes réduit le coefficient de Gini de 0,022 et 0,014 pour cent, respectivement. Quant aux transferts institutionnels, l'effet positif sur l'inégalité est infime. En fait, le rôle des transferts quant à l'inégalité semble différent selon le milieu et le niveau de vie. Dans le secteur rural, l'impact positif des envois de fonds sur l'inégalité est relativement important, notamment lorsque l'on considère la distribution de revenus des pauvres – -0,027 et -0,031 pour cent, respectivement, pour les envois de fonds internes et externes. D'ailleurs, on observe que, pour les pauvres du secteur rural, le rôle égalitaire des envois de fonds étrangers surpasse celui des transferts privés nationaux. En même temps, les transferts institutionnels ont tendance à accentuer l'inégalité, bien que l'effet sur le coefficient de Gini soit très faible – 0,002 à 0,003 pour cent. Dans les villes, le tableau 6.6

indique que tous les transferts ont un effet positif sur l'inégalité, y compris ceux qui ont une origine institutionnelle. Cependant, non seulement ces derniers ont encore un effet très limité $-0,004$ pour cent, mais encore le poids des envois de fonds externes apparaît à présent dérisoire en termes d'inégalité globale $-0,002$ pour cent. De ce fait, en milieu urbain, seule la redistribution interne privée semble contribuer à la réduction de l'inégalité, cette dernière étant appréhendée à l'aide du coefficient de Gini. Naturellement, ces considérations sont étroitement associées à la répartition des envois de fonds précédemment analysée.

Deuxièmement, l'analyse des effets en termes de bien-être conforte les observations précédentes⁵⁴. S'agissant de l'ensemble de l'économie, le tableau 6.6 montre que la variation de bien-être est la plus élevée consécutivement à la variation des gains hors transferts. En effet, lorsque $\alpha = 1$, une variation de 1 pour cent de ces derniers génère un gain de bien-être de 0,729 pour cent. Cela signifie que, l'effet négatif en termes de distribution précédemment mis en évidence – colonne 1 – est plus que compensé par un effet positif de revenu. Un tel résultat prévaut à la fois dans les milieux rural et urbain. Toutefois, le rôle des envois de fonds apparaît important puisqu'une variation de un pour cent de ces derniers induit un supplément de bien-être de 0,212 pour cent, le poids des transferts institutionnels étant assez marginal $-0,053$ pour cent. A cet égard, il est à remarquer que, pour l'ensemble de l'économie, l'impact relatif en termes de bien-être des envois de fonds internes et externes est relativement équilibré. En outre, l'effet de bien-être de l'accroissement des envois de fonds demeure positif dès lors que α n'est pas supérieur à 1,8-2,2 – dernière colonne.

En fait, le tableau 6.6 met en évidence une différenciation des effets des envois de fonds selon le milieu. Dans le secteur rural, l'exercice de simulation montre que l'élévation du bien-être est la plus importante consécutivement à une variation marginale des envois de fonds, comparativement aux transferts institutionnels, alors que l'inverse prévaut dans les zones urbaines. En effet, un accroissement de un pour cent des envois de fonds en direction du secteur rural induit, toutes choses égales par ailleurs, une élévation du bien-être de 0,225 pour cent $- \alpha = 1$. Or, dans le milieu urbain, l'effet des envois de fonds sur le bien-être n'est que de 0,140 pour cent, alors que l'effet des transferts institutionnels est considérablement rehaussé $-0,123$ pour cent. Par ailleurs, il est intéressant de remarquer le rôle spécifique que jouent les envois de fonds étrangers pour les ménages ruraux pauvres. Ces derniers enregistrent une variation de bien-être de 0,126 pour

⁵⁴ L'analyse est menée avec $\alpha = 1$.

cent, consécutivement à un accroissement de un pour cent des envois de fonds étrangers – 0,099 pour cent pour les transferts privés nationaux –, contre seulement 0,023 pour cent pour la redistribution institutionnelle. Dans ce contexte, il faut également noter une meilleure stabilité des résultats inhérents aux envois de fonds en direction des ménages pauvres ruraux, la valeur critique de α étant de l'ordre de 3, contre 2 environ en milieu urbain. Cela signifie que l'effet de bien-être d'une élévation des envois de fonds dans le secteur rural cesse d'être positif lorsque la pondération attribuée à l'équité est supérieure à 3 fois celle du revenu moyen – 3,1 et 2,7, respectivement, pour les transferts privés internes et externes –, contre 2 fois pour les ménages urbains.

Ainsi, la présente analyse souligne que la variation de bien-être résulte, en premier lieu, des changements liés aux gains hors transferts. Mais, en même temps, l'augmentation des envois de fonds a un impact substantiel sur le bien-être des ménages ruraux, notamment lorsqu'ils proviennent de l'étranger au profit des ménages pauvres. Par contre, dans les agglomérations, l'incidence de la redistribution institutionnelle sur le bien-être est quasi-identique au poids des envois de fonds, ces derniers jouant un rôle particulièrement limité lorsqu'ils émanent de l'étranger. De tels résultats s'expliquent, en grande partie, par la configuration des transferts précédemment mise en évidence, et aussi, probablement, par la méthode d'analyse, dont les hypothèses spécifiques ont été rappelées dans la deuxième section. Ajoutons que les résultats présentés ont été obtenus dans le cas d'une fonction de bien-être standard, c'est-à-dire lorsque $\alpha = 1$. Or, le tableau 6.6 indique une forte sensibilité des résultats par rapport à la valeur de ce coefficient – surtout lorsque $\alpha = 2$.

Quoiqu'il en soit, la présente analyse suggère, au Burkina Faso, un effet substantiel des envois de fonds sur le bien-être des ménages, c'est-à-dire probablement un impact de la redistribution des revenus sur l'incidence de la pauvreté. En outre, le rôle des envois de fonds en provenance de la Côte d'Ivoire souligne l'effet potentiel de la transmission internationale de la conjoncture des pays voisins sur le niveau de vie des populations du Burkina Faso. L'analyse des envois de fonds en tant que substituts potentiels des gains domestiques tente de préciser ces effets par rapport à la pauvreté.

4. Envois de fonds et pauvreté : substituts potentiels de revenus

1. Les estimations économétriques

Les coefficients du modèle probit bivarié, estimé selon le maximum de vraisemblance à information complète, sont présentés au tableau 7.6, tandis que les statistiques descriptives sont affichées au tableau A5.6 en annexe. A cet égard, on rappelle que la variable dépendante inhérente à la décision de participation – partie haute du tableau 7.6 – a la valeur 1 si le chef de ménage est employé ou chômeur – offre de travail –, et 0 dans le cas contraire. De même, dans l'équation des transferts privés – partie basse du tableau 7.6 –, la variable dépendante est codée 1 si le ménage ne bénéficie pas d'envois de fonds, sinon 0. Remarquons immédiatement que le coefficient ρ , indiquant la corrélation entre les résidus des deux équations, est statistiquement significatif pour les secteurs rural et urbain, ce qui justifie, dans les deux cas, l'estimation du modèle probit bivarié.

Le tableau A5.6 en annexe montre que les taux d'offre de travail des chefs de ménage sont très élevés, surtout en milieu rural – plus de 90 pour cent, contre un peu plus de 80 pour cent dans les villes –, et systématiquement supérieurs lorsque les ménages ne bénéficient pas d'envois de fonds. En outre, on observe que l'écart relatif des taux d'offre de travail par rapport au critère de redistribution est plus élevé dans les agglomérations que dans les campagnes. Dans ce contexte, l'analyse économétrique met en évidence les principaux facteurs de l'offre de travail⁵⁵. Toutes choses égales par ailleurs, quel que soit le milieu, la propension des chefs de ménage à participer au marché du travail croît avec l'âge⁵⁶, et est d'autant plus importante pour les hommes, les individus mariés et les ménages ayant une proportion d'inactifs élevée. Toutefois, le tableau 7.7 suggère quelques éléments de différenciation selon le milieu. Dans le secteur rural, la proportion des 5-14 ans par rapport aux adultes en âge d'être actifs affecte positivement la participation au marché du travail des chefs de ménages, alors que l'inverse prévaut dans les zones urbaines. D'ailleurs, l'offre de travail des chefs de ménages ruraux est inversement liée au nombre de femmes adultes. Toutefois, les effets marginaux partiels pour les 0-4 ans et les plus de 60 ans sont plus élevés dans les villes. Sans aucun doute, la structure démographique des ménages, dont la taille est plus grande dans le

⁵⁵ Une analyse plus détaillée est présentée dans Lachaud [1997a].

⁵⁶ Le point de retournement étant cependant plus tardif pour les urbains.

Tableau 7.6 : Coefficients des équations probit bivariées d'offre de travail des chefs de ménage – 10 ans et plus – et des envois de fonds en direction des ménages selon le milieu – Burkina Faso 1994-95¹

Paramètre	Rural				Urbain			
	β	t ²	Effet marginal partiel ¹⁴	Effet marginal total ¹⁵	β	t ²	Effet marginal partiel ¹⁴	Effet marginal total ¹⁵
Offre de travail des chefs de ménage – 1 = oui²								
Constante	0,100	0,393	0,0047	-	-1,030	-3,620*	-0,1366	-
Instruction ⁴								
Primaire	0,134	0,709	0,0063	-	0,159	1,608	0,0211	-
Proportion secondaire 1c ⁵	-0,497	-1,379	-0,0235	-	-0,214	-1,573	-0,0283	-
Secondaire 2c et plus	0,234	0,653	0,0111	-	0,569	4,598*	0,0755	-
Démographie								
Age du chef de ménage (Age du chef) ^{3/100}	0,063	6,850*	0,0030	-	0,079	6,347*	0,0105	-
Sexe du chef de ménage ⁶	-0,098	-11,800*	-0,0046	-	-0,113	-8,659*	-0,0150	-
Chef de ménage marié	0,634	6,854*	0,0300	-	0,737	7,672*	0,0977	-
Proportion 0-4 ans ⁷	0,277	3,257*	0,0131	-	0,232	2,432*	0,0308	-
Proportion 5-14 ans	0,569	2,057*	0,0269	-	1,496	4,909*	0,1983	-
Proportion >60 ans	0,706	3,646*	0,0334	-	0,142	0,705	0,0189	-
Nombre de femmes ≥ 15 ans	0,579	3,182*	0,0274	-	1,011	3,222*	0,1341	-
Petites villes ¹⁶	-0,045	-2,364*	-0,0021	-	-	-	-	-
Localisation géographique⁹								
Sud & Sud-Ouest	0,267	2,417*	0,0126	-	-	-	-	-
Centre-Nord	0,353	3,875*	0,0167	-	-	-	-	-
Centre-Sud	0,427	4,683*	0,0202	-	-	-	-	-
Nord	0,031	0,236	0,0015	-	-	-	-	-
Petites villes ¹⁶	-	-	-	-	0,283	3,335*	0,0376	-
Envoi de fonds en direction des ménages – 1 = non¹³								
Constante	-0,542	-3,098*	0,0032	0,0080	-0,952	-3,714*	0,0114	-0,125*
Instruction ⁴								
Primaire	-0,223	-3,420*	0,0013	0,0077	-0,009	-0,137	0,0001	0,021
Proportion secondaire 1c ⁵	0,293	1,251	-0,0018	-0,0252	-0,101	-0,874	0,0012	-0,027
Secondaire 2c et plus	0,272	2,155*	-0,0016	0,0094	0,044	0,574	-0,0005	0,075*
Démographie								
Age du chef de ménage (Age du chef) ^{3/100}	0,022	3,409*	-0,0001	0,0028*	0,061	5,682*	-0,0007	0,010*
Sexe du chef de ménage ⁶	-0,269	-4,103*	0,0002	-0,0048*	-6,673	-5,700*	0,0797	-1,420*
[Chef de ménage marié]	0,562	8,861*	-0,0034	0,0267*	0,578	7,738*	-0,0069	0,091*
Proportion 0-4 ans ⁷	-	-	-	0,0131*	-	-	-	0,031*
Proportion 5-14 ans	-	-	-	0,0269*	-	-	-	0,198*
Nombre de femmes ≥ 15 ans]	-	-	-	0,0334*	-	-	-	0,019
Proportion >60 ans	-	-	-	-0,0021*	-	-	-	-
Ethnicité ¹⁰	-0,394	-3,325*	0,0024	0,0397*	-0,660	-2,218*	0,0079	0,141*
Dioula & assimilés	0,120	2,698*	-0,0007	-0,0007*	-0,280	-4,784*	0,0034	0,003*
Peuhl	0,381	4,251*	-0,0023	-0,0002*	-0,130	-0,867	0,0016	0,002
Localisation géographique⁹								
Sud & Sud-Ouest	0,359	6,016*	-0,0021	0,0104*	-	-	-	-
Centre-Nord	-0,128	-2,361*	0,0008	0,0174*	-	-	-	-
Centre-Sud	0,339	5,872*	-0,0020	0,0181*	-	-	-	-
Nord	0,422	4,618*	-0,0025	-0,0011	-	-	-	-
Petites villes ¹⁶	-	-	-	-	0,087	1,376	-0,0010	0,036*
Migrant	-0,909	-2,420*	0,0006	0,0006*	-0,164	-2,873*	0,0020	0,002*
p(1,2) ¹¹	0,222	5,418*	-	-	0,177	3,779*	-	-
Log de vraisemblance					-4386,347			-2276,267
Hétéroscédasticité - ML ¹²					0,257			1,856
N pondéré					5 888			2 708

(1) Maximum de vraisemblance à information complète ; (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le test est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) La variable dépendante prend la valeur 1 si le chef de ménage et employé ou au chômage, et 0 dans le cas contraire ; (4) Base = sans instruction ; (5) Y compris la formation professionnelle avant le BEC ; (6) Homme ; (7) Base =15-60 ans ; (8) Base = Ouest ; (9) Base = autres personnes ; (10) Mossi, assimilé & étrangers ; (11) Covariance entre les termes aléatoires des deux équations de sélection ; (12) Le test du multiplicateur de Lagrange montre que le modèle rejette l'hypothèse d'hétéroscédasticité, celle-ci étant prise en compte de façon multiplicative par rapport à la fois au log de la dimension du ménage et la durée de résidence – durée de résidence nulle pour ceux qui sont nés sur le lieu de l'enquête –, soit $\epsilon_{it} \sim N\{0, [\exp(\gamma_i \cdot w_{it})]^s\}$, avec $s=1$ et 2. Le LM est inférieur à 3,84, seuil de signification de l'hypothèse nulle d'homoscédasticité ; (13) La variable dépendante prend la valeur 1 si le ménage ne bénéficie pas de transferts privés, et 0 dans le cas contraire. Les variables en italique ne sont pas prises en compte dans l'équation de sélection des transferts privés ; (14) Dans le cas du modèle probit bivarié, plusieurs effets marginaux peuvent être obtenus. L'effet marginal partiel est $\text{Prob}(Z_{1i}=1, Z_{2i}=1)$; (15) Somme des effets marginaux partiels par rapport à la moyenne du vecteur des caractéristiques. Ces effets sont uniquement reportés dans la deuxième partie du tableau au niveau de chaque variable commune ; (16) Base = Ouagadougou-Bobo.

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

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée.

Tableau 8.6 : Coefficients de régression : moindres carrés avec et sans biais de sélection du log du niveau de vie des ménages selon le milieu pour les groupes ne bénéficiant pas d'envois de fonds – Burkina Faso 1994-95¹

Paramètre Variable indépendante	Rural				Urbain			
	Moindres carrés & biais de sélection		Moindres carrés ordinaires		Moindres carrés & biais de sélection		Moindres carrés ordinaires	
	β	t ²	β	t ²	β	t ²	β	t ²
Constante	10,588	438,904*	11,187	86,535*	11,839	191,651*	12,334	66,030*
Instruction – chef de ménage³								
Primaire	0,072	19,419*	0,168	3,647*	0,281	68,251*	0,262	6,833*
Proportion secondaire 1c ⁴	0,812	92,120*	0,723	5,226*	-	-	-	-
Secondaire 2c et plus	0,928	149,879*	0,831	8,295*	-	-	-	-
Proportion secondaire 1c	-	-	-	-	0,461	53,342*	0,526	7,440*
Secondaire 2c	-	-	-	-	0,721	117,045*	0,655	11,779*
Supérieur	-	-	-	-	1,332	174,977*	1,268	17,429*
Formation professionnelle <BEPC	-	-	-	-	0,412	35,798*	0,495	5,136*
Formation professionnelle <BEPC	-	-	-	-	0,851	63,059*	0,775	7,805*
Démographie								
Age du chef de ménage	0,011	25,654*	-0,008	-1,926**	0,029	15,420*	-0,012	-1,476
(Age du chef de ménage) ² /100	-0,016	-33,656*	0,007	1,774**	-0,042	-19,530*	0,009	0,996
Sexe du chef de ménage – homme	0,434	58,351*	0,136	2,685*	0,500	32,749*	0,166	2,965*
Chef de ménage marié	-0,009	-3,421*	-0,032	-0,878	-0,150	-31,236*	-0,194	-4,282*
Taille du ménage	-0,025	-154,185*	-0,025	-10,772*	-0,033	-72,839*	-0,035	-7,423*
Proportion d'employés par ménage	0,005	124,042*	0,054	8,298*	0,002	30,591*	0,002	3,095*
Résidence								
Durée de résidence	-	-	-	-	-0,004	-10,983*	-0,001	-0,500
(Durée de résidence) ² /100	-	-	-	-	0,007	7,933*	0,004	0,486
Ethnicité – chef de ménage⁵								
Dioula & assimilés	0,030	13,593*	-0,020	-0,840	-0,053	-7,975*	0,031	0,895
Peuhl	-0,033	-7,247*	-0,164	-3,715*	0,130	13,900*	0,173	1,741**
Marché du travail – chef de ménage								
Expérience emploi – années (Expérience emploi) ² /100	-0,015	-42,019*	-0,015	-3,127*	0,005	7,622*	0,005	0,814
Salaire protégé ⁶	0,015	26,146*	0,015	2,386*	0,013	7,829*	0,012	0,680
Salaire non protégé ⁶	0,162 ⁹	11,912*	0,697 ⁹	6,156*	-1,012	-29,310*	-0,034	-0,387
Indépendant non agricole ⁸	-	-	-	-	-1,201	-35,011*	-0,231	-2,623*
Agriculteur progressif ⁸	-0,007	-0,576	0,513	5,473*	-1,188	-35,113*	-0,222	-2,861*
Agriculteur subsistance ⁸	-0,399	-32,000*	0,124	1,653**	-1,438 ¹⁰	-42,816*	-0,486 ¹⁰	-6,002*
Eleveur ⁸	-0,502	-40,726*	0,024	0,337	-	-	-	-
Chômeur	-0,167	-13,214*	0,357	4,451*	-	-	-	-
Propriétaire de terres	-	-	-	-	-1,256	-36,642*	-0,290	-3,041*
Localisation géographique ⁴	-0,146	-51,231*	-0,145	-3,477*	-0,150	-32,674*	-0,148	-3,350*
Sud & Sud-Ouest	0,112	26,822*	-0,040	-1,199	-	-	-	-
Centre-Nord	-0,276	-92,831*	-0,234	-6,941*	-	-	-	-
Centre-Sud	0,122	29,913*	-0,032	-1,002	-	-	-	-
Nord	0,119	23,020*	-0,035	-0,694	-	-	-	-
Petites villes ⁷	-	-	-	-	-0,024	-5,325*	-0,083	-2,176*
Lambda 1 – offre de travail	0,391	58,750*	-	-	0,573	31,242*	-	-
Lambda 2 – absence transferts privés	0,781	41,800*	-	-	0,654	15,447*	-	-
R ² ajusté		0,342		0,339		0,448		0,445
F (sig F)		86,04 (0,000)		91,98 (0,000)		62,00 (0,000)		66,16 (0,000)
N pondéré		4 074		4 074		2 030		2 030

(1) Estimation en deux étapes avec correction des erreurs types ; (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type; (3) Base = sans instruction, (4) Y compris la formation professionnelle avant le BEPC, (5) Mossi, assimilé & étrangers; (6) Base = Ouest, (7) Base = Ouagadougou-Bobo-Dioulasso, (8) Base = chômeur-inactif pour le rural et inactif pour l'urbain; (9) Ensemble des salariés; (10) Ensemble des agriculteurs.

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

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée.

secteur rural que dans les centres urbains, influence l'offre de travail de ceux qui les gèrent. En outre, c'est seulement dans villes que l'éducation, notamment à partir du niveau secondaire, est positivement corrélée à l'offre de travail⁵⁷. D'ailleurs, on observe une plus forte propension à participer au marché du travail des chefs de ménage dans les deux principales villes, comparativement à la capitale, et dans les régions du Sud-Ouest, du Centre-Sud et du Centre-Nord, par rapport à l'Ouest.

S'agissant des déterminants des envois de fonds, le modèle probit suggère plusieurs commentaires. Tout d'abord, la propension des ménages à bénéficier d'envois de fonds, tant dans le milieu rural que dans les zones urbaines, est d'autant plus fréquente qu'ils sont jeunes et dirigés par une femme. En effet, le modèle montre que la probabilité d'envois de fonds est inversement corrélée à l'âge du chef de ménage et au sexe masculin de ce dernier. Ce résultat était attendu dans la mesure où le tableau 2.6 a montré que plus de 50 pour cent des ménages féminins bénéficiaient d'envois de fonds, contre un peu moins du tiers des ménages masculins. Le rôle de l'éducation des chefs de ménage est contrasté. Les ménages ruraux dont le chef a le niveau primaire ont une plus forte propension à avoir des transferts privés, comparativement à ceux qui sont gérés par une personne sans instruction. Par contre, l'inverse prévaut pour ceux dont le chef a au moins le niveau secondaire. Mais, il est important de noter que les effets marginaux partiels ont un signe opposé à ceux des coefficients. Dans le secteur urbain, l'éducation du chef de ménage n'est pas corrélée à l'existence d'envois de fonds, résultat a priori cohérent avec le fait que ces derniers ont davantage une nature institutionnelle – tableau 2.6. Ensuite, la propension des ménages à recevoir des transferts privés est positivement corrélée à la proportion des individus de plus de 60 ans dans le ménage, l'effet marginal étant d'ailleurs trois fois plus élevé dans les villes que dans les campagnes. Dans ces conditions, la présence d'envois de fonds témoigne probablement, en partie, de la mobilisation d'un actif spécifique, le capital social, ce dernier générant une indemnité comparable à une assurance contre le risque lorsque les individus ne participent pas au marché du travail. Par ailleurs, le fait que la propension à bénéficier d'envois de fonds soit d'autant plus importante que le chef du ménage est lui-même un migrant, renforce cette argumentation. Toutefois, l'effet marginal est considérablement plus élevé pour ceux qui se sont déplacés vers les zones urbaines du Burkina Faso. Enfin, cette mobilisation du capital social varie selon l'appartenance ethnique et les

⁵⁷ Cette faible sensibilité de l'offre de travail rurale en fonction du niveau d'instruction a déjà été soulignée. Lachaud [1997a].

régions, les deux éléments étant partiellement liés. En effet, dans le milieu rural, ce sont les Mossi qui semblent avoir la plus grande propension relative à recevoir des transferts privés, alors que l'inverse prévaut dans le milieu urbain – en particulier, comparativement aux Dioula. Ajoutons que, toutes choses égales par ailleurs, dans le milieu rural, les effets marginaux partiels montrent que la probabilité relative des envois de fonds semble la plus élevée dans l'Ouest et le Centre-Nord.

Le tableau 8.6 présente les coefficients de régression des estimations par les moindres carrés ordinaires – avec et sans biais de sélection – selon le milieu, des déterminants du log du niveau de vie des ménages *ne bénéficiant pas* d'envois de fonds. On constate immédiatement que la prise en compte des λ ⁵⁸ produit des coefficients qui peuvent être assez différents. De plus, on note que les coefficients λ sont positifs et statistiquement significatifs, quel que soit le milieu. On rappelle que ces coefficients représentent la covariance entre les erreurs des équations de choix et d'envois de fonds, d'une part, et les erreurs de l'équation du niveau de vie des ménages ne bénéficiant d'aucune redistribution privée, d'autre part. Dans le cas présent, les coefficients positifs pourraient indiquer que des caractéristiques non observables des chefs de ménage ou des ménages, qui accroissent la propension de ces derniers – sans envois de fonds – à avoir un niveau de bien-être élevé, contribuent aussi à, non seulement augmenter la probabilité que les premiers participent au marché du travail, mais également à réduire la propension des seconds à obtenir des transferts privés. En d'autres termes, par exemple, l'allocation non aléatoire des chefs de ménage affecte positivement et logiquement le niveau de vie des groupes qu'ils dirigent, le choix étant fondé sur les avantages comparatifs des individus et des gains. De même, la répartition non aléatoire des envois de fonds est en partie dictée par le faible niveau de bien-être des ménages qui les reçoivent.

Les coefficients de régression affichés au tableau 8.6 confirment la plupart des conclusions issues des analyses plus spécifiques des déterminants de la pauvreté, effectuées à l'aide de la même base de données⁵⁹. Quel que soit le milieu, le niveau de bien-être des ménages exclus de la redistribution privée est positivement corrélé à l'instruction, à l'âge et au sexe masculin du chef de ménage. L'influence de l'ethnicité varie selon le milieu, les ménages Mossi ayant un niveau de vie plus élevé dans les villes que dans les campagnes, comparativement aux Dioula⁶⁰. Dans les secteurs rural et urbain,

⁵⁸ Ainsi que les erreurs types ajustées.

⁵⁹ Lachaud [1999a].

⁶⁰ De même, les ménages Peuhl ont un niveau de vie plus élevé que les Mossi dans les

la consommation par tête est inversement corrélée à la taille des groupes, tandis que l'inverse prévaut en ce qui concerne du nombre d'employés par ménage. Contrairement au secteur rural, le niveau de vie des ménages urbains est positivement affecté par l'expérience dans l'emploi des chefs de ménage, et par le fait que ces derniers résident depuis très longtemps – plus de 28 ans – dans la localité où ils ont été enquêtés. On remarque également que la possession de terre est négativement liée au log de la consommation par tête. Toutes choses égales par ailleurs, les ménages ruraux ou urbains ne bénéficiant pas de transferts et dirigés par des inactifs ont une consommation par personne plus élevée que ceux qui ont un actif à leur tête – sauf pour les salariés du secteur rural. Enfin, le niveau de vie des ménages dépend de leur localisation géographique, les ménages de la capitale étant relativement plus favorisés, comparativement à ceux des petites villes, tout comme ceux du Sud & Sud-Ouest, du Centre-Sud et du Nord, relativement à ceux de l'Ouest.

Ces estimations économétriques permettent d'imputer le niveau de vie que les ménages bénéficiant actuellement des transferts privés auraient en l'absence de ces derniers.

2. Envois de fonds, imputation du niveau de vie et pauvreté

Le tableau 9.6 présente les indicateurs de pauvreté pour l'ensemble des ménages selon leur situation par rapport aux envois de fonds. Les quatre premières colonnes affichent les indicateurs FGT et de Watts – y compris les erreurs types asymptotiques – correspondant à la situation actuelle, c'est-à-dire lorsque certains ménages bénéficient d'envois de fonds. Les quatre colonnes suivantes simulent la pauvreté des ménages en l'absence de transferts privés. Les taux de variation des indicateurs de pauvreté sont calculés par rapport à la situation initiale et indiquent l'effet des transferts, un signe négatif signifiant une réduction de la pauvreté inhérente aux envois de fonds. Par ailleurs, la statistique η , affichée aux dernières colonnes, permet de tester si les différences observées sont significatives.

Dans les zones rurales, les envois de fonds réduisent l'incidence de la pauvreté des ménages de 7,2 points de pourcentage – 48,4 à 41,2 pour cent –, soit une baisse de 14,9 pour cent du ratio de pauvreté. Par contre, la diminution des écarts de pauvreté s'avère beaucoup plus importante. Par exemple, la profondeur de la pauvreté, P1, passe de 22,7 à 12,3 pour cent consécutivement à l'existence des transferts privés. La statistique η montre que, pour l'ensemble du secteur rural, ces écarts sont statistiquement significatifs. En réalité, le tableau 9.6 suggère que la réduction du ratio de

villes, contrairement à ce qui prévaut dans les zones rurales.

Tableau 9.6 : Indicateurs de pauvreté des ménages par rapport aux envois de fonds, selon le statut du travail, le milieu et le sexe du chef, et statistique η testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté selon les cas considérés – Burkina Faso 1994-95¹

Indicateur pauvreté & envois de fonds	Avec envois de fonds (1)				Sans envois de fonds (2)				Variation (1)/(2) - %				η^3				N
	FGT0 (er- reur type) ²	FGT1 (er- reur type) ²	FGT2 (er- reur type) ²	Watts (er- reur type) ²	FGT0 (er- reur type) ²	FGT1 (er- reur type) ²	FGT2 (er- reur type) ²	Watts (er- reur type) ²	FGT0	FGT1	FGT2	Watts	FGT0	FGT1	FGT2	Watts	
Rural																	
Statut travail																	
Salarié	4,9 (1,5)	1,8 (0,6)	0,8 (0,3)	2,4 (0,8)	5,0 (1,5)	1,4 (0,5)	0,5 (0,2)	1,7 (0,6)	-2,0	28,6	60,0	41,2	-0,05	0,51	0,83	-0,70	204
Indépendant	18,4 (2,5)	4,4 (0,9)	1,8 (0,5)	6,1 (1,4)	20,1 (2,7)	7,2 (1,1)	3,4 (0,6)	9,9 (1,6)	-8,5	-38,9	-47,1	-38,4	-0,47	-1,97*	-2,04*	-1,79	221
Agr. progressif	38,2 (1,8)	10,6 (0,7)	4,2 (0,4)	13,9 (1,0)	42,7 (1,9)	20,1 (1,1)	12,6 (0,8)	33,0 (2,0)	-10,5	-47,3	-66,7	-57,9	-1,72	-7,29*	-9,39*	-8,54*	690
Agr. subsist	44,3 (0,8)	13,4 (0,3)	4,6 (0,1)	18,0 (0,5)	51,6 (0,8)	24,0 (0,5)	15,3 (0,4)	40,0 (0,6)	-14,1	-44,2	-63,4	-55,0	-6,45*	-18,18*	-25,95*	-28,17*	4007
Eleveur	39,6 (2,5)	10,1 (0,8)	3,7 (0,4)	12,8 (1,1)	42,3 (2,5)	21,5 (1,5)	13,7 (1,1)	35,4 (2,6)	-6,4	-53,0	-73,0	-63,8	-0,76	-6,71*	-8,54*	-8,00*	396
Inactif-chôm	47,9 (2,6)	16,6 (1,2)	7,9 (0,7)	23,3 (1,8)	71,2 (2,4)	36,3 (1,9)	22,5 (1,1)	58,3 (2,8)	-32,7	-53,7	-64,9	-60,0	-6,58*	-8,77*	-11,20*	-10,51*	370
Sexe																	
Homme	41,9 (0,7)	12,6 (0,3)	5,2 (0,1)	16,8 (0,4)	47,4 (0,7)	22,1 (0,4)	14,0 (0,3)	36,7 (0,7)	-11,6	-43,0	-62,9	-54,2	-5,56*	-19,00*	-27,83*	-24,68*	5434
Femme	32,0 (2,2)	9,6 (0,8)	4,1 (0,5)	12,9 (1,3)	59,8 (2,3)	30,8 (1,4)	18,2 (0,9)	47,7 (2,3)	-46,5	-68,8	-77,5	-73,0	-8,73*	-13,14*	-13,69*	-13,17*	454
Ensemble rural	41,2 (0,6)	12,3 (0,3)	5,2 (0,1)	16,5 (0,4)	48,4 (0,7)	22,7 (0,4)	14,4 (0,3)	37,5 (0,7)	-14,9	-45,8	-63,9	-5,6	-7,81*	-20,80*	-29,09*	-26,05*	5888
Urbain																	
Statut travail																	
Salarié protégé	0,4 (0,3)	0,1 (0,1)	0,0 (0,0)	0,1 (0,1)	1,0 (0,4)	0,2 (0,1)	0,0 (0,0)	0,2 (0,1)	-57,8	-50,8	-51,1	-51,0	-1,20	-0,70	0,00	-0,71	573
Salarié n prot	2,0 (0,7)	0,3 (0,1)	0,1 (0,1)	0,4 (0,2)	4,4 (1,1)	0,7 (0,2)	0,2 (0,1)	0,9 (0,3)	-53,1	-53,6	-62,9	-55,5	-1,87	-1,79	-0,45	-1,39	376
Indépendant	4,2 (0,7)	0,9 (0,2)	0,3 (0,1)	1,1 (0,3)	7,3 (0,9)	1,2 (0,2)	0,4 (0,1)	1,5 (0,5)	-42,5	-25,0	-12,0	-26,7	-2,72*	-1,06	-0,71	-0,94	750
Agriculteur ^a	21,7 (1,8)	5,0 (0,5)	1,7 (0,2)	6,3 (0,7)	28,5 (1,9)	10,1 (0,8)	4,5 (0,4)	13,6 (1,1)	-23,7	-50,0	-61,2	-52,7	-2,60*	-5,40*	-6,26*	-5,60*	542
Chômeur	12,0 (2,7)	3,1 (0,9)	1,2 (0,5)	4,1 (1,3)	25,0 (3,6)	7,0 (1,2)	2,6 (0,6)	9,0 (1,7)	-52,0	-55,5	-51,7	-54,3	-2,89*	-2,60*	-0,13	-2,29*	141
Inactif	7,2 (1,4)	2,0 (0,5)	0,9 (0,3)	2,8 (0,8)	6,3 (1,3)	1,1 (0,3)	0,3 (0,1)	1,2 (0,3)	15,2	89,0	234,7	124,2	0,47	1,54	1,90	0,88	326
Sexe																	
Homme	7,6 (0,5)	1,7 (0,2)	0,6 (0,1)	2,1 (0,2)	10,7 (0,6)	3,1 (0,2)	1,3 (0,1)	4,1 (0,3)	-29,0	-45,2	-53,7	-47,9	-3,97*	-4,95*	-4,95*	-5,54*	2357
Femme	6,1 (1,3)	1,9 (0,5)	0,9 (0,2)	2,6 (0,7)	9,7 (1,6)	2,2 (0,4)	0,7 (0,2)	2,7 (0,6)	-37,1	-12,6	16,4	-4,2	-1,77	-0,45	-0,71	-0,11	351
Ensemble urbain	7,4 (0,5)	1,7 (0,1)	0,6 (0,1)	2,2 (0,2)	10,6 (0,6)	3,0 (0,2)	1,2 (0,1)	3,9 (0,3)	-30,2	-42,3	-48,1	-4,4	-4,10*	-5,81*	-4,24*	-4,71*	2708

(1) Le seuil de pauvreté est de 41099 F Cfa par tête et par an. Les indicateurs de pauvreté sont multipliés par 100. (2) Voir Kakwani [1990] pour le calcul de l'erreur type asymptotique des indices de pauvreté, et note (2), tableau 1.4, chapitre 4 – p.83 ; (3) Une étoile (*) signifie que les écarts de pauvreté sont significatifs à 5 pour cent. Les valeurs de η pour les échantillons n_1 et n_2 et les P_1^* et P_2^* de la pauvreté sont

calculées $\eta = (P_1^* - P_2^*) / SE(P_1^* - P_2^*)$, où l'erreur type de $(P_1^* - P_2^*)$ $SE(P_1^* - P_2^*) = \sqrt{(\sigma_1^2 / n_1) + (\sigma_2^2 / n_2)}$. On note que $\sigma_1 = se$,

* \sqrt{n} , où se = erreur type de l'échantillon n . La statistique η teste l'hypothèse nulle que les différences de pauvreté sont statistiquement non significatives. (4) Ensemble des agriculteurs

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée

pauvreté n'est statistiquement significative que pour les agriculteurs de subsistance et les inactifs, c'est-à-dire les groupes socio-économiques les plus vulnérables et les plus démunis du milieu rural. A cet égard, l'impact des envois de fonds sur le bien-être est beaucoup plus important pour les seconds que pour les premiers – 23,3 et 7,3 points de pourcentage. En fait, un tel résultat n'est pas réellement surprenant, compte tenu de l'ampleur relative des envois de fonds dans les gains des ménages ruraux gérés par un agriculteur de subsistance ou un inactif – tableau 1.6 et A1.6 en annexe⁶¹. Néanmoins, on remarque que la réduction des écarts de pauvreté – y compris l'indicateur de Watts – est statistiquement significative pour les travailleurs indépendants non agricoles et les autres catégories d'agriculteurs. Par contre, les envois de fonds n'affectent pas les salariés du monde rural. Par ailleurs, il est à remarquer, comme le suggérait le tableau 1.6, que l'impact des envois de fonds en termes de réduction de la pauvreté – statistiquement significatif – est beaucoup plus élevé pour les ménages gérés par une femme – 27,8 points de pourcentage –, comparativement aux groupes ayant un homme à leur tête – 5,5 points de pourcentage. En définitive, la mobilisation du capital social par le biais des envois de fonds, internes et externes, permet d'atténuer sensiblement la pauvreté et l'inégalité – tableau 6.6 – des groupes les plus vulnérables du secteur rural. Mais, soulignons que ce rôle est majoritairement imputable aux transferts de fonds en provenance de l'étranger, en particulier de Côte d'Ivoire⁶².

En milieu urbain, la situation présente des différences – compte tenu des plus faibles taux de pauvreté qui prévalent –, mais également quelques similitudes avec le secteur rural. L'impact des envois de fonds est de réduire le ratio de pauvreté des ménages de 3,2 points de pourcentage – 10,6 à 7,4 pour cent –, soit un déclin de 30,2 pour cent, statistiquement significatif. En outre, la réduction des écarts de pauvreté, comparativement à l'incidence de la pauvreté, est relativement moins marquée que pour les zones rurales, bien que la statistique η rejette l'hypothèse nulle de différences de pauvreté non significatives. Cette observation est à relier aux résultats inhérents à la décomposition de l'indice de Gini montrant que, dans les zones urbaines, contrairement au milieu rural, les variations marginales de bien-être sont autant le fait des transferts institutionnels que des envois de fonds. De plus, on note que la réduction des taux de pauvreté des ménages gérés par les

⁶¹ Par exemple, le tableau A1.6 en annexe montre que les ménages gérés par un inactif ou un agriculteur de subsistance de sexe masculin dérivent, respectivement, 30,1 et 14,0 pour cent de leurs gains des envois de fonds – 43,8 et 39,4 pour cent pour les ménages féminins.

⁶² On rappelle – tableau A3.6 en annexe – que, pour les pauvres ruraux, 55,1 pour cent des transferts privés proviennent de l'étranger, contre 34,7 pour les non pauvres.

femmes n'est pas statistiquement significative, même si l'ampleur de la réduction est supérieure à celle de leurs homologues masculins. Il est vrai que, comme cela a déjà été souligné, les transferts privés en direction des ménages féminins urbains ont un poids relativement moins élevé que dans le secteur rural. En réalité, la mobilisation du capital social des ménages urbains contribue à réduire la pauvreté des groupes socio-économiques traditionnellement les plus exposés : les chômeurs, les travailleurs indépendants et, dans une moindre mesure, les agriculteurs. Par exemple, les envois de fonds en direction des chômeurs urbains et des travailleurs indépendants permettent de diminuer leur taux de pauvreté, respectivement, de 52,5 et 42,5 pour cent – 25,0 à 12,0 pour cent pour les premiers, et 7,3 à 4,2 pour cent pour les seconds. Un tel résultat confirme les informations présentées au tableau 1.6, montrant qu'en moyenne 30 à 40 pour cent des ressources de chômeurs proviennent de transferts privés.

Les figures 1.6 et 2.6, fondées sur les courbes TIP, confirment les commentaires précédents. En effet, les courbes TIP permettent de résumer les trois dimensions de la pauvreté – incidence, intensité et inégalité – à l'aide d'un graphique, affichant sur l'axe des ordonnées la somme cumulée des écarts de pauvreté *par tête* – normalisés ou non – et, sur l'axe des abscisses, la proportion cumulée des individus ou ménages⁶³. On montre que la plupart des indices de pauvreté peuvent être définis comme des fonctions du vecteur Γ_x des écarts de pauvreté z normalisés associé aux dépenses $x - \Gamma_{xi} = \max [(z - x_i)/z, 0]$ –, une courbe TIP étant définie, par exemple, par $TIP(\Gamma, p)$, où p représente la proportion cumulée de la population⁶⁴. La courbe est horizontale lorsque les p correspondent à des dépenses supérieures ou égales à la ligne de pauvreté z . Ainsi, sur la figure 1.6, la dimension incidence de la pauvreté des ménages ruraux sans envois de fonds est mesurée par la distance horizontale OC, tandis que l'aspect intensité est appréhendé par la distance verticale liée à l'intersection $p=1$, égale à BC. Cette distance verticale représente l'écart de pauvreté agrégé moyen pour les ménages ruraux ne bénéficiant pas de redistribution privée, alors que l'écart de pauvreté des pauvres est indiqué par la pente du rayon vecteur de l'origine (0,0) à $[B, TIP(\Gamma, C)] - OB$ ⁶⁵. Quant à la dimension inégalité, elle est résumée par le

⁶³ Three "I" Poverty. La présentation des courbes TIP est due à Jenkins, Lambert [1997], [1998a], [1998b]. Voir le chapitre 4 pour une application à l'analyse des différences spatiales en Mauritanie.

⁶⁴ Compte tenu de ses propriétés, une courbe $TIP(\Gamma, p)$ est une fonction croissante concave de p , la pente inhérente à un percentile donné indiquant l'écart de pauvreté pour ce percentile.

⁶⁵ Cette pente est égale au rapport entre $P1$ – profondeur – et $P0$ – incidence.

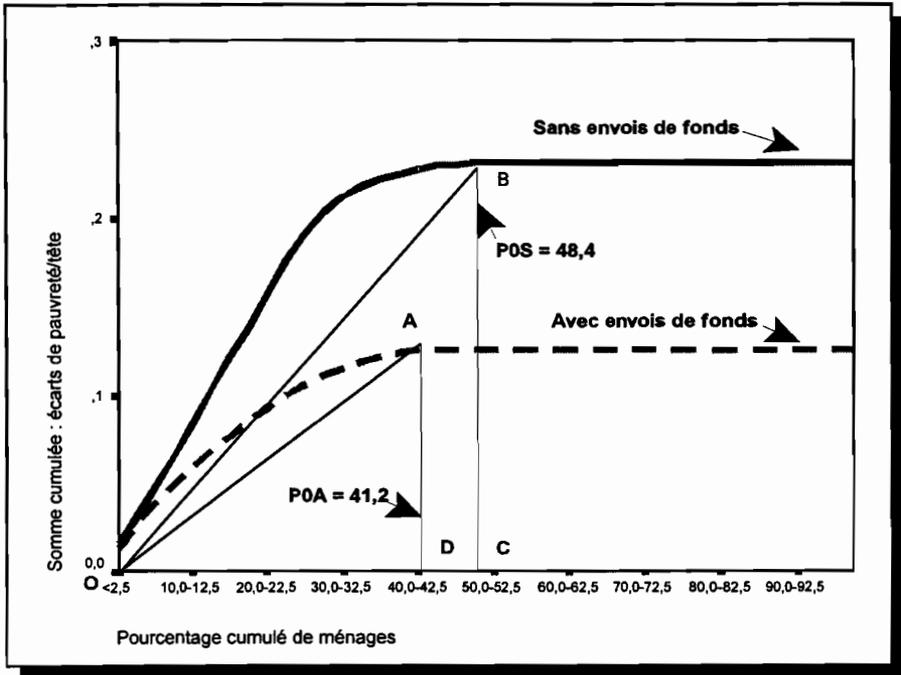


Figure 1.6 : Effets des envois de fonds sur la pauvreté rurale – Burkina Faso 1994-95

degré de concavité de la portion non horizontale de la courbe TIP.

Ainsi, les figures 1.6 et 2.6 montrent l'impact positif des envois de fonds sur la pauvreté rurale et urbaine, tant en termes d'incidence – $OD < OC$ et $O'D' < O'C$, respectivement, pour les milieux rural et urbain –, qu'en ce qui concerne les écarts de pauvreté moyens – 22,7 à 12,3 et 3,0 à 1,7 pour cent de la ligne de pauvreté, respectivement, dans les campagnes et dans les villes – $AD < BC$ et $A'D' < B'C'$. En outre, dans les deux cas, le différentiel d'écart de pauvreté des pauvres est substantiel, les pentes de $OB - 0,47$ – et de $OB' - 0,30$ – étant très largement supérieures, respectivement, à celles de $OA - 0,28$ – et $OA' - 0,23$ ⁶⁶. En d'autres termes, selon les estimations économétriques, les envois de fonds en milieu rural contribueraient à rehausser la dépense moyenne des pauvres de la moitié à plus des deux tiers de la ligne de la pauvreté, alors que dans les zones urbaines les ressources moyennes des pauvres ne se seraient élevées que de 72 à 77 pour cent de la ligne de pauvreté, consécutivement à la redistribution privée.

⁶⁶ On rappelle que la statistique η est significative pour ces écarts de pauvreté – tableau 9.6.

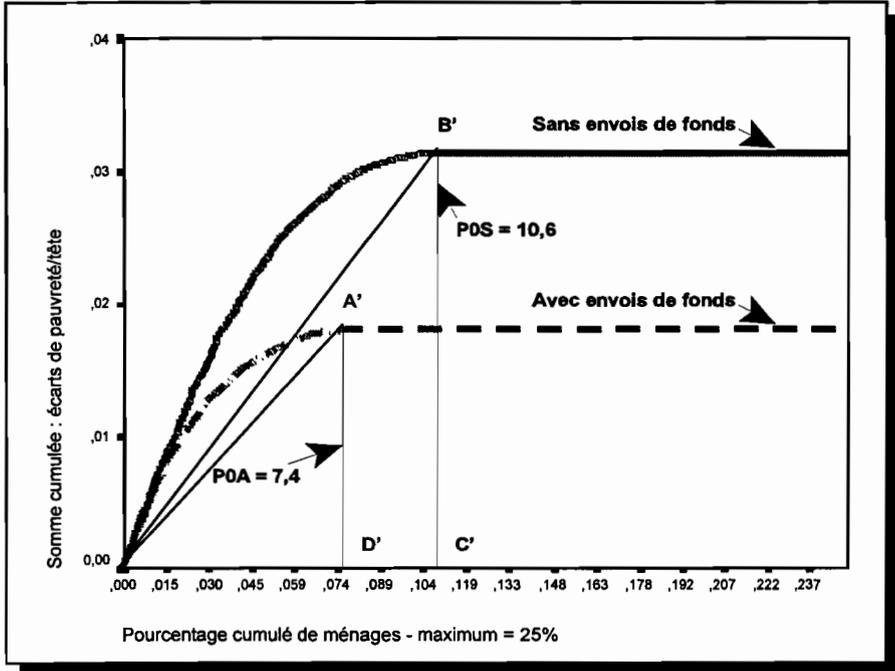


Figure 2.6 : Effets des envois de fonds sur la pauvreté urbaine – Burkina Faso 1994-95

En fait, cette représentation graphique permet une analyse de la dominance de la pauvreté. Ainsi, la position relative des courbes TIP des figures 1.6 et 2.6 met clairement en évidence la dominance des distributions inhérentes à l’absence des envois de fonds. En effet, considérons le secteur rural, et appelons $TIP(\Gamma_{SR,p})$ et $TIP(\Gamma_{FR,p})$, respectivement, les courbes TIP sans et avec envois de fonds. La figure 1.6 montre que la $TIP(\Gamma_{SR,p})$ domine la $TIP(\Gamma_{FR,p})$. Ainsi :

$$TIP(\Gamma_{SR,p}) > TIP(\Gamma_{FR,p}) \tag{9}$$

pour tous les $p \in [0,1]$. Par conséquent, étant donné les distributions des dépenses Γ_{SR} et Γ_{FR} , et une ligne commune de pauvreté en termes réels $z=41099$ F.Cfa par tête et par an, la dominance précédemment indiquée est une condition nécessaire et suffisante pour s’assurer que :

$$Q(\Gamma_{SR}|z') < Q(\Gamma_{FR}|z') \tag{10}$$

pour toutes les lignes de pauvreté $z' \leq 41\ 099$ et pour toutes les mesures $Q \subseteq Q$.

En d'autres termes, la dominance de la courbe TIP rurale *sans envois de fonds* sur son homologue *avec envois de fonds*, en termes d'écart de pauvreté normalisés, est équivalente à un classement de la pauvreté sans ambiguïté pour tous les indices appartenant à Q , et pour toutes les lignes de pauvreté équivalent au plus à 41 099 F.Cfa par tête et par an. Ainsi, au Burkina Faso, la pauvreté rurale a diminué sous l'effet des transferts privés. La figure 2.6 montre qu'il en est de même dans le secteur urbain, et induit [11].

$$Q(\Gamma_{SU} | z') < Q(\Gamma_{FU} | z') \quad [11]$$

où $TIP(\Gamma_{SU, p})$ et $TIP(\Gamma_{FU, p})$, représentent, respectivement, les courbes TIP urbaines sans et avec envois de fonds.

Conclusion

La présente recherche met en évidence l'impact des envois de fonds sur l'inégalité et la pauvreté au Burkina Faso, un pays encore largement dépendant de l'émigration vers les pays voisins, permettant de contenir une croissance démographique rapide, tout en assurant au pays des ressources financières importantes.

L'étude montre que les transferts, notamment les envois de fonds, jouent un rôle de premier plan pour stabiliser ou rehausser le niveau de vie de maints ménages au Burkina Faso. Ainsi, on observe que 40 à 50 pour cent des ménages ont une source de revenus émanant de transferts, et que ces derniers représentent près du cinquième des ressources de l'ensemble des ménages, une proportion qui s'élève à près de 50 pour cent lorsque seuls les groupes bénéficiant d'une redistribution sont pris en compte. Dans la mesure où ce sont surtout les agriculteurs de subsistance, les travailleurs familiaux, les inactifs et les chômeurs, notamment ceux qui sont à la tête de ménages féminins, qui bénéficient le plus des transferts en termes relatifs, le processus de redistribution semble avoir un rôle primordial dans les stratégies de survie des ménages burkinabè. En fait, la redistribution des gains est surtout l'expression de la mobilisation d'un capital social, les envois de fonds, nationaux et internationaux, représentant les trois quarts de l'ensemble des transferts et concernant près du tiers des ménages burkinabè – contre environ 10 pour cent des ménages pour les transferts institutionnels. Néanmoins, cette mobilisation du capital social recouvre plusieurs spécificités : (i) les envois de fonds prédominent dans le secteur rural, alors que dans les zones urbaines la redistribution est majoritairement le fait de transferts institutionnels ; (ii) une proportion plus élevée de ménages féminins bénéficient d'envois de fonds, le poids relatif de ces derniers étant d'ailleurs proportionnellement

plus accentué dans les villes, comparativement aux ménages masculins ; (iii) près de la moitié des envois de fonds proviennent de transferts internationaux, en particulier de Côte d'Ivoire, le poids de ces derniers prédominant dans les ménages dont le chef est agriculteur ou inactif, ceux qui résident dans le secteur rural – donc les plus pauvres – ou ceux ayant un homme à leur tête, alors que pour la plupart des autres groupes socio-économiques, surtout en milieu urbain, la redistribution est avant tout interne et en provenance du même milieu.

Une analyse préliminaire, fondée sur la décomposition des sources de revenus montre que, dans leur ensemble, les transferts – considérés comme exogènes – tendent à avoir un effet égalitaire sur les gains au Burkina Faso, bien que la redistribution institutionnelle soit très corrélée au revenu total, et que l'essentiel du coefficient de Gini provienne des revenus des ménages hors transferts. En fait, en milieu rural, les envois de fonds tendent à réduire l'inégalité des gains, surtout pour les plus pauvres, contrairement à ce qui prévaut dans les zones urbaines. Par ailleurs, les transferts institutionnels ont un poids relativement important dans l'explication du coefficient de Gini en milieu urbain, résultat cohérent avec le fait que plus de la moitié des transferts urbains ont une nature institutionnelle, en particulier pour les ménages non pauvres. Dans ce contexte, l'exercice de simulation – effet d'une faible variation d'une source de revenus sur l'inégalité et le bien-être – indique que : (i) les revenus hors transferts rehaussent l'inégalité du revenu total, quel que soit le milieu, alors que les envois de fonds ont un effet opposé – surtout pour les transferts externes dans le secteur rural et les transferts internes dans les villes –, et que l'effet de la redistribution institutionnelle est mitigé ; (ii) si la variation de bien-être résulte, d'abord, des changements liés aux gains hors transferts, d'une part, l'augmentation des envois de fonds a un impact substantiel sur le bien-être des ménages ruraux – notamment lorsqu'ils proviennent de l'étranger au profit des ménages pauvres – et, d'autre part, dans les villes, l'incidence de la redistribution institutionnelle sur le bien-être est quasi-identique au poids des envois de fonds, ces derniers jouant un rôle assez limité lorsqu'ils émanent de l'étranger.

En réalité, du point de vue de la relation entre le développement et le bien-être, il semble plus opportun d'examiner l'impact des transferts privés relativement à la pauvreté, en considérant ces derniers comme des substituts potentiels des gains hors transferts des ménages. A cet égard, l'analyse économétrique, simulant le niveau de vie qu'auraient les ménages en l'absence d'envois de fonds, indique que l'impact des envois de fonds est de réduire l'incidence de la pauvreté rurale des ménages de 7,2 points de pourcentage, l'effet étant encore plus important pour les écarts de pauvreté. D'ailleurs, la mobilisation du capital social par le biais des envois de fonds,

internes et externes, permet d'atténuer sensiblement la pauvreté et l'inégalité des groupes les plus vulnérables du secteur rural : (i) la réduction du ratio de pauvreté n'est statistiquement significative que pour les agriculteurs de subsistance et les inactifs, tandis que celle des écarts de pauvreté l'est pour les travailleurs indépendants non agricoles et les autres catégories d'agriculteurs ; (ii) l'impact des envois de fonds en termes de réduction de la pauvreté – statistiquement significatif – est beaucoup plus élevé pour les ménages gérés par une femme, comparativement aux groupes ayant un homme à leur tête. S'agissant du milieu urbain, l'effet des envois de fonds est de réduire le ratio de pauvreté des ménages de 3,2 points de pourcentage. En réalité, la mobilisation du capital social des ménages urbains contribue à réduire la pauvreté des groupes socio-économiques traditionnellement les plus exposés – les chômeurs, les travailleurs indépendants et, dans une moindre mesure, les agriculteurs –, bien que la réduction des taux de pauvreté des ménages gérés par les femmes ne soit pas statistiquement significative, résultat à rapprocher du fait que les transferts privés en direction des ménages féminins urbains ont un poids relativement moins élevé que dans le secteur rural. L'analyse de dominance confirme les résultats inhérents aux effets des envois de fonds sur la variation des mesures agrégées de la pauvreté.

Ainsi, la présente recherche met en relief la contribution d'une forme de mobilisation du capital social via les envois de fonds internes et externes, quant à la réduction de l'inégalité et de la pauvreté rurale et urbaine au Burkina Faso. En fait, l'impact positif des envois de fonds sur l'inégalité et la pauvreté au Burkina Faso ne doit pas sous-estimer le poids des transferts en provenance de la Côte d'Ivoire, et, par conséquent, la double dépendance, à court terme, du niveau de vie des populations du Burkina Faso à l'égard de la transmission internationale de la conjoncture des pays voisins, et, à plus long terme, de la capacité d'accumulation du capital physique et humain vis à vis de ressources externes. A cet égard, la crise économique ivoirienne des années 1980 et du début de la décennie 1990 a considérablement ralenti le montant des transferts au Burkina Faso⁶⁷ et, toutes choses égales par ailleurs, probablement influencé négativement le taux de pauvreté dans ce pays. Inversement, le niveau de vie des burkinabè, surtout en milieu rural, et la disponibilité des actifs physiques et humains seraient vraisemblablement bien plus faibles que leur niveau actuel en l'absence des envois de fonds externes. Dans un contexte de lutte contre la pauvreté, de tels résultats devraient inciter les pouvoirs publics à faciliter, directement ou indirectement, la mobilisation de ce capital social.

⁶⁷ Le poste «Economies sur salaires» de la balance des paiements serait passé de 56,6 à 40 milliards de F.Cfa entre 1985 et 1995. Ministère de l'économie et du plan, Gtz [1995].

7. La pauvreté dans une économie insulaire : le cas des Comores¹

Avec un Produit national brut par habitant estimé à 370 dollars au taux de change en 1998 – 1 470 dollars en parité de pouvoir d'achat² –, la République fédérale Islamique des Comores, archipel de l'océan Indien, au nord-ouest de Madagascar, est l'un des pays en développement les moins avancés³. L'histoire, la géographie, et la configuration des institutions économiques, sociales et politiques expliquent les attermoissements du processus de transition économique de ce pays, et le fait que, depuis son indépendance en 1975, le cheminement du développement demeure encore axé sur les dotations en ressources et les transferts externes. En effet, l'enclavement⁴, la faiblesse des ressources naturelles⁵, la taille limitée du marché interne⁶, la précarité des infrastructures⁷, la faiblesse du capital

¹ Ce chapitre est élaboré à partir de l'étude de Lachaud [2000a], réalisée pour le Programme des nations unies pour le développement de Moroni et l'Organisation internationale du travail à Genève.

² Banque mondiale [1999c]. La Banque mondiale – Banque mondiale [1999a], [1999b] – estime le PIB par tête en 1997 à 400 dollars au taux de change, et à 1590 dollars en parité de pouvoir d'achat. Il existe des écarts d'estimation sur ce point. Selon les statistiques de la Direction du Plan, le PIB par tête aux prix courants était de 163 024 FC en 1997 et de 162291FC en 1998, ce qui correspond à environ 350 dollars au taux de change. Or, l'analyse de l'enquête budget-consommation de 1995 estime la consommation annuelle par tête à environ 254 900 FC, soit environ 550 dollars.

³ Il comprend les îles de Ngazidja (Grande Comore), Mwali (Mohéli) et de Ndzuwani (Anjouan), la quatrième île de l'archipel, Mayotte (Maoré), est restée sous administration française. Toutes les îles sont d'origine volcanique. Dans cette étude, la République fédérale islamique des Comores sera désignée par «Les Comores».

⁴ L'isolement géographique rehausse les coûts de production et le prix des importations, et accroît la dépendance à l'égard des importations. En outre, l'économie insulaire des Comores se heurte à des contraintes naturelles.

⁵ On observe une dépendance à l'égard de l'exportation de quelques produits agricoles soumis aux fluctuations de la demande, tels que la vanille, l'ylang-ylang et les clous de girofle. On note également l'absence de gisements de minerais connus.

⁶ La population n'est que de 527 870 habitants en 1998 sur un territoire de 1 860 km². De ce fait, le marché intérieur est limité et les économies d'échelle sont réduites.

⁷ Ceci est dû, en partie, à la faiblesse des investissements du temps de la colonisation, réalisés surtout pour assurer l'exploitation des cultures d'exportation.

humain⁸, l'inadaptation des technologies, la forte croissance de la population⁹, des options de développement peu appropriées et l'inefficacité du contexte institutionnel et législatif, contribuent à maintenir le clivage entre un secteur de subsistance, essentiellement agricole et peu productif¹⁰, et un secteur tertiaire excessivement développé. De ce fait, aux Comores, le processus de développement est fondé, en grande partie, sur trois éléments : (i) les cultures de rente – vanille, ylang-ylang, en particulier ; (ii) l'agriculture vivrière – céréales, tubercules, fruits, légumes –, l'élevage et la pêche artisanale ; (iii) les transferts externes inhérents à l'aide internationale et au maintien d'un fort courant d'émigration vers l'Europe et les îles voisines, permettant de contenir la croissance démographique rapide, tout en assurant au pays des ressources financières importantes¹¹.

Cette structure dualiste de l'économie comorienne freine doublement la dynamique du développement. Premièrement, la faible diversification de l'économie – dominée par le secteur des services, et comportant un secteur industriel très embryonnaire¹² –, est peu propice au développement du secteur privé, compte tenu des difficultés d'approvisionnement, de la faiblesse de l'investissement – code des investissements inadapté, financements introuvables, absence de confiance dans l'appareil judiciaire –, des difficultés de commercialisation – étroitesse du marché, concurrence des importations – et de production – maintenance, non maîtrise des processus de production, coût élevé des facteurs –, et de la mauvaise gestion des ressources humaines. Deuxièmement, la configuration dualiste du secteur agricole lui confère une certaine vulnérabilité. D'une part, les cultures de rente sont limitées à un nombre restreint de produits, et les recettes tirées de ces derniers sont soumises aux aléas conjoncturels de la variation des cours sur le marché international, et de la concurrence croissante des produits de synthèse inhérente aux progrès technologiques¹³. D'autre part, les cultures vivrières demeurent liées à une agriculture de subsistance ayant des potentialités de

⁸ D'une manière générale, la main-d'œuvre qualifiée est relativement rare et le système de formation formel peu développé. Par ailleurs, l'accès à la santé demeure limité.

⁹ Il semble que le gouvernement n'ait pas formulé une véritable politique de population. Entre 1980 et 1991, le taux de croissance de la population est estimé à 2,7 pour cent.

¹⁰ La dégradation de l'environnement limite aussi les potentialités du secteur agricole.

¹¹ Une analyse de la situation récente aux Comores est fournie par Sinane [1999].

¹² En 1998, le commerce et les services constituent la source majeure de création de richesses – 48,5 pour cent –, la contribution du secteur industriel – y compris l'électricité et le bâtiment – étant très faible – 12,8 pour cent.

¹³ En 1998, la part de l'agriculture dans le PIB au prix du marché était de 38,7 pour cent, alors qu'elle occupe 71,4 pour cent des emplois, ce qui révèle la faible productivité du secteur.

développement relativement incertaines, à cause de la précarité des technologies utilisées et de la dégradation de l'environnement exacerbée par la pression démographique.

Ce contexte structurel de l'économie comorienne explique largement l'absence d'adéquation entre les espérances et les possibilités de développement au cours des 25 dernières années – bien que d'autres facteurs puissent également prévaloir¹⁴. Ainsi, le taux annuel de croissance du PIB réel par habitant a régulièrement diminué depuis 1968 – 1,7, 1,8, 0,4 et -2,3 pour cent, respectivement, au cours des périodes 1968-75, 1976-80, 1983-86 et 1988-95¹⁵ –, la forte croissance jusqu'au milieu des années 1980 – plus de 5 pour cent – étant principalement due à un important programme d'investissements en infrastructures de base. En fait, il apparaît qu'entre 1968 et 1995, la croissance annuelle du PIB réel de 2,5 pour cent a été annihilée par le rythme de croissance de la population. Cette tendance à la moindre création des richesses s'est maintenue au cours des années récentes – le PIB réel par tête ayant diminué annuellement de 2,3 pour cent entre 1995 et 1998 –, bien que le rythme du déclin semble se ralentir¹⁶. Cette évolution de la production, parallèlement à une diminution du taux d'inflation depuis la dévaluation de 1994¹⁷ et à une réduction du déficit budgétaire – -7,7 à -6,6 pour cent du PIB entre 1994 et 1998¹⁸ – a induit une baisse de la consommation réelle par tête au cours des années récentes, bien que le niveau de la consommation et de l'investissement aient pu être, en partie, soutenu par le flux d'aide au

¹⁴ Dans le cas comorien, l'écart entre les espérances et les réalisations peut aussi avoir pour origine : (i) les gouvernements et les décideurs ont été trop optimistes compte tenu des multiples contraintes internes et externes ; (ii) les politiques de développement bien élaborées ont été neutralisées par ceux qui occupent des positions stratégiques ; (iii) la négligence des institutions dans l'élaboration des stratégies de développement.

¹⁵ Pnud-Rfic [1998]. La difficulté de constituer des séries longues limite la comparaison des PIB réels entre périodes.

¹⁶ L'évolution du PIB réel par tête aurait été de -2,7 et -1,4 pour cent, respectivement en 1997 et 1998. Ces estimations concordent avec celles de la Banque mondiale qui avance un taux de croissance du PIB réel par tête de -2,9 pour cent en 1997. Banque mondiale [1999a]. Si au cours des 25 dernières années, le dynamisme sectoriel a surtout été marqué pour le commerce et, dans une moindre mesure, l'industrie – contrairement à l'agriculture –, le ralentissement récent du déclin du PIB est attribué aux meilleures performances des exportations de vanille et de clous de girofle.

¹⁷ Le taux d'inflation serait passé de 25,3 à 3,7 pour cent entre 1994 et 1998. Economist intelligence unit [1999] ; Banque mondiale [1999c]. Cette décélération des prix semble confirmée par l'évolution récente.

¹⁸ En 1998, la chute de la consommation publique a été de -15,8 pour cent. Banque mondiale [1999c].

développement¹⁹.

En réalité, la transition économique contrariée est en même temps la conséquence de l'échec des réformes économiques exécutée ou projetée depuis le début de la décennie 1990, ces dernières pouvant susciter une nouvelle dynamique des systèmes sociaux, génératrice de conflits ouverts ou de résistances cachées. En effet, la déstabilisation de l'économie comorienne, aggravée par la faiblesse administrative et institutionnelle à gérer la crise, la baisse des cours des matières premières et l'importance de l'endettement extérieur pour financer les investissements des années 1975-85, explique la mise en œuvre, à partir de 1991, d'un programme d'ajustement structurel sous l'égide du Fonds monétaire international et de la Banque mondiale. Ce rééquilibrage macroéconomique, dont l'objectif était la réalisation d'un taux de croissance annuel de 5 pour cent entre 1991 et 1993, visait à affecter tout particulièrement l'étendue et le rôle du secteur public et para-public, et impliquait de profondes transformations sur le marché du travail – stabilisation des finances publiques, libéralisation de l'économie, désengagement de l'Etat, diminution des effectifs de la Fonction publique, etc. En fait, compte tenu des progrès mitigés réalisés au terme de ces réformes, un nouveau programme d'ajustement structurel a dû être élaboré²⁰. Mais, l'instabilité politique des années récentes semble avoir conduit à l'ajournement de la plupart des réformes économiques. Ainsi, alors que la vulnérabilité de l'économie comorienne accentue l'ampleur des déséquilibres financiers, la fragilité des institutions politiques handicape toute tentative d'atténuer les effets de la crise économique et sociale²¹.

Pourtant, ce ralentissement du processus de transition économique a considérablement influencé la dimension sociale du développement, en accentuant l'étendue de la pauvreté et en annihilant probablement une partie importante des efforts réalisés en matière de santé et d'éducation depuis le milieu des années 1970. En effet, l'indicateur de développement humain – IDH – était de 0,506 en 1997 – correspondant à un taux d'alphabétisme des adultes de 55,4 pour cent, un taux brut de scolarisation tous niveaux

¹⁹ Les taux de croissance de la consommation privée et de l'investissement ont été de -2,6 et 4,4 pour cent, respectivement, en 1997. En 1998, ces taux respectifs étaient de 4,9 et -0,8 pour cent. A cet égard, entre 1987 et 1998, le déficit du compte courant est passé de -16 à -25 millions de dollars, et le montant de la dette de 203 à 201 millions de dollars, soient des ratios dette/PIB et dette/exportations pour cette dernière année de 106 et 628 pour cent, respectivement. Economist intelligence unit [1999] ; Banque mondiale [1999c].

²⁰ Voir République fédérale Islamique des Comores [1995a].

²¹ Les récentes résistances à la mise en œuvre de réformes dans le secteur des hydrocarbures illustrent l'interférence du processus politique dans le cheminement du développement.

confondus de 39 pour cent, une espérance de vie à la naissance de 58,8 ans et un indicateur de PIB de 0,46 –, ce qui traduit un niveau de développement humain relativement bas²². Dans la mesure où les dimensions économique et sociale du développement sont étroitement liées, il est probable que la pauvreté du développement humain réduise également la progression du niveau de vie moyen de la population. A cet égard, à la fin des années 1990, plus de la moitié de la population comorienne vit en dessous d'un seuil de pauvreté, et l'incidence de cette dernière s'est accentuée²³. Sans aucun doute, la situation économique et sociale des Comores exige l'élaboration d'un programme de lutte contre la pauvreté et l'exclusion des besoins de base.

La présente étude s'inscrit dans cette perspective. Afin d'orienter de nouvelles réformes en vue de promouvoir le progrès social, elle propose de mieux appréhender les dimensions de la pauvreté aux Comores, dont les spécificités sont, en grande partie, accentuées par le caractère insulaire du pays. L'étude est organisée comme suit. Après avoir explicité les aspects conceptuels et méthodologiques dans la première partie, la relation entre la pauvreté, l'emploi et le chômage est examinée dans la deuxième partie, tandis que la dynamique de la pauvreté monétaire est présentée dans la troisième partie. L'investigation des déterminants de la pauvreté est réalisée dans la quatrième partie. Enfin, la spécification des relations, d'une part, entre la pauvreté et le genre, et, d'autre part, entre les besoins essentiels et le bien-être, fait l'objet des cinquième et sixième parties.

1. Concepts et méthodes

L'étude est principalement fondée sur une analyse des données inhérentes à l'enquête budget-consommation, réalisée en août 1995 auprès de 2000 ménages²⁴. L'évaluation de la pauvreté implique, préalablement, une clarification de l'environnement conceptuel et méthodologique, les manques en termes de progrès social pouvant être appréhendés par rapport à la pauvreté monétaire ou non monétaire. Néanmoins, cette dernière faisant l'objet de la dernière partie, la présente section se limite aux aspects conceptuels de la pauvreté monétaire. Par ailleurs, l'emploi étant un actif important pour les individus, notamment les plus pauvres, il importe de spécifier la relation entre les statuts d'emploi et la vulnérabilité.

²² Pnud [1999]. Toutefois, l'IDH de 1990 n'était que de 0,269. Pnud [1994].

²³ Ces résultats, dérivés de la présente étude, seront ultérieurement explicités.

²⁴ Voir l'introduction de l'ouvrage.

1. Bien-être et seuil de pauvreté

Dans une société donnée, la pauvreté suppose que des ménages ou des individus sont dans l'impossibilité d'acquérir un niveau de vie correspondant à un minimum acceptable par les normes de la société. En outre, le bien-être a fondamentalement un aspect multidimensionnel puisqu'il est fonction, non seulement de l'accès à des biens et services tangibles – privés ou publics –, mais également de l'accès à des droits politiques et sociaux. Dans le cas des Comores, deux options conceptuelles ont guidé l'appréhension de la pauvreté monétaire.

En premier lieu, la mesure du bien-être fait référence aux dépenses totales de consommation par tête. Ces dernières, estimées à partir de l'enquête budget-consommation de 1995, sont constituées par la somme de toutes les dépenses monétaires – alimentaires et non alimentaires²⁵, y compris les dons reçus – du ménage, de la consommation liée à la production du ménage²⁶, de la valeur imputée des services provenant du logement²⁷, et des transferts²⁸. De plus, les dépenses ont été déflatées par un « indice du coût de la vie » qui prend en compte la variabilité des prix selon les îles. Ce déflateur résulte de l'estimation du coût d'un panier de base inhérent à chaque île, afin de déterminer plusieurs lignes de pauvreté²⁹. Il est à souligner que les dépenses de consommation ont été évaluées sur une base per capita, ce qui peut altérer sensiblement la validité de la mesure du niveau de vie. Dans la présente étude, ce choix résulte de la médiocrité des résultats économétriques inhérents à l'estimation de la courbe d'Engel³⁰.

En deuxième lieu, la fixation du seuil de pauvreté constitue également une tâche difficile. En effet, la ligne de pauvreté représente le coût monétaire nécessaire pour acquérir un niveau de vie au-delà duquel on considère que les individus ou les ménages ne sont pas pauvres. A cet égard, l'approche la plus adaptée pour fixer la ligne de pauvreté dans les pays en développement semble être celle du *coût des besoins de base*³¹. Cette option analytique a été

²⁵ Les dépenses non alimentaires englobent les dépenses d'énergie, d'eau, de logement – loyer, entretien, échange – d'éducation et de santé.

²⁶ Autoconsommation agricole, de l'élevage, de la pêche et non agricole.

²⁷ La valeur imputée des services provenant des biens durables n'est pas prise en compte.

²⁸ Transferts nets en provenance de l'étranger ou du pays.

²⁹ La méthode est explicitée plus loin.

³⁰ Lachaud [2000a]. En effet, les résultats ne confirment pas la décroissance de la part des dépenses alimentaires lorsque le niveau de vie augmente, et génèrent un coefficient d'échelle θ relativement élevé de 0,354.

³¹ Cette méthode est explicitée, par exemple, par Bidani, Ravallion [1994]. Voir

suivie dans le cas des Comores selon la double démarche suivante³². Premièrement, il s'agit de déterminer une ligne de pauvreté alimentaire fondée sur le coût des besoins de base, conformément au principe précédemment exposé. Tout d'abord, un groupe de référence supposé être typiquement pauvre a été déterminé en ordonnant les dépenses totales nominales par tête, et en choisissant le ménage possédant les caractéristiques moyennes – taille, âge, sexe, statut matrimonial, éducation et nationalité du chef – des 20 pour cent les plus pauvres³³. En outre, la structure de la consommation alimentaire de ce groupe de référence a été identifiée. Le tableau A1.7 en annexe affiche la structure et l'ampleur de la consommation des biens alimentaires par tête, ainsi que l'équivalent en calories. Ensuite, les besoins nutritionnels ont constitué l'ancrage quant à la détermination des besoins alimentaires de base. Ainsi, compte tenu de la structure par âge et par sexe de la population comorienne en 1995 et des recommandations internationales en la matière, l'énergie nutritionnelle alimentaire adéquate moyenne a été estimée à 2 160 calories par personne et par jour³⁴. Le tableau A1.7 en annexe montre l'ajustement à la hausse ou à la baisse des quantités de biens du panier de référence – tout en maintenant les mêmes quantités relatives – jusqu'à ce que le besoin calorique alimentaire de 2 160 calories soit atteint. Enfin, à partir du panier de biens sélectionnés, on procède à une évaluation aux prix locaux de chaque île afin d'élaborer une ligne de pauvreté alimentaire par île. A cet égard, puisque seuls les prix de 1995 de la Grande Comore – où est localisé le ménage de référence – sont disponibles, il a été supposé que la structure des prix relatifs n'avait pas varié selon les îles entre 1995 et 1999, les prix d'Anjouan et de Mohéli étant seulement connus pour cette dernière année. Ainsi, trois lignes de pauvreté ont été déterminées : Grande Comore – région de référence –, Anjouan et Mohéli. De ce fait, une personne est pauvre si elle vit dans un ménage n'ayant pas la capacité d'acquérir le coût d'un panier de biens alimentaires de référence, choisi pour fournir l'énergie nutritionnelle alimentaire adéquate de 2 160 calories par jour. Selon cette approche, en 1995, les lignes nominales de pauvreté alimentaire sont de 102455, 84532 et 97257 FC par tête et par an,

également Ravallion [1998b].

³² Bien qu'aux Comores une ligne de pauvreté ait déjà été déterminée par rapport à l'équivalent en calories de la consommation de riz. Pnud-Rfic [1998].

³³ Ménage monogame de Grande Comore, rural, de 7 personnes composé du chef – 47 ans –, de l'épouse – 20 ans –, d'un enfant de 1 an, de trois autres parents et de la soeur du chef de ménage .

³⁴ Les besoins nutritionnels ont été déterminés à partir de Fao [1995], tableau A1, annexe A. Voir aussi Fao [1992].

respectivement, en Grande Comore, à Anjouan et à Mohéli.

Deuxièmement, l'évaluation de la part des dépenses non alimentaires nécessite une méthode d'investigation différente, notamment à cause de l'insuffisance des données en matière de prix non alimentaires. A cet égard, une option possible – bien que normative – consiste à définir un bien «non alimentaire de base» comme étant celui que l'on souhaite suffisamment pour renoncer au bien «alimentaire de base». En d'autres termes, il s'agit de déterminer le niveau de la dépense non alimentaire impliquant une substitution en termes de biens de base inhérents à la ligne de pauvreté alimentaire. En vérité, une plage de niveaux de consommation correspond probablement à ce processus de substitution, les plus pauvres ayant également des dépenses non alimentaires, parfois relativement importantes. Par conséquent, il semble plus adéquat de déterminer la valeur escomptée des dépenses non alimentaires effectuées par un ménage juste en mesure de satisfaire ses besoins alimentaires³⁵. En admettant que le bien non alimentaire soit un bien normal, cette valeur correspondra également à la dépense minimale de biens non alimentaires des ménages capables d'acquérir le panier alimentaire de base.

Dans ce contexte, l'estimation économétrique d'une relation entre la part des dépenses alimentaires dans la dépense totale et le log du ratio de la dépense totale – alimentaire et non alimentaire – au coût des besoins de base, y compris la prise en compte d'autres variables appropriées, permet de déterminer la part des dépenses non alimentaires. Ainsi, pour le ménage *i* situé dans l'île *j*, il vient :

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

où : (i) s_{ij} représente la part des dépenses alimentaires dans la dépense totale y_{ij} ; (ii) z_j^f est le coût des besoins alimentaires de base et ; (iii) α et β sont des paramètres à estimer. La constante α_j mesure la part des dépenses alimentaires moyennes des ménages justes en mesure d'obtenir les besoins de base nécessaires, c'est-à-dire lorsque $y_{ij} = z_j^f$ – plus, éventuellement, des éléments inhérents aux autres variables. En outre, la ligne de pauvreté totale est obtenue en ajustant vers le haut la ligne de pauvreté alimentaire, l'accroissement proportionnel étant donné par la part estimée des dépenses non alimentaires correspondant au seuil de pauvreté alimentaire, soit³⁶ :

³⁵ Nous suivons l'approche de Ravallion, Bidani [1994].

³⁶ Soit D^f = dépenses alimentaires. Il vient $D^f/y_{ij} = \alpha_j$ si $y_{ij} = z_j^f$ – en l'absence d'autres variables. De ce fait, les dépenses alimentaires D^f sont données par $\alpha_j y_{ij} = z_j^f \alpha_j$, et les dépenses non alimentaires par $z_j^f - z_j^f \alpha_j$. La ligne de pauvreté est $z_j = z_j^f + (z_j^f - z_j^f \alpha_j) = z_j^f(2 - \alpha_j)$. Dans

$$z_j = z'_j (2 - \lambda_j) \quad [2]$$

Dans l'équation [2], $\lambda_j = \alpha_j + \eta_j \bar{E}_v + \epsilon_j \bar{A}_k + \gamma_j \bar{D} + \rho_j \bar{N}$, où, pour les 20 pour cent les plus pauvres : (i) \bar{E}_v = niveaux moyens d'éducation – $v = 2$ à 4 ; (ii) \bar{A}_k = proportions moyennes des classes d'âge – $k = 1$ à 3 ; (iii) \bar{D} = situation moyenne par rapport au mariage – 1 = marié ; (iv) \bar{N} = situation moyenne par rapport au sexe – 1 = homme.

Le tableau A2.7 en annexe présente, pour chaque île des Comores, les estimations des coefficients de régression des courbes d'Engel – relation [1]. Compte tenu de la relation [2], les lignes de pauvreté totale – alimentaire et non alimentaire – s'élèvent à 170 337, 132 469 et 165 029 FC par tête et par an, respectivement, en Grande Comore, à Anjouan et à Mohéli. Par conséquent, la présente étude considère que ces niveaux de dépenses des ménages par tête et par an sont susceptibles de représenter des seuils de pauvreté par île adéquats pour appréhender la pauvreté aux Comores en 1995. Ces seuils relatifs peuvent être interprétés comme des déflateurs permettant d'établir la comparabilité de bien-être des dépenses nominales selon les différentes îles. En fait, l'analyse de la distribution des dépenses sera effectuée par rapport à trois groupes de ménages ou d'individus : (i) les pauvres, précédemment déterminés ; (ii) les non pauvres, représentant les 30 pour cent du haut de la distribution, et ; (iii) les intermédiaires, situés entre les deux groupes précédents.

2. Identification des groupes socio-économiques : a priori versus a posteriori

L'identification des groupes socio-économiques est nécessaire pour deux raisons au moins. Premièrement, l'analyse des données est plus facile. Deuxièmement, le ciblage de l'intervention du gouvernement sera plus efficace. Evidemment, cela suppose que les groupes ainsi déterminés soient relativement homogènes, c'est-à-dire que les ménages qui les composent soient peu différents, en particulier par rapport aux effets des politiques d'ajustement. A cet égard, deux approches peuvent être utilisées pour identifier les groupes socio-économiques permettant l'élaboration du profil de pauvreté.

En premier lieu, selon l'approche *a priori*, les segments du marché du

ce contexte, à la suite de Ravallion et Bidani, on remarque que cette approche ne suppose pas que les non pauvres dépensent suffisamment pour acquérir le panier de biens adéquat en termes nutritionnel. Cette approche stipule seulement qu'une personne n'est plus pauvre si elle est en mesure d'acheter le panier de biens de base indiqué.

travail sont appréhendés en supposant que la dichotomisation sectorielle formel-informel – ou rural-urbain – est censée saisir la complexité et l'évolution du travail au sein de l'économie. Malgré les critiques formulées à l'égard de l'homogénéité supposée du secteur informel – en termes d'activités et de gains – et de la dichotomisation des formes de travail, l'approche dualiste aurait la capacité de rendre compte de la diversité des modes d'emploi, tant dans les campagnes que dans les villes. Par ailleurs, de cette option théorique résulte une pratique empirique fréquente. Les segments des marchés du travail – les groupes socio-économiques – sont générés a priori, en fonction des informations – la plupart du temps directement issues du questionnaire – susceptibles de reconstituer la division dualiste, qu'il s'agisse du milieu urbain ou des zones rurales. Cette pratique conduit très souvent à la constitution de groupes relativement hétérogènes. Dans cette optique, une analyse préliminaire de l'enquête EBC de 1995 proposait la classification suivante des statuts d'emploi³⁷ : (i) agriculteur, éleveur ; (ii) pêcheur ; (iii) travailleur indépendant, entreprise familiale ; (iv) commerçant indépendant ; (v) profession libérale ; (vi) salarié ; (vii) apprenti ; (viii) élève, étudiant ; (ix) ménagère ; (x) chômeur ; (xi) personne à la recherche d'un premier emploi ; (xii) retraité ; (xiii) autre personne sans activité économique. Malgré l'intérêt d'une telle classification – reproduisant fidèlement la structure du questionnaire –, cette approche ne garantit pas l'homogénéité des divers groupes. Dans ces conditions, la décomposition des mesures de la pauvreté génère une perte d'informations.

En second lieu, pour cette raison, une approche *a posteriori* a été préférée. Dans ce contexte, certaines études ont tenté d'appréhender les mécanismes du marché du travail sous-jacents à la pauvreté, en saisissant la manière dont les segments inhérents à ce dernier sont stratifiés – et, éventuellement, segmentés –, en les articulant par rapport aux concepts de protection, de régularité et d'autonomie³⁸. A cet égard, cette option analytique a une conséquence importante sur le plan empirique. Les segments du marché du travail ne sont pas déterminés a priori selon des critères préalablement définis afin de spécifier la dichotomisation des systèmes productifs, mais, *a posteriori*, à l'aide d'une analyse en classification de groupes. Examinons cette procédure dans le cas des Comores.

Compte tenu des informations disponibles – enquête EBC de 1995 –, l'identification des segments du marché du travail a été réalisée en plusieurs phases. Premièrement, s'agissant des salariés, une distinction a été opérée

³⁷ Houmadi, Nailane [1996]. A cette classification peut s'ajouter la distinction rural-urbain.

³⁸ Rodgers [1986], Lachaud [1994a], [1994b].

selon le critère de protection. Les salariés protégés ont deux caractéristiques principales : (i) exercice d'un emploi permanent dans les administrations et les entreprises publiques ; (ii) rémunération au mois. Les salariés n'ayant pas l'ensemble de ces caractéristiques sont considérés comme non protégés. Certes, le fait que certains salariés soient «protégés» selon les critères précédents n'implique pas l'absence de vulnérabilité. Il en est ainsi parce que, d'une part, la sécurité n'est jamais totale et, d'autre part, les informations relatives à la protection sont incomplètes – absence d'indication sur la nature des contrats de travail, sécurité sociale, congés payés, retraite, etc. Toutefois, l'idée de base est d'appréhender des degrés de vulnérabilité. Dans cette optique, le degré de certitude de la continuité du travail, le contrôle du travail et la protection sociale sont des attributs importants qui confèrent à ceux qui en bénéficient – les salariés protégés – une insécurité en termes de bien-être moindre que ceux qui en sont exclus – les salariés non protégés.

Deuxièmement, la décomposition de l'emploi indépendant non agricole inhérente à l'analyse préliminaire des données de l'enquête EBC de 1995 a été adoptée, faute de pouvoir spécifier davantage les caractéristiques de ce système productif³⁹. De ce fait, deux catégories sont mises en évidence. D'une part, les travailleurs indépendants informels, regroupant le travail indépendant familial de la production, des services et du commerce. D'autre part, l'emploi indépendant formel, lié à l'exercice d'une profession libérale. Ces deux catégories correspondent probablement, respectivement, à un emploi à propre compte involutif et évolutif⁴⁰.

Troisièmement, la segmentation des travailleurs agricoles a nécessité la mise en œuvre de la procédure en classification de groupes. En effet, l'approche préliminaire par la Direction du Plan n'opérait la distinction qu'entre les agriculteurs-éleveurs et les pêcheurs. De ce fait, il s'avérait indispensable de vérifier si la stratification du milieu agricole était réellement conforme à ce schéma ou s'il était possible d'identifier d'autres segments homogènes. Pour les chefs de ménages⁴¹, l'analyse en classification a été réalisée à l'aide de 59 variables dichotomiques issues des paramètres suivants : (i) surface effectivement cultivée ; (ii) surface cultivée des terres en propriété ; (iii) propriété de surfaces cultivées ailleurs ; (iv) acquisition de terres ; (v) proportion du chiffre d'affaires entre les productions agricoles ;

³⁹ En effet, l'enquête ne permet pas de déterminer une stratification très cohérente pour les travailleurs indépendants.

⁴⁰ Voir par exemple pour la Côte d'Ivoire, Lachaud [1995b].

⁴¹ Pour les autres membres du ménage, la configuration des données ne permet pas ce type d'analyse.

(vi) importance du chiffre d'affaires lié à la transformation des produits agricoles ; (vii) valeur du cheptel ; (viii) chiffre d'affaires issu du cheptel ; (ix) valeur de l'équipement de pêche ; (x) chiffre d'affaires lié à la pêche ; (xi) importance relative du chiffre d'affaires des cultures de rente, des céréales, des autres cultures, de la transformation des produits agricoles, de la pêche et de l'élevage. Le tableau A3.7, en annexe, affiche les principaux paramètres – moyenne, écart type – des variables utilisées. Les résultats obtenus pour l'ensemble des chefs de ménage agriculteurs montrent que la différenciation en quatre groupes de travailleurs est statistiquement la meilleure. D'une part, à l'aide de la matrice des distances euclidiennes entre les centres des groupes, on peut observer l'importance relative de la différenciation entre les divers segments. D'autre part, l'analyse de variance permet d'observer la différenciation des variables selon les groupes. Un F élevé et des seuils de signification faibles signifient que les variables diffèrent entre les groupes, ce qui est le cas dans la présente étude. L'importance relative des segments étant affichée à l'aide de l'analyse en classification de groupes, il reste à examiner si ces derniers, ainsi déterminés, correspondent à une structure logique. A cet égard, les quatre groupes identifiés ont les caractéristiques suivantes – tableau A3.7 en annexe.

Un premier groupe, représentant 37,4 pour cent des chefs de ménage exploitants agricoles, semble se distinguer par l'importance des cultures diverses – tubercules, légumes et fruits – et la quasi-absence de production de rentes ou de céréales. La totalité du chiffre d'affaires en termes de cultures provient de ces produits, et 84,0 pour cent des ménages tirent leur revenu de cette activité, compte tenu de gains substantiels issus de la transformation des produits agricoles. En outre, 84,0 et 76,0 pour cent de ces ménages n'ont aucun revenu provenant, respectivement, de la pêche et de l'élevage. Enfin, près des deux tiers des exploitations ont des surfaces cultivées supérieures à 0,05 hectare. Ce groupe, caractérisant une agriculture de subsistance associée à une activité de transformation des produits, est intitulé «*agriculteur divers et transformation*». Un deuxième groupe, relativement peu étendu – 10,9 pour cent –, rassemble des chefs de ménage ayant à la fois une activité liée à la pêche – 13,0 pour cent des ménages obtiennent au moins les deux tiers de leur chiffre d'affaires de cette activité – et des activités de production diverses, qu'il s'agisse des cultures de rente, des céréales ou d'autres cultures. La part du chiffre d'affaires réalisé sur ces cultures est relativement équilibrée – 25 à 40 pour cent des ménages ont un chiffre d'affaires agricole relatif inhérent à ces cultures inférieur à 30 pour cent. Il est à remarquer que, pour ce groupe, les surfaces cultivées ou possédées sont faibles – 80,0 pour cent des ménages de ce groupe ont moins de 0,05 hectare. Ce groupe est nommé «*agriculteur-pêcheur*». Le troisième groupe identifié – 23,3 pour cent – semble se référer à une agriculture de rente, bien que les revenus tirés de

l'élevage soient substantiels. En effet, pour les deux tiers des ménages, la part du chiffre d'affaires des cultures de rente dans les gains totaux est supérieure à 30 pour cent – pour 16,0 pour cent, la part est supérieure à 65 pour cent. Néanmoins, les gains issus de l'élevage ne sont pas négligeables puisque 35 pour cent des ménages dérivent au plus 30 pour cent de leur chiffre d'affaire de cette activité. Il est à noter que ce groupe, intitulé «*agriculteur de rente-éleveur*», est celui pour lequel les surfaces cultivées ou possédées sont les plus élevées – 40,0 pour cent des ménages ont plus de 0,70 hectares. En outre, ces exploitants ont le plus fréquemment fait l'acquisition de terres. Le dernier groupe identifié présente, comme le premier, une certaine importance et englobe 28,5 pour cent des chefs de ménage. Il est plutôt centré sur la culture de céréales, l'analyse en classification montrant que 81,0 et 11,0 pour cent de ces ménages tirent, respectivement, 30-65 pour cent et plus de 65 pour cent de leurs gains de cette activité. Les revenus de la pêche et de l'élevage sont très faibles, tout comme les gains issus des autres cultures – bien que la part des tubercules, fruits et légumes ait une certaine importance compte tenu des surfaces cultivées. Ce groupe est appelé «*agriculteur de céréales*». Ainsi, on aura remarqué que cette tentative de classification ne permet pas d'identifier des agriculteurs focalisés sur une seule activité. Bien que cette caractéristique ne soit pas spécifique aux Comores, elle y est probablement plus accentuée que dans beaucoup d'autres pays en développement.

Quatrièmement, le segment des autres actifs regroupe les apprentis, tandis que les inactifs rassemblent les étudiants, les ménagères, les retraités et les autres personnes sans activité économique – les données de l'enquête EBC de 1995 montrant qu'aucun inactif n'exerçait une activité secondaire. Finalement, les chômeurs englobent les personnes qui ont déclaré avoir eu ce statut au cours des 12 derniers mois, qu'il s'agisse d'une nouvelle insertion ou non sur le marché du travail⁴².

La répartition des statuts d'emploi des chefs de ménage et de l'ensemble des membres des ménages aux Comores est présentée au tableau 1.7. Plusieurs commentaires peuvent être formulés. En premier lieu, on observe une prédominance de l'emploi agricole des chefs de ménage – 70,4 pour cent –, l'incidence étant un peu plus élevée pour les femmes – 76,2 pour cent contre 69,0 pour cent. Naturellement, l'importance de l'emploi agricole des chefs

⁴² On remarquera que cette procédure de détermination du chômage est conceptuellement incertaine, la définition internationale recommandant plutôt la référence aux 7 derniers jours. A cet égard, il a été impossible de combiner le statut de chômeur, déterminé par rapport aux 12 derniers mois, et la recherche d'emploi au cours des 7 derniers jours – 12,4 pour cent seulement des «chômeurs» ont recherché un emploi au cours des 7 derniers jours. Cette observation devra être gardée à l'esprit lors de l'interprétation des chiffres liés au chômage.

Tableau 1.7 : Statut du travail du chef de ménage selon le milieu et le sexe – 12 ans et plus – pourcentage¹ – Comores 1995

Statut	Sala- né pro- tégé	Salarié non protégé	Indépen- dant agricole informel	Indépen- dant formel	Agricul- teur divers & pêcheur trans- forma- tion	Agricul- teur- rente- éleveur	Agricul- teur- céréales	Appren- ti	Total	
Moroni	21,2	23,6	17,3	4,5	-	-	-	25,0	5,8	
Hommes	20,5	21,3	13,9	4,5	-	-	-	16,7	5,1	
Femmes	0,8	2,4	3,5	0,0	-	-	-	8,3	0,7	
N	28	30	35	1	-	-	-	3	97	
Grande Comore, urb. sec.	1,5	1,6	5,0	27,3	0,4	-	1,5	1,1	-	1,8
Hommes	1,5	1,6	3,0	27,3	0,4	-	1,2	1,1	-	1,5
Femmes	0,0	0,0	2,0	0,0	0,0	-	0,3	0,0	-	0,3
N	2	2	10	6	2	-	5	3	-	30
Grande Comore rural	17,4	25,2	31,7	18,2	44,9	59,4	49,0	35,9	41,7	35,9
Hommes	15,9	24,4	17,8	18,2	37,1	52,8	38,9	31,7	41,7	32,4
Femmes	1,5	0,8	13,9	0,0	7,8	6,6	10,1	4,2	0,0	7,1
N	23	32	64	4	202	63	165	102	5	660
Anjouan urbain	32,6	22,0	13,4	4,5	11,3	2,8	7,1	10,2	8,3	12,4
Hommes	25,8	20,5	12,9	4,5	8,0	2,8	6,8	7,4	8,3	10,2
Femmes	6,8	1,6	0,5	0,0	3,3	0,0	0,3	2,8	0,0	2,2
N	43	28	27	1	51	3	24	29	1	207
Anjouan rural	19,7	25,2	25,7	31,8	41,8	34,9	24,0	47,2	8,3	33,4
Hommes	17,4	24,4	24,3	31,8	28,2	27,4	18,7	41,9	8,3	26,9
Femmes	2,3	0,8	1,5	0,0	13,6	7,5	5,3	5,3	0,0	6,5
N	26	32	52	7	188	37	81	134	1	558
Mohéli urbain	3,8	0,8	4,0	9,1	0,9	-	1,8	-	16,7	1,7
Hommes	3,0	0,8	3,0	9,1	0,7	-	1,5	-	8,3	1,3
Femmes	0,8	0,0	1,0	0,0	0,2	-	0,3	-	8,3	0,4
N	5	1	8	2	4	-	6	-	2	28
Mohéli rural	3,8	1,6	3,0	4,5	0,7	2,8	16,6	5,6	-	5,5
Hommes	3,0	1,6	3,0	4,5	0,4	1,9	12,5	5,3	-	4,4
Femmes	0,8	0,0	0,0	0,0	0,2	0,9	4,2	0,4	-	1,1
N	5	2	6	1	3	3	56	16	-	92
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Hommes	87,1	94,5	77,7	100,0	74,9	84,9	79,5	87,3	83,3	81,8
Femmes	12,9	5,5	22,3	0,0	25,1	15,1	20,5	12,7	12,7	18,2
Hommes - % ligne	8,4	8,8	11,5	1,6	24,7	6,6	19,6	18,1	0,7	100,0
Femmes - % ligne	5,6	2,3	14,8	0,0	37,0	5,2	22,2	11,8	0,7	100,0
N	132	127	202	22	450	106	337	284	12	1672

(1) Le nombre en italique sur la ligne inhérente au milieu indique la proportion des statuts selon le milieu.

Sources : A partir de l'EBC 1995.

de ménage est plus forte en milieu rural, et exhibe quelques spécificités selon les îles. D'une part, la part de l'emploi agricole est la plus élevée à Mohéli – 84,9 pour cent, contre 80,6 et 78,8 pour cent en milieu rural de Grande Comore et d'Anjouan. D'autre part, à Mohéli, près des trois quarts des emplois agricoles sont liés aux cultures de rente et à l'élevage, alors que dans les autres îles la proportion se situe entre 15 et 25 pour cent. On remarque aussi la plus forte incidence des cultures des céréales dans le milieu rural d'Anjouan, comparativement à celui de Grande Comore. En deuxième lieu,

les parts de l'emploi indépendant non agricole et salarié des chefs de ménage sont assez proches – environ 14 à 15 pour cent. Cependant, le tableau 1.7 montre que la plupart des travailleurs indépendants et près de la moitié des salariés ont un statut vulnérable – prédominance du travail à propre compte informel et du salariat irrégulier. L'incidence du salariat est la plus forte à Moroni, près de 60 pour cent des chefs de ménage étant salariés, alors que 36 pour cent d'entre eux sont des travailleurs à propre compte. Par contre, dans les autres agglomérations de Grande Comore et des autres îles, la part des chefs de ménage salariés est de l'ordre de 20 à 30 pour cent. Dans ces conditions, la configuration de la structure de l'emploi aux Comores met en évidence, même dans les zones urbaines, la coexistence de l'emploi agricole et non agricole. En troisième lieu, il existe d'importantes disparités d'emploi selon le sexe des chefs de ménage, les femmes étant peu représentées dans le salariat, mais fortement occupées dans l'emploi indépendant agricole et non agricole précaire. En dernier lieu, la prise en considération de l'ensemble des membres du ménage ne modifie que marginalement cette configuration de la répartition de l'emploi selon le statut et les îles. Toutefois, il est à remarquer que le statut d'emploi tend à être d'autant plus précaire que l'individu occupe une position secondaire dans le ménage. Par exemple, les hommes et les femmes secondaires des ménages – essentiellement les jeunes – ont tendance à être relativement plus présents dans le salariat et l'emploi indépendant précaire, comparativement aux chefs de ménage ou au conjoint de ce dernier.

2. Pauvreté, emploi et chômage

Les relations qui prévalent entre la participation au marché du travail et la pauvreté présentent un intérêt particulier, l'emploi étant l'un des actifs les plus importants que les individus, les ménages et les communautés peuvent mobiliser pour combattre les faibles niveaux de vie et la vulnérabilité.

1. Stratification du marché du travail et pauvreté

Le tableau 2.7 présente les mesures de la pauvreté – P_0 = proportion de pauvres ; P_1 = écart moyen de pauvreté ; P_2 = écart moyen de pauvreté au carré – selon les différents segments du marché du travail, îles et milieux, et suggère plusieurs observations.

Premièrement, on observe qu'en 1995, près de la moitié des ménages – 47,3 pour cent – étaient pauvres aux Comores, ce qui implique, théoriquement, que 54,7 pour cent des individus avaient des ressources

Tableau 2.7 : Mesures de la pauvreté dans les ménages selon le statut du chef de ménage – 12 ans et plus¹ – Comores 1995

Paramètre	FGT ⁰						Mesures de Clark et col. ³		Mesure de consommation réelle par tête (000 FC)	N			
	Incidence (α = 0)		Profondeur (α = 1)		Intensité (α = 2)		Ciblage ⁵						
	Valeur - PO	Con-tribution ⁴	Valeur - P1	Con-tribution ⁴	Valeur - P2	Con-tribution ⁴	α = 1	α = 2					
	B =	B =					0,25	0,50					
Pauvreté - Z = 170 337 FC par tête et par an													
Salarié protégé	33,3	4,7	9,6	3,2	4,4	2,6	10,6	2,4	48,8	22,4	11,3	314,5	132
Salarié non protégé	34,5	4,8	14,9	4,7	5,0	4,7	11,3	3,7	80,0	36,0	22,4	323,6	127
Indépendant informel	38,6	8,3	15,9	8,1	8,2	7,6	14,0	4,8	64,4	38,2	23,5	272,5	202
Indépendant formel	9,1	0,2	2,7	0,1	1,4	0,1	3,1	0,6	14,0	6,3	3,9	373,4	22
Agr. transfor p.agri.	57,6	27,7	24,2	27,3	13,4	28,9	29,3	9,5	134,6	59,5	37,0	201,6	450
Agriculteur-pêcheur	62,3	7,0	30,0	8,0	18,1	8,8	26,9	10,0	170,6	75,2	48,9	189,3	106
Agriculteur-rente-él	44,9	17,8	21,6	18,2	11,9	18,4	20,3	6,9	117,5	52,6	33,1	243,7	337
Agriculteur-céréales	54,6	16,4	24,6	17,5	13,6	17,6	23,9	8,8	133,6	59,9	37,6	199,7	284
Inactifs ⁷	40,9	11,6	15,8	10,7	8,3	10,0	16,1	4,8	84,6	38,1	23,7	331,6	269
Chômeur	26,5	1,9	12,5	2,1	8,0	2,5	7,5	2,4	75,6	32,4	22,4	362,4	68
Ensemble	47,3	100,0	20,0	100,0	11,0	100,0	-	-	109,2	48,7	30,5	254,9	1997
Grande Comore													
Moroni	34,3	35,9	12,6	31,2	6,4	28,8	12,5	3,6	67,4	30,2	18,4	320,1	990
G Comore urb sec.	28,5	4,3	10,5	3,8	5,5	3,6	9,1	2,5	55,8	25,2	15,5	395,5	144
G Comore rural	30,6	1,2	10,7	1,0	4,7	0,8	12,1	3,7	53,4	24,8	14,5	253,8	36
Anjouan	35,4	30,4	13,0	26,4	6,6	24,5	13,3	3,8	70,1	31,3	19,0	309,6	810
Anjouan urbain	60,9	55,7	27,5	59,7	15,6	61,7	28,4	10,1	151,9	67,7	43,0	184,5	864
Anjouan rural	53,6	14,3	21,6	13,6	11,2	12,9	21,3	6,9	114,8	51,8	32,0	209,4	252
Mohéli	63,9	41,4	30,0	46,0	17,5	48,8	32,6	12,0	167,5	74,2	47,5	174,2	612
Mohéli urbain	55,9	8,5	25,5	9,2	14,5	9,5	24,6	8,9	140,1	62,6	39,5	231,4	143
Mohéli rural	44,4	1,7	14,6	1,3	6,7	1,1	15,7	4,1	73,8	34,0	20,2	311,1	36
Ensemble	59,8	6,8	29,2	7,8	17,2	8,4	30,3	12,0	162,4	72,2	46,0	204,4	107
Ensemble	47,3	100,0	20,0	100,0	11,0	100,0	-	-	109,2	48,7	30,5	254,9	1997

(1) Toutes les mesures de la pauvreté et les indicateurs de ciblage ont été multipliés par 100 ; (2) La mesure de la pauvreté de Watts a la forme générale : $W = \int^{\infty} (\log z - \log x) f(x) dx$; (3) Les mesures de la pauvreté de Clark et col. ont la forme générale $C_B = 1/b^2 \int^{\infty} [1 - (x/z)^b] f(x) dx$; (4) Contribution relative C_B ; (5) Indice de ciblage, dans l'hypothèse où les revenus augmentent proportionnellement selon les divers membres du groupe visé – ce qui signifie, qu'en termes absolus, les revenus des riches augmentent davantage – évalué selon $[P_{(x,1)}] / M_1$, où M_1 = dépense moyenne du groupe j ; (6) Indices de la classe Foster, Greer et Thorbecke ; (7) 12 apprentis sont classés avec les inactifs

Sources : A partir de l'EBC 1995.

inférieures au seuil de subsistance⁴³. Cette situation était relativement comparable à celle qui prévalait en Afrique subsaharienne à la même époque, bien que, dans certains cas, l'incidence de la pauvreté ait tendance à être plus élevée aux Comores⁴⁴. Par ailleurs, le tableau 2.7 montre que l'écart de pauvreté en proportion de la ligne de pauvreté – P1 – est de 20,0 pour cent, et que la dépense moyenne des pauvres équivaut à 57,7 pour cent du seuil de pauvreté. Dans ce contexte, on notera que la consommation réelle par tête et

⁴³ Dans la présente étude, la pauvreté est évaluée en termes de ménages, la répartition des ressources intra-ménage n'étant pas connue. Toutefois, à titre indicatif, l'incidence de la pauvreté en termes d'individus est indiquée.

⁴⁴ 34,6 pour cent des ménages au Burkina Faso en 1995 et 40,7 pour cent en Mauritanie à la même époque. Voir par exemple Lachaud [1997a], [1999a].

par an s'élevait en 1995 à 254 900 FC, montant bien supérieur au PIB par tête estimé à 175 000 FC à la même date.

Deuxièmement, la pauvreté est très inégalement répartie selon les divers groupes socio-économiques. En fait, en excluant les indépendants formels, peu nombreux et peu touchés par le faible niveau de vie – leur consommation moyenne est supérieure de 46,6 pour cent à la moyenne nationale –, il semble que l'on puisse observer trois niveaux de pauvreté.

Tout d'abord, un premier groupe exhibe une incidence de la pauvreté parmi les ménages de 55 à moins de 65 pour cent environ. C'est le cas des agriculteurs de subsistance ayant éventuellement en même temps une activité de transformation ou de pêche. En effet, on observe que l'incidence de la pauvreté est la plus élevée pour ces agriculteurs – surtout les agriculteurs-pêcheurs, ceux qui pratiquent les cultures diverses tout en assurant une transformation des produits agricoles, et les producteurs de céréales – puisque 62,3, 57,6 et 54,6 pour cent des ménages dont le chef a, respectivement, une telle occupation sont pauvres. La consommation annuelle moyenne de ces ménages est comprise entre 190 000 et 200 000 FC, soit plus de 25 pour cent moins élevée que la moyenne nationale. Néanmoins, on remarquera la plus grande précarité des agriculteurs-pêcheurs, pour lesquels l'écart moyen de pauvreté est de 30,0 pour cent de la ligne de pauvreté, ce qui implique une dépense moyenne des pauvres équivalente à seulement 51,9 pour cent du seuil de subsistance. Ces résultats sont confirmés par les autres mesures de la pauvreté utilisées – Clark et Watts.

Ensuite, un deuxième groupe rassemble des ménages pour lesquels l'incidence de la pauvreté est située environ entre 40 et 45 pour cent : agriculteurs de rente-éleveurs – 44,9 pour cent – inactifs – 40,9 pour cent – et indépendants non agricoles informels – 38,6 pour cent. Les ménages dont le chef a l'un de ces statuts ont une consommation moyenne annuelle assez proche de la moyenne nationale, bien que la situation des derniers soit meilleure – le bien-être moyen des pauvres appartenant aux ménages d'indépendants informels s'élevant à près de 60 pour cent de la ligne de pauvreté, contre un peu plus de 50 pour cent pour ceux qui sont issus de ménages d'agriculteurs de rente-éleveurs. La mesure de l'intensité de la pauvreté – P2 – confirme la plus grande inégalité des ressources des agriculteurs de rente-éleveurs, comparativement aux entrepreneurs informels, un différentiel de gains qui pourrait s'être accru avec la baisse des prix des cultures de rente à la fin des années 1990. Quoiqu'il en soit, un certain dualisme semble prévaloir dans l'agriculture comorienne entre, d'une part, les agriculteurs de rente associant éventuellement l'élevage et, d'autre part, les agriculteurs vivriers. D'ailleurs, il est intéressant de souligner que ce clivage recoupe, en partie, ceux qui ont accès à la terre et ceux qui n'y ont pas accès – tableau A3.7 en annexe. La terre étant un actif important,

susceptible de renforcer la capacité de résistance des individus face à des chocs externes, il est probable que le différentiel de pauvreté précédemment mis en évidence dans le secteur agricole soit le reflet d'un différentiel de vulnérabilité, même si les deux phénomènes ne sont pas forcément liés.

Enfin, un troisième groupe, composé des salariés et des chômeurs, révèle une incidence de la pauvreté comprise entre 25 et 35 pour cent. A cet égard, il importe de remarquer que, si pour les ménages dont le chef est salarié non protégé, la pauvreté est comparable à ceux ayant à leur tête un salarié protégé – 34,5 pour cent contre 33,3 pour cent –, les pauvres localisés dans les premiers exhibent une dépense moyenne en termes de la ligne de pauvreté beaucoup plus basse que pour ceux qui sont localisés dans les seconds – 56,8 pour cent contre 71,2 pour cent –, alors que leur consommation annuelle moyenne est légèrement supérieure – 324 000 contre 314 000 FC. Ces résultats sont dans l'ensemble confirmés en termes d'intensité de pauvreté, ainsi que par les mesures de Clark et de Watts. Notons cependant que, comparativement à d'autres pays d'Afrique, le taux de pauvreté parmi les ménages ayant à leur tête un salarié est relativement forte.

Troisièmement, le tableau 2.7 montre que l'incidence de la pauvreté nationale est expliquée à près de 70 pour cent par les ménages dont le chef est agriculteur, et à plus de 50 pour cent par ceux qui sont gérés par un agriculteur de subsistance – deuxième colonne. La proportion s'élève à près de 75 pour cent lorsque l'on considère la mesure P2. En d'autres termes, la contribution des agriculteurs à la pauvreté nationale croît avec le coefficient d'aversion pour la pauvreté, ce qui signifie que pour ces groupes les questions d'inégalité sont préoccupantes. Les indices de ciblage, présentés au tableau 2.7, indiquent nettement que l'effort doit porter, en premier lieu, sur le monde agricole. En termes de politiques économiques, de tels résultats signifient que la lutte contre de la pauvreté aux Comores – comme dans maints pays en Afrique subsaharienne – implique prioritairement une réduction de la pauvreté en milieu rural, en particulier pour le segment qui pratique l'agriculture de subsistance. Néanmoins, d'autres groupes, la plupart du temps localisés dans les zones urbaines, méritent aussi une attention en termes de politique sociale : les inactifs – dont certains peuvent souffrir de handicaps – et les indépendants non agricoles informels. En d'autres termes, aux Comores, le processus de développement doit accorder une attention particulière au travail indépendant, agricole et non agricole, rural ou urbain, tout en évitant de promouvoir des politiques ayant tendance à renforcer le biais urbain.

En réalité, l'analyse qui vient d'être menée doit être relativisée⁴⁵. D'une

⁴⁵ En outre, les structures familiales ont un rapport avec la pauvreté. En effet, on observe

part, elle se réfère à un instant du temps – 1995 – et n'est pas en mesure de distinguer entre la pauvreté chronique et la pauvreté transitoire, cette dernière pouvant être relativement importante lors de changements structurels. Or, les moyens de lutte contre la pauvreté chronique et la pauvreté transitoire peuvent être différents⁴⁶. En fait, il semble qu'aux Comores, l'essentiel de la pauvreté soit chronique, les changements structurels étant assez lents. En outre, l'analyse ultérieure montre que la pauvreté aurait augmenté entre 1995 et 1998 à un rythme annuel compris entre 3 et 4 pour cent. Mais, l'incidence exacte de cette dynamique selon les groupes socio-économiques – notamment les agriculteurs – est fonction de l'évolution des prix relatifs. D'autre part, la pauvreté entretient des relations ambiguës avec l'exclusion, bien qu'une proximité des concepts puisse prévaloir. Malgré la diversité des définitions, souvent divergentes et dépendantes du contexte sociétal dans lequel elles s'inscrivent, il semble utile d'opérer une distinction entre l'exclusion au niveau individuel et l'exclusion au niveau de la société. Dans le premier cas, on considère qu'une personne ou un groupe est exclu s'il est dans une situation socialement défavorisée, au même titre que l'est celui ou celle qui a un revenu insuffisant. A cet égard, il y a équivalence entre l'approche traditionnelle de la pauvreté précédemment décrite et celle de l'exclusion sociale. En fait, l'individu exclu n'est pas nécessairement seulement celui dont le niveau de vie matériel est insatisfaisant, mais aussi celui qui ne dispose pas d'un «capital social» suffisant pour établir des liens sociaux stables ou suffisamment intenses, grâce auxquels il pourra travailler dans des conditions acceptables, réaliser ses droits en tant que citoyen, etc. Aux Comores, la société traditionnelle joue sans doute un rôle de premier plan en tant que filet de sécurité sociale contre la pauvreté. Un pauvre ayant fait le «Grand mariage» n'est probablement pas exclu du système social – encore qu'une telle cérémonie nécessite beaucoup de moyens. Par contre, l'exclusion sociale au niveau de la société met en évidence la responsabilité des institutions qui, par leur structure et leur fonctionnement, segmentent les marchés, discriminent et n'offrent pas les mêmes opportunités à tous les individus ou groupes. Dans ces conditions, l'exclusion est source de vulnérabilité croissante et, à terme, de pauvreté.

Quatrièmement, aux Comores, il existe en fait un important différentiel spatial de pauvreté. Le tableau 2.7 montre que l'incidence de la pauvreté est la plus élevée à Anjouan – 60,9 pour cent des ménages, soit 70,1 pour cent des individus –, et à Mohéli – 55,9 pour cent des ménages et 63,7 pour cent

que l'incidence, la profondeur et l'intensité de la pauvreté sont les plus faibles dans les ménages monoparentaux.

⁴⁶ Voir sur ce point, par exemple, Jalan, Ravallion [1998].

des personnes. Par contre, en Grande Comore, un peu plus du tiers des ménages – 34,3 pour cent, soit 40,8 pour cent des individus – seulement sont pauvres. Mais, ces écarts d'incidence de pauvreté s'accompagnent d'importantes différences de ressources. En effet, alors qu'en Grande Comore la dépense moyenne des pauvres est de 63,3 pour cent de la ligne de pauvreté, dans les autres îles, la proportion est de l'ordre de 55 pour cent. D'ailleurs, on observe que c'est seulement en Grande Comore que la contribution relative à la pauvreté diminue avec le coefficient d'aversion pour cette dernière, ce qui signifie que les problèmes d'inégalité des ressources sont les plus sérieux à Anjouan et Mohéli. Ainsi, à Anjouan, la dépense moyenne des ménages est inférieure de 38,6 pour cent à la moyenne nationale, alors que dans la grande île, elle est supérieure de plus de 25 pour cent.

En fait, les écarts de pauvreté les plus importants sont observés entre les milieux rural et urbain, sauf en ce qui concerne la Grande Comore. En effet, 63,9 et 53,6 pour cent des ménages sont pauvres, respectivement, dans les zones rurale et urbaine d'Anjouan. De même, à Mohéli, ces proportions sont, respectivement, de 59,8 et 44,4 pour cent. Ce résultat est cohérent avec les commentaires précédents montrant l'ampleur de la pauvreté parmi les agriculteurs. Par ailleurs, il importe de noter que, dans le secteur rural, le niveau moyen des dépenses des pauvres en termes de la ligne de pauvreté est beaucoup plus faible qu'en milieu urbain. Par exemple, la dépense moyenne des pauvres urbains d'Anjouan équivaut à 60 pour cent de la ligne de pauvreté, alors que pour les pauvres ruraux de cette même île le niveau moyen de bien-être est de l'ordre de la moitié du seuil de pauvreté. Par conséquent, aux Comores, comme dans maints autres pays en développement, la pauvreté est essentiellement rurale et concerne avant tout les agriculteurs.

A cet égard, le tableau 2.7 indique que 71,8 pour cent de l'incidence de la pauvreté nationale aux Comores sont expliqués par la pauvreté rurale de Grande Comore et d'Anjouan – une proportion légèrement croissante avec le coefficient d'aversion pour la pauvreté α . Il est à remarquer que l'indice de ciblage est le plus élevé pour le milieu rural d'Anjouan. Quoiqu'il en soit, l'analyse précédente montre, qu'aux Comores, une politique économique efficace de lutte contre la pauvreté, c'est-à-dire qui implique que les actions soient ciblées sur les groupes socio-économiques pour lesquels l'accroissement des ressources ait la plus forte incidence en termes de réduction de la pauvreté au niveau national, exige une injection de ressources – supposées proportionnellement partagées selon les divers des groupes visés – prioritairement dans le milieu rural, notamment dans l'agriculture d'Anjouan et de Grande Comore. La dimension insulaire de la pauvreté est un paramètre fondamental de la lutte contre la pauvreté dans ce pays.

L'analyse de dominance de deuxième ordre permet de préciser les

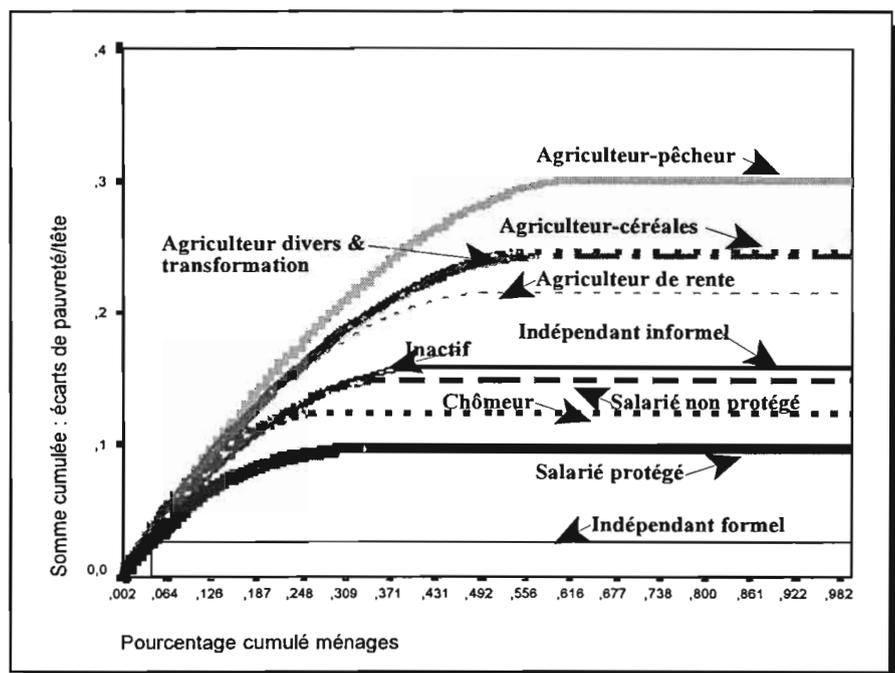


Figure 1.7 : Courbes TIP selon les groupes socio-économiques – Comores 1995

circonstances sous lesquelles les distributions des dépenses peuvent être ordonnées avec certitude en termes de pauvreté, de bien-être et d'inégalité, et de spécifier la relation qui prévaut entre les classements inhérents à plusieurs indices de pauvreté⁴⁷. Dans le cas des Comores, on montre sans ambiguïté, pour tous les indices appartenant à Q et pour toutes les lignes de pauvreté inférieures ou égales à 170 337 FC, le classement suivant de la pauvreté des îles, par ordre décroissant : Anjouan rural, Mohéli rural, Ajouan urbain, puis les autres zones⁴⁸. En effet, pour la Grande Comore et Mohéli urbain, les courbes TIP se coupent une fois, et, compte tenu des valeurs de P2, l'ordre des pauvretés est incertain. La figure 1.7 montre également la dominance de la pauvreté des agriculteurs sur les autres groupes socio-économiques, et, parmi les premiers, la dominance des agriculteurs-pêcheurs. Si les agriculteurs de rente apparaissent moins pauvres que les autres travailleurs agricoles, le classement entre les agriculteurs-céréaliers et ceux qui transforment des produits agricoles est ambigu. De la même manière, si

⁴⁷ Voir le chapitre 4 pour les aspects théoriques.

⁴⁸ Lachaud [2000a], p.45.

les salariés protégés ont, sans ambiguïté, un plus haut niveau de bien-être que les salariés non protégés, le classement de ces derniers par rapport aux indépendants informels est incertain.

2. Chômage, chômeurs et pauvreté

L'exclusion du marché du travail est aussi à l'origine de faibles niveaux de vie. Après avoir appréhendé l'incidence du chômage, la relation entre ce dernier et la pauvreté est examinée.

L'enquête EBC de 1995 s'écarte sensiblement de la définition internationale du chômage, et considère comme chômeur «quelqu'un qui a eu au moins une activité économique dans le passé, mais qui n'en a plus au moment de l'enquête, et qui recherche un emploi ou du travail». Par ailleurs, «une personne à la recherche du premier emploi est quelqu'un qui n'a jamais eu d'activité économique et qui recherche du travail»⁴⁹. A partir de ces définitions, la période de référence est constituée par les 12 derniers mois et l'indication de recherche d'emploi au cours des 7 derniers jours n'est pas conceptuellement exploitable. Sans aucun doute, une telle appréhension du chômage appelle beaucoup de prudence quant aux résultats obtenus. Néanmoins, il semble que l'on puisse déceler les tendances suivantes. En premier lieu, aux Comores, comme dans maints pays en développement, le chômage est principalement un phénomène urbain – tableau 3.7. En effet, alors que pour l'ensemble du pays le taux de chômage des 12 ans et plus était de 10,4 pour cent en 1995, il était de 20,7 pour cent à Moroni. De même, dans les autres îles, notamment à Mohéli, le chômage urbain est plus répandu que dans le milieu rural. Ainsi, alors qu'en milieu urbain d'Anjouan et de Mohéli, les taux de chômage sont, respectivement, de 8,7 et 11,6 pour cent de la population active, dans les zones rurales de ces deux îles, les proportions sont, respectivement, de 1,6 et 4,1 pour cent. Il est à remarquer que ces taux de chômage divergent considérablement de ceux qui ont été fournis par le recensement de 1991, ce dernier indiquant que 20,0 pour cent de la population active n'avait pas de travail – 25,4 pour cent en milieu urbain. Or, il est assez peu probable que, compte tenu du déclin du niveau de vie depuis 1991, le taux de chômage ait diminué. Dans ces conditions, le taux de chômage repéré par l'enquête EBC de 1995 se réfère surtout à un concept de population active de longue période, contrairement au recensement de 1991. Malgré tout, cette dernière montre que le chômage est essentiellement concentré en Grande Comore, y compris dans les zones rurales – ce que ne

⁴⁹ République fédérale islamique des Comores [1995b].

Tableau 3.7 : Taux de chômage déclaré – 12 derniers mois – des membres du ménage selon le statut dans le ménage et le milieu – 12 ans et plus¹ – Comores 1995 (%)

Paramètre	Milieu						Ensemble			Grand total	
	Statut matrimonial	Moroni	Grande Comore urbain	Grande Comore rurale	An-jouan urbain	An-jouan rural	Mohéli urbain	Mohéli rural	Grande Comore		An-jouan
Chef ménage	8,5	0,0	6,8	2,8	0,9	0,0	0,0	6,7	1,4	0,0	3,9
Hommes sec.	34,1	19,4	21,3	20,7	3,3	30,4	12,5	23,0	9,0	17,7	17,6
Fem. mariées ²	7,7	0,0	15,8	3,4	0,3	0,0	0,0	14,8	1,1	0,0	6,3
Femmes sec.	37,5	0,0	32,8	13,7	1,9	20,0	10,0	31,9	4,3	11,4	19,9
Total	20,7	7,1	16,9	8,7	1,4	11,6	4,1	16,9	3,4	5,8	10,4
N	624	195	3750	1066	2118	170	435	6519	4569	3184	8 358

(1) La période de référence concerne les 12 derniers mois ; (2) Femmes mariées au chef de ménage.

Sources : A partir de l'EBC 1995.

manquait pas de souligner le recensement de 1991⁵⁰. En effet, le tableau 3.7 indique que le taux de chômage à Moroni est deux fois plus élevé que dans les autres centres urbains – quelle que soit l'île considérée –, et qu'il demeure important même en milieu rural, puisque 16,9 pour cent des actifs sont sans emploi. Pour cette raison, le chômage rural – 10,0 pour cent – est plus élevé que celui qui prévaut dans les centres urbains secondaires – 8,8 pour cent, tableau A4.7 en annexe.

En deuxième lieu, le chômage concerne majoritairement une population jeune et ayant un certain niveau d'instruction. Le tableau A4.7 en annexe montre que, indépendamment des îles et du milieu, le taux de chômage est relativement faible pour les chefs de ménage et les femmes mariées – 3,9 et 6,3 pour cent, respectivement –, sauf, dans une moindre mesure, en Grande Comore. Par contre, on observe que 17,6 pour cent des jeunes hommes et 19,9 pour cent des jeunes femmes sont exclus du marché du travail. C'est d'ailleurs en Grande Comore, et surtout à Moroni, que le chômage frappe ces hommes et femmes secondaires des ménages. Ainsi, en Grande Comore, environ un cinquième et près d'un tiers, respectivement, des jeunes hommes et femmes sont au chômage, ces proportions atteignant à Moroni pour les mêmes individus, respectivement, 34,1 et 36,4 pour cent. Il en résulte que, même dans le milieu rural de Grande Comore, l'inactivité involontaire des jeunes hommes et femmes est forte. En fait, le tableau A4.7 exprime mieux

⁵⁰ En 1991, les taux de chômage urbain et rural étaient, respectivement, de 25,0 et 24,0 pour cent. Rfic [1993].

cette situation. En effet, on constate que les taux de chômage sont surtout importants pour les individus ayant moins de 25 ans. Au niveau national, le taux de chômage des moins de 25 ans est environ le double de celui qui prévaut pour les plus de 30 ans. Mais, à Moroni, l'écart est de 1 à 3 ou 4⁵¹. Par ailleurs, le taux de chômage croît franchement avec le niveau d'instruction. Ainsi, pour les 20-24 ans, le taux de chômage passe de 8,1 pour cent pour les sans instruction à 33,8 pour cent pour ceux qui ont le niveau du premier cycle du secondaire. C'est d'ailleurs pour ceux qui ont ce niveau d'instruction que les taux de chômage sont les plus élevés – environ 20 pour cent. Au-delà de ce niveau d'éducation, les taux de chômage se stabilisent à 10 pour cent – de l'ordre de 25 pour cent pour les moins de 25 ans. En d'autres termes, entre le tiers et la moitié des urbains de la classe d'âge 15-24 ans étaient privés d'emploi en 1995. Et, le fait que le chômage soit quasiment corrélé avec l'instruction incite à penser que le chômage des jeunes a plus un caractère permanent que transitoire⁵². Une société qui exclut du marché du travail une telle proportion de jeunes est une société socialement fragile. L'inadaptation du système éducatif – notamment l'absence de dimension technique du système éducatif de base – et la faiblesse du secteur privé expliquent, en grande partie, cette situation.

En troisième lieu, au niveau du pays, il apparaît que l'incidence du chômage est un peu plus faible dans les ménages pauvres que dans les ménages aisés – 8,9 et 12,5 pour cent, respectivement – tableau 4.7. Ce résultat, qui n'est pas spécifique aux Comores, s'explique essentiellement par le faible taux de chômage qui prévaut en milieu rural où est concentrée la plus grande partie de la population active.

En réalité, la prise en considération de la région et du milieu urbain modifie sensiblement l'appréhension de la relation entre la pauvreté et le chômage. Certes, pour l'ensemble du milieu urbain, il n'existe pas de relation inverse entre chômage et pauvreté. L'exclusion du marché du travail urbain touche 12,1 pour cent de la population active pauvre, contre 14,4 pour cent de celle qui est localisée dans les ménages non pauvres. Or, l'enquête EBC de 1995 montre une relation inverse dans la capitale et dans les centres urbains secondaires de Grande Comore. En effet, à Moroni, le taux de chômage est de 29,1 et 17,9 pour cent, respectivement, pour les individus des ménages les plus démunis et des groupes les plus aisés, tandis que dans les

⁵¹ Par exemple, dans la capitale, le taux de chômage de 15-19 ans était de 47,8 pour cent en 1995, contre seulement 10,5 pour cent pour ceux qui ont entre 30 et 34 ans.

⁵² Ajoutons que l'enquête EBC de 1995 identifiait seulement 12,8 pour cent des individus de 12 ans et plus à la recherche d'un premier emploi, ce qui est probablement sous-estimé.

Tableau 4.7 : Taux de chômage déclaré selon le niveau de vie, le statut matrimonial et le milieu – 12 ans et plus¹ – Comores 1995 (%)

Paramètre	Pauvres				Non pauvres				Grand total	
	Grande Comore	An-jouan	Mohéli	Total	Grande Comore	An-jouan	Mohéli	Total	%	N
Chef de ménage	4,7	0,8	0,0	2,1	10,5	1,0	0,0	7,5	3,9	1996
Hommes secondaires	25,5	6,8	18,9	15,8	19,8	23,1	28,6	20,8	17,6	2650
Femmes mariées ²	13,2	0,3	0,0	3,9	9,3	2,4	0,0	6,8	6,3	1419
Femmes secondaires	40,7	3,4	10,0	18,1	22,9	0,0	50,0	21,5	19,9	2293
Total	18,9	2,6	6,3	8,9	14,8	4,4	11,1	12,5	10,4	-
N	1768	2113	362	4243	1375	336	124	1835	-	8358

(1) Période de référence des 12 derniers mois ; (2) Femmes mariées au chef.

Sources : A partir de l'EBC 1995.

petites agglomérations de Grande Comore, les pourcentages sont, respectivement, de 15,0 et 0,0 pour cent. De ce fait, dans les petites villes du milieu rural de la grande île, la relation entre la pauvreté et le chômage diffère peu de celle qui prévaut dans le principal centre urbain du pays, phénomène lié à la dualité imparfaite déjà soulignée entre ces deux milieux. D'ailleurs, le tableau 4.7 montre que c'est seulement en Grande Comore que prévaut une relation inverse entre la pauvreté et le chômage. Dans les ménages pauvres de cette île, le chômage touche 18,9 pour cent des individus, contre 14,8 pour cent dans les ménages non pauvres. Cependant, d'une manière générale, dans les zones rurales, la pauvreté est en grande partie due à la faible productivité des activités agricoles de subsistance, alors qu'en milieu urbain, la précarité des activités à propre compte et l'exclusion du marché du travail constituent probablement les racines majeures du faible niveau de bien-être.

Par ailleurs, il est intéressant d'examiner la relation entre le chômage et la pauvreté selon le statut des individus dans le ménage – tableau 4.7. A cet égard, on constate que c'est uniquement pour les membres secondaires des ménages de Grande Comore que la relation inverse entre le chômage et la pauvreté est observée. En particulier, le chômage des jeunes, hommes ou femmes, tend à être beaucoup plus élevé lorsqu'ils vivent dans des ménages pauvres que dans des groupes non pauvres. Ainsi, 40,7 pour cent des femmes secondaires des ménages pauvres sont au chômage, contre 22,9 pour cent dans les groupes non pauvres – pour les hommes secondaires, respectivement, 25,5 et 19,8 pour cent. Bien qu'il soit impossible de préciser la contribution économique des divers membres du ménage aux ressources du groupe, l'ampleur du chômage des jeunes – notamment ceux qui ont un certain niveau d'instruction – réduit probablement le revenu par tête de maints ménages aux Comores. Cependant, ce phénomène est plus spécifique

à l'île de Grande Comore, davantage urbanisée, où le chômage est le plus répandu. Dans ces conditions, l'exclusion des jeunes du marché du travail a, nécessairement, un impact direct sur le bien-être des ménages de Grande Comore. Mais, cette situation peut également favoriser un processus cumulatif de pauvreté. En effet, la valorisation des compétences, générales ou spécifiques, est plus difficile à effectuer pour les individus qui appartiennent à des ménages pauvres, comparativement à ceux issus de ménages aisés. Par conséquent, à diplôme équivalent, l'accès au marché du travail est plus facile et les qualifications sont davantage valorisées pour les seconds que pour les premiers. L'impact du milieu social quant à la valorisation du capital humain est un phénomène bien connu, et il serait surprenant que ce processus soit étranger aux Comores.

3. La dynamique de la pauvreté

L'ampleur de la pauvreté monétaire exige, d'une part, d'examiner dans quelle mesure les performances récentes de l'économie comorienne ont influencé la dynamique du progrès social en termes de réduction de pauvreté monétaire, et, d'autre part, d'estimer les contraintes économiques qu'impose une réduction de cette dernière au cours des 20 prochaines années. Mais, appréhender l'évolution de la pauvreté est une tâche difficile, en particulier en l'absence de données de panel ou d'investigations statistiques à des dates différentes – l'enquête EBC de 1995 étant la seule permettant de déterminer la dépense monétaire des ménages. Dans ces conditions, l'option analytique l'étude est de spécifier la valeur des élasticités de pauvreté par rapport à la dépense moyenne et à l'inégalité de cette dernière, et de les combiner avec les informations des comptes nationaux inhérentes à l'évolution du PIB par tête. L'analyse de la relation entre la croissance économique, la pauvreté et l'inégalité est fondée sur l'approche de Kakwani⁵³.

⁵³ Kakwani [1993]. Par exemple, on suppose qu'une mesure de la pauvreté θ soit fonction de trois facteurs : (i) la ligne de pauvreté, z ; (ii) la dépense moyenne par tête, μ ; (iii) l'inégalité de la dépense, appréhendée, par exemple, par la courbe de Lorenz qui peut être caractérisée par k paramètres m_1, m_2, \dots, m_k . Le déplacement de la courbe de Lorenz induira une modification des paramètres, c'est-à-dire une variation de l'inégalité. Dans ces conditions, l'équation [3] – la ligne de pauvreté z étant donnée – décompose la variation de la pauvreté en deux éléments : (i) l'impact de la croissance lorsque la répartition de la dépense ne varie pas – effet de croissance pure ; (ii) l'effet de la distribution de la dépense lorsque la dépense agrégée demeure inchangée – effet d'inégalité.

$$d\theta = (\partial\theta / \partial\mu)d\mu + \sum_{i=1}^k (\partial\theta / \partial m_i)dm_i \quad [3]$$

1. Croissance économique et pauvreté

A l'aide des données de l'enquête de 1995, les élasticités des indices de pauvreté par rapport aux dépenses et à l'indice de Gini, ainsi que les taux marginaux de substitution, ont été calculés. Ces éléments, affichés au tableau A5.7 en annexe, suggèrent quelques commentaires préliminaires⁵⁴.

Au niveau de l'ensemble de l'économie, la valeur absolue des élasticités par rapport à la dépense réelle par tête est sensiblement supérieure à l'unité pour toutes les mesures de la pauvreté. Par exemple, une élévation de 1 pour cent de la dépense par tête induit une réduction de la profondeur de la pauvreté – P2 – de 1,6 pour cent, toutes choses égales par ailleurs. De même, une augmentation de la dépense par tête de 1 pour cent génère une baisse du ratio de pauvreté de 1,3 pour cent. Dans ces conditions, la pauvreté est susceptible de diminuer plus rapidement que le taux de croissance du niveau de vie, pourvu que ce dernier ne génère pas une élévation de l'inégalité. Mais, un tel résultat suggère aussi une forte probabilité d'augmentation de la pauvreté lorsque la croissance économique par habitant est négative, d'autant que, lorsque cela se produit – par exemple dans les années 1990 –, il n'est pas certain que l'inégalité des revenus ne varie pas. Le tableau A5.7 montre également que la valeur absolue des élasticités est sensible aux transferts des dépenses parmi les plus pauvres et croît avec α – le coefficient d'aversion pour la pauvreté. De ce fait, une croissance économique qui n'induit pas une élévation de l'inégalité des dépenses par tête est susceptible de profiter plus aux très pauvres qu'aux autres classes sociales. En réalité, la pauvreté peut s'accroître si l'inégalité des revenus s'accroît au cours du processus de croissance économique, puisqu'au niveau de l'ensemble de l'économie, les mesures de la pauvreté – sauf lorsque le ratio de pauvreté P0 est pris en compte – réagissent beaucoup plus à la variation de l'inégalité des revenus qu'à la variation des revenus moyens. Par ailleurs, la décomposition de la pauvreté selon les îles exhibe une relative hétérogénéité. Tout d'abord, les élasticités de la pauvreté par rapport à la dépense par tête tendent à être plus élevées en Grande Comore qu'à Anjouan ou Mohéli. Ensuite, en ce qui concerne les élasticités de la pauvreté par rapport à l'inégalité des dépenses par tête, une tendance analogue est observée, bien qu'une plus grande disparité prévale entre les îles – la sensibilité de la pauvreté à l'égard de la distribution des dépenses est plus forte en Grande Comore, comparativement

Il s'agit alors de spécifier les deux effets précédents en prenant en compte les indices FGT, successivement l'incidence – $\alpha = 0$ –, la profondeur – $\alpha = 1$ – et l'intensité – $\alpha = 2$ – de la pauvreté.

⁵⁴ Voir Lachaud [2000a] pour une analyse plus détaillée.

Tableau 5.7 : Variation de la pauvreté au Comores par rapport à une désagrégation selon les îles – 1995-98 – pourcentage annuel – Comores 1995

Paramètre	Indices de pauvreté ¹	Variation de la pauvreté ²		
		Variation totale de la pauvreté ³	Variation de la pauvreté due à la variation des termes de l'échange inter-îles ⁴	
Ensemble du pays par rapport à une désagrégation inter-îles	P0	3,46	0,20	
	P1	3,34	0,20	
	P2	3,99	0,30	
Variations sectorielles inter-îles		Variation totale de la pauvreté ⁵		
		Grande Comore	Anjouan	Mohéli
	P0	3,15	3,66	4,47
	P1	3,47	3,28	3,93
	P2	3,81	4,12	5,01

(1) Les mesures de la pauvreté P0 ($\alpha = 1$), P1 ($\alpha = 1$) et P2 ($\alpha = 2$) sont des indices de pauvreté décomposables qui expriment, respectivement, l'incidence, la profondeur et l'intensité de la pauvreté. Dans ce cas, α représente une mesure de l'aversion pour l'inégalité ; (2) Dépense moyenne par tête et par an égale à 170 337 FC - approche nutritionnelle ; (3) Il s'agit de l'effet total sur la pauvreté des différents taux de croissance des îles en supposant que l'inégalité au sein de chaque île est restée inchangée, cet effet étant la somme d'un effet pur de croissance et de l'effet indiqué en (4) ; (4) Effet sur la pauvreté de la variation de l'inégalité entre les îles consécutive au différentiel des taux de croissance par tête de ces dernières ; (5) Il s'agit du produit de l'élasticité par rapport à la dépense moyenne multipliée par le taux de croissance de la dépense par tête.

Sources : A partir de l'EBC 1995.

aux autres îles⁵⁵. Enfin, de tels résultats mettent en évidence, a priori, la plus grande fragilité sociale des zones de Grande Comore, comparativement aux autres îles, à l'égard de la croissance économique et de la variation de l'inégalité des revenus.

L'estimation des élasticités de la pauvreté permet de donner une idée de l'impact de la croissance économique sur la réduction de la pauvreté, en supposant que l'inégalité des dépenses demeure inchangée. A cet égard, la présente étude propose d'estimer l'incidence de la croissance économique sur la pauvreté aux Comores au cours de la période 1995-98, en tenant compte du différentiel d'évolution du PIB par tête selon les îles. Néanmoins, cette estimation est fondée sur plusieurs hypothèses. Premièrement, les comptes nationaux n'étant pas régionalisés, l'analyse suppose que le taux de croissance du PIB réel a été le même pour chaque île au cours des années 1995-98, soit 0,3 pour cent annuellement⁵⁶. Deuxièmement, les taux de

⁵⁵ En outre, les élasticités *relatives* de la pauvreté sont plus fortes en Grande Comore, surtout lorsque la sensibilité relative de la pauvreté à l'inégalité des dépenses est prise en compte.

⁵⁶ Le Plan fournit une décomposition du PIB aux prix constants par île en 1995. Si l'on

croissance de la population par île de 1981-90 – 2,3, 3,0 et 3,6 pour cent, respectivement, pour la Grande Comore, Anjouan et Mohéli – ont été appliqués à la période 1995-98. Troisièmement, le taux de croissance du PIB réel par tête pour chaque île a été obtenu en faisant la différence des taux de croissance du PIB et de la population – -2,0, -2,7 et -3,3, respectivement, pour la Grande Comore, Anjouan et Mohéli. Dans ces conditions, les élasticités par rapport à la dépense étant connues séparément pour chaque île, la variation de la pauvreté au niveau national a été évaluée en prenant en compte les taux de croissance régionaux des revenus par tête⁵⁷. La colonne 1 du tableau 5.7 – ensemble du pays – présente les résultats obtenus, en supposant que l'inégalité des revenus au sein des différentes îles n'a pas changé. Il est à remarquer que, puisque les taux de croissance diffèrent par île, l'inégalité des revenus de la population peut varier à cause du changement de l'inégalité entre les trois régions. En fait, cet effet a été pris en compte, et la colonne 2 du tableau 5.7 – ensemble du pays – indique l'impact de la variation de l'inégalité entre les îles, consécutivement au différentiel des taux de croissance par île des revenus – ou variation des termes de l'échange inter-îles. En ce qui concerne les variations de la pauvreté par île, la méthode précédemment explicitée a été utilisée.

Le tableau 5.7 montre, qu'au cours de la période 1995-98, la pauvreté aux Comores aurait augmenté annuellement au rythme de 3,5 à 4 pour cent, selon la mesure retenue. Cette augmentation de la pauvreté est en partie attribuée à la croissance économique par tête négative, estimée à -2,3 pour cent au cours de la période 1995-98. Soulignons aussi que l'indicateur P2 – inégalité de la pauvreté – a été un peu plus sensible à la baisse de croissance économique que les autres mesures de la pauvreté. Par conséquent, en 1998, l'incidence de la pauvreté parmi les *ménages* est estimée à 52,4 pour cent – contre 47,3 pour cent en 1995 –, tandis que la profondeur de la pauvreté – P1 – s'élève à 22,1 pour cent de la ligne de pauvreté – tableau 6.7. En d'autres termes, les faibles performances économiques au cours des années 1995-98 auraient engendré une hausse de la pauvreté d'environ 5 points de pourcentage durant cette période. Il est à remarquer que ce processus s'est accompagné de disparités de croissance des revenus inter-îles, contribuant quelque peu à atténuer l'ampleur de la pauvreté. Toutefois, ce différentiel de croissance n'a eu qu'un impact relativement faible. Ainsi, en l'absence de

applique cette répartition spatiale du PIB à 1998, cela revient à considérer que le taux de croissance du PIB réel est constant par île.

⁵⁷ Il est à remarquer que, dans ce cas, la variation totale de la pauvreté est égale à la somme des produits des élasticités de la pauvreté totale – et non l'élasticité de la pauvreté de chaque groupe – par rapport à la dépense moyenne de chaque groupe par les taux de croissance des dépenses de chaque groupe. Voir Kakwani [1993].

disparités de croissance inter-îles, l'élévation annuelle du ratio de pauvreté aurait été de 3,26 pour cent, au lieu de 3,46 pour cent⁵⁸. Naturellement, cette conclusion suppose que l'inégalité des revenus au sein des différents secteurs n'a pas changé, ce qui implique que les groupes soient homogènes. En réalité, une telle hypothèse, exagérée dans la plupart des cas, conduit à relativiser les résultats présentés.

Le tableau 5.7 indique également que l'accroissement de la pauvreté nationale est le résultat d'un différentiel d'évolution de cette dernière selon les îles. Ainsi, au cours de la période considérée, l'incidence de la pauvreté aurait augmenté annuellement en moyenne de 3,2, 3,7 et 4,5 pour cent, respectivement, en Grande Comore, à Anjouan et à Mohéli, toutes choses égales par ailleurs. Il est intéressant de noter que l'ampleur de la hausse de la pauvreté selon les îles croît avec le coefficient d'aversion pour cette dernière. Par exemple, l'inégalité de la pauvreté – P2 – se serait accrue entre 1995 et 1998 de 3,8, 4,1 et 5,0 pour cent, respectivement, en Grande Comore, à Anjouan et à Mohéli. En outre, ces estimations ne prennent pas en compte l'effet de distribution des revenus, alors que la sensibilité de la pauvreté à la variation de l'indice de Gini est importante – tableau A5.7⁵⁹.

2 Performances économiques et réduction de la pauvreté : simulations

Les résultats précédents permettent d'effectuer plusieurs simulations quant à l'impact de la croissance du PIB par tête sur l'évolution de la pauvreté – tableau 6.7.

Premièrement, en l'absence de croissance économique positive du PIB par habitant, l'ampleur de la pauvreté aux Comores serait considérable en 2015 – année de référence de l'objectif de développement international. Par exemple, si le taux de croissance du PIB par habitant de -2,3 pour cent se maintenait annuellement jusqu'en 2015 – soit -2,0, -2,7 et -3,3 pour cent, respectivement, en Grande Comore, Anjouan et Mohéli –, toutes choses égales par ailleurs, 93,4 pour cent des ménages auraient un niveau de bien-être inférieur au seuil de pauvreté, tandis que l'écart de pauvreté serait de 38,6 pour cent de la ligne de pauvreté – contre 20,0 pour cent en 1995. Bien que ces simulations présentent un caractère mécanique, fondé sur les élasticités estimées et une stabilité des inégalités, elles attirent l'attention sur le rôle de la croissance économique dans la lutte contre la pauvreté.

Deuxièmement, les simulations montrent que la réduction de la pauvreté

⁵⁸ Soit, $3,46 - 0,20 = 2,26$ pour cent pour P0.

⁵⁹ On peut cependant admettre qu'en courte période, l'inégalité ne varie que faiblement.

Tableau 6.7 : Simulation de la dynamique de la pauvreté en fonction de la croissance du PIB/tête selon les îles – Comores

Paramètres	Valeurs actuelles des mesures de la pauvreté – en termes de ménages (1995)	Taux de croissance annuel du PIB/tête selon les îles – 1995-98 – %			Valeurs prédites de la pauvreté ² – croissance du PIB/tête 1995-98		Taux de croissance annuel du PIB/tête requis pour réduire les mesures de la pauvreté de 50% en 2015 (%)	Impact de divers taux de croissance du PIB/tête sur les mesures de la pauvreté en 2015 ¹		
		Grande Comore	Anjouan	Mohéli	1998	2015		Δ 1%	Δ 2%	Δ 3%
P0	0,473				0,52	0,93	2,4	0,355	0,266	0,198
P1	0,2	} -2,0	} -2,7	} -3,3	0,22	0,39	2,5	0,152	0,115	0,09
P2	0,11				0,12	0,24	2,1	0,08	0,06	0,04

(1) La PIB par tête est supposée la même selon les îles – absence de variation des termes de l'échange. Lorsque le taux de croissance du PIB/tête est nul, les mesures de la pauvreté correspondent aux valeurs actuelles ; (2) En termes de ménages.

Sources : A partir de l'EBC 1995.

aux Comores sera probablement une tâche longue et difficile. Le tableau 6.7 présente un exercice de simulation en fonction d'un objectif de réduction des mesures de la pauvreté de 50 pour cent en 2015. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, on observe que la réduction de 50 pour cent de la pauvreté des ménages en 2015 implique un rythme annuel de création de richesses par habitant compris entre 2,1 et 2,5 pour cent – 2,4, 2,5 et 2,1 pour cent, respectivement, pour P0, P1 et P2. On remarque que les performances économiques nécessaires pour réduire le nombre de ménages pauvres sont un peu moins contraignantes que lorsque l'objectif est focalisé sur l'inégalité de la pauvreté. Quoiqu'il en soit, il est peu probable qu'un taux de croissance économique par habitant de l'ordre de 2 à 2,5 pour cent puisse être maintenu annuellement au cours de la période 1995-2015. Pour cette raison, le tableau 6.7 – trois dernières colonnes – présente des simulations selon plusieurs taux de croissance du PIB par tête au cours des années 1995-2015. Par exemple, avec un taux de croissance annuel des richesses par habitant de 1 pour cent sur la période 1995-2015, l'incidence de la pauvreté parmi les ménages ne serait plus que de 35,5 pour cent en 2015, ce qui représente une diminution de 25,0 pour cent par rapport à 1995.

En définitive, ces simulations attirent l'attention sur le rôle de la croissance économique dans la lutte contre la pauvreté. Bien que l'éradication de cette dernière exige parallèlement l'instauration – ou le développement – d'un filet de sécurité et d'importants investissements en capital humain, le contexte macro-économique demeure fondamental.

4. Les déterminants de la pauvreté

Afin d'élaborer d'un «profil de pauvreté» qui ne soit pas uniquement fondé sur une décomposition des mesures de cette dernière selon des sous-groupes spécifiés, la présente étude propose d'examiner la fécondité d'une modélisation économétrique des déterminants de la pauvreté. Dans cette optique, un modèle logistique multinomial tente de capter les déterminants de la distribution du niveau de vie selon les quartiles, la participation au marché du travail étant exogène⁶⁰. L'idée est de représenter une distribution empirique du niveau de vie des ménages par une forme fonctionnelle suffisamment adaptée aux objectifs de l'analyse. Dans cette optique, les modèles probabilistes peuvent révéler une certaine fécondité pour expliquer le niveau de vie des ménages. Par exemple, la distribution du bien-être étant segmentée en quartiles, il est possible de déterminer la probabilité qu'un ménage, ayant des caractéristiques spécifiques, soit localisé dans une strate donnée. A cet égard, le modèle logistique multinomial peut être utilisé, en supposant que les termes aléatoires ont une distribution logistique⁶¹.

1. Pauvreté et distribution nationale du niveau de vie

Les résultats de l'estimation logistique multinomiale pour l'ensemble des Comores sont affichés au tableau A6.7, en annexe, et montrent que la plupart des facteurs pris en compte sont statistiquement significatifs. On observe que les variations de probabilité relative d'être dans le premier quartile – la limite supérieure du deuxième quartile étant à peine plus élevée que le seuil de pauvreté –, plutôt que dans le dernier, sont les plus élevées par rapport au statut sur le marché du travail, l'éducation, la dimension des ménages, la localisation géographique et les transferts sociaux. Réduire la pauvreté aux Comores exige une forte impulsion de développement rural, une

⁶⁰ La décomposition des sources de revenus des ménages n'est pas présentée.

⁶¹ Cette approche est à présent familière. Soit Q , la variable de sélection identifiant les quartiles de la distribution de la dépense réelle par tête des ménages D_i , prenant les valeurs $0, 1, \dots, j$, avec $j=3$. Le modèle de détermination de Q est :

$$\text{Prob}[Q_i = j] = \exp(\alpha_j' X_i) / [1 + \sum_{j=1}^J \exp(\alpha_j' X_i)] \quad [4]$$

Dans l'équation [4], i et j sont les indices, respectivement, des ménages et des choix, tandis que α représente le vecteur des paramètres à estimer liés aux caractéristiques X_i . En outre, on impose la normalisation $\alpha_0 = 0$, d'où $J-1$ paramètres à estimer. Voir Lachaud [1998d] pour une présentation plus détaillée de ce modèle.

Tableau 7.7 : Analyse de sensibilité : effets des changements structurels et démographiques sur la distribution du niveau de vie selon les quartiles – Comores 1995

Paramètres Variables	Probabilités prédites pour les ménages d'être localisés dans les quartiles de la distribution du niveau de vie suivants ¹			
	1	2	3	4
Statut sur le marché du travail				
Salariés protégés	0,127	0,242	0,299	0,331
Salarié non protégé	0,178	0,237	0,248	0,337
Indépendant non agricole informel	0,210	0,207	0,303	0,279
Indépendant non agricole formel	0,093	0,197	0,289	0,421
Agriculteur divers & transformation	0,302	0,284	0,232	0,180
Agriculteur-pêcheur	0,363	0,285	0,160	0,192
Agriculteur de rente-éleveur	0,257	0,255	0,251	0,236
Agriculteur de céréales	0,244	0,262	0,329	0,165
Inactif	0,246	0,236	0,208	0,310
Chômeur	0,213	0,159	0,214	0,413
Éducation				
Sans instruction	0,273	0,257	0,242	0,226
Primaire	0,170	0,222	0,347	0,260
Secondaire 1er cycle	0,172	0,250	0,251	0,327
Secondaire 2ème cycle et plus ²	0,086	0,234	0,249	0,431
Sexe				
Homme	0,255	0,245	0,254	0,245
Femme	0,232	0,266	0,243	0,260
Dimension du ménage				
Deux personnes	0,089	0,172	0,287	0,451
Quatre personnes	0,148	0,221	0,291	0,339
Six personnes	0,225	0,262	0,274	0,239
Huit personnes	0,316	0,287	0,240	0,157
Dix personnes	0,412	0,294	0,195	0,098
Pourcentage employés/ménage³				
Zéro	0,252	0,252	0,285	0,210
25	0,251	0,251	0,261	0,237
50	0,250	0,248	0,236	0,266
75	0,247	0,244	0,213	0,296
100	0,244	0,238	0,191	0,327
Localisation géographique				
Grande Comore	0,108	0,199	0,313	0,380
Anjouan	0,270	0,256	0,263	0,211
Mohéli	0,265	0,223	0,201	0,310

(1) Les autres paramètres demeurent inchangés. Le total peut ne pas être égal à 100 compte tenu des arrondis ; (2) Y compris l'enseignement technique ; (3) 12 ans et plus.

dynamisation des petits producteurs non agricoles et un rehaussement significatif de l'accès à l'éducation et à la formation, notamment pour les ménages localisés à Anjouan.

En fait, la présente étude centre les commentaires quant aux effets des changements structurels et démographiques sur la distribution du niveau de vie selon les quartiles par rapport à l'analyse de sensibilité. En effet, il est possible de mieux appréhender ces changements à l'aide d'une analyse de sensibilité. A cet égard, le tableau 7.7 affiche les probabilités prédites pour les ménages d'être localisés dans les divers segments de la distribution du niveau de vie, les autres paramètres étant inchangés.

Il apparaît que les ménages dont le chef est agriculteur ont les probabilités les plus élevées d'être localisés dans le quartile le plus bas de la distribution – entre 0,250 et 0,360. Ces probabilités sont réduites de 50 à 90 pour cent – sauf pour les agriculteurs de rente – lorsque le segment du niveau de vie le plus élevé est pris en compte. En effet, d'une part, la probabilité d'être dans le segment le plus bas de la distribution est surtout élevée pour les agriculteurs-transformateurs de produits, les agriculteurs-pêcheurs et, dans une moindre mesure, les producteurs de céréales, et d'autre part, les agriculteurs de rente ont quasiment autant de chance de se retrouver dans le haut que dans le bas de la distribution du niveau de vie. Un tel résultat confirme la dualité de l'agriculture comorienne, bien que la baisse des prix des produits de rente ait pu affaiblir économiquement ce segment du marché du travail depuis 1995. Le tableau 7.7 montre également que, toutes choses égales par ailleurs, les ménages ayant à leur tête un salarié protégé ont environ deux à trois fois moins de chance d'appartenir au premier quartile, comparativement à ceux qui sont dirigés par un travailleur de l'agriculture de subsistance – ou par un inactif ou un chômeur. Inversement, ces derniers ont quasiment deux fois moins de chance que les premiers d'appartenir au dernier quartile de la distribution du niveau de vie, sauf pour les agriculteurs de rente pour lesquels l'écart de probabilité n'est que de 40 pour cent. Il est à remarquer que les salariés non protégés apparaissent un peu plus vulnérables que ceux qui bénéficient d'une protection sur le marché du travail, bien que la probabilité des premiers d'appartenir aux segments du haut de la distribution soit comparable à celle des seconds. Ainsi, la probabilité des salariés protégés d'être dans le premier quartile est de 0,178 contre 0,127 pour les salariés non protégés. De ce fait, les commentaires effectués précédemment quant à la position relative des agriculteurs et des salariés protégés vaut dans l'ensemble pour les salariés non protégés, sauf, dans une certaine mesure, pour le premier quartile. Par ailleurs, la situation des indépendants non agricoles apparaît contrastée, leur probabilité de précarité économique étant plus faible que pour les agriculteurs, mais plus élevée comparativement aux salariés. En réalité, si très peu de travailleurs indépendants formels ont des chances d'appartenir au quartile le plus bas de la distribution, il n'en est pas de même pour les indépendants informels qui ont presque autant de chances de se retrouver dans les différents segments de la distribution. Par exemple, pour ces derniers, la probabilité d'appartenir aux premier et dernier quartiles est, respectivement, de 0,210 et 0,279. Enfin, le tableau 7.7 montre que, si beaucoup d'inactifs et de chômeurs peuvent se retrouver parmi les plus pauvres, leur probabilité d'avoir un niveau de vie élevé – dernier quartile – est encore plus forte. L'ampleur des transferts sociaux pour ces deux groupes socio-économiques – notamment les inactifs –, concourt à expliquer ce résultat.

L'effet de l'instruction sur le niveau de vie apparaît nettement. Les ménages dont le chef est sans instruction ont 60 pour cent plus de chances d'être très pauvres, par rapport à ceux qui possèdent le niveau primaire ou secondaire du premier cycle. En fait, c'est surtout l'accès au niveau secondaire et supérieur qui est susceptible de réduire la probabilité de pauvreté des ménages comoriens. A cet égard, la première colonne du tableau 7.7 indique que la probabilité d'extrême pauvreté des ménages dont le chef possède au moins le niveau d'instruction du deuxième cycle du secondaire – y compris l'enseignement technique –, n'est que de 0,086, alors qu'elle s'élève à 0,273 pour ceux qui sont gérés par une personne sans instruction. Par contre, il importe de souligner que la probabilité d'appartenir aux différents quartiles de la distribution varie peu pour les ménages gérés par une personne sans instruction. Par exemple, pour ces derniers, la probabilité d'être dans les premier et dernier quartiles est, respectivement, de 0,273 et 0,226. Par conséquent, l'absence d'instruction des chefs de ménages n'est pas incompatible avec un niveau de vie élevé de ces derniers, toutes choses égales par ailleurs. Néanmoins, l'effet de l'instruction sur le bien-être demeure relativement élevé, comme l'attestent les fortes probabilités d'appartenir au segment le plus haut de la distribution pour les ménages ayant à leur tête un individu possédant le niveau du deuxième cycle du secondaire et plus – 0,431.

La prise en compte des facteurs démographiques corrobore les commentaires inhérents à l'estimation multinomiale. Premièrement, la situation des ménages par rapport au sexe de leur chef n'est pas déterminée. En effet, si ceux qui sont gérés par une femme ont un peu moins de chances de se trouver parmi les plus pauvres, leur probabilité d'appartenir au deuxième quartile – dont la limite supérieure correspond approximativement au seuil de pauvreté – est en revanche plus forte, comparativement aux ménages masculins – 0,266 contre 0,245. Néanmoins, ces derniers ont moins de chances que les premiers d'avoir le niveau de vie le plus élevé – dernier quartile. Deuxièmement, l'impact de la dimension du ménage sur le bien-être semble plus net. La simulation effectuée enseigne que la probabilité de grande pauvreté – premier quartile – est divisée par 4,6 – 0,412 à 0,089 – lorsque le nombre de personnes dans les ménages passe de 10 à 2. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, un ménage de 10 individus a quatre fois plus de chances d'appartenir au premier quartile qu'au dernier segment de la distribution du niveau de vie. De la même manière, un ménage de quatre personnes a au moins deux fois plus de chances d'être aisé – dernier quartile – que très pauvre – premier quartile. Troisièmement, rehausser l'emploi productif par ménage est, manifestement, un moyen de réduction du bas niveau de vie, bien que les effets de la simulation apparaissent faibles et contrastés. Ainsi, la probabilité d'être localisé dans le premier quartile est

remarquablement stable – environ 0,250 –, quelle que soit la proportion d’actifs dans le ménage, alors qu’elle augmente sensiblement avec le taux d’emploi pour le dernier quartile. Par exemple, si les ménages ayant 25 pour cent d’employés ont une probabilité de 0,237 d’appartenir au dernier segment de la distribution, cette dernière s’élève à 0,327 lorsque tous les membres exercent une activité. Ce résultat corrobore la valeur croissante des coefficients de régression liés au taux d’emploi des ménages avec le niveau de vie de ces derniers – tableau A6.7. En d’autres termes, aux Comores, il semble que l’impact du rehaussement du taux d’emploi par ménage n’ait un effet sensible que pour les ménages ayant un niveau de vie supérieur au seuil de pauvreté. Cela pourrait signifier que, pour les plus démunis, les exclus du marché du travail et les inactifs, les transferts jouent un rôle de premier plan, d’une part, et que les faibles rémunérations des membres actifs supplémentaires de ces ménages ne contribuent que faiblement au bien-être du groupe, d’autre part.

Le tableau 7.7 met également en évidence la dimension spatiale de la pauvreté. Les ménages ont d’autant plus de chance d’être très pauvres qu’ils sont localisés à Anjouan, île fortement dominée par l’agriculture de subsistance, et à Mohéli. Par exemple, toutes choses égales par ailleurs, les ménages d’Anjouan ont presque trois fois plus de chances d’avoir un niveau de vie correspondant au premier quartile de la distribution que ceux de la Grande Comore. D’ailleurs, la probabilité pour les ménages d’Anjouan d’être localisés dans le premier quartile est plus importante que celle d’appartenir au dernier segment de la distribution. En même temps, les ménages de Grande Comore ont presque quatre fois moins de chance d’être localisés dans les 25 pour cent du bas de la distribution que dans les 25 pour cent du haut – 0,108 contre 0,380. Cette simulation devrait attirer l’attention sur l’importance du différentiel de pauvreté par île aux Comores.

2. Pauvreté et distribution insulaire du niveau de vie

Les commentaires précédents suggèrent d’approfondir la dimension spatiale des déterminants de la pauvreté. A cet égard, le tableau 8.7 présente les coefficients de régression de la distribution des ménages selon le niveau de vie pour la Grande Comore et Anjouan⁶².

Les résultats affichés au tableau 8.7 mettent en évidence plusieurs différences selon ces deux îles. En premier lieu, les coefficients de régression

⁶² En effet, pour ces deux îles, le test du rapport de vraisemblance – tableau 8.7 – autorise une appréhension séparée des déterminants de la pauvreté, alors que le faible nombre de ménages à Mohéli, à l’origine de collinéarités, a conduit à exclure cette île de l’analyse.

Tableau 8.7 : Coefficients de régression de l'estimation logistique multinomiale de la distribution du niveau de vie selon les quartiles et le milieu - Comores 1995

Paramètres Variables	Log des chances, relativement au quartile le plus élevé de la distribution du niveau de vie, d'être localisé dans les quartiles suivants ¹					
	1		2		3	
	β	t ²	β	t ²	β	t ²
Grande Comore						
Constante	-1,9567	-1,521	-1,0442	-1,031	-0,6415	-0,685
Statut sur le marché du travail ²						
Salarié non protégé	-0,0796	-0,108	-0,5767	-1,067	-0,3604	-0,743
Indépendant non agricole informel	-0,2406	-0,348	-0,4899	-0,964	-0,5320	-1,131
Agriculteur divers & transformation	0,9636	1,483	0,1895	0,389	0,0289	0,064*
Agriculteur-pêcheur	0,6868	0,952	0,1793	0,317	-0,6465	-1,129
Agriculteur de rente-élevéur	-0,2032	-0,302	-0,3091	-0,625	-0,1429	-0,316
Agriculteur de céréales	0,6469	0,906	0,4440	0,816	0,3858	0,764
Inactif	-0,1594	-0,229	-0,6242	-1,174	-0,5193	-1,074
Chômeur	-1,0990	-1,391	-1,4747	-2,407*	-1,3173	-2,439*
Education ⁴						
Primaire	-0,6007	-1,412	-0,8010	-2,069*	-0,0096	-0,033
Secondaire 1er cycle	-1,2375	-1,836**	0,0053	0,014	-0,4902	-1,254
Secondaire 2ème cycle et plus ⁵	-2,5121	-2,903*	-1,5173	-2,946*	-1,4574	-3,205*
Démographie						
Age	-0,0306	-0,707	-0,0140	-0,399	0,0104	0,319
(Age) ^{3a}	0,0294	0,707	0,0179	0,537	-0,0061	-0,194
Sexe	-0,2449	-0,836	-0,1031	-0,423	-0,1156	-0,525
Dimension du ménage	0,3857	9,296*	0,2636	7,103*	0,1769	5,072*
Emploi/ménage ⁵						
Pourcentage personnes employées	-0,0098	-1,508	-0,0034	-0,708	-0,0088	-1,980*
Revenus de transfert ⁷	-0,0646	-5,378*	-0,0375	-4,655*	-0,0241	-4,375*
Log de vraisemblance	-1171,71					
χ^2 (sig)	302,79 (0,000)					
N	987					
Anjouan						
Constante	-5,6919	-3,997*	-3,7896	-2,936*	-2,7313	-2,130*
Statut sur le marché du travail ²						
Salarié non protégé	0,8637	1,235	0,6109	1,064	-0,0440	-0,082
Indépendant non agricole informel	1,7446	2,547*	0,7783	1,289	1,0917	2,106*
Agriculteur divers & transformation	3,5305	5,447*	2,5860	4,477*	1,5587	3,026*
Agriculteur-pêcheur	5,6103	4,421*	3,7545	3,033*	2,8371	2,292*
Agriculteur de rente-élevéur	2,6463	3,904*	1,5601	2,644*	0,6575	1,167
Agriculteur de céréales	3,1344	4,592*	2,1605	3,634*	1,9098	3,459*
Inactif	2,4607	3,354*	1,6013	2,545*	-0,0676	-0,108
Chômeur	3,7394	2,639*	2,2226	1,616**	2,0599	1,703**
Education ⁴						
Primaire	-1,0113	-1,984*	-0,3610	-0,783	0,4330	0,990
Secondaire 1er cycle	-1,1480	-1,894**	-1,1641	-2,052*	-0,1489	-0,314
Secondaire 2ème cycle et plus ⁵	-2,3853	-3,211*	-1,1922	-2,300*	-0,5899	-1,269
Démographie						
Age	-0,0128	-0,245	-0,0017	-0,036	0,0305	0,633
(Age) ^{3a}	0,0179	0,336	0,0133	0,279	-0,0067	-0,140
Sexe	0,3726	1,100	0,0963	0,302	0,3887	1,212
Dimension du ménage	0,8629	10,086*	0,6607	7,948*	0,3571	4,292*
Emploi/ménage ⁵						
Pourcentage personnes employées	-0,0016	-0,245	-0,0049	-0,785	-0,0140	-2,244*
Revenus de transfert ⁷	-0,0751	-2,668*	-0,0370	-1,464	-0,0409	-1,600
Log de vraisemblance	-936,33					
χ^2 (sig)	434,11 (0,000)					
Ratio vraisemblance G C -Anjouan χ^2 (sig)	676,84 (0,000)					
N	863					

(1) La variable dépendante se réfère aux quartiles du niveau de vie, le quartile le plus élevé de la distribution étant normalisé à zéro ; (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Base = salariés protégés et indépendants formels ; (4) Base = sans instruction ; (5) Y compris l'enseignement technique ; (6) Pourcentage de personnes employées par ménage de 12 ans et plus ; (7) 0000,0 de FC par an ; (8) Divisé par 100.

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

Source : A partir de l'EBC 1995.

inhérents aux segments du marché du travail sont quasiment tous significatifs et positifs à Anjouan pour les premier et deuxième quartiles de la distribution du bien-être, contrairement à ce qui prévaut pour la Grande Comore. Cela signifie que, dans le premier cas, lorsque l'on contrôle par un ensemble de facteurs, la probabilité d'appartenance aux deux quartiles les plus bas de la distribution du niveau de vie, relativement au quartile le plus haut, pour les ménages dont le chef n'est pas salarié, est plus élevée à Anjouan qu'en Grande Comore⁶³. En d'autres termes, toutes choses égales par ailleurs, il existe un différentiel de bien-être entre les groupes socio-économiques beaucoup plus marqué à Anjouan qu'en Grande Comore – ce qu'attestent les effets marginaux des deux régressions⁶⁴. Cet écart prévaut surtout entre, d'une part, les salariés protégés et, d'autre part, les agriculteurs, résultat relativement attendu compte tenu de la configuration des mesures de la pauvreté affichées au tableau 1.7⁶⁵.

En deuxième lieu, le tableau 8.7 souligne l'importance de l'éducation quant à la réduction de la pauvreté dans les deux îles. Cependant, les variations de probabilité – effets marginaux – sont beaucoup plus significatives et élevées à Anjouan qu'en Grande Comore, notamment pour les ménages du premier quartile dont le chef a un faible niveau d'instruction ou le niveau du deuxième cycle du secondaire. En revanche, lorsque le niveau d'éducation du chef de ménage est élevé – deuxième cycle du secondaire –, le rôle de l'instruction apparaît plus important pour expliquer le niveau de vie des ménages situés dans le haut de la distribution en Grande Comore, comparativement à Anjouan. Il est vrai que la proportion de chefs de ménages instruits est légèrement plus importante en Grande Comore qu'à Anjouan.

En troisième lieu, s'agissant des facteurs démographiques, on note que le poids de la dimension des ménages en termes d'explication de la pauvreté est beaucoup plus fort à Anjouan qu'en Grande Comore. Dans le premier cas, l'effet marginal pour le premier quartile est de 0,083, alors qu'il n'est que de

⁶³ Il est à rappeler que dans cette analyse, le faible nombre de cas d'indépendants formels a entraîné leur association avec les salariés protégés.

⁶⁴ Par exemple, alors que les effets marginaux – tout comme les coefficients – relatifs aux segments du marché du travail ne sont pas significatifs en Grande Comore, à Anjouan, la variation de probabilité relative est comprise entre 0,28 et 0,56 pour les agriculteurs, et équivaut à 0,21, 0,36 et 0,40, respectivement, pour les indépendants informels, les inactifs et les chômeurs.

⁶⁵ On rappelle que l'écart des ratios de pauvreté est de 10 points de pourcentage entre Anjouan rural et Anjouan urbain, contre 5 points en Grande Comore, et que la profondeur relative de la pauvreté rurale-urbaine est beaucoup plus faible dans ce dernier cas que dans le premier.

0,024 dans le second cas. On rappelle, à ce propos, que la dimension des ménages est un peu plus faible à Anjouan que dans les autres îles.

En quatrième lieu, le tableau 8.7 indique un impact différencié des revenus de transferts selon l'île. En effet, à Anjouan, les revenus de transferts réduisent uniquement la probabilité d'appartenir au premier quartile de la distribution du bien-être, plutôt qu'au segment le plus haut. Or, pour la Grande Comore, l'effet est réel quelles que soient les strates de la distribution. Néanmoins, pour le premier quartile, la variation de probabilité est plus élevée à Anjouan qu'en Grande Comore – -0,009 contre -0,004. En d'autres termes, les transferts tendent à avoir un impact relativement plus fort à Anjouan pour atténuer l'extrême pauvreté, comparativement en Grande Comore, alors que, pour cette dernière île, leur incidence se manifeste aussi pour stabiliser le bien-être de pauvres et des classes intermédiaires. A cet égard, le fait que la part des ressources émanant des transferts externes ou internes soit plus importante pour les ménages aisés que pour les ménages pauvres ne doit pas être oubliée.

5. Pauvreté et genre

L'intégration de la dimension féminine dans le processus de transition économique constitue une stratégie opportune, non seulement pour mieux appréhender l'ampleur et la nature des inégalités selon le genre, mais également pour atténuer les déséquilibres liés au cheminement du développement⁶⁶. Dans le cas des Comores, on se propose d'appréhender quelques éléments relatifs à cette question en examinant les relations entre les modes de participation aux marchés du travail et le niveau de vie des ménages selon le genre, les modalités de mise en œuvre des stratégies de survie, ainsi que le rôle du capital humain et des structures sociales quant à l'accès des femmes aux moyens d'existence et aux droits sociaux.

1. Marché du travail, pauvreté et genre

Les spécificités de l'offre de travail selon le genre permettent, dans une certaine mesure, de mieux saisir la relation qui existe entre la participation des femmes au marché du travail et leur niveau de vie. A cet égard, quelques commentaires préliminaires peuvent être formulés.

En premier lieu, au niveau de l'ensemble des Comores, il apparaît que l'offre de travail féminin était relativement faible en 1995, puisque la part des femmes actives – employées et chômeuses – de 12 ans et plus dans la

⁶⁶ Pour les capitales africaines, voir Lachaud [1997b].

population totale était de 43,0 pour cent – contre 59,6 pour cent pour les hommes⁶⁷. En fait, ce niveau de participation au marché du travail s'explique par l'importance de l'offre de travail en milieu rural. En effet, à Moroni le taux d'offre de travail féminin n'est que de 22,9 pour cent, contre 36,4 et 46,3 pour cent, respectivement, dans les petites villes et les zones rurales. A cet égard, on note que le différentiel de participation au marché du travail selon le sexe croît avec l'urbanisation, l'écart entre les hommes et les femmes étant d'environ 30 points de pourcentage à Moroni, contre seulement 15 points dans les campagnes. Ce résultat n'est pas une surprise, compte tenu de la nature des processus productifs dans les campagnes, essentiellement organisés autour de l'emploi à propre compte. D'ailleurs, alors que l'offre de travail selon le sexe diffère peu à Anjouan – 65,4 et 52,2 pour cent, respectivement pour les hommes et les femmes – et à Mohéli – 55,0 et 47,3 pour cent –, en Grande Comore, où l'urbanisation est plus développée, le taux de participation des femmes au marché du travail n'est que de 36,1 pour cent, contre 56,3 pour cent pour les hommes⁶⁸.

En deuxième lieu, deux différences majeures en termes d'emploi selon le genre prévalent. Premièrement, la part des femmes dans le salariat est beaucoup plus limitée que celle des hommes, phénomène expliquant, en partie, le faible taux de participation des premières par rapport aux seconds en milieu urbain. Ainsi, en 1995, les femmes salariées représentaient seulement 4,8 pour cent de l'emploi féminin. Or, la part des hommes salariés dans l'emploi masculin était de 15,5 pour cent. Néanmoins, on observe que la proportion de salariés non protégés est beaucoup plus importante pour les hommes – environ les deux tiers – que pour les femmes – de l'ordre de 50

⁶⁷ Ce niveau de participation est plus faible que celui qui prévaut dans maints pays africains. Par exemple, au Burkina Faso en 1994-95, le taux d'offre féminin était de 73,4 pour cent. Lachaud [1997a]. Il est vrai que ce taux tenait compte de beaucoup d'aides familiaux en milieu rural. Par ailleurs, ce taux n'est pas comparable à celui qui émane du recensement de 1991 – 26,6 pour cent.

⁶⁸ On note également : (i) une participation au marché du travail plus élevée pour les femmes chefs de ménage que pour les femmes secondaires, un différentiel inversement corrélé au niveau d'urbanisation ; (ii) la forme des courbes en U renversé quant à l'évolution des taux d'offre de travail féminin – et masculin – urbain selon l'âge, – mais, à Moroni, une propension à participer au marché du travail beaucoup plus indépendante de l'âge pour les femmes – surtout les plus jeunes –, comparativement aux hommes ; (iii) des différences sensibles selon le genre quant à l'évolution de l'offre de travail en fonction du niveau d'instruction ; (iv) une offre de travail selon le niveau de vie des ménages qui exhibe des ressemblances et des différences selon le genre. Ainsi, à Moroni, les écarts de participation au marché du travail entre les hommes et les femmes décroissent avec le niveau de vie des ménages, alors qu'une situation inverse est observée dans les petites villes et les campagnes. Dans la capitale comorienne, l'offre de travail des femmes exhibe une configuration qui accentue, comparativement aux hommes, leur vulnérabilité quant à l'accès aux ressources.

pour cent. Quoiqu'il en soit, plus des trois quarts des emplois salariés sont le fait des hommes aux Comores. Deuxièmement, l'essentiel de l'emploi féminin réside dans l'agriculture. En effet, 76,9 pour cent des femmes occupées exercent une activité agricole, contre 58,4 pour cent pour les hommes. En outre, l'agriculture emploie autant de femmes que d'hommes. Malheureusement, l'enquête ne permet pas de spécifier les statuts économiques des femmes en milieu rural. Toutefois, beaucoup d'entre elles sont probablement des travailleuses non rémunérées ou à statut précaire. D'ailleurs, l'enquête démographique et de santé de 1996 indique que 57,6 pour cent des femmes travaillant au moment de l'enquête avaient une occupation occasionnelle ou saisonnière. Ajoutons que si les femmes sont peu représentées dans l'emploi indépendant formel, elles contribuent à 40 pour cent de l'emploi informel, leur incidence dans le travail indépendant étant comparable à celui des hommes – 14 pour cent. Par conséquent, l'accès des femmes au marché du travail s'effectue principalement par une occupation agricole et l'emploi à propre compte informel. Une telle configuration de l'emploi féminin n'est pas spécifique aux Comores, mais traduit, sans doute, une plus grande vulnérabilité relative sur le marché du travail⁶⁹.

En troisième lieu, on constate que le chômage frappe un peu plus les femmes que les hommes. En effet, 11,5 pour cent des femmes actives sont au chômage, contre 9,6 pour cent des hommes. Il est à remarquer que le chômage féminin est plus élevé que le chômage masculin uniquement à Moroni – 22,2 contre 20,1 pour cent. En général, le chômage décroît avec l'âge, quel que soit le sexe, mais demeure particulièrement élevé pour les jeunes filles appartenant à la classe d'âge 20-29 ans, en particulier à Moroni. D'ailleurs, l'exclusion relative des femmes du marché du travail est d'autant plus forte qu'elles possèdent le niveau d'instruction primaire ou secondaire. Ainsi, environ un quart des femmes ayant le niveau d'instruction primaire ou du premier cycle du secondaire sont au chômage, contre moins de 20 pour cent pour les hommes. Ajoutons que, quel que soit le sexe, le taux de

⁶⁹ Naturellement, il existe de profondes différences en termes d'accès au marché du travail selon le genre en fonction du milieu. A Moroni, les femmes sont fortement présentes dans le salariat et l'emploi informel. Ainsi, dans la capitale comorienne, 39,3 pour cent des femmes exercent une activité salariée – bien que dans trois cas sur cinq il s'agisse d'un emploi non protégé –, tandis que près de la moitié – 48,2 pour cent – sont localisées dans le système productif informel. Or, pour les hommes, les proportions sont quasiment inversées, puisque 56,8 et 29,5 pour cent d'entre eux ont un emploi, respectivement, salarié et à propre compte. Cette structure de l'emploi s'altère rapidement lorsque l'on considère les petites villes et le milieu rural.

Tableau 9.7 : Mesures de la pauvreté dans les ménages selon le sexe, le paramètre d'échelle et le statut du chef de ménage – 12 ans et plus – Comores 1995¹

Paramètre	FGT ² - $\theta = 1^3$						FGT ² - $\theta = 0,354^3$						N	Consom- mation réelle par tête (000 FC)
	Incidence ($\alpha = 0$)		Profondeur ($\alpha = 1$)		Intensité ($\alpha = 2$)		Incidence ($\alpha = 0$)		Profondeur ($\alpha = 1$)		Intensité ($\alpha = 2$)			
	Va- leur PO	Con- tribu- tion ⁴	Va- leur P1	Con- tribu- tion ⁴	Va- leur P2	Con- tribu- tion ⁴	Va- leur PO	Con- tribu- tion ⁴	Va- leur P1	Con- tribu- tion ⁴	Va- leur P2	Con- tribu- tion ⁴		
Hommes - Pauvreté - Z = 170 337 FC par tête et par an														
Salarié protégé-non prot. ⁵	35,7	11,4	12,6	9,4	6,3	8,6	31,9	9,8	11,9	8,8	6,1	8,3	309,8	235
Indépendant informel	51,4	8,8	17,5	8,7	9,1	8,3	43,9	9,0	17,2	8,5	9,1	8,3	357,6	157
Indépendant formel	9,1	0,3	2,7	0,2	1,4	0,2	13,6	0,4	2,2	0,2	0,7	0,1	373,4	22
Agr. transfor. p agricoles	57,6	26,4	24,6	26,4	13,7	26,8	60,2	26,6	26,8	28,4	15,1	29,4	198,8	337
Agriculteur-pêcheur	62,2	7,6	30,7	8,8	18,8	9,8	58,9	6,9	29,0	8,2	17,5	9,1	197,7	90
Agriculteur-rente-éleveur	51,5	18,8	22,0	18,8	12,0	18,6	52,6	18,5	21,6	18,2	11,5	17,8	233,0	268
Agriculteur-céréales	55,2	18,6	24,6	19,4	13,4	19,2	60,9	19,8	24,5	19,1	12,5	18,0	199,3	248
Inactifs ⁴	47,1	6,5	20,3	6,6	11,3	6,7	52,0	6,9	22,0	7,0	12,7	7,5	282,1	102
Chômeur	28,6	1,6	11,9	1,6	7,1	1,7	38,1	2,1	11,8	1,6	6,8	1,7	318,0	42
Ensemble	49	100	20,9	100	11,5	100	50,9	100	21,2	100	11,5	100	239,9	1501
Femmes - Pauvreté - Z = 170 337 FC par tête et par an														
Salarié protégé-non prot. ⁵	20,8	2,4	8,1	2,3	4,8	2,5	16,7	1,6	6,6	1,4	3,4	1,3	408,7	24
Indépendant informel	28,9	6,2	10,6	5,6	5,1	4,9	35,6	6,4	12,9	5,2	6,0	4,3	324,3	45
Indépendant formel	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Agr. transfor. p agricoles	57,5	31,1	23,2	30,8	12,8	30,7	69,0	31,2	32,7	33,2	18,8	33,8	209,8	113
Agriculteur-pêcheur	62,5	4,8	26,2	4,9	14,3	4,9	81,3	5,2	47,0	6,8	29,8	7,6	141,9	16
Agriculteur-rente-éleveur	43,5	14,4	19,8	16,1	11,8	17,3	43,5	12,0	21,1	13,1	13,1	14,4	285,3	69
Agriculteur-céréales	50,0	8,6	24,6	10,4	15,2	11,6	61,1	8,8	27,4	8,9	15,7	8,9	202,0	36
Inactifs ⁴	37,1	29,7	13,1	25,7	6,5	22,9	46,7	31,2	18,1	27,3	9,6	25,4	361,2	167
Chômeur	23,1	2,9	13,4	4,1	9,6	5,3	34,6	3,6	17,2	4,0	10,4	4,3	434,2	26
Ensemble	42,1	100	17,1	100	9,5	100	50,4	100	22,4	100	12,7	100	300,3	496

(1) Toutes les mesures de la pauvreté et les indicateurs de ciblage ont été multipliés par 100, (2) Indices de la classe Foster, Greer et Thorbecke, (3) Voir la section 2 ci-avant pour l'estimation de ce coefficient; (4) 12 apprentis sont classés avec les inactifs, (5) Compte tenu du faible nombre de salariées non protégées, la catégorie des salariés a été regroupée.

Sources : A partir de l'EBC 1995.

chômage croît avec le niveau de vie⁷⁰.

Dans ce contexte, le tableau 9.7 affiche différentes mesures de la pauvreté des ménages en fonction du statut socio-économique et du sexe de leur chef, ainsi que de l'échelle d'équivalence utilisée. En outre, le tableau A7.7 présente la statistique η , testant l'hypothèse nulle que les différences de pauvreté des deux échantillons – spécifiés en fonction du sexe du chef de ménage – inhérents aux groupes socio-économiques selon l'indice FGT(α), ne sont pas statistiquement significatives. A cet égard, deux tendances, partiellement opposées, peuvent être mises en évidence.

Premièrement, si l'on considère les ménages en l'absence d'économies d'échelle – c'est-à-dire lorsque le niveau de bien-être est déterminé sur une

⁷⁰ En fait, la relation inverse entre le chômage et la pauvreté, mise en évidence en Grande Comore, est essentiellement imputable aux hommes.

base per capita –, sans aucun doute, l'incidence, la profondeur et l'irrégularité de la pauvreté dans les ménages gérés par les femmes sont moins élevées que dans ceux ayant un homme à leur tête. Par exemple, l'incidence de la pauvreté dans les premiers est de 42,1 pour cent, contre 49,0 pour cent dans les seconds. A cet égard, on notera que la statistique η – égale à 2,69, tableau A7.7 – confirme le différentiel de pauvreté selon le genre. De même, la profondeur et l'intensité de la pauvreté sont, respectivement, de 20,9 et 11,5 pour les ménages masculins, et de 17,1 et 9,5 pour les ménages féminins. La statistique η indique également des différences significatives selon le genre pour ces mesures de la pauvreté. Par ailleurs, la dépense moyenne des pauvres en proportion de la ligne de pauvreté est relativement comparable entre les deux groupes – 59,2 et 59,4 pour cent, respectivement, pour les ménages masculins et féminins. Enfin, le tableau 9.7 montre que la dépense moyenne annuelle des ménages féminins est supérieure de 25,2 pour cent de celle des ménages masculins – 300 300 FC contre 239 900 FC.

La spécification selon les groupes socio-économiques apporte quelques éléments d'analyse additionnels. Tout d'abord, a priori, tous les groupes socio-économiques dont le chef est un homme ont un niveau de bien-être inférieur à ceux ayant une femme à leur tête, les écarts en termes de pauvreté étant les plus marqués pour les indépendants informels, les inactifs et les agriculteurs de rente. En fait, la statistique η , affichée au tableau A7.7, suggère des écarts de pauvreté – en termes de profondeur et d'irrégularité – statistiquement significatifs, uniquement pour ces deux premiers segments du marché du travail. En d'autres termes, pour l'ensemble des Comores, les ménages masculins dont le chef a une activité à propre compte ou est inactif, ont un niveau de vie plus bas que leurs homologues gérés par une femme. Effectivement, on constate, par exemple, que la dépense moyenne des ménages pauvres gérés par un homme inactif équivaut à 56,9 pour cent du seuil de pauvreté, tandis que pour les ménages féminins inactifs, elle s'élève à 64,7 pour cent⁷¹. Ainsi, dans la mesure où le chef du ménage dérive, en principe, la majeure partie des gains du groupe⁷², l'analyse montre que, a priori, les femmes sont susceptibles de réussir aussi bien, économiquement, que les hommes dans l'emploi à propre.

La prise en considération de la dimension insulaire de la pauvreté montre que ce sont surtout les ménages masculins du milieu rural de Grande Comore et des villes de Mohéli qui ont un niveau de vie inférieur à leurs

⁷¹ En outre, bien que l'écart ne soit pas statistiquement significatif, il est à remarquer que le ratio de pauvreté est beaucoup plus élevé pour les ménages masculins informels que pour les ménages féminins dont le chef appartient au même segment du marché du travail.

⁷² L'enquête EBC de 1995 ne permet pas de vérifier cette hypothèse.

Tableau 10.7 : Mesures de la pauvreté dans les ménages selon le sexe, le paramètre d'échelle et le milieu – 12 ans et plus – Comore 1995¹

Paramètre	FGT ² - $\theta = 1^3$						FGT ² - $\theta = 0,354^3$						N
	Incidence ($\alpha = 0$)		Profondeur ($\alpha = 1$)		Intensité ($\alpha = 2$)		Incidence ($\alpha = 0$)		Profondeur ($\alpha = 1$)		Intensité ($\alpha = 2$)		
	Va- leur PO	Con- tribu- tion ⁴	Va- leur P1	Con- tribu- tion ⁴	Va- leur P2	Con- tribu- tion ⁴	Va- leur PO	Con- tribu- tion ⁴	Va- leur P1	Con- tribu- tion ⁴	Va- leur P2	Con- tribu- tion ⁴	
Hommes - Pauvreté - Z = 170 337 FC par tête et par an													
<i>Grande Comore</i>	35,6	35,3	13,0	30,2	6,5	27,5	33,2	31,7	12,0	27,5	5,8	24,7	730
Moroni	27,6	3,9	10,2	3,4	5,4	3,3	28,6	3,9	10,0	3,3	5,4	3,2	105
G.Comore urbain second.	30,8	1,1	12,0	1,0	5,5	0,8	23,1	0,8	5,5	0,5	1,9	0,3	26
Grande Comore rural	37,2	30,3	13,5	25,8	6,7	23,4	34,4	27,0	12,6	23,7	6,1	21,1	599
<i>Anjouan</i>	61,7	55,6	28,5	60,2	16,2	62,6	67,6	58,6	29,9	62,3	16,9	64,9	663
Anjouan urbain	55,4	14,5	23,0	14,1	11,9	13,4	55,4	14,0	22,0	13,3	11,8	13,1	193
Anjouan rural	64,3	41,0	30,8	46,1	18,0	49,2	72,6	44,6	33,1	48,9	19,1	51,8	470
<i>Mohéli</i>	62,0	9,1	27,9	9,6	15,8	9,9	68,5	9,7	30,3	10,3	16,7	10,4	108
Mohéli urbain	66,7	2,2	21,9	1,7	10,1	1,4	66,7	2,1	22,4	1,7	10,8	1,5	24
Mohéli rural	60,7	6,9	29,6	7,9	17,4	8,5	69,9	7,6	32,5	8,6	18,4	8,9	84
Ensemble	49	100	20,9	100	11,5	100	50,9	100	21,2	100	11,5	100	1501
Femmes - Pauvreté - Z = 170 337 FC par tête et par an													
<i>Grande Comore</i>	36,8	27,3	12,5	22,4	5,6	18,3	32,7	34,0	12,6	29,5	6,7	27,5	260
Moroni	30,8	5,7	11,3	5,2	5,6	4,7	33,3	5,2	14,8	5,2	8,3	5,1	39
G.Comore urbain second.	30,0	1,4	7,4	0,9	2,5	0,5	40,0	1,6	13,4	1,2	5,6	0,9	10
Grande Comore rural	30,3	30,6	11,6	28,7	6,3	28,4	32,2	27,2	12,1	23,1	6,4	21,5	211
<i>Anjouan</i>	53,8	16,7	25,6	19,6	16,0	22,1	73,6	59,2	34,7	62,7	20,1	64,1	201
Anjouan urbain	47,5	13,4	17,1	11,8	8,8	11,0	55,9	13,2	22,0	11,7	11,7	11,0	59
Anjouan rural	62,7	42,6	27,4	45,9	15,7	47,4	81,0	46,0	39,9	51,0	23,6	53,2	142
<i>Mohéli</i>	42,4	56,0	17,9	58,0	10,2	59,5	48,6	6,8	24,8	7,8	15,1	8,4	35
Mohéli urbain	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	8,3	0,4	4,2	0,5	2,1	0,4	12
Mohéli rural	56,5	6,2	27,8	7,5	16,3	8,0	69,6	6,4	35,5	7,4	21,9	8,0	23
Ensemble	42,1	100	17,1	100	9,5	100	50,4	100	22,4	100	12,7	100	496

(1) Toutes les mesures de la pauvreté et les indicateurs de ciblage ont été multipliés par 100 ; (2) Indices de la classe Foster, Greer et Thorbecke; (3) Voir la section 2 ci-avant pour l'estimation de ce coefficient.
Sources : A partir de l'EBC 1995.

homologues féminins – tableau 10.7. Ainsi, l'incidence de la pauvreté dans les groupes ayant à leur tête un homme est de 37,2 et 66,7 pour cent, respectivement dans les campagnes de Grande Comore et les petites agglomérations de Mohéli. Or, s'agissant des ménages féminins localisés dans les mêmes zones, les ratios de pauvreté sont, respectivement, de 30,3 et 0,0 pour cent. A cet égard, la statistique η , affichée au tableau A7.7, confirme l'existence d'un différentiel de pauvreté selon le genre significatif uniquement pour ces deux régions.

En fait, le tableau 10.7 montre que les ménages féminins de Moroni sont susceptibles d'avoir un plus faible bien-être que ceux qui sont gérés par un homme. En effet, le ratio de pauvreté est de 30,8 pour cent pour les premiers et de 27,6 pour cent pour les seconds. De même, les écarts de pauvreté sont

un peu plus élevés pour les ménages féminins, comparativement aux ménages masculins. Un tel résultat semble cohérent avec les éléments d'analyse antérieurement avancés. A Moroni, l'offre de travail des femmes – chefs de ménage ou membres secondaires – est beaucoup plus faible que pour les hommes, et le taux de chômage féminin est un peu plus élevé, comparativement à ces derniers. En réalité, la statistique η , bien que négative, n'est pas significative au seuil habituel, ce qui conduit à affirmer que l'écart de pauvreté entre les ménages féminins et masculins de Moroni, en défaveur des premiers, est incertain. Il est vrai que les salaires moyens féminins sont supérieurs à ceux des hommes en Grande Comore. En outre, les commentaires précédents ont suggéré la possibilité de performances économiques des travailleuses indépendantes – en proportion relative plus importante que les hommes en Grande Comore – quasi-comparables à celles des micro-entrepreneurs du secteur informel. Ces deux derniers éléments contrebalancent probablement la plus grande vulnérabilité des ménages féminins en termes d'offre de travail et de chômage⁷³.

Deuxièmement, alors que les commentaires précédents tendent à confirmer la moindre pauvreté des ménages comoriens dirigés par une femme, comparativement aux groupes dont le chef est un homme, deux éléments d'analyse conduisent à relativiser une telle affirmation.

Tout d'abord, l'estimation économétrique des déterminants de la distribution du niveau de vie a montré que le sexe du chef de ménage ne semblait pas jouer un rôle dans la probabilité de pauvreté – tableau A6.7 en annexe⁷⁴.

Ensuite, la prise en compte des économies d'échelle dans le ménage suggère une plus grande vulnérabilité des ménages féminins. A cet égard, deux approches sont proposées. D'une part, les tableaux 9.7 et 10.7 présentent les mesures de la pauvreté, consécutivement à une estimation du bien-être des groupes liée à l'échelle d'équivalence précédemment estimée – 0,354⁷⁵. Il apparaît que, pour l'ensemble des ménages, les ratios de pauvreté

⁷³ Il est à remarquer également que les mesures de la pauvreté ne sont pas plus défavorables aux ménages monoparentaux ayant une femme à leur tête qu'à ceux ayant la même structure, mais dirigés par un homme.

⁷⁴ En effet, lorsque l'on contrôle, d'une part, par le statut sur le marché du travail, l'éducation et l'âge du chef de ménage, et, d'autre part, par la dimension, la proportion d'employés, la localisation et les transferts des ménages, le coefficient de régression du sexe du chef de ménage, relatif à l'explication de la distribution du niveau de vie, n'est pas significatif. Ce résultat prévaut d'ailleurs lorsque les estimations économétriques sont réalisées séparément pour la Grande Comore et Anjouan.

⁷⁵ Voir Lachaud [2000a], section 2. Notons que, dans ce cas, le niveau de vie a été calculé selon l'expression [dépenses totales/(taille*^{0,354})], tandis que le tableau A2 en annexe

selon les ménages masculins et féminins sont sensiblement comparables – 50,9 et 50,4 pour cent, respectivement –, tout comme les écarts de pauvreté, mais que la statistique η n'est plus significative – tableau A7.7. En d'autres termes, il existe une forte probabilité pour que les niveaux de bien-être des ménages féminins et masculins soient identiques en termes des mesures habituelles de la pauvreté. En fait, le tableau A7.7 indique que la statistique η est négative et significative dans plusieurs cas, ce qui implique une plus grande précarité des ménages gérés par une femme, comparativement à ceux dont le chef est un homme, dans maintes situations. Ainsi, les écarts de pauvreté sont défavorables aux femmes lorsqu'elles dirigent des ménages agricoles de subsistance, notamment ceux qui vivent dans le milieu rural d'Anjouan. Ce résultat pourrait être lié à la plus grande difficulté d'accès des femmes à la terre dans cette île. On notera que pour ces derniers, la statistique η relative au ratio de pauvreté est significative et négative. Par conséquent, ce premier élément conduit à relativiser le jugement préalable que l'on pouvait avoir sur la pauvreté relative selon le genre.

D'autre part, le test de dominance de deuxième ordre, présenté aux figures 2.7 et 3.7, renforce et spécifie l'idée d'une plus grande précarité relative des ménages féminins. La position des courbes TIP des ménages féminins et masculins met clairement en évidence la dominance des distributions relatives. En effet, la figure 2.7 montre que la courbe TIP_{femmes} domine la courbe TIP_{hommes} . Par conséquent, étant donné les distributions des dépenses Γ_{femmes} et Γ_{hommes} , et une ligne commune de pauvreté en termes réels $z=554\ 927$ FC par unité de consommation et par an, la dominance précédemment indiquée est une condition nécessaire et suffisante pour s'assurer que :

$$Q(\Gamma_{\text{hommes}} | z') < Q(\Gamma_{\text{femmes}} | z') \quad [5]$$

pour toutes les lignes de pauvreté $z' \leq z=554\ 927$ et pour toutes les mesures $Q \subseteq Q$. En d'autres termes, la dominance des courbes TIP féminines en termes d'écarts de pauvreté normalisés équivaut à un classement de la pauvreté sans ambiguïté pour tous les indices appartenant à Q , et pour toutes les lignes de pauvreté équivalent au plus à 554 927 FC par unité de consommation et par an. Ainsi, la comparaison des courbes TIP prenant en compte les économies d'échelle des ménages met en évidence la plus grande pauvreté des ménages gérés par une femme, comparativement aux groupes ayant un homme à leur tête. Dans ce contexte, il est intéressant de souligner que l'ordre de la pauvreté inhérent aux indices Q est l'opposé de celui qui est indiqué par les

affiche les nouvelles lignes de pauvreté.

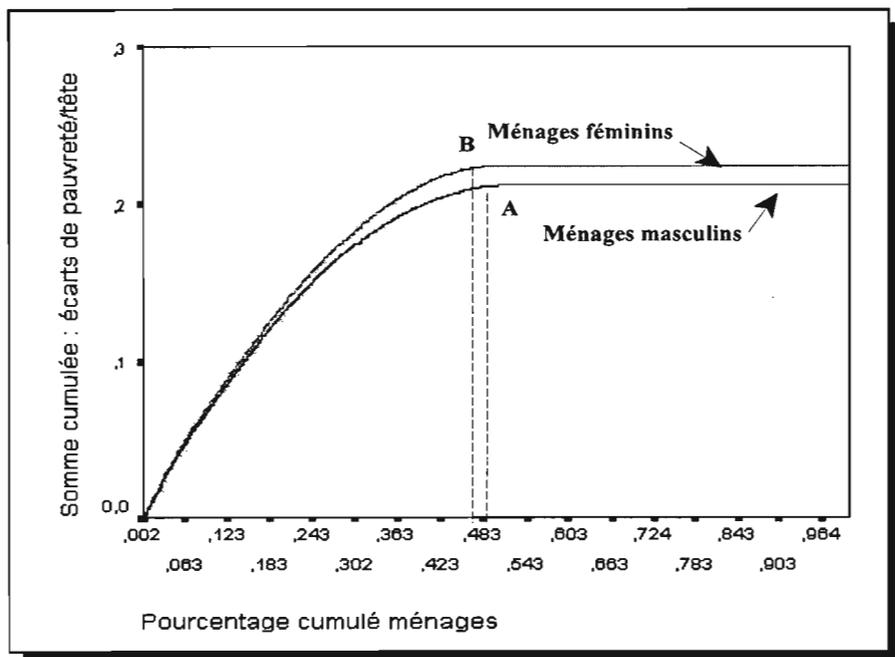


Figure 2.7 : Courbes TIP selon le genre – Comores 1995

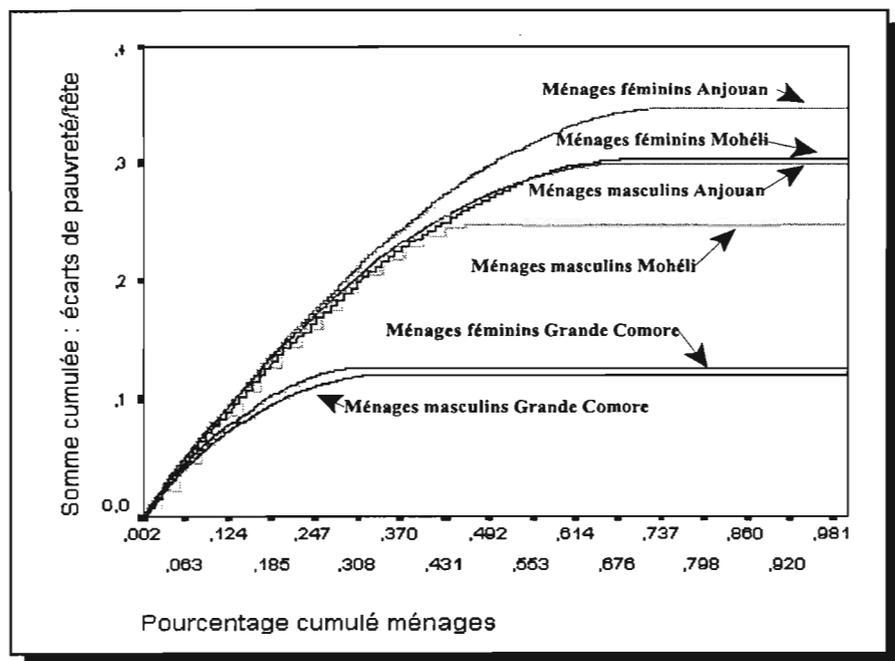


Figure 3.7 : Courbes TIP selon le genre et l'île – Comores 1995

ratios de pauvreté – A situé à droite de B sur la figure 2.7. De ce fait, la dépense moyenne des pauvres en termes de la ligne de pauvreté est de 58,4 pour cent pour les ménages masculins, contre 55,6 pour cent pour les ménages dirigés par une femme. En somme, les dimensions profondeur et inégalité de la pauvreté font plus que contrebalancer l'écart d'incidence de pauvreté entre les ménages féminins et masculins. Néanmoins, la portée de ce jugement doit être considérée à sa juste mesure, la statistique η affichée au tableau A7.7 n'étant pas significative pour les FGT($\alpha \geq 1$) avec $\theta=0.354$.

La figure 3.7 spécifie davantage l'ordre des pauvretés selon le genre en fonction des régions. C'est surtout à Anjouan et, dans une moindre mesure en Grande Comore, que l'on observe davantage de pauvreté parmi les ménages féminins, par rapport aux ménages masculins. En effet, la courbe TIP féminine d'Anjouan domine celle des hommes de la même île. A cet égard, la statistique η – tableau A7.7 – confirme l'existence d'un écart de pauvreté en défaveur des femmes à Anjouan, surtout dans le milieu rural. Pour la Grande Comore, le test de dominance de deuxième ordre passe également avec succès – d'où une plus grande pauvreté des ménages féminins –, mais le différentiel d'écart de pauvreté est faible, la statistique η étant d'ailleurs non significative. Par contre, à Mohéli, la configuration de la pauvreté est inversée, la plus grande précarité étant observée parmi les ménages ayant un homme à leur tête. En effet, d'une part, la courbe TIP masculine domine la courbe TIP féminine, et, d'autre part, la statistique η met en évidence un différentiel de pauvreté significatif à l'avantage des ménages féminins. Cette situation peut s'exprimer par la relation [6] qui indique le classement de la pauvreté sans ambiguïté pour tous les indices appartenant à Q selon le genre et l'île.

$$\begin{aligned} Q(\Gamma_{\text{hommes, Anjouan}} | z') &< Q(\Gamma_{\text{femmes, Anjouan}} | z') \\ Q(\Gamma_{\text{hommes, Grande Comore}} | z') &< Q(\Gamma_{\text{femmes, Grande Comore}} | z') \\ Q(\Gamma_{\text{femmes, Mohéli}} | z') &< Q(\Gamma_{\text{hommes, Mohéli}} | z') \end{aligned} \quad [6]$$

2. Ménages, genre et stratégie de survie

L'ampleur de la pauvreté aux Comores implique, comme cela a été précédemment indiqué, la mise en œuvre de stratégies de survie. Les informations relatives au tableau 11.7 apportent quelques éléments d'analyse pouvant suggérer une plus grande vulnérabilité des ménages féminins⁷⁶.

Premièrement, on observe que les sources de revenus des ménages

⁷⁶ Ces éléments complètent ceux du tableau 4.4 – Lachaud [2000a] – concernant l'ensemble des ménages comoriens.

Tableau 11.7 : Sources des revenus des ménages selon le statut du travail et le sexe du chef de ménage – 12 ans et plus –, et le milieu –pourcentage – Comores 1995¹

Paramètre	Sources de revenus									Grand total	
	Profits de l'agriculture	Profits de transformation produits agricoles	Profits de l'élevage	Profits de la pêche	Profits du travail indépendant non agricole	Transferts sociaux ²	Transferts institutionnels ³	Transferts divers ⁴	Salaires		
Salarié ⁵	Hommes	7,7	0,1	0,3	0,6	15,1	1,5	0,1	8,2	66,4	231
	Femmes	4,6	0,1	-	-	4,5	3,4	0,2	4,9	82,3	24
Indép. informel	Hommes	26,2	0,0	1,4	2,6	33,6	6,6	1,9	27,6	-	134
	Femmes	28,5	0,1	2,1	9,4	15,2	21,2	0,8	22,5	-	37
Indépendant formel	Hommes	32,2	0,2	3,1	8,0	-	38,8	-	17,7	-	19
	Femmes	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Agriculteur & t. ag.	Hommes	62,0	0,1	3,4	13,6	0,5	13,4	0,0	6,9	-	337
	Femmes	50,0	0,4	1,9	6,2	0,7	11,9	-	29,0	-	112
Agriculteur-pêcheur	Hommes	25,0	0,3	3,8	40,5	0,8	21,4	0,5	7,7	-	64
	Femmes	10,3	-	0,0	-	-	1,0	-	88,7	-	6
Agric.-rente & él.	Hommes	61,3	0,1	4,4	7,7	0,4	10,5	0,1	15,4	-	268
	Femmes	68,1	0,1	1,1	5,1	1,2	21,4	0,5	2,6	-	69
Agric.-céréales	Hommes	61,2	0,4	3,4	5,2	6,7	15,4	2,9	4,7	-	248
	Femmes	70,4	0,2	2,4	1,0	2,7	15,8	-	7,6	-	35
Inactifs ¹⁰	Hommes	33,1	0,9	2,6	0,9	4,5	14,0	3,8	11,4	28,7	88
	Femmes	34,8	0,0	1,2	1,3	1,9	28,5	1,3	27,9	2,9	131
Chômeur	Hommes	67,5	0,2	14,2	-	-	16,7	-	1,4	-	32
	Femmes	60,7	-	0,9	-	-	10,6	-	27,8	-	21
Moroni	Hommes	0,9	0,2	0,2	0,8	10,7	-0,5	0,0	24,6	63,1	76
	Femmes	0,2	-	-	2,3	6,0	10,1	-	41,7	39,6	25
G. C. urb. sec.	Hommes	10,6	-	0,1	-	9,1	8,8	8,6	18,5	44,3	24
	Femmes	34,0	-	2,8	-	-	8,5	-	54,6	-	9
G. C. rural	Hommes	42,2	0,1	2,6	4,9	8,0	16,2	0,3	9,9	15,8	579
	Femmes	43,3	0,0	1,1	2,1	1,7	21,7	0,1	28,4	1,6	189
Anjouan urbain	Hommes	25,4	0,1	1,5	2,9	20,4	2,4	0,4	4,8	42,1	185
	Femmes	26,5	0,4	0,6	3,7	3,4	12,2	0,3	20,2	32,7	35
Anjouan rural	Hommes	48,0	0,3	2,3	9,9	11,2	3,6	0,2	5,0	19,4	449
	Femmes	61,7	0,3	2,3	7,3	1,9	13,4	0,1	7,6	5,4	127
Mohéli urbain	Hommes	27,0	0,3	2,9	5,2	5,0	4,9	1,3	12,9	40,5	24
	Femmes	23,5	0,4	1,3	-	12,0	3,0	0,5	11,9	47,4	12
Mohéli rural	Hommes	57,5	0,3	9,0	9,9	1,6	1,9	11,0	2,2	6,6	84
	Femmes	56,4	0,3	2,4	3,6	5,7	8,0	11,5	0,6	11,5	22
Ensemble (%)	Hommes	34,0	0,2	2,2	5,1	10,5	8,1	0,8	10,6	28,6	1421
	Femmes	40,9	0,1	1,3	3,1	2,6	17,4	0,5	24,0	10,1	435
Hommes											
Revenu moyen/an/ménage		210632	4325	45910	243883	966835	45859	174354	346095	958548	5377223
N		1232	305	362	160	83	1343	34	235	228	1421
% ménages avec source ⁶		86,7	21,5	25,5	11,3	5,8	94,5	2,4	16,5	16,1	100,0
% ensemble ménages ⁶		82,1	20,3	24,1	10,7	5,5	89,5	2,3	15,7	15,2	100,0
Femmes											
Revenu moyen/an/ménage		195231	2535	26118	207584	222261	68279	96629	355977	603694	371181
N		338	89	77	24	19	411	9	109	27	435
% ménages avec source ⁷		77,7	20,5	17,7	5,5	4,4	94,5	2,1	25,1	6,2	100,0
% ensemble ménages ⁸		68,2	17,9	15,5	4,8	3,8	82,9	1,8	22,2	5,4	100,0

(1) Déflétés par le déflateur des seuils de pauvreté ; y compris les activités secondaires ; (2) Transferts nets privés externes et internes, y compris dot et dons du « grand mariage » ; (3) Sécurité sociale, retraite, assurance-chômage, assurance-vie et maladie, pension d'invalidité, (4) Remboursements et intérêts de prêts accordés par le ménage, revenu de chokowa (tonnine), revenu de location de terrain, équipement ou bâtiment, revenu de vente de terrain, vente de bâtiment, autres revenus et subventions ; (5) Ménages avec au moins une source de gains – N=1421 ; (6) Ensemble des ménages – N=1501 ; (7) Ménages avec au moins une source de gains – N=435 ; (8) Ensemble des ménages – N=496 ; (9) Ensemble des salariés ; (10) Y compris les apprentis.

Sources : A partir de l'EBC 1995.

diffèrent sensiblement selon le sexe de celui qui en est le chef. Les ménages dirigés par une femme ont des ressources provenant principalement de

l'agriculture – 40,9 pour cent⁷⁷ – et des transferts – 41,4 pour cent. A cet égard, les transferts sociaux externes et internes représentent 17,4 pour cent des gains des ménages féminins, soit environ les deux cinquièmes des transferts totaux. Par conséquent, la contribution des salaires et, surtout, des profits du secteur informel aux ressources des ménages est assez marginale – 10,1 et 2,6 pour cent, respectivement. Or, les ménages dont le chef est un homme ont des sources plus variées de revenus, l'agriculture, les salaires et les profits de l'emploi à propre compte représentant près des trois quarts des gains – respectivement, 34,0, 28,5 et 10,5 pour cent. On note également que la part des transferts est deux fois moins élevée que pour les ménages féminins, bien que la proportion de ménages en bénéficiant, très forte – 94,5 pour cent –, soit relativement indépendante du sexe de leur chef. Naturellement, un tel résultat n'est pas étranger à la faiblesse relative de l'offre de travail des femmes, et au fait qu'elles sont un peu plus que les hommes exclues du marché du travail. Mais, dans ce contexte, un autre élément d'analyse doit être pris en compte. Certains ménages gérés par les femmes, identifiés comme tels au moment de l'enquête, ont probablement gardé des liens étroits avec des membres de ce même groupe ayant antérieurement migré, notamment à l'étranger, ce qui explique leur niveau plus élevé de la dépense moyenne. Dans ces conditions, même si les ménages gérés par une femme n'étaient pas, dans leur ensemble, réellement plus pauvres que leurs homologues masculins, il pourrait en être autrement de leur vulnérabilité, c'est-à-dire leur capacité à mobiliser des actifs pour faire face à des chocs externes défavorables. En effet, la diversification des sources de gains confère aux ménages masculins une plus grande sécurité économique, la pérennité des transferts, sur lesquels sont axés une grande partie des gains des ménages ayant une femme à leur tête, étant incertaine⁷⁸.

Deuxièmement, la structure des gains par rapport au genre est cependant contrastée selon le segment du marché du travail auquel le chef de ménage a accès, et le milieu, bien que la faiblesse de l'échantillon oblige à beaucoup de prudence dans l'interprétation des résultats. Les ménages dont le chef féminin est employé à propre compte, agricultrice de rente ou inactive sont ceux qui reçoivent relativement le plus de transferts sociaux. Le cas extrême est celui des inactives dont la part des ressources inhérentes aux transferts

⁷⁷ Cette part des gains agricoles est à rapprocher au fait que les trois quarts des femmes exercent une activité agricole.

⁷⁸ Evidemment, cela ne signifie pas l'absence de vulnérabilité pour les premiers. Par exemple, la baisse des salaires réels et la réduction de l'emploi public sont des éléments à rapprocher du fait qu'ils tirent près du tiers de leurs ressources des rémunérations salariales.

s'élève à près de 60 pour cent⁷⁹ – contre environ un quart pour les ménages d'inactifs. En vérité, le tableau 11.7 montre que ce sont surtout les ménages féminins de Grande Comore, notamment ceux du milieu rural, qui bénéficient le plus des transferts. Ainsi, dans les zones rurales de Grande Comore, 21,7 et 28,4 pour cent des ressources des ménages féminins proviennent, respectivement, des transferts sociaux et divers, contre 16,2 et 9,9 pour cent pour les ménages masculins. De même, à Moroni, les deux sources principales de revenus des premières sont les transferts sociaux et divers – 51,8 pour cent – et les salaires – 39,6 pour cent –, alors que les trois quarts des gains des groupes masculins sont issus des salaires et des profits du secteur informel. Sans aucun doute, la plus grande importance relative des transferts en direction de l'île de Grande Comore profite largement à la fois au milieu rural et aux ménages gérés par une femme. Dans une certaine mesure, cette situation traduit implicitement un filet de sécurité pour alléger la pauvreté, une raison supplémentaire pour accorder une attention spécifique au bas niveau de vie de l'île d'Anjouan. D'ailleurs, dans le milieu rural d'Anjouan, les transferts sociaux en direction des groupes féminins, même s'ils sont substantiels, ne s'élèvent qu'à 13,4 pour cent des gains – 3,6 pour cent pour les ménages masculins.

3. Pauvreté, exclusion et genre

Même si les ressources monétaires des ménages féminins étaient équivalentes à celles des ménages gérés par les hommes, il se pourrait que la vulnérabilité et l'exclusion sociale des femmes aient une certaine ampleur dans la société comorienne. Bien que cette question dépasse le cadre de la présente recherche, deux éléments d'analyse doivent être soulignés.

Premièrement, la société traditionnelle comorienne, même si elle diffère quelque peu selon les îles, a tendance à favoriser des inégalités majeures en termes d'accès des femmes aux moyens d'existence. Quelques exemples permettent de fixer les idées. Tout d'abord, dans la société comorienne, la prééminence du modèle du ménage en termes de dichotomie «interne-externe» explique, en partie, le fait que la participation des femmes au marché du travail, notamment en milieu urbain, soit encore assez faible. En effet, ce qui est «interne» caractérise la participation culturelle et sociale de la femme, à savoir la maison, la cours et les activités ménagères. D'ailleurs, il est à remarquer que la structure matrilineaire de la société comorienne ne signifie pas que les femmes ont plus de pouvoir que les hommes. Elles sont

⁷⁹ Le faible nombre de cas des agricultrices-pêcheurs conduit à ne pas prendre en compte cette catégorie.

seulement un point d'articulation de la transmission des statuts et des biens⁸⁰. Par contre, les hommes sont associés à ce qui est «externe», notamment la recherche des moyens d'existence et la participation politique. Pour les femmes, l'accès au marché du travail implique une interaction avec l'extérieur où elles sont partiellement handicapées. En outre, beaucoup de femmes sont vraisemblablement en situation de chômage marginal, ce qui signifie qu'elles demeurent exclues du marché du travail pour diverses raisons – absence de travail, manque de qualification, aucune connaissance des méthodes de recherche d'emploi, etc.–, mais qu'elles souhaiteraient y participer si les conditions changeaient. Dans ce contexte, il est probable également que des inégalités selon le genre au sein des ménages accentuent les traits du modèle culturel, et limitent l'autonomie des femmes⁸¹. En effet, la complexité de la structure familiale matrilineaire conduit souvent les hommes à privilégier les relations matérielles avec les parents plutôt qu'avec l'épouse. Naturellement, l'inégal accès à l'éducation influence considérablement cette situation.

Ensuite, en milieu rural, l'accès des femmes aux moyens d'existence est limité par plusieurs facteurs, notamment la difficulté d'accès à la terre⁸², même si l'impact de ce facteur est variable selon les îles. En Grande Comore, où il existe encore des terrains disponibles, le droit coutumier⁸³ indique qu'une partie de terres familiales – environ un tiers – ne se transmettent que par les filles. Bien que ce mode de transmission foncier – *manyahuli* – puisse, en principe, constituer une garantie de liberté et une possibilité d'intégration pour les femmes, en pratique, il semble que se soit le mari – ou un autre homme – qui exploite et gère ces terres. D'ailleurs, l'homme est chargé d'organiser les récoltes destinées à la vente – vanille, etc. –, tandis que l'activité des femmes est davantage liée à l'agriculture de subsistance. Certes, ce schéma évolue actuellement. Mais, la répartition des ressources est telle que les revenus monétaires vont davantage aux hommes qu'aux femmes, ces dernières étant surtout chargées de rapporter la nourriture quotidienne. A Anjouan, la terre est relativement rare compte tenu de la pression

⁸⁰ Bien qu'un des avantages des femmes soit la matrilocalité : les enfants résident chez leur mère, donc la femme, en cas de répudiation, demeure chez elle. Mroudjae, Blanche [1989].

⁸¹ L'enquête démographique et de santé de 1996 indique que plus de 20 pour cent des femmes gagnant de l'argent ne décidaient pas de leurs revenus. Mondoha, Shæmaker, Barrère [1997].

⁸² A côté des exploitations agricoles, il existe des réserves villageoises – souvent utilisées pour des cultures à cycle court – qui ont tendance à être récupérées par les exploitants, et le domaine de l'Etat.

⁸³ Coexistant avec le droit colonial et musulman.

démographique, et, en l'absence de tout système coutumier comparable à la Grande Comore, l'accès des femmes à la terre est très limité⁸⁴. Ainsi, aux Comores, selon l'enquête démographique et de santé de 1996, plus du tiers des femmes agricultrices ne travaillaient pas sur leurs propres terres. Mais, à Anjouan, cette proportion atteint 40 pour cent, contre 28,8 pour cent en Grande Comore⁸⁵.

Deuxièmement, l'exclusion des femmes de certains droits sociaux est une autre source de vulnérabilité et d'inégalité. L'exclusion des droits sociaux s'analyse en termes de sécurité – physique, moyens d'existence, santé –, de liberté d'organisation et d'expression, de dignité et d'identité. Dans la société comorienne, les éléments relatifs aux droits sociaux, bien que partiels, mettent en évidence la prééminence des hommes. Les femmes participent peu à la vie politique – peu de femmes occupent des postes parlementaires – et la plupart des cadres supérieurs ou moyens sont des hommes. De même, les femmes ne peuvent exercer des fonctions judiciaires, la loi Islamique – *cadi* – jouant encore un rôle important aux Comores. Mais, d'autres éléments sont défavorables aux femmes, notamment le statut social dans le ménage. Tout ce qui a trait à la sexualité et à la fécondité est souvent géré par des coutumes rigides. Les normes sociales sont favorables à une forte fécondité – notamment en Grande Comore – et favorisent le mariage précoce. Si le «grand mariage» est pour les femmes un moyen de prestige et d'ascension sociale, il en résulte probablement une situation de dépendance et d'obligations, la femme devant obéissance et soumission à son mari. Or, la précocité du mariage et les grossesses répétées⁸⁶ – en l'absence relative de méthodes de contraception modernes – portent atteinte à la santé, accentuent le risque de maladies et constituent une cause importante de déperdition scolaire. En matière de divorce, la rupture du contrat de mariage demeure un acte unilatéral du mari. Il a le pouvoir unilatéral de répudier sa femme, sans obligation de se justifier. Bien que la femme comorienne ait théoriquement le pouvoir de chasser le mari, cette situation est relativement rare. Dans ce contexte, l'absence de code de la famille handicape véritablement l'accès des femmes aux droits sociaux et humains. L'Islam aux Comores étant de tradition sunnite et de rite chaféite, le *cadi* est, par excellence, malgré l'emprise du droit moderne et du rôle de la justice coutumière – conseil de notables –, le juge du statut personnel et de la famille – mariage, dot, garde

⁸⁴ A Mohéli, l'occupation agricole est totale. Il existe aussi un système *manyahuli*, différent de celui de la Grande Comore.

⁸⁵ Mondoha, Shæmaker, Barrère [1997].

⁸⁶ L'enquête démographique et de santé de 1996 indique que dans un cas sur trois, l'intervalle intergénérisique est inférieur à deux ans. Mondoha, Shæmaker, Barrère [1997].

d'enfants, répudiation, rachat, etc. Par conséquent, la femme est le plus souvent impliquée dans des affaires relevant des tribunaux du *cadi*, notamment pour des questions importantes liées aux exigences de la société moderne, telles que la polygamie, le divorce, la pension alimentaire et les droits des enfants. Sans aucun doute, le manque d'informations des femmes sur leurs droits altère leur participation au système social.

Bien que l'intégration sociale des femmes comoriennes se soit améliorée au cours des dernières années, leur situation est encore paradoxale. Alors qu'elles contribuent activement au processus de développement, elles ont tendance à être davantage exclues que les hommes des bénéfices que ce dernier procure.

6. Besoins essentiels et pauvreté

La mobilisation des actifs dont disposent les individus, les ménages et les communautés est une option essentielle dans la lutte contre la pauvreté et la vulnérabilité. Dans ce contexte, l'accès à l'éducation et à la santé représente un moyen important, en partie lié à l'accès à l'emploi, de réaliser les ajustements nécessaires afin d'éviter la dégradation du niveau de vie lors de changements de l'environnement. A cet égard, les critiques formulées à l'encontre de la pauvreté monétaire et l'opportunité de prendre en compte le caractère multidimensionnel du bien-être des individus et des ménages, conduisent à tenter d'appréhender la pauvreté par rapport à la satisfaction des besoins de base⁸⁷. Dans la présente étude, deux approches sont présentées. L'une, macro-multidimensionnelle, est fondée sur l'indicateur de pauvreté humaine du Pnud, l'autre, micro-multidimensionnelle, s'efforce de mettre en évidence des indices décomposables d'accès aux besoins de base selon des sous-groupes et des attributs.

1. Besoins essentiels et pauvreté macro-multidimensionnelle

Au lieu de recourir à un critère monétaire – par exemple, la dépense des ménages – pour ordonner les états sociaux, on peut utiliser des d'indicateurs partiels multiples visant à appréhender les différentes dimensions de l'existence humaine. Dans cette optique, l'une des approches possibles consiste à proposer une analyse en termes de manques d'opportunités qui va au-delà d'un simple état de privation. Telle est la démarche récente du Programme des nations unies pour le développement, à l'aide d'une

⁸⁷ L'analyse de l'accès à l'éducation et à la santé aux Comores est présentée dans Lachaud [2000a].

Tableau 12.7 : Pauvreté humaine et monétaire selon les îles – Comores 1995–97

Paramètre	Pauvreté non monétaire – $\alpha = 3$					Pauvreté monétaire			
	Probabilité de décès < 40 ans - 1997	Taux d'anal-phatie > 15 ans - 1996	Individus privés d'accès eau potable - 1995 %	Individus privés d'accès services de santé - 1995 %	Taux d'insuffisance pondérale - 1996	Indicateur de pauvreté humaine ¹ < 5 ans - 1996	Dépenses par tête - moyenne annuelle, milliers FC	Incidence de la pauvreté - P0, % individus	Ecart (IPH-P0) - %
Grande Comore	19,2	54,1	94,1	19,8	18,9	43,8	320,1	34,3	27,7
Anjouan	22,2	73,2	98,8	18,2	32,7	56,0	184,5	60,9	-8,1
Mohéli	20,7	58,8	78,3	16,1	30,6	45,6	231,4	55,9	-18,4
Ensemble	20,6	62,7	95	18	25,8	49,1	254,9	47,3	3,8
Pays insulaires							-	-	-
Cap Vert	10,4	29,0	49,0	18,0	14,0	24,7	-	-	-
Haïti	26,7	54,2	63,0	55,0	28,0	46,1	-	-	-
Madagascar ²	32,1	54,2	71,0	62,0	34,0	49,5	-	-	-
Maurice	4,9	17,0	2,0	1,0	16,0	12,1	-	-	-

(1) L'IPH global n'est pas égal à la moyenne des IPH partiels ; (2) 1990-96.

Sources : A partir de l'EBC 1995 ; EDSC 1996 ; Pnud [1997], [1999] ; estimation.

évaluation de l'indicateur de pauvreté humaine IPH-1. A cet égard, ce dernier prend en compte les déficits en termes de longévité, d'instruction et de conditions de vie – eau potable, accès aux services de santé et malnutrition des enfants⁸⁸.

En réalité, l'intérêt d'une telle démarche ne doit pas seulement être appréhendé par rapport à un objectif global de mesure des manques en termes de développement humain, surtout utile pour la politique internationale. Mais, dans une perspective de meilleure connaissance des fondements des politiques nationales visant la promotion du développement humain, la mesure non monétaire de la pauvreté – tout comme l'évaluation de la pauvreté monétaire –, implique la disponibilité d'informations suffisamment désagrégées. Ainsi, même si les contraintes liées au choix des indicateurs partiels, à la qualité des données et à l'arbitraire des procédures d'agrégation demeurent, il semble que, pour les Comores, un effort d'évaluation de l'indicateur de la pauvreté humaine au niveau des îles se révèle opportun.

Dans cette perspective, il importe d'indiquer les fondements d'une telle orientation méthodologique. Tout d'abord, examinons la première composante de l'IPH-1, la probabilité de décès avant l'âge de 40 ans. L'estimation de cet indicateur par île pour 1997 est dérivée des tables de mortalité par âge et localisation géographique de 1991, fournies par le

⁸⁸ Pnud [1999].

Ministère du Plan⁸⁹. Naturellement, bien que cette approche semble produire des résultats acceptables, il aurait été préférable de disposer des valeurs effectives de la probabilité de décès avant 40 ans pour des années plus récentes. Ensuite, la deuxième composante, le taux d'analphabétisme des adultes – 15 ans et plus – selon les îles, a été directement calculé à partir des bases de données de l'enquête EBC de 1995. Enfin, la troisième composante de l'IPH-1 a été élaborée comme suit. Premièrement, le pourcentage d'individus privés de l'accès aux services de santé n'étant pas disponible pour chaque île, cet indicateur a été élaboré à partir de sa valeur pour l'ensemble des Comores – fournie par le Pnud pour 1997 –, en supposant que le pourcentage de naissances accompagnées par des soins prénatals dispensés par un professionnel de santé – médecin, infirmière, sage-femme –, était un indicateur d'accès aux services de santé pour la population. Cette information était produite par l'enquête démographique et de santé de 1996. En fait, les disparités de couverture sanitaire sont faibles selon les îles. Deuxièmement, le pourcentage d'individus privés d'accès à l'eau potable, selon les îles, a été directement déterminé à partir de l'enquête EBC de 1995. Dans ce contexte, il est à remarquer que l'approvisionnement des ménages en eau potable se réfère aux modalités d'accès suivantes, définies en commun avec le Ministère du plan : eau courante à domicile EEDC, eau courante chez le voisin à Moroni, fontaine publique à Moroni. Troisièmement, les bases de données de l'enquête démographique ont permis d'obtenir des informations sur la situation nutritionnelle des enfants, par rapport aux tableaux de croissance du National center for health statistics. L'indicateur est l'insuffisance pondérale des enfants de moins de 3 ans.

Compte tenu des hypothèses précédentes, le tableau 12.7 affiche les valeurs de l'IPH-1 pour l'ensemble des Comores et selon les îles. A cet égard, plusieurs commentaires peuvent être formulés. Tout d'abord, on observe que, pour 1995-97, l'IPH-1 est de 49,1. Il représente l'intensité de pauvreté générale correspondant à un taux de pauvreté de 49,1 pour cent dans chacune des dimensions considérées. En d'autres termes, il représente la moyenne de rang $\alpha = 3$ des trois dimensions représentées par la probabilité de décès avant 40 ans, le taux d'analphabétisme des adultes et les conditions de vie. On remarquera que le taux calculé pour 1995-97 est bien supérieur à celui qui figure dans le Rapport mondial sur le développement humain 1999 du Programme des nations unies pour le développement pour la même période⁹⁰.

⁸⁹ Les différentes probabilités de décès avant 40 ans de 1991 ont été ajustées pour 1997, en fonction de l'indication de la valeur globale pour cette année, fournie par le rapport sur le développement humain 1999 du Pnud.

⁹⁰ Pnud [1999].

Cet écart important est principalement dû à des estimations différentes quant à l'accès à l'eau et à l'analphabétisme⁹¹. Quoiqu'il en soit, un tel taux de pauvreté humaine, traduisant de graves pénuries en termes de capacité de choix, relègue les Comores dans le groupe des pays les moins performants en termes de développement humain – 58^{ème} rang pour le Pnud, et 78^{ème} selon notre estimation sur 124 pays en développement. Sans aucun doute, une probabilité de décès avant l'âge de 40 ans de 0,206 pour cent, un taux d'analphabétisme de 62,7 pour cent, un taux de privation d'accès à la santé et à l'eau potable, respectivement, de 18,0 et 95,0 pour cent, et un taux d'insuffisance pondérale des enfants de moins de 3 ans de 25,8 pour cent, traduisent une assez forte précarité de l'existence humaine. En réalité, les déficits des Comores en termes de développement humain, ne sont pas plus faibles que ceux qui prévalent dans certains pays de la région, comme Madagascar. Toutefois, la précarité des Comores apparaît nettement au regard de la situation qui prévaut à l'île Maurice. Mais, le tableau 12.7 montre que l'écart avec des pays ayant un produit national brut par tête deux fois plus élevé – Côte d'Ivoire, par exemple – est faible⁹².

En réalité, on constate une forte inégalité dans l'espace, l'indicateur de pauvreté humaine étant plus élevé à Anjouan que dans les autres îles. Alors que les déficits en Grande Comore et à Mohéli en termes de développement humain sont, respectivement, de 43,6 et 45,6, à Anjouan, ils sont presque 25 pour cent supérieurs – 56,0. A cet égard, Anjouan se distingue par des déficits importants en termes d'alphabétisme et, dans une moindre mesure, d'accès à l'eau potable et de nutrition. En fait, la comparaison du taux de pauvreté monétaire et du degré général de pauvreté humaine – même si ces deux grandeurs ne sont réellement comparables – permet de mettre en évidence le contraste qui prévaut entre les îles – tableau 12.7, dernière colonne, et figure 4.7. La Grande Comore a un faible taux de pauvreté monétaire, mais un taux modéré de déficit en termes de développement humain, en partie lié à l'incidence de l'analphabétisme et du nonaccès à l'eau potable. Par contre, à Anjouan, la pauvreté monétaire et la pauvreté humaine sont simultanément élevées. Et, Mohéli occupe une position médiane, avec une forte pauvreté monétaire et taux modéré de développement humain inadéquat. Ainsi, les deux indicateurs apparaissent complémentaires, et chacun a un rôle particulier en termes de politique économique. La figure

⁹¹ Pour 1997, les taux d'analphabétisme et des individus n'ayant pas accès à l'eau potable sont estimés à 44,6 et 47 pour cent, respectivement, par le Pnud – Pnud [1999] –, contre 62,7 et 95,0 pour cent dans la présente étude.

⁹² En 1997, le PIB par habitant de la Côte d'Ivoire était de 900 dollars, alors que l'IPH-1 valait 46,8.

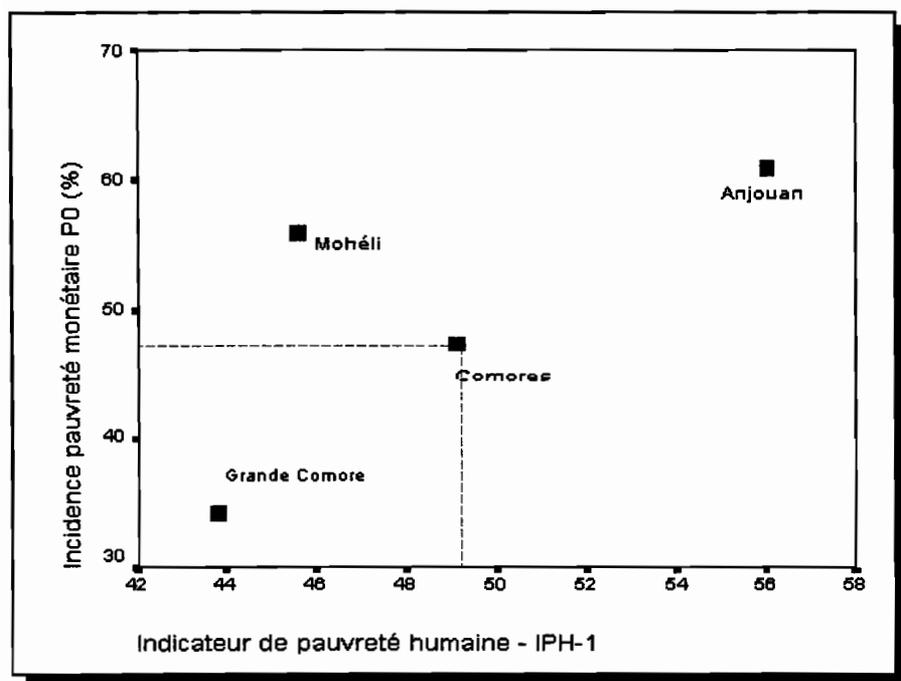


Figure 4.7 : Pauvreté humaine – IPH-1 – et pauvreté monétaire – PO – selon les îles – Comores 1995

4.7 explicite ces disparités.

2. Besoins essentiels et pauvreté micro-multidimensionnelle

La perspective est, à présent, une approche micro-multidimensionnelle de la pauvreté en termes de «capabilities», fondée sur des indices décomposables à la fois selon des sous-groupes et des attributs – habitat, environnement sanitaire et instruction du chef de ménage. L'indice utilisé est celui de Chakravarty, Mukherjee et Ranade⁹³, représentant une extension de la décomposition unidimensionnelle des mesures FGT. Les aspects méthodologiques de cet indice ont été spécifiés au chapitre 3 du présent ouvrage.

Dans le cas des Comores, il importe de souligner que l'approche multidimensionnelle est contrainte par la nature des données de l'enquête EBC de 1995, ces dernières ayant deux limites majeures dans l'optique d'une analyse de la pauvreté en termes de «capabilities» : (i) l'absence

⁹³ Charckravarty, Mukherjee, Ranade [1997].

d'informations qualitatives sur la consommation alimentaire ou non alimentaire des ménages ; (ii) l'impossibilité d'observer l'espace des «capabilités», englobant les combinaisons de fonctionnements et se référant à la liberté de réaliser le bien-être, les éléments quantitatifs disponibles ne permettant de déterminer que les «fonctionnements» observés reliés au niveau de *bien-être effectif*⁹⁴.

La prise en compte de cette double contrainte a conduit la présente recherche à fonder l'analyse multidimensionnelle de la pauvreté par rapport à trois dimensions de l'accès aux besoins essentiels : l'habitat, l'environnement sanitaire et l'instruction. Dans cette optique, on suppose implicitement que l'accès à ces biens traduit un niveau de bien-être observé, non seulement par rapport aux fonctionnements spécifiques appréhendés – être bien logé, en bonne santé et instruit –, mais également en relation avec d'autres besoins de base. Par exemple, l'habitat est probablement en même temps un indicateur des opportunités de choix des ménages en termes de consommation alimentaire. En outre, les trois biens pris en considération expriment la capacité d'accès à la fois à des biens privés – habitat, environnement sanitaire individuel – et à des services publics – assainissement sanitaire collectif, éducation. Explicitons la méthode d'appréhension de ces trois besoins. En premier lieu, quatre éléments inhérents à l'habitat principal ont été pris en compte : la nature des murs, de la toiture et du sol, et le nombre de personnes par pièce. A cet égard, un niveau de précarité – égal à 1 – est défini pour ces quatre éléments comme suit : (i) murs : tôle ondulée, terre, briques de terre, planche, bois, pisé, feuilles de cocotier, autre ; (ii) toiture : tôle ondulée, paille, feuilles, autre ; (iii) sol : cailloux, petites pierres, terre battue, autre ; (iv) nombre de personnes par pièce >2,5. Les scores sont additionnés et le niveau de subsistance est de 2, c'est-à-dire qu'il correspond à *au moins trois handicaps sur quatre*. En deuxième lieu, s'agissant de l'environnement sanitaire, le niveau de subsistance est de 1, et correspond à *au moins un handicap sur deux*, les indices partiels de précarité étant définis par les deux conditions suivantes : (i) aisance : latrines, sans lieu aisance et autre ; (ii) eau courante à domicile sauf EEDC, eau courante chez le voisin sauf Moroni, fontaine publique sauf Moroni, citerne privée couverte (béton, tôle, feuilles), citerne privée non couverte, citerne publique, forage et puits, rivière ou sources, autre origine. En troisième lieu, en ce qui concerne l'instruction, le niveau de subsistance est de 6 – nombre d'années d'instruction du chef de ménage < 7, c'est-à-dire la fin du Cours moyen deuxième année.

Le tableau 13.7 affiche la décomposition de la pauvreté non monétaire

⁹⁴ Une observation similaire a été formulée dans le cas du Burkina Faso – chapitre 3.

P_e et P_α des ménages selon leur localisation spatiale et l'accès aux besoins de base considérés. Afin de déterminer les indices micro-multidimensionnels de pauvreté des diverses îles et milieux, plusieurs paramètres inhérents aux équations [2] et [4] – chapitre 3 – ont dû être fixés. D'une part, les pondérations a_j ont été égalisées – $a_1 = a_2 = a_3 = 1/3$ –, ce qui signifie que l'on accorde une importance identique à l'accès aux différents besoins essentiels. D'autre part, l'estimation de P_e a été effectuée en affectant successivement les valeurs 0,5 et 1 au coefficient e , tandis que P_α est évalué avec $\alpha=2$. A cet égard, on observe que les mesures de la pauvreté non monétaires varient peu en fonction de la forme de la fonction de dénuement g . L'indice multidimensionnel de pauvreté pour les Comores est de 0,1633, 0,1721 et 0,1615, respectivement, pour $e=0,5$, $e=1$ et $\alpha=2$. En outre, le classement des indices partiels est indépendant des valeurs de ces paramètres. En d'autres termes, les formes de la fonction g considérées ne semblent pas affecter la configuration des mesures de la pauvreté non monétaire.

Le profil de la pauvreté non monétaire mise en évidence au tableau 13.7 appelle plusieurs commentaires. En premier lieu, l'ampleur de la pauvreté en termes de besoins essentiels est la plus élevée en milieu rural, comparativement aux zones urbaines, en particulier à Mohéli et à Anjouan. En effet, les indices multidimensionnels de pauvreté rurale sont environ deux fois plus élevés que ceux des villes, l'écart allant jusqu'à trois entre le secteur rural d'Anjouan et Mohéli, d'une part, et les agglomérations de Grande Comore, d'autre part. C'est pour l'île de Mohéli que les disparités rurales-urbaines sont les moins prononcées. D'ailleurs, les zones rurales de Grande Comore et d'Anjouan expliquent les trois quarts de la pauvreté nationale en termes de besoins essentiels. En d'autres termes, bien que l'île de Mohéli soit la plus touchée en termes de non-accès aux besoins essentiels, un objectif de réduction de la pauvreté nationale implique logiquement, compte tenu de la distribution de la population, une action d'abord en faveur des régions rurales de Grande Comore et d'Anjouan.

En deuxième lieu, le tableau 13.7 montre que, quelle que soit la valeur des paramètres e et α , le manque d'instruction du chef de ménage explique plus de la moitié de la pauvreté nationale. Ainsi, lorsque $\alpha=2$, les précarités d'habitat, d'environnement sanitaire et d'instruction contribuent, respectivement, à 23,3, 21,4 et 55,3 pour cent de la pauvreté aux Comores. En fait, un tel résultat était prévisible. Aux Comores, en 1995, le taux d'analphabétisme était de 62,7 pour cent, tandis que 61,5 pour cent des chefs de ménage étaient sans instruction. Toutefois, l'intérêt des indices multidimensionnels – même si les poids égaux accordés aux pondérations n'ont pas de fondements réels – est de préciser les manques en termes de besoins essentiels pour les divers couples groupe-attribut. A cet égard, les informations affichées au tableau 13.7 suggèrent une variation considérable

Tableau 13.7 : Décomposition des mesures de la pauvreté non monétaire P_e et P_α des ménages selon leur localisation spatiale et l'accès aux besoins de base, Comores 1995

Milieu	Moroni	Grande Comore	Grande Comore rural	Anjouan urbain	Anjouan rural	Mohéli urbain	Mohéli rural	Moyenne générale	Contribution - %	N
Pauvreté non monétaire - $e = 0,5^1$										
Habitat ¹	0,0646	0,0517	0,0958	0,0789	0,1656	0,1290	0,1866	0,1175	24,0	1994
Environ. sanitaire ²	0,0370	0,0000	0,0801	0,0463	0,1443	0,1574	0,2897	0,1036	21,1	1994
Instruction ³	0,1881	0,2442	0,2877	0,2308	0,2880	0,1996	0,2484	0,2689	54,9	1994
Moyenne générale	0,0966	0,0986	0,1545	0,1187	0,1993	0,1620	0,2416	0,1633	-100	-
Contribution - %	4,3	1,1	38,4	9,2	37,4	1,8	7,9	-	-	-
Pauvreté non monétaire - $e = 1^3$										
Habitat ¹	0,0856	0,0556	0,1227	0,0880	0,1868	0,1481	0,2150	0,1395	27,0	1994
Environ. sanitaire ²	0,0370	0,0000	0,0801	0,0463	0,1443	0,1574	0,2897	0,1036	20,1	1994
Instruction ³	0,1928	0,2474	0,2922	0,2360	0,2907	0,2156	0,2559	0,2733	52,9	1994
Moyenne générale	0,1051	0,1010	0,1650	0,1234	0,2073	0,1737	0,2535	0,1721	-100	-
Contribution - %	4,4	1,1	38,9	9,1	36,9	1,8	7,9	-	-	-
Pauvreté non monétaire - $\alpha = 2^5$										
Habitat ¹	0,0602	0,0509	0,0903	0,0771	0,1612	0,1250	0,1807	0,1130	23,3	1994
Environ. sanitaire ²	0,0370	0,0000	0,0801	0,0463	0,1443	0,1574	0,2897	0,1036	21,4	1994
Instruction ³	0,1870	0,2417	0,2871	0,2289	0,2869	0,1963	0,2466	0,2678	55,3	1994
Moyenne générale	0,0947	0,0975	0,1525	0,1174	0,1975	0,1596	0,2390	0,1615	-100	-
Contribution - %	4,2	1,1	38,3	9,2	37,5	1,8	7,9	-	-	-
Pauvreté monétaire⁴										
Ratio - %	28,5	30,6	35,4	53,6	63,9	44,4	59,8	47,3	-	1994
Contribution - %	4,3	1,2	30,4	14,3	41,4	1,7	6,8	-	100,0	-
Dép./tête ⁶ - 000 FC	395,5	253,8	309,6	209,4	174,2	311,1	204,4	254,9	-	-
N	144	36	807	252	612	36	107	-	-	1994

(1) Un niveau de précarité égal à 1 est défini pour quatre éléments comme suit pour le logement principal : (i) murs logement principal : tôle ondulée, terre, briques de terre, planche, bois, pisé, feuilles de cocotier, autres ; (ii) toiture : tôle ondulée, paille, feuilles, autres ; (iii) sol : cailloux, petites pierres, terre battue, autre ; (iv) nombre de personnes par pièce > 2,5. Les scores sont additionnés et le niveau de subsistance est de 2, c'est-à-dire qu'il correspond à *au moins trois handicaps sur quatre* ; (2) S'agissant de l'environnement sanitaire, le niveau de subsistance est de 1, et correspond à *au moins un handicap sur deux*, les indices partiels de précarité étant définis par les deux conditions suivantes : (i) aisance: latrines, sans lieu aisance et autres ; (ii) eau courante à domicile sauf EEDC, eau courante chez le voisin sauf Moroni, fontaine publique sauf Moroni, citerne privée couverte (béton, tôle, feuilles), citerne privée non couverte, citerne publique, forage et puits, rivière ou sources, autres origines ; (3) Le niveau de subsistance est de 6 - nombre d'années d'instruction du chef de ménage < 7, c'est-à-dire la fin du Cours moyen 2 ; (4) En termes de ménages ; ligne de pauvreté = 170 337 FC par an et par tête ; (5) $a_1=a_2=a_3=1/3$; (6) Dépenses réelles.

Sources : A partir de l'EBC 1995.

des écarts par rapport au niveau de subsistance pour les couples groupe-attribut. Tout d'abord, dans les zones urbaines d'Anjouan et de Grande Comore, c'est le manque d'instruction du chef de ménage qui est la composante essentielle. Par exemple, à Moroni, l'indice pour l'instruction est de 0,1870 - avec $\alpha=2$ -, contre 0,0602 et 0,0370, respectivement, pour l'habitat et l'environnement sanitaire. Néanmoins, le milieu urbain de Mohéli souffre de déficits dans quasiment tous les domaines des besoins essentiels, bien que la part de l'instruction prédomine. Ensuite, en milieu rural, la situation est plus contrastée. Ainsi, lorsque $e=1$, la région rurale de Grande

Comore a des déficits importants d'instruction et moyens par rapport à l'habitat. C'est aussi la région rurale qui a le niveau de dépenses par tête le plus élevé. Inversement, la région rurale d'Anjouan exhibe des déficits élevés pour les trois attributs, bien que la valeur de l'indice relatif à l'instruction soit la plus grande. Pour cette région, la dépense par habitant est l'une des plus faibles. Par contre, les zones rurales de Mohéli affichent des indices élevés et relativement équilibrés pour toutes les composantes des besoins essentiels, alors que la précarité par rapport à l'instruction est légèrement en dessous de celle qui prévaut dans les zones rurales des autres îles. A cet égard, on remarque que cette île a un niveau de vie en termes monétaires compris entre ceux des autres îles.

En troisième lieu, les commentaires précédents suggèrent des actions différenciées en matière de lutte contre la pauvreté. Si l'accès à l'instruction doit être privilégié quelles que soient les zones géographiques, les manques en termes d'environnement sanitaire apparaissent surtout importants à Mohéli et, dans une moindre mesure, dans le milieu rural d'Anjouan. De même, la précarité de l'habitat prévaut essentiellement à Mohéli et dans les campagnes d'Anjouan. Naturellement, les limites inhérentes aux informations utilisées, précédemment indiquées, altèrent quelque peu les conclusions que l'on peut formuler en ce qui concerne la politique économique. Néanmoins, on peut logiquement considérer que les manques, par rapport à l'habitat et à certains éléments des conditions sanitaires, sont le reflet du faible pouvoir d'achat des ménages, et de l'impossibilité d'accéder à des «fonctionnements» nécessitant l'acquisition de biens marchands. Dans ce cas, la réduction de la pauvreté implique prioritairement une élévation des revenus. Par contre, la précarité de l'accès à l'instruction et, dans une moindre mesure, à un environnement sanitaire adéquat, suggère des actions visant à favoriser l'accès à des biens collectifs. Dans ces conditions, l'approche multidimensionnelle de la pauvreté est susceptible de guider les décideurs quant à l'élaboration des combinaisons de politiques les plus efficaces en matière de lutte contre la pauvreté.

La présente approche micro-multidimensionnelle de la pauvreté permet également une décomposition des mesures non monétaires de la pauvreté selon les îles, le milieu et le genre⁹⁵. Tout d'abord, dans les ménages gérés par une femme, l'ampleur de la pauvreté en termes de besoins essentiels semble moins importante que dans ceux ayant un homme à leur tête – 0,1647 contre 0,1571. Ce résultat global, indépendant de la valeur des paramètres des équations [2] et [4], est cohérent avec l'évaluation de la pauvreté monétaire, bien que plusieurs éléments d'analyse, par ailleurs développés, relativisent

⁹⁵ Voir Lachaud [2000a].

considérablement une telle situation⁹⁶. Ensuite, l'indice multidimensionnel suggère des différences importantes selon le genre du chef de ménage quant à la structure des déficits en termes de besoins essentiels – quelle que soit la valeur de e ou de α –, bien que le schéma général des variations spatiales précédemment indiqué prévale – insuffisance de l'instruction dans les zones urbaines ; déficits élevés pour les trois attributs à Mohéli et dans le milieu rural d'Anjouan ; situation plus contrastée dans les autres zones. En effet, la pauvreté des ménages féminins est surtout affectée par les déficits en instruction des femmes qui les dirigent. Pour l'ensemble des zones, l'indice moyen lié au facteur instruction est de 0,2827 et 0,2633, respectivement, pour les ménages féminins et masculins – avec $e=1$. D'ailleurs, 59,2 pour cent de la pauvreté des premiers sont expliqués par le déficit de cet attribut, contre 53,5 pour cent pour les seconds. Toutefois, les écarts selon le genre en termes de déficit d'instruction sont surtout importants en milieu urbain, notamment à Moroni. Dans le secteur rural, les écarts selon le genre sont moins prononcés, sauf dans les petites villes de Grande Comore et, dans une moindre mesure, de Mohéli. Ce résultat était quelque peu prévisible, compte tenu du différentiel d'accès au système éducatif entre les garçons et les filles aux Comores, et devrait inciter le gouvernement à davantage axer la politique d'éducation sur la réduction des disparités selon le sexe. Corrélativement, à la fois dans les zones rurales et urbaines – sauf les petites villes de Grande Comore –, la précarité des ménages féminins par rapport à l'habitat est moindre que pour les ménages masculins, alors qu'une situation quasi-similaire prévaut pour l'environnement sanitaire – sauf pour le milieu urbain de Mohéli. Dans ces conditions, l'analyse tend à montrer que le déficit de capacités fonctionnelles des ménages féminins s'explique surtout par des contraintes d'accès à des services collectifs – éducation –, phénomène un peu moins accentué dans les ménages masculins. À cet égard, le fait qu'à Moroni le ratio de pauvreté monétaire soit plus élevé dans les premiers que dans les seconds s'inscrit dans cette perspective⁹⁷.

⁹⁶ En vérité, dans cette optique, on observe également une plus grande précarité relative des ménages féminins de Grande Comore, comparativement à leurs homologues masculins. Ce constat est également en accord avec la configuration des profils de pauvreté monétaire selon le genre, fondés sur l'analyse de dominance. Par contre, la situation des ménages féminins est franchement meilleure à Mohéli, situation également vérifiée par les statistiques affichées au tableau 9.7.

⁹⁷ La décomposition des mesures de la pauvreté non monétaire en fonction des segments du marché du travail apporte quelques éléments d'analyse additionnels. Premièrement, le différentiel de pauvreté rural-urbain, précédemment souligné, apparaît nettement, l'indice général multidimensionnel étant deux à trois fois plus élevé pour les salariés – majoritairement localisés dans les villes – que pour les agriculteurs. Par exemple, pour les salariés protégés, l'indice multidimensionnel est de 0,0696, contre environ 0,2000 pour les agriculteurs.

Ainsi, l'approche micro-multidimensionnelle de la pauvreté non monétaire appelle probablement un renforcement des politiques liées à l'accès aux services collectifs. En effet, si l'éducation semble constituer un handicap majeur aux Comores quant à l'accès au bien-être, l'environnement sanitaire doit être pris en compte, même dans les zones urbaines, compte tenu de son impact potentiel sur la santé. Bien que des progrès remarquables aient été réalisés dans ce pays au cours des dix dernières années, l'état sanitaire de la population comorienne demeure encore précaire.

Dans ce contexte, la proximité des résultats en termes de pauvreté non monétaire et monétaire, indépendamment de la localisation géographique des ménages, est à souligner. En effet, en comparant les indices multidimensionnels et les ratios de pauvreté monétaire, l'analyse précédente semble exhiber, a priori, une relative proximité des approches en termes de «capacités» et de dépenses. On peut tenter d'affiner ce résultat préliminaire, en estimant économétriquement la relation qui prévaut entre les indicateurs des besoins essentiels et ceux inhérents à la pauvreté monétaire, à partir des données de l'enquête EBC de 1995.

A cet égard, deux approches sont présentées. D'une part, une estimation probit des déterminants du ratio de pauvreté et, d'autre part, une estimation tobit des facteurs de la profondeur de la pauvreté⁹⁸. Dans chaque cas, la prise en compte des variables explicatives est réalisée en deux étapes. Tout d'abord, seules les variables susceptibles de représenter les «capacités» sont considérées. Ensuite, d'autres paramètres sont introduits, notamment l'âge, le sexe et le statut sur le marché du travail – considéré comme exogène – du chef de ménage, ainsi que la dimension du groupe. Il est à remarquer que l'hétéroscédasticité est prise en compte de manière multiplicative en fonction du log de la dimension des ménages, le test du multiplicateur de Lagrange rejetant chaque fois l'hypothèse d'homoscédasticité⁹⁹. Le tableau A8.7 présente les résultats des estimations économétriques selon la valeur $\alpha=2$ –

D'ailleurs, les agriculteurs expliquent les deux tiers de la pauvreté non monétaire aux Comores, résultat tout à fait en accord avec leur contribution à la pauvreté monétaire. Deuxièmement, des disparités apparaissent par rapport à l'accès aux divers besoins essentiels. Les indépendants du secteur informel et les salariés non protégés sont principalement touchés par le manque d'instruction. De ce fait, le renforcement des capacités en termes de capital humain pour ces deux groupes, notamment en milieu urbain, semble opportun. Les agriculteurs sont également frappés par le manque d'instruction, mais souffrent aussi d'autres handicaps. Alors que les déficits en termes d'habitat semblent particulièrement élevés pour la plupart des agriculteurs – notamment ceux qui pratiquent la culture des céréales –, la précarité de l'environnement sanitaire est surtout le fait des agriculteurs-pêcheurs.

⁹⁸ En effet, pour les pauvres, les écarts normalisés de pauvreté sont positifs et inférieurs à un, tandis que pour les non pauvres, ils sont égaux à zéro.

⁹⁹ Harvey [1976].

équation [4], chapitre 3. Plusieurs observations peuvent être avancées.

Premièrement, les estimations probit et tobit prenant uniquement en compte les besoins essentiels, montrent que les coefficients inhérents à ces variables explicatives sont tous positifs et significatifs à 1 pour cent. Rappelons à cet effet que les trois variables exprimant l'accès à l'habitat, l'environnement sanitaire et l'instruction, sont exprimées en termes d'écart par rapport aux niveaux de subsistance respectifs. De ce fait, pour chaque attribut, des écarts croissants expriment des niveaux de plus en plus élevés de pauvreté non monétaire. Par conséquent, le tableau A8.7 montre que, pour les divers besoins essentiels pris séparément, plus les écarts par rapport aux seuils de subsistance sont importants, plus le ratio et la profondeur de la pauvreté monétaire sont élevés, toutes choses égales par ailleurs. Par ailleurs, les effets marginaux – également significatifs – sont les plus élevés pour l'habitat et l'instruction. Par exemple, à la moyenne de l'instruction et de l'environnement sanitaire, l'effet de l'habitat sur la probabilité de pauvreté monétaire est de 1,43653 – 0,453 pour l'instruction à la moyenne des autres paramètres. Par contre, l'effet marginal de l'environnement sanitaire sur le ratio de pauvreté n'est que de 0,180. S'agissant de la profondeur de la pauvreté monétaire, l'importance relative des effets marginaux est identique, mais leur ampleur absolue est beaucoup plus faible. Ainsi, les effets marginaux de l'instruction et de l'habitat sur l'écart de pauvreté sont, respectivement, de 0,276 et 0,664, mais seulement de 0,104 pour l'environnement sanitaire. En définitive, le rôle des attributs liés à l'habitat – un indicateur de l'accès aux biens privés – et à l'instruction – un indicateur de l'accès aux biens publics – est essentiel dans l'explication du ratio et de l'écart de pauvreté monétaire aux Comores¹⁰⁰. Rappelons que la contribution de l'attribut instruction dans l'indice micro-multidimensionnel était supérieure à 50 pour cent.

Deuxièmement, la prise en considération des autres paramètres dans les estimations probit et tobit ne modifie pas fondamentalement les résultats précédents¹⁰¹. Les coefficients des trois attributs sont positifs et significatifs, ainsi que les effets marginaux. De ce fait, lorsque l'on contrôle par des paramètres liés au statut démographique et professionnel du chef de ménage, et à la dimension de ce dernier, l'accès à l'instruction, à un habitat non précaire et à environnement sanitaire adéquat, influence significativement à la fois l'incidence et la profondeur de la pauvreté aux Comores. Compte tenu

¹⁰⁰ Un résultat analogue prévaut au Burkina Faso. Voir le chapitre 3.

¹⁰¹ Par ailleurs, le nombre de cas bien classés dans l'estimation probit est légèrement supérieur lorsque les paramètres additionnels sont considérés. Toutefois, le pseudo-R² est plus faible.

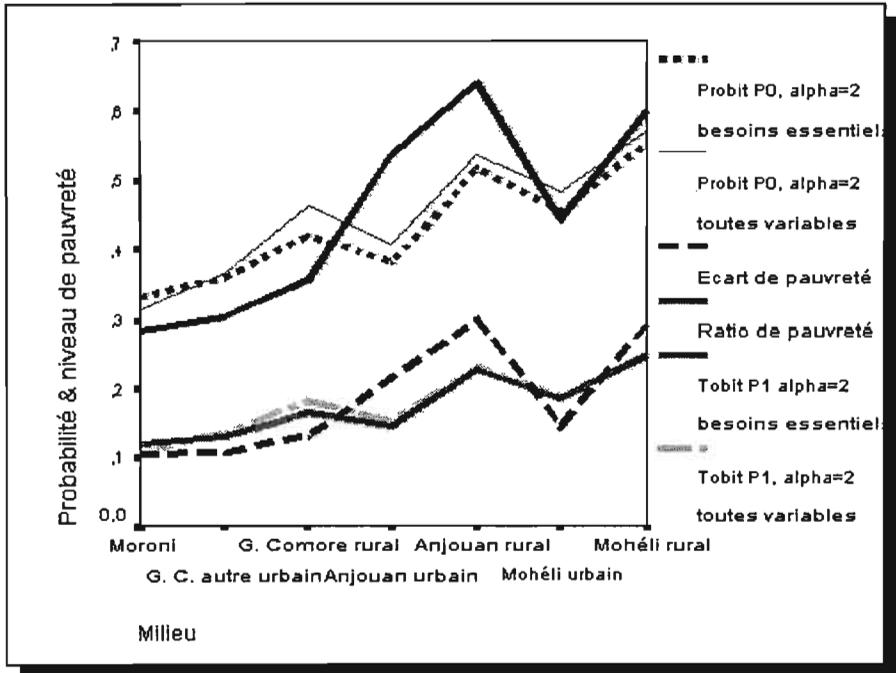


Figure 5.7 : Pauvreté prédite, ratio et profondeur de la pauvreté – Comores 1995

de ces paramètres additionnels, on notera que les effets marginaux sont un peu moins importants, et qu'ils demeurent à l'avantage de l'attribut habitat, toutes choses égales par ailleurs. Ajoutons que, selon l'estimation tobit, par rapport au salariat protégé, les statuts du travail du chef de ménage d'indépendant non agricole informel et d'agriculteur – sauf agriculteur de rente – accroissent la pauvreté. De même, la dimension du chef de ménage est positivement associée à la pauvreté.

Troisièmement, la figure 5.7 affiche les probabilités prédites du ratio de pauvreté – avec $\alpha = 2$ – des estimations probit, et le taux d'écart de pauvreté lié au modèle tobit, selon que les variables explicatives se réfèrent seulement aux attributs des besoins essentiels ou à l'ensemble des paramètres précédemment explicités. D'une manière générale, les valeurs prédites des indicateurs de pauvreté monétaire par les seules «capacités» sont assez proches des valeurs constatées, bien que les équations englobant l'ensemble des paramètres contribuent à affiner les estimations. Les écarts en termes d'incidence ou de profondeur de pauvreté entre les valeurs prédites et réelles sont les plus élevés pour Anjouan, île où la pauvreté monétaire est la plus forte. En réalité, l'analyse économétrique semble confirmer la proximité des évaluations de la pauvreté par rapport aux «capacités» et aux dépenses.

Conclusion

La présente recherche met en évidence plusieurs éléments d'analyse susceptibles de mieux appréhender le processus du développement aux Comores, en termes de pauvreté et de vulnérabilité.

Fondée sur des seuils de pauvreté ancrés par rapport aux besoins nutritionnels, et sur une approche de la stratification *a posteriori* du marché du travail, l'étude montre que près de la moitié des ménages comoriens avaient, en 1995, des ressources inférieures au seuil de subsistance. Alors que la pauvreté nationale est expliquée à près de 70 pour cent par les ménages dont le chef est agriculteur, trois niveaux de privation peuvent être observés: (i) un premier groupe exhibe un taux de pauvreté parmi les ménages de 55 à moins de 65 pour cent, et englobe les agriculteurs de subsistance; (ii) un deuxième groupe rassemble des ménages pour lesquels l'incidence de la pauvreté est située environ entre 40 et 45 pour cent: agriculteurs de rente-éleveurs, inactifs et indépendants non agricoles informels; (iii) un troisième groupe, composé des salariés et des chômeurs, révèle un taux de pauvreté compris entre 25 et 35 pour cent. En outre, l'incidence de la pauvreté est plus élevée à Anjouan et à Mohéli – 50 à 60 pour cent des ménages – qu'en Grande Comore – un peu plus du tiers des ménages –, et ces écarts s'accompagnent d'importantes différences de ressources. En fait, près des trois quarts de l'incidence de la pauvreté nationale sont expliqués par la pauvreté rurale de Grande Comore et d'Anjouan. Remarquons également que la relation inverse entre le chômage et la pauvreté ne s'observe qu'en Grande Comore, en particulier dans la capitale et les centres urbains secondaires.

L'ampleur de la pauvreté aux Comores en 1995 exige une analyse de son évolution. Alors que les élasticités de la pauvreté par rapport à la dépense par tête et à l'inégalité tendent à être plus élevées en Grande Comore qu'à Anjouan ou Mohéli, l'étude montre – en supposant que l'inégalité des dépenses demeure inchangée – qu'au cours de la période 1995-98, selon la mesure de la pauvreté retenue, cette dernière aurait augmenté annuellement au rythme de 3,5 à 4 pour cent – 3,2, 3,7 et 4,5 pour cent, respectivement, en Grande Comore, à Anjouan et à Mohéli. Sans aucun doute, la croissance économique par tête négative des années récentes a engendré une élévation de la pauvreté. En outre, les simulations indiquent que la réduction de la pauvreté sera probablement une tâche longue et difficile: la réduction de 50 pour cent de la pauvreté des ménages en 2015 implique un rythme annuel de création de richesses par habitant compris entre 2,1 et 2,5 pour cent.

Ces perspectives de progrès social incitent à examiner les déterminants de la pauvreté. Une approche fondée sur l'estimation d'un modèle logistique multinomial, montre que les ménages dont le chef est agriculteur ont les

probabilités les plus élevées d'être localisés dans le quartile le plus bas de la distribution, sauf pour les agriculteurs de rente. Inversement, les ménages ayant à leur tête un salarié protégé ont environ deux à trois fois moins de chances d'appartenir au premier quartile de la distribution du bien-être, alors que la situation des indépendants non agricoles apparaît contrastée. Enfin, si beaucoup d'inactifs et de chômeurs peuvent se retrouver parmi les plus pauvres, leur probabilité d'avoir un niveau de vie élevé est encore plus forte. L'ampleur des transferts sociaux pour ces deux groupes socio-économiques concourt à expliquer ce résultat. L'effet de l'instruction sur le niveau de vie apparaît nettement – surtout l'accès aux niveaux secondaire et supérieur –, tout comme la taille des ménages – un ménage de 10 individus a quatre fois plus de chance d'appartenir au premier quartile qu'au dernier segment de la distribution du niveau de vie. De la même manière, rehausser l'emploi productif par ménage est un moyen de réduction du bas niveau de vie. Enfin, les ménages ont d'autant plus de chances d'être très pauvres qu'ils sont localisés à Anjouan et à Mohéli.

L'intégration de la dimension féminine dans le processus de transition économique constitue une stratégie opportune. En effet, bien qu'en termes de niveau de vie, la situation des femmes comoriennes ne soit pas, *a priori*, plus mauvaise que celle des hommes, plusieurs éléments tendent à relativiser cette situation : (i) les ménages féminins de Moroni sont susceptibles d'avoir un plus faible bien-être que ceux qui sont gérés par un homme ; (ii) l'estimation économétrique montre que le sexe du chef de ménage ne semble pas influencer la probabilité de pauvreté ; (iii) la prise en compte des économies d'échelle dans le ménage suggère une plus grande vulnérabilité des ménages féminins, une appréciation renforcée par le test de dominance de deuxième ordre. A cela s'ajoute le fait que la vulnérabilité et l'exclusion sociale des femmes a une certaine ampleur dans la société comorienne, notamment en ce qui concerne l'accès à la terre et aux droits sociaux. Cette configuration du niveau de vie selon le genre du chef de ménage explique probablement les stratégies de survie mises en œuvre dans les ménages féminins. D'une part, les sources de revenus de ces derniers sont moins diversifiées – d'où une plus grande vulnérabilité. D'autre part, la structure des gains selon le genre est contrastée en fonction du segment du marché du travail auquel le chef de ménage a accès, et du milieu.

L'accès à l'éducation et à la santé représente un moyen important de réaliser les ajustements nécessaires afin d'éviter la dégradation du niveau de vie lors de changements de l'environnement. A cet égard, l'étude met en évidence, pour 1995-97, une intensité de la pauvreté générale – IPH-1 – correspondant à un taux de pauvreté de 49,1 pour cent dans chacune des dimensions considérées. Mais, la Grande Comore a un faible taux de pauvreté monétaire, et un taux modéré de déficit en termes de développement humain,

en partie lié à l'incidence de l'analphabétisme et du nonaccès à l'eau potable. Par contre, à Anjouan, la pauvreté monétaire et la pauvreté humaine sont simultanément élevées, tandis que Mohéli occupe une position médiane. Par ailleurs, une approche micro-multidimensionnelle de la pauvreté en termes de «capabilities», fondée sur des indices décomposables à la fois selon des sous-groupes et des attributs – habitat, environnement sanitaire et instruction du chef de ménage –, renforce la complémentarité des analyses non monétaire et monétaire de la pauvreté, et justifie une accentuation des politiques en faveur de l'accès aux services collectifs.

Aux Comores, l'ampleur et la dynamique prévisible de la pauvreté appellent l'élaboration d'un vaste programme de lutte contre la pauvreté. Les informations générées par la présente étude soulignent la nécessité de promouvoir une croissance économique intensive en travail, de renforcer le niveau du capital humain, d'instaurer des filets de sécurité efficaces et de favoriser l'intégration des femmes dans le processus de développement. Cependant, un tel programme de réformes – ne devant pas être trop optimiste, compte tenu des contraintes multiples qui prévalent dans cette économie insulaire – nécessite, simultanément, une consolidation et un approfondissement des connaissances quant au bien-être des ménages et des processus d'accès à l'emploi, la prise en considération de la relation entre la pauvreté et l'environnement, et un renforcement de la 'bonne' gouvernance.

8. Conclusion

En Afrique, alors que la distribution spatiale des activités et des opportunités économiques semble primordiale dans l'élaboration d'un cadre stratégique cohérent de lutte contre la pauvreté, l'incertitude des choix méthodologiques nécessaires à l'appréhension de la pauvreté, et l'insuffisante compréhension de ses déterminants, risquent de fragiliser l'efficacité du ciblage spatial des politiques en direction des groupes les plus démunis. Telle est la principale conclusion de cette recherche, fondée sur trois études de cas – Burkina Faso, Comores et Mauritanie.

En premier lieu, des hypothèses et méthodes alternatives de mesure de la pauvreté sont susceptibles d'infléchir, en partie, le mode d'intégration de la dimension spatiale dans les stratégies de lutte contre la pauvreté. A cet égard, la présente étude met en évidence trois éléments d'analyse.

Premièrement, le différentiel spatial de pauvreté et d'inégalité est substantiellement affecté par le type d'échelle d'équivalence adopté. Au Burkina Faso, une échelle d'équivalence EQ_1 , caractérisée par un paramètre d'échelle θ de 0,53 et un coût relatif des enfants de 0-4 ans γ de 0,6 – issus de l'estimation de la courbe d'Engel –, a un impact inégal selon le milieu et la région, comparativement à EQ_0 où $\theta=\gamma=1$. Ainsi, on observe, d'une part, une diminution de l'ampleur relative de la pauvreté rurale par rapport à la pauvreté urbaine – bien que cette dernière soit toujours beaucoup plus faible que la première –, et, d'autre part, une variation relative de la pauvreté selon les zones géographiques – par exemple, le Centre-Nord et le Nord ont à présent des ratios de pauvreté proches, respectivement, de 52,5 et 49,0 pour cent, alors qu'en l'absence d'économies d'échelle l'écart de pauvreté était de 10 points de pourcentage, environ, en faveur de la seconde région. En outre, l'étude montre que l'ampleur de la pauvreté rurale par rapport à la pauvreté urbaine est presque deux fois plus élevée lorsque le coefficient d'échelle θ passe de 0,2 à 1. De même, pour la plupart des régions et milieux, l'incidence relative de la pauvreté en termes de privation nationale n'est pas indépendante de θ – par exemple, lorsque θ croît, la pauvreté relative diminue pour le Nord, l'Ouest, les villes secondaires et Ouagadougou-Bobo-Dioulasso, alors que l'inverse prévaut pour le Centre-Nord et le Centre-Sud.

En même temps, l'évaluation des besoins des ménages par rapport à EQ_1 modifie quelque peu les caractéristiques de la pauvreté selon la démographie des groupes et les régions. Sauf dans les grandes villes, les ménages ayant beaucoup d'enfants ne sont pas nécessairement les plus pauvres,

contrairement à ce qui prévaut, quels que soient le milieu et les régions, lorsque les besoins sont exprimés par EQ_0 . De même, la prise en considération de EQ_1 accroît fortement l'incidence de la pauvreté dans les ménages composés de personnes âgées, surtout dans le Sud & Sud-Ouest et le Centre-Nord, tandis que l'on observe une inversion de la pauvreté des ménages selon le sexe du chef, les ménages féminins de n'importe quelle région ou agglomération urbaine étant plus pauvres que leurs homologues masculins. Ces conclusions sont affinées par la statistique η , testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté, et l'analyse de dominance de second ordre. Néanmoins, il est à souligner que, pour des raisons évidentes, l'impact des échelles d'équivalence sur le différentiel spatial de pauvreté est bien moindre dans les pays où la taille des ménages varie peu selon le milieu – Mauritanie.

Par ailleurs, à l'aide d'une décomposition de l'indice de Gini, la présente étude montre que l'accroissement de θ induit à la fois une augmentation de l'inégalité nationale – même s'il existe une valeur minimale du coefficient d'échelle au-delà de laquelle la variation de Gini change de signe –, et une élévation du poids de l'inégalité entre les secteurs rural et urbain dans l'explication de l'indice de Gini. Ce résultat, qui caractérise également chaque milieu – bien que, pour chacun des secteurs, la quasi-totalité de l'indice de Gini soit expliquée par l'inégalité intra-groupe –, est cohérent avec le rehaussement observé de la pauvreté rurale, comparative-ment à la pauvreté urbaine, et présente un certain intérêt pour la politique économique et l'analyse de la relation entre l'inégalité et la croissance économique.

Deuxièmement, la présente recherche met en évidence la crédibilité d'une analyse des états sociaux au Burkina Faso, à l'aide d'une approche multidimensionnelle de la pauvreté fondée sur trois besoins essentiels – habitat, environnement sanitaire et instruction –, censés exprimer les «capabilités» des ménages. En effet, deux conclusions principales émergent.

Tout d'abord, l'ampleur de la pauvreté en termes de besoins essentiels est la plus élevée en milieu rural, comparativement aux zones urbaines, en particulier dans la région du Nord. A cet égard, si le manque d'instruction du chef de ménage explique environ la moitié de la pauvreté nationale, il varie sensiblement selon les couples région-attribut. Ainsi, dans les zones urbaines, c'est essentiellement le déficit d'instruction du chef de ménage – notamment dans les ménages gérés par les femmes – qui est la composante essentielle de l'indice multidimensionnel. Or, en milieu rural, la situation est plus contrastée – déficits prononcés pour les trois attributs pour la région du Nord, mais manques importants d'instruction, et moyens par rapport à l'habitat et à l'environnement sanitaire pour la région de l'Ouest. De tels résultats, prévisibles dans le contexte du Burkina Faso, suggèrent des actions

différenciées en matière de lutte contre la pauvreté, modulées selon les zones, tant en ce qui concerne l'accès aux biens privés qu'aux services collectifs.

Ensuite, on constate une proximité de situations entre la structure monétaire de la pauvreté régionale et sa contre-partie non monétaire. D'une part, la cohérence spatiale observée entre les niveaux relatifs des ratios de pauvreté et des indices multidimensionnels, confère beaucoup de similitude entre les profils régionaux de pauvreté monétaire et de pauvreté en termes de «capabilités». D'autre part, les estimations économétriques montrent que, pour les divers besoins essentiels pris séparément, plus les écarts par rapport aux seuils de subsistance sont importants, plus le ratio et la profondeur de la pauvreté monétaire sont élevés, toutes choses égales par ailleurs. A cet égard, les effets marginaux sont les plus importants pour l'habitat et l'instruction. En outre, les valeurs prédites des indicateurs de pauvreté monétaire par les seules «capabilités» sont assez proches des valeurs constatées. Dans, ces conditions, la proximité des évaluations de la pauvreté par rapport aux «capabilités» et aux dépenses leur confère un caractère probablement plus complémentaire que substituable. Cette conclusion tend à renforcer l'intérêt des approches multidimensionnelles de la pauvreté, notamment par rapport à l'efficacité des politiques de lutte contre la pauvreté. La complémentarité des approches monétaire et non monétaire de la pauvreté confère probablement une marge de manoeuvre supplémentaire en termes de programmes d'action, surtout dans lorsqu'il s'agit d'affiner leur ciblage spatial.

Troisièmement, l'analyse de dominance stochastique de deuxième ordre, précisant les circonstances sous lesquelles les distributions des dépenses peuvent être ordonnées avec certitude en termes de pauvreté et d'inégalité, est susceptible de contribuer à rationaliser les programmes de lutte contre la pauvreté. En effet, il importe de classer les interventions de l'Etat par ordre de priorité, de manière à choisir celles qui sont susceptibles d'avoir le plus grand impact sur le bien-être. Dans cette optique, le test de dominance stochastique, relatif aux différences spatiales de pauvreté en Mauritanie, permet de formuler deux commentaires.

D'une part, alors que la pauvreté est, en moyenne, plus élevée en milieu rural que dans les zones urbaines, l'analyse de dominance de deuxième ordre – réalisée par rapport à une ligne de pauvreté de 40 402 ouguiyas par tête et par an – suggère une relative robustesse quant à l'homogénéité des faibles niveaux de vie selon trois groupes principaux, classés comme suit par ordre décroissant de pauvreté : (i) le secteur rural du Fleuve et du Sud & Sud-Est ; (ii) les zones urbaines du Fleuve et du Sud & Sud-Est, ainsi que le milieu rural du Centre-Nord ; (iii) Nouakchott et les villes du Centre-Nord. Cette conclusion est indépendante de la prise en compte d'un facteur d'échelle des ménages différent de l'unité.

D'autre part, l'ampleur de la pauvreté rurale et urbaine a régressé entre 1990 et 1996, résultat logique compte tenu de la progression du niveau de vie au cours de la première moitié des années 1990, et par ailleurs cohérent avec l'approche des élasticités. Cependant, entre ces deux dates, les mesures additives de la pauvreté ont davantage diminué en termes relatifs dans le secteur urbain, comparativement au secteur rural, alors que l'inverse prévaut en termes absolus. En outre, la structure régionale de la pauvreté est uniquement altérée en milieu rural. En effet, les autres zones rurales se sont appauvries, comparativement à la région du Fleuve, alors que l'importance relative de la pauvreté dans les villes secondaires est toujours la plus élevée par rapport à Nouakchott, la capitale. La robustesse de ces résultats tendrait à démontrer l'absence d'antagonisme entre les politiques d'ajustement et la réduction de la pauvreté et, en même temps, l'opportunité de focaliser les actions en direction du milieu rural afin de combattre le plus efficacement cette dernière.

En deuxième lieu, la recherche propose plusieurs contributions afin de mieux appréhender le profil et les déterminants de la pauvreté et de l'inégalité en Afrique. A cet égard, trois aspects analytiques sont présentés.

Premièrement, en Mauritanie, dans un contexte de croissance économique et de réduction de la pauvreté et des inégalités entre 1990 et 1996, les estimations économétriques tentent d'explicitier la dynamique de la pauvreté. Tout d'abord, les *déterminants du niveau de vie* mettent en évidence, tant dans le secteur rural que dans les villes, l'influence de l'instruction du chef de ménage sur la consommation par tête. Malgré tout, l'impact de l'éducation est plus élevé dans les agglomérations, et les rendements relatifs à l'instruction ont considérablement baissé entre 1990 et 1996, notamment pour l'enseignement supérieur. En même temps, si l'accès à l'emploi des chefs de ménage rehausse le niveau de vie des groupes, les politiques de stabilisation macro-économique et de réformes structurelles, engagées à partir de 1993, ont probablement influencé le fonctionnement du marché du travail. Dans le secteur rural, les gains relatifs en termes de consommation par tête des ménages des salariés protégés et des travailleurs indépendants non agricoles se sont amenuisés, tandis que le niveau de vie relatif des ménages agricoles et des salariés non protégés a été rehaussé. De même, dans le secteur urbain, alors que le taux d'emploi par ménage affectait positivement et significativement le niveau de vie des ménages en 1990 – contrairement au secteur rural –, cet effet s'est estompé en 1996. Dans ce contexte, l'effet de la localisation spatiale, qui a un impact sur le niveau de bien-être des ménages ruraux et urbains, est intéressant. Dans le secteur rural, entre 1990 et 1996, le différentiel régional de consommation par tête des ménages s'est inversé au profit de la région du Fleuve, tandis que, dans le milieu urbain, l'écart relatif de bien-être s'est accentué en faveur de la

capitale. L'analyse montre également que la démographie des ménages est un facteur important du niveau de vie, bien que dans le milieu urbain, deux différences apparaissent par rapport au secteur rural. D'une part, l'effet négatif du nombre d'enfants s'est accentué en 1996 par rapport à 1990. D'autre part, le poids des personnes de plus de 60 ans affecte systématiquement – et négativement – la consommation par tête des ménages.

Ensuite, s'agissant des *déterminants de l'évolution du niveau de vie*, la décomposition des écarts de consommation par tête des ménages montre que, dans les milieux rural et urbain, les écarts de niveau de vie entre 1990 et 1996 sont essentiellement dus au différentiel des rendements des caractéristiques des facteurs pris en compte, la part des écarts imputables aux changements des dotations étant quasi-inexistante. A cet égard, la localisation géographique et les changements quant aux rendements de certaines variables démographiques ont contribué à réduire la pauvreté entre 1990 et 1996, tant dans les zones rurales que dans le milieu urbain. Cependant, cet effet positif est largement annihilé par d'autres aspects de la démographie du ménage et de celui qui le dirige, notamment : (i) la diminution, quel que soit le milieu, des rendements du nombre d'adultes, accentuée et tempérée, respectivement, dans les secteurs urbain et rural, par l'effet taille des enfants ; (ii) la moindre réussite, en termes de consommation par tête, des ménages dont le chef est âgé et/ou marié ; (iii) l'effet négatif du rendement de l'instruction sur l'écart de niveau de vie entre 1990 et 1996, résultant probablement d'une moindre valorisation du diplôme par le marché, un phénomène qui n'est pas étranger à l'accroissement du chômage urbain en Mauritanie. De plus, bien que la contribution des rendements des taux d'emploi des ménages soit négative dans les zones urbaines, les rendements des travailleurs salariés non protégés contribuent positivement à l'écart de consommation par tête entre les deux dates, à la fois dans les campagnes et les villes. Dans la mesure où le niveau d'instruction des travailleurs précaires est bas, ce résultat pourrait expliquer, en partie, la contribution négative de l'instruction et la réduction des inégalités.

Enfin, la décomposition non-conditionnelle de l'indice de Gini au niveau national montre que l'inégalité de la consommation par tête des ménages s'explique essentiellement par la variation intra-groupe, c'est-à-dire l'inégalité qui prévaut au sein des zones rurale et urbaine. Toutefois, cette configuration de la structure de l'inégalité de la consommation par tête a sensiblement changé au cours de la période considérée. Ainsi, en Mauritanie, entre 1990 et 1996, la réduction de l'indice de Gini de 8,6 points s'est accompagnée d'une moindre disparité intra-sectorielle – rural-urbain – de la consommation par tête, d'une plus grande homogénéité des secteurs – diminution de l'indice de stratification – et d'une élévation des disparités inter-sectorielles, un schéma de développement qui pourrait s'éloigner du

processus de Kuznets. A cet égard, si la décomposition conditionnelle atténue l'ampleur de la variabilité inter-groupes, elle n'inverse pas la tendance précédente. Notons, néanmoins, qu'au sein des secteurs rural et urbain, la composante intra-groupe contribue à la quasi-totalité de l'inégalité, tant en 1990 qu'en 1996. Par ailleurs, les déterminants de l'inégalité conditionnelle inter-groupes de l'indice de Gini mettent en évidence des différences significatives entre les milieux : (i) forte influence de l'éducation et faible impact du niveau d'occupation dans les zones urbaines, comparativement au secteur rural ; (ii) relative stabilité des déterminants dans les campagnes entre 1990 et 1996, contrairement aux agglomérations où l'on observe une forte réduction de la contribution de l'éducation et de l'occupation du chef de ménage, et une élévation de l'impact de la localisation géographique.

Deuxièmement, la mise en évidence d'une relation étroite entre les envois de fonds, l'inégalité et la pauvreté au Burkina Faso justifie un renforcement des institutions sociales. En effet, dans ce pays, encore largement dépendant de l'émigration vers les pays voisins – permettant de contenir une croissance démographique rapide, tout en assurant au pays des ressources financières importantes –, le capital social – faculté des individus à percevoir des avantages de la participation à des réseaux sociaux ou d'autres structures sociales – influence, en partie, la disponibilité et le rendement des autres actifs.

A cet égard, l'étude montre que les transferts, notamment les envois de fonds, jouent un rôle de premier plan pour stabiliser ou rehausser le niveau de vie de maints ménages burkinabè. Ainsi, on observe que 40 à 50 pour cent des ménages ont une source de revenus émanant de transferts, et que ces derniers représentent près du cinquième des ressources de l'ensemble des ménages, une proportion qui s'élève à près de 50 pour cent lorsque seuls les groupes bénéficiant d'une redistribution sont pris en compte. Dans la mesure où ce sont surtout les agriculteurs de subsistance, les travailleurs familiaux, les inactifs et les chômeurs, notamment ceux qui sont à la tête de ménages féminins, qui bénéficient le plus des transferts en termes relatifs, le processus de redistribution semble avoir un rôle primordial dans les stratégies de survie des ménages burkinabè. En fait, la redistribution des gains est surtout l'expression de la mobilisation d'un capital social, les envois de fonds, nationaux et internationaux, représentant les trois quarts de l'ensemble des transferts et concernant près du tiers des ménages burkinabè – contre environ 10 pour cent des ménages pour les transferts institutionnels. Néanmoins, cette mobilisation du capital social recouvre plusieurs spécificités : (i) les envois de fonds prédominent dans le secteur rural, alors que dans les zones urbaines la redistribution est majoritairement le fait de transferts institutionnels ; (ii) une proportion plus élevée de ménages féminins bénéficient d'envois de

fonds, le poids relatif de ces derniers étant d'ailleurs proportionnellement plus accentué dans les villes, comparativement aux ménages masculins ; (iii) près de la moitié des envois de fonds proviennent de transferts internationaux, en particulier de Côte d'Ivoire, le poids de ces derniers prédominant dans les ménages dont le chef est agriculteur ou inactif, ceux qui résident dans le secteur rural – donc les plus pauvres – ou ceux ayant un homme à leur tête, alors que pour la plupart des autres groupes socio-économiques, surtout en milieu urbain, la redistribution est avant tout interne et en provenance du même milieu.

La décomposition des sources de revenus montre que, dans leur ensemble, les transferts – considérés comme exogènes – tendent à avoir un effet égalitaire sur les gains au Burkina Faso, bien que la redistribution institutionnelle soit très corrélée au revenu total, et que l'essentiel du coefficient de Gini provienne des revenus des ménages hors transferts. En fait, en milieu rural, les envois de fonds tendent à réduire l'inégalité des gains, surtout pour les plus pauvres, contrairement à ce qui prévaut dans les zones urbaines. Par ailleurs, les transferts institutionnels ont un poids relativement important dans l'explication du coefficient de Gini en milieu urbain, résultat cohérent avec le fait que plus de la moitié des transferts urbains ont une nature institutionnelle, en particulier pour les ménages non pauvres. Dans ce contexte, l'exercice de simulation – effet d'une variation marginale d'une source de revenus sur l'inégalité et le bien-être – indique que : (i) les revenus hors transferts rehaussent l'inégalité du revenu total, quel que soit le milieu, alors que les envois de fonds ont un effet opposé – surtout pour les transferts externes dans le secteur rural et les transferts internes dans les villes –, et que l'effet de la redistribution institutionnelle est mitigé ; (ii) si la variation de bien-être résulte, d'abord, des changements liés aux gains hors transferts, d'une part, l'augmentation des envois de fonds a un impact substantiel sur le bien-être des ménages ruraux – notamment lorsqu'ils proviennent de l'étranger au profit des ménages pauvres – et, d'autre part, dans les villes, l'incidence de la redistribution institutionnelle sur le bien-être est quasi-identique au poids des envois de fonds, ces derniers jouant un rôle assez limité lorsqu'ils émanent de l'étranger.

En fait, il apparaît plus opportun d'examiner l'impact des transferts privés relativement à la pauvreté, en considérant ces derniers comme des substituts potentiels des gains hors transferts des ménages. A cet égard, l'analyse économétrique, simulant le niveau de vie qu'auraient les ménages en l'absence d'envois de fonds, indique que l'impact des envois de fonds est de réduire l'incidence de la pauvreté rurale des ménages de 7,2 points de pourcentage, l'effet étant encore plus important pour les écarts de pauvreté. D'ailleurs, la mobilisation du capital social par le biais des envois de fonds,

internes et externes, permet d'atténuer sensiblement la pauvreté et l'inégalité des groupes les plus vulnérables du secteur rural : agriculteurs de subsistance, inactifs, travailleurs indépendants non agricoles, ménages gérés par une femme. S'agissant du milieu urbain, l'effet des envois de fonds est de réduire le ratio de pauvreté des ménages de 3,2 points de pourcentage. En réalité, la mobilisation du capital social des ménages urbains contribue à réduire la pauvreté des groupes socio-économiques traditionnellement les plus exposés – les chômeurs, les travailleurs indépendants et, dans une moindre mesure, les agriculteurs –, bien que la diminution des taux de pauvreté des ménages gérés par les femmes ne soit pas statistiquement significative, résultat à rapprocher du fait que les transferts privés en direction des ménages féminins urbains ont un poids relativement moins élevé que dans le secteur rural.

Ainsi, la présente recherche met en relief la contribution d'une forme de mobilisation du capital social via les envois de fonds internes et externes, quant à la réduction de l'inégalité et de la pauvreté rurale et urbaine au Burkina Faso. En fait, cette situation ne doit pas sous-estimer le poids des transferts en provenance de la Côte d'Ivoire, et, par conséquent, la double dépendance, à court terme, du niveau de vie des populations du Burkina Faso à l'égard de la transmission internationale de la conjoncture des pays voisins, et, à plus long terme, de la capacité d'accumulation du capital physique et humain vis à vis de ressources externes. A cet égard, la crise économique ivoirienne des années 1980 et du début de la décennie 1990 a considérablement ralenti le montant des transferts au Burkina Faso et, toutes choses égales par ailleurs, probablement influencé négativement le taux de pauvreté dans ce pays. Inversement, la disponibilité et le rendement des actifs physiques et humains, surtout en milieu rural, et, par conséquent, le niveau de vie des burkinabè, seraient vraisemblablement bien plus faibles que leur niveau actuel en l'absence des envois de fonds externes. Dans un contexte de lutte contre la pauvreté, de tels résultats devraient inciter les pouvoirs publics à faciliter, directement ou indirectement, la mobilisation de ce capital social.

Troisièmement, malgré la fécondité de l'analyse comparative, l'identification des contraintes locales spécifiques d'un pays donné est nécessaire pour élaborer un cadre stratégique cohérent de lutte contre la pauvreté. Dans cet esprit, la présente étude examine le cheminement du développement original des Comores en termes de pauvreté et de vulnérabilité, une économie insulaire encore axée sur les dotations en ressources et les transferts externes – fort courant d'émigration vers l'Europe et les îles voisines –, et soumise à de multiples contraintes – enclavement, ressources naturelles limitée, étroitesse du marché interne, précarité des infrastructures, faiblesse du capital humain, inadaptation des technologies, forte croissance de la population, et inefficacité du contexte institutionnel et

législatif –, contribuant à maintenir le clivage entre un secteur de subsistance, essentiellement agricole et peu productif, et un secteur tertiaire excessivement développé. Dans ce contexte, la recherche met en évidence plusieurs éléments d'analyse susceptibles de guider les interventions de l'Etat.

L'étude montre que près de la moitié des ménages comoriens avaient, en 1995, des ressources inférieures au seuil de subsistance – ancré par rapport aux besoins nutritionnels. Alors que la pauvreté nationale est expliquée à près de 70 pour cent par les ménages dont le chef est agriculteur, trois niveaux de privation peuvent être observés : (i) un premier groupe exhibe un taux de pauvreté parmi les ménages de 55 à moins de 65 pour cent, et englobe les agriculteurs de subsistance ; (ii) un deuxième groupe rassemble des ménages pour lesquels l'incidence de la pauvreté est située environ entre 40 et 45 pour cent : agriculteurs de rente-éleveurs, inactifs et indépendants non agricoles informels ; (iii) un troisième groupe, composé des salariés et des chômeurs, révèle un taux de pauvreté compris entre 25 et 35 pour cent. En outre, l'incidence de la pauvreté est plus élevée à Anjouan et à Mohéli – 50 à 60 pour cent des ménages – qu'en Grande Comore – un peu plus du tiers des ménages –, et ces écarts s'accompagnent d'importantes différences de ressources. En fait, près des trois quarts de l'incidence de la pauvreté nationale sont expliqués par la pauvreté rurale de Grande Comore et d'Anjouan.

L'ampleur de la pauvreté aux Comores en 1995 exige une analyse de son évolution. Alors que les élasticités de la pauvreté par rapport à la dépense par tête et à l'inégalité tendent à être plus élevées en Grande Comore qu'à Anjouan ou Mohéli, l'étude montre – en supposant que l'inégalité des dépenses demeure inchangée – qu'au cours de la période 1995-98, selon la mesure de la pauvreté retenue, cette dernière aurait augmenté annuellement au rythme de 3,5 à 4 pour cent – 3,2, 3,7 et 4,5 pour cent, respectivement, en Grande Comore, à Anjouan et à Mohéli. Sans aucun doute, la croissance économique par tête négative des années récentes a engendré une élévation de la pauvreté. En outre, les simulations indiquent que la réduction de la pauvreté sera probablement une tâche longue et difficile : la réduction de 50 pour cent de la pauvreté des ménages en 2015 implique un rythme annuel de création de richesses par habitant compris entre 2,1 et 2,5 pour cent.

Ces perspectives de progrès social incitent à examiner les déterminants de la pauvreté. Une approche fondée sur l'estimation d'un modèle logistique multinomial, montre que les ménages dont le chef est agriculteur ont les probabilités les plus élevées d'être localisés dans le quartile le plus bas de la distribution, sauf pour les agriculteurs de rente. Inversement, les ménages ayant à leur tête un salarié protégé ont environ deux à trois fois moins de chances d'appartenir au premier quartile de la distribution du bien-être, alors que la situation des indépendants non agricoles apparaît contrastée. Enfin, si

beaucoup d'inactifs et de chômeurs peuvent se retrouver parmi les plus pauvres, leur probabilité d'avoir un niveau de vie élevé est encore plus forte. L'ampleur des transferts sociaux pour ces deux groupes socio-économiques concourt à expliquer ce résultat. L'effet de l'instruction sur le niveau de vie apparaît nettement – surtout l'accès aux niveaux secondaire et supérieur –, tout comme la taille des ménages – un ménage de 10 individus a quatre fois plus de chance d'appartenir au premier quartile qu'au dernier segment de la distribution du niveau de vie. De la même manière, rehausser l'emploi productif par ménage est un moyen de réduction du bas niveau de vie. Par ailleurs, les ménages ont d'autant plus de chances d'être très pauvres qu'ils sont localisés à Anjouan et à Mohéli.

L'intégration de la dimension féminine dans le processus de transition économique constitue une stratégie opportune. En effet, bien qu'en termes de niveau de vie, la situation des femmes comoriennes ne soit pas, *a priori*, plus mauvaise que celle des hommes, plusieurs éléments tendent à relativiser cette situation : (i) les ménages féminins de Moroni sont susceptibles d'avoir un plus faible bien-être que ceux qui sont gérés par un homme ; (ii) l'estimation économétrique montre que le sexe du chef de ménage ne semble pas influencer la probabilité de pauvreté ; (iii) la prise en compte des économies d'échelle dans le ménage suggère une plus grande vulnérabilité des ménages féminins, une appréciation renforcée par le test de dominance de deuxième ordre. A cela s'ajoute le fait que la vulnérabilité et l'exclusion sociale des femmes a une certaine ampleur dans la société comorienne, notamment en ce qui concerne l'accès à la terre et aux droits sociaux. Cette configuration du niveau de vie selon le genre du chef de ménage explique probablement les stratégies de survie mises en œuvre dans les ménages féminins. D'une part, les sources de revenus de ces derniers sont moins diversifiées – d'où un plus grande vulnérabilité. D'autre part, la structure des gains selon le genre est contrastée en fonction du segment du marché du travail auquel le chef de ménage a accès, et du milieu.

L'accès à l'éducation et à la santé représente un moyen important de réaliser les ajustements nécessaires afin d'éviter la dégradation du niveau de vie lors de changements de l'environnement. A cet égard, l'étude met en évidence, pour 1995-97, une intensité de la pauvreté générale – IPH-1 – correspondant à un taux de pauvreté de 49,1 pour cent dans chacune des dimensions considérées. Mais, la Grande Comore a un faible taux de pauvreté monétaire, et un taux modéré de déficit en termes de développement humain, en partie lié à l'incidence de l'analphabétisme et du nonaccès à l'eau potable. Par contre, à Anjouan, la pauvreté monétaire et la pauvreté humaine sont simultanément élevées, tandis que Mohéli occupe une position médiane. Par ailleurs, une approche micro-multidimensionnelle de la pauvreté en termes de «capabilities», fondée sur des indices décomposables à la fois selon

des sous-groupes et des attributs – habitat, environnement sanitaire et instruction du chef de ménage –, renforce la complémentarité des analyses non monétaire et monétaire de la pauvreté, et justifie une accentuation des politiques en faveur de l'accès aux services collectifs.

Aux Comores, l'ampleur et la dynamique prévisible de la pauvreté appellent l'élaboration d'un vaste programme de lutte contre la pauvreté. Les informations générées par la présente étude soulignent la nécessité de promouvoir une croissance économique intensive en travail, de renforcer le niveau du capital humain, d'instaurer des filets de sécurité efficaces et de favoriser l'intégration des femmes dans le processus de développement. Cependant, un tel programme de réformes – ne devant pas être trop optimiste, compte tenu des contraintes multiples et spécifiques qui prévalent dans cette économie insulaire – nécessite, simultanément, une consolidation et un approfondissement des connaissances quant au bien-être des ménages et des processus d'accès à l'emploi, la prise en considération de la relation entre la pauvreté et l'environnement, et un renforcement de la 'bonne' gouvernance.

Références bibliographiques

- Adams, R.H. 1989. «Worker remittances and inequality in rural Egypt», *Economic development and cultural change*, vol. 38, n°1.
- Atkinson, A.B. 1987. «On the measurement of poverty», *Econometrica*, vol. 55, n°4.
- Azariadis, C. 1996. «The economics of poverty traps. Part one: complete markets», *Journal of economic growth*, n°1.
- Baker, J.L., Grosh, M.E. 1997. «Poverty reduction through geographic targeting: how well does it work?», *World development*, vol. 22, n°7.
- Banque mondiale 1990. *Rapport sur le développement dans le monde. La pauvreté*, Washington, Banque mondiale.
- . 1992. *Stratégie agricole de la République fédérale islamique des Comores*, Washington, Rapport Sepia international, août.
- . 1993a. *Comores. Note de stratégie économique pour une croissance durable et équitable*, Washington, Rapport n°12112-Com, septembre.
- . 1993b. *Poverty reduction handbook*, Washington, Banque mondiale.
- . 1994. *République fédérale islamique des Comores. Pauvreté et croissance dans une petite économie insulaire*, Washington, Rapport n°11788-Com, juillet.
- . 1996. *African development indicators 1996*, Washington, Banque mondiale.
- . 1997. *Comores. Note de stratégie économique pour une croissance durable et équitable*, Washington, Rapport n°12112-Com, septembre.
- . 1998. *World development indicators 1998*, Washington, Banque mondiale.
- . 1999a. *Poverty trends and voice of the poor*, Washington, décembre, Banque mondiale.
- . 1999b. *Rapport sur le développement dans le monde. Le savoir au service du développement*, Washington, Banque mondiale.
- . 1999c. *World development indicators 1999*, Washington, Banque mondiale.
- . 1999d. *Comoros at glance*, site internet : www.worldbank.org Washington, Banque mondiale.

- Barham, B., Boucher, S. 1998. «Migration, remittances, and inequality: estimating the net effects of migration on income distribution», *Journal of development economics*, vol. 55.
- Becker, G. S. 1960. «An economic analysis of fertility», dans l'ouvrage publié sous la direction du National bureau committee for economic research *Demographic and economic change in developed countries*, Princeton, Princeton University Press.
- . 1993. *Human capital. A theoretical and empirical analysis with special reference to education*, New York, National bureau of research, 3^{ème} édition.
- Bidani, B, Ravallion, M. 1994. «How robust is a poverty profile?», *The world bank economic review*, vol.8, n°1.
- Bigman, D., Dercon, S., Guillaume, D., Lambotte, M. 1999. *Community targeting for poverty reduction in Burkina Faso*, Louvain, mimeo, Université Catholique de Louvain.
- Bit, 1988. *Recommandations internationales en vigueur sur les statistiques du travail*, Genève.
- Bourhane, M., Cheikh, S. 1997. *Rapport de l'enquête qualitative sur la pauvreté aux Comores*, Moroni, Pnud.
- Bourguignon, F., Ferreira, F, Lustig, N. 1998. *The microeconomics of income distribution dynamics in East Asia and Latin America*, Washington, World Bank research proposal, Banque mondiale.
- Cad/Ocde 1996. *Shaping the 21th Century*, Paris, Ocde.
- Canagarajah, S., Mazumdar, D., Ye, X. 1998. *The structure and determinants of inequality and poverty reduction in Ghana, 1988-92*, Washington, mimeo, Banque mondiale.
- Chakravarty, S.R.1983. «A new index of poverty», *Mathematical social sciences*, n°6.
- Chakravarty, S.R.1997. «On Shorrocks' reinvestigation of the Sen poverty index», *Econometrica*, n°65, n°2.
- Charckravarty, S.R., Mukherjee, D., Ranade, R.R. 1997. *On the family of subgroups and factor decomposable measures of multidimensional poverty*, Bordeaux, Séminaire de l'URA, Université Montesquieu - Bordeaux IV.
- Chenery, H., Ahluwalia, M.S., Bell, C.L.G., Duloy, J.H., Jolly, R. 1974. *Redistribution with growth*, Oxford, Oxford University Press.
- Citro, C.F., Michael, R.T. 1995. *Measuring poverty: a new approach*, Washington, National Academic Press.
- Clark, S.R., Hemming, R., Ulph, D. 1981. «On indices for poverty measurement», *Economic journal*, n°57.
- Coulombe, H., McKay, A. 1996. «Modeling determinants of poverty in Mauritania», *World development*, vol. 34, n°6.

- Coulter, F., Cowell, F. Jenkins, S. 1992a. «Differences in needs and assessment of income distributions», *Bulletin of economic research*, n°44.
- . 1992b. «Equivalence scales relativities and the extent of inequality and poverty», *Economic journal*, n°89.
- Davidson, R., MacKinnon, J. 1981. «Several tests for model specification in the presence of multiple alternatives», *Econometrica*, vol.49, n°2.
- Davidson, R, Duclos, J.-Y. 1998. *Statistical inference for stochastic dominance and for the measurement of poverty and inequality*, Laval, Department of economics-CREFA, Canada.
- Deaton, A. 1997. *The analysis of household surveys*, Baltimore, The Johns Hopkins University Press.
- . 1999. *Frontiers of poverty measurement in economics. Talking points*, Princeton, paper prepared for the consultation on «Values, norms and poverty», Johannesburg, 13-14 janvier, Research program in development economics, Princeton university.
- Deininger, K., Squire, L. 1998. «New way of looking at old issues: inequality and growth», *Journal of development economics*, vol.57.
- Diamond, C.A., Simon, C.J., Warner, J.T. 1990. «A multinomial probability model of size income distribution», *Journal of Econometrics*, n°43.
- Dreze, J., Srinivasan, P.V. 1996. *Poverty in India: Regional estimates 1987-8*, Londres, Dep n°70, The development economics research programme, London school of economics and political science.
- Duclos, J.-Y., Mercadier-Prats, M. 1996. *Households needs and poverty : with application to Spain and the UK*, Laval, mimeo, Université de Laval, Canada
- Economist intelligence unit, 1999. *Country report. Comoros 4th quarter 1998*, www.eiu.com.
- Fao 1992. *Les besoins énergétiques de l'homme. Manuel à l'usage des planificateurs et des nutritionnistes*, Paris, Economica.
- . 1995. *Gestion des programmes d'alimentation des collectivités*, Rome, Etudes Fao alimentation et nutrition 23, Fao.
- Ferreira, H.G., Paes de Barros, R. 1999. *The slippery slope: explaining the income in extreme poverty in urban Brazil, 1976-96*, Washington, mimeo, Banque mondiale.
- Foster, J.E., Greer, J., Thorbecke, E. 1984. «A class of decomposable poverty measure», *Econometrica*, vol. 52, n°4.
- Foster, J.E., Shorrocks, A.F. 1988a. «Poverty orderings», *Econometrica*, n°56, n°1.
- . 1988b. «Poverty orderings and welfare dominance», *Social choice and welfare*, n°5.

- . 1991. «Subgroup consistent poverty indices», *Econometrica*, vol. 59, n°3.
- Grootaert, C. 1993. *The evolution of welfare and poverty under structural change and economic recession in Côte d'Ivoire, 1985-88*, Washington, working papers poverty analysis and policy, Banque mondiale.
- Grootaert, C. 1999. *Social capital, household welfare and poverty in Indonesia*, Washington, mimeo, Banque mondiale.
- Grootaert, C., Kanbur, R. 1995. «The lucky few amidst economic decline: distributional change in Côte d'Ivoire as seen through panel data sets, 1985-88», *Journal of development studies*, vol.31, n°4.
- Harvey, A. 1976. «Estimating regression models with multiplicative heteroskedasticity», *Econometrica*, vol. 44, n°2.
- Henninger, N. 1998. *Mapping and geographic analysis of human welfare and poverty. Review and assessment*, Washington, World Resources Institute, avril.
- Hirschman, A.O. 1958. *The strategy of economic development*, New Haven, The University Press.
- Hoddinott, J. 1994. «A model of migration and remittances applied to western Kenya», *Oxford economic papers*, vol. 46.
- Houmadi, A., Nailane, M. 1996. *Enquête exploratoire budget-consommation de août 1995*, Moroni, République fédérale islamique des Comores, Direction de la statistique.
- Houmadi, A. 1999. *Les institutions du marché du travail aux Comores*, Moroni, miméo, Pnud.
- Iils (G.Rodgers ed.) 1995. *New approaches to poverty: Analysis and policy I, II & III. The poverty agenda and the Ilo. Issues for research and action*, Genève, Institut international d'études sociales.
- Ilo 1972. *Employment, incomes and equality: a strategy for increasing productive employment in Kenya*, Genève.
- Ilo 1976. *Employment, growth and basic needs: a one-world problem; the "international basic needs strategy" against chronic poverty, and the decisions of the 1976 World Employment Conference*, New York, Praeger.
- Institut national de la statistique 1996. *Profil de pauvreté en Côte d'Ivoire, 1993 et 1995*, Abidjan, document de travail, Institut national de la statistique.
- Institut national de la statistique et de la démographie 1994. *Enquête prioritaire. Manuel de l'enquêteur*, Ouagadougou, Institut national de la statistique et de la démographie.
- . 1996a. *Analyse des résultats de l'enquête prioritaire sur les conditions de vie des ménages*, Ouagadougou, février, Institut national de la statistique et de la démographie.

- . 1996b. *Le profil de pauvreté au Burkina Faso*, Ouagadougou, février, Institut national de la statistique et de la démographie.
- Jalan, J, Ravallion, M, 1997. *Spatial poverty traps?* Washington, Policy research working papers 1862, Banque mondiale.
- Jalan, J, Ravallion, M, 1998. «Transcient poverty in postreform rural China», *Journal of comparative economics*, vol. 26.
- Jenkins, S.P., Lambert, P.J. 1997. «Three 'I's of poverty curves with an analysis of UK poverty trends», *Oxford economic papers*, vol.49.
- . 1998a. «Three 'I's of poverty curves and poverty dominance: TIPs for poverty analysis», *Research on Economic Inequality*, vol.8.
- . 1998b. «Ranking poverty gap distributions: further TIPs for poverty analysis», *Research on economic inequality*, vol.8.
- Johnson, D.T. 1988. «The measurement of poverty in Australia: 1981-82 and 1985-86», *Australian economic review*, 3^{ème} trimestre.
- Juhn, C., Murphy, K. Pierce, B. 1993. «Wage inequality and the rise in returns to skill», *Journal of political economy*, vol. 101, n°3.
- Kakawani, N. 1990. *Testing for significance of poverty differences, with application to Côte d'Ivoire*, Washington, Lsms working papers n°62, Banque mondiale.
- . 1993. «Poverty and economic growth with application to Côte d'Ivoire», *Review of income and wealth*, serie 39, n°2, juin.
- Kakwani, N., Subbarao, K. 1992. «Rural poverty and its alleviation in India: a discussion», *Economic and political weekly*, mars.
- Lachaud, J.-P. 1994a. *Pauvreté et marché du travail urbain en Afrique subsaharienne : analyse comparative*, Genève, Institut international d'études sociales.
- . 1994b. *The labour market in Africa*, Research series 102, Genève, Institut international d'études sociales.
- . 1995a. «Marché du travail et exclusion sociale dans les capitales d'Afrique francophone : quelques éléments d'analyse», *Revue Tiers-Monde*, t.XXXVI, n° 142, avril-juin.
- . 1995b. *Le secteur informel et l'informalisation du travail en Afrique subsaharienne : rhétorique et réalités*, Bordeaux, document de travail n°5, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- . 1997a. *Pauvreté, vulnérabilité et marché du travail au Burkina Faso*, Bordeaux, série de recherche n°2, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.

- 1997b. *Les femmes et le marché du travail en Afrique subsaharienne*, Paris, l'Harmattan, Etudes africaines.
- 1997c. *La pauvreté en Mauritanie*, Nouakchott, Programme des nations unies pour le développement.
- 1997d. *Croissance économique, pauvreté, et inégalité des revenus en Afrique subsaharienne*, Bordeaux, document de travail n°11, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- 1997e. *Pauvreté, dimension des ménages et genre au Burkina Faso*, Bordeaux, document de travail n°17, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- 1998a. *Pauvreté et choix méthodologiques : le cas de la Mauritanie*, Bordeaux, document de travail n°22, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- 1998b. *Inégalité intra-ménage et genre au Burkina Faso*, Bordeaux, document de travail n°27, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- 1998c. *Gains féminins, allocation des biens et statut nutritionnel des enfants au Burkina Faso*, Bordeaux, document de travail n°28, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- 1998d. *Modélisation des déterminants de la pauvreté et marché du travail en Afrique : le cas Burkina Faso*, Bordeaux, document de travail n°32, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement (à paraître dans *Recherches Economiques de Louvain*).
- 1999a. *Pauvreté, ménages et genre en Afrique subsaharienne. Nouvelles dimensions analytiques*, Bordeaux, série de recherche n°3, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- 1999b. *Les différences spatiales de pauvreté en Mauritanie : un test de dominance*, Bordeaux, document de travail n°35, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- 1999c. *Le différentiel spatial de pauvreté au Burkina Faso : «capabilities» versus dépenses*, Bordeaux, document de travail n°36, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement (à paraître : *Revue Africaine des sciences économiques et de gestion* des Presses universitaires de Yaoundé— vol.1, n°2, 2000).
- 1999d. *Envois de fonds, inégalité et pauvreté au Burkina Faso*, Bordeaux, document de travail n°40, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- 2000a. *La pauvreté aux Comores : concepts, mesure et analyse*, Moroni, Pnud/Ilo.

- .2000b. *Les déterminants de la réduction de l'inégalité et de la pauvreté en Mauritanie : une approche micro-économique*, Bordeaux, document de travail n°44, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- .2000c. *Echelles d'équivalence et différentiel de pauvreté et d'inégalité au Burkina Faso*, Bordeaux, document de travail n°46, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- Lanjouw, P., Ravallion, M. 1995. «Poverty and household size», *The Economic Journal*, vol.105, novembre.
- Lanjouw, P., Milanovic, B., Paternostro, S. 1998. *Poverty and economic transition: How do changes in economies of scale affect poverty rates of different households?*, Washington, mimeo, Banque mondiale.
- Leibenstein, H. 1957. *Economic backwardness and economic growth. Studies in the theory of economic development*, New York, Wiley.
- Leibbrandt, M.V., Woolard, C.D., Woolard, I.D. 1996. *The contribution of income components to income inequality in South Africa*, Washington, Lsms working papers n°125, Banque mondiale.
- Lerman, R.I., Yitzhaki, S. 1984. «A note on the calculation and interpretation of the Gini index», *Economic letters*, n°15.
- Lewis, W. A. 1955. *The theory of economic growth*, Londres, Allen & Unwin.
- Li, H., Squire, L., Zou, H. 1998. «Explaining international and intertemporal variations in income inequality», *The economic journal*, n°108.
- Lipton, M. 1980. «Migration from rural areas of poor countries: the impact of rural productivity and income distribution», *World development*, vol.8, n°1.
- Lisk, F., Werneke, D. 1976. *Alternatives development strategies and basic needs*, Genève, Wep 2-32/Wp 1, Bureau international du travail.
- McKay, A., Houeibib, C.A.O 1992. *Profil de pauvreté en Mauritanie I*, Nouackchott, Ministère du plan, Février.
- Milanovic, B. 1999. *True world income distribution, 1988 and 1993: first calculation based on household survey alone*, Washington, mimeo, Banque mondiale.
- Ministère de l'économie et du plan, Gtz 1995. *Instrument automatisé de prévision. Manuel d'utilisation et note méthodologique*, Ouagadougou, mars, Burkina Faso.
- Mondoha, K.A., Shoemaker, J., Barrère, M. 1997. *Enquête démographique et de santé aux Comores 1996*, Moroni, Centre national de documentation et de recherche scientifique, mars.
- Mondoha, K.A. 1999. *Le secteur de la santé aux Comores*, Moroni, miméo, Pnud.

- Montgomery, M., Kouamé, Oliver, R. 1995. *The tradeoff between number of children and child schooling*, Washington, Lsms working papers n° 112, Banque mondiale.
- Mookherjee, D., Shorrocks, A.F. 1982. «Decomposition analysis of the trend of UK income inequality», *The economic journal*, vol. 92.
- Moser, C.O.N. 1996. *Confronting crisis. A comparative study of household responses to poverty and vulnerability in four poor urban communities*, Washington, ESD, n°8.
- Mroudjaj, S.I.M., Blanchy, S. 1989. *Le statut et la situation de la femme aux Comores, Moroni, Pnud, mars*.
- Nailande, M. 1999. *Etat des lieux du système éducatif comorien*, Moroni, miméo, Pnud.
- Nakosteen, R.A., Zimmer, M. 1980. «Migration and income: the question of self-selection», *Southern economic journal*, vol.46.
- Narayan, D., Pritchett, L. 1999. «Cents and sociability: Household income and social capital in rural Tanzania», *Economic développement and cultural change*, vol. 47, n°4.
- Nurkse, R. 1953. *Problems of capital formation in underdeveloped countries*, Oxford, Blackwell.
- Oaxaca, R. Ramsom, M.R. 1994. «On the discrimination and the decomposition of wage differentials», *Journal of econometrics*, vol.61, n°1.
- Oberai, A.S., Sing, H.K.M. 1980. «Migration, remittances, and rural development: findings of the case study in the Indian Punjab», *Revue internationale du travail*, vol.119.
- Ons 1997. *Profil de pauvreté en Mauritanie 1996*, Nouackchott, volume I, Ministère du plan, Mai.
- Pnud, 1994. *Rapport mondial sur le développement humain 1993*, Paris, Economica.
- . 1997. *Rapport mondial sur le développement humain 1997*, Paris, Economica.
- . 1998a. *Comores. Rapport 1997 coopération au développement*, Moroni, Pnud, novembre.
- . 1998b. *Rapport mondial sur le développement humain 1998*, Paris, Economica.
- . 1999. *Rapport mondial sur le développement humain 1999*, Bruxelles, De Boeck université.
- Pnud-Rfic, 1997. *Comores. Développement humain et élimination de la pauvreté. Eléments pour une stratégie nationale*, Paris, Editions Frison-Roche.
- Pudney, S. 1999. «On some statistical methods for modelling the incidence of poverty», *Oxford bulletin of economics and statistics*, vol. 61, n°3.
- Quirk, J.P., Saposnik, R. 1962. «Admissibility and measurable utility functions», *Review of economic studies*, vol. 29.

- Ravallion, M. 1992. *Poverty comparisons. A guide to concepts and methods*, Washington, Lsms, working papers n°88, Banque mondiale.
- . 1996. «Issues in measuring and modeling poverty», *The Economic Journal*, n°108, septembre.
- . 1998a. «Poor areas», dans l'ouvrage publié sous la direction de D.Giles, A.Ullah, *The handbook of applied economic statistics*, New York, Marcel Dekkar.
- . 1998b. *Poverty in theory and practice*, Washington, Lsms working papers n°133, Banque mondiale.
- Ravallion, M., Jyotsna, J. 1996. «Growth divergence due to spatial externalities», *Economic letters*, vol.53, n°2.
- Ravallion, M., Chen, S. 1999. «When economic reform is faster then statistical reform: measuring and explaining income inequality in rural China», *Oxford bulletin of economics and statistics*, vol. 61, n°1.
- Ravallion, M., Datt, G. 1991. *Growth and redistribution components of changes in poverty measures. A decomposition with applications to Brazil and India in the 1990s*, Washington, Lsms working papers n°83, Banque mondiale.
- Reis, A. D., Paes de Barros, R. 1991. «Wage inequality and the determinants of education. A study of the evolution of regional differences in inequality in metropolitan Brazil», *Journal of development economics*, vol. 36.
- Reimers, C. 1983. «Labour market discrimination against hispanic and black men», *Review of economics and statistics*, n°65.
- République islamique de Mauritanie 1996. *Document-cadre de politique économique 1996-98*, Nouakchott.
- République fédérale islamique des Comores 1993. *Principaux résultats du recensement général de la population et de l'habitat de 1991*, Moroni, septembre.
- . 1995a. *Document cadre de politique économique, 1995-98, Facilité d'ajustement structurel renforcée*, Moroni, 21 mars.
- . 1995b. *Manuel de l'enquêteur*, Moroni, Direction de la statistique.
- Rodgers, G. 1986. «Labour markets, labour processes and economic development», *Labour and society*, vol. 11, n°2, mai.
- Rodgers, G., Gore, C., J.B.Figueiredo 1995. *Social exclusion: rhetoric, reality, responses*, Genève, Institut international d'études sociales.
- Ruggeri-Laderchi 1997. «Poverty and its many dimensions: the role of the income as an indicator», *Oxford development studies*, vol.25, n°3.

- Schafgans, M. 1991. «Fertility determinants in Peru: a quantity-quality analysis», dans l'ouvrage publié sous la direction de Herz, B.K., Khandker, S.R., *Women's work education, and family welfare in Peru*, Banque mondiale, Discussion papers 116, Whashington.
- Schechtman, E., Yitzhaki, S. 1999. «On the proper bounds of the Gini correlation», *Economics letters*, n°63.
- Schultz, T.W. 1961. «Investment in capital human», *American economic review*, vol.51.
- Sen, A. 1976. «Poverty: an ordinal approach to measurement», *Econometrica*, vol. 44, n°2.
- . 1981. *Poverty and famines. An essay on entitlement and deprivation*. Oxford, Clarendon Press.
- . 1985. *Commodities and capabilities*. Amsterdam, North-Holland.
- . 1987. *The standard of living*. Amsterdam, North-Holland.
- . 1992. *Inequality reexamined*. Oxford, Clarendon Press.
- Shorrocks, A.F. 1983. «Ranking income distributions», *Economica*, vol.50, n°5.
- . 1995. «Revisiting the Sen poverty index», *Econometrica*, vol.63, n°5.
- Sinane, A.M. 1998. *Approcher la pauvreté aux Comores : quelles possibilités ?* Paris, Journées des économistes de l'Orstom, mimeo, Orstom.
- . 1999. *Analyse de l'économie des Comores*, Moroni, mimeo, Pnud.
- Singh, I. Squire, L., Strauss, J. 1986. «An overview of agricultural household models. The basic model: theory, empirical results, and policy conclusions », dans l'ouvrage publié sous la direction de Singh, I. Squire, L., Strauss, J. : *Agricultural household models. Extensions, applications and policy*, Washington, Banque mondiale & Johns Hopkins University Press.
- Spencer, B.D., Fisher, S. 1992. «On comparing distribution of poverty gaps», *The Indian journal of statistics*, vol.54, Series B.
- Stark, O. 1988. «Migration, remittances, and inequality: a sensitivity analysis using the extended Gini index», *Journal of development economic*, vol.28.
- Stark, O.J., Taylor, J., Yitzhaki, S. 1986. «Remittances and inequality», *Economic journal*, n°96.
- Szekely, M., Lustig, N., Meija, J.M., Cumpa, M. 1999. *How many poor people in Latin America are really poor ?* Washington, mimeo, Inter-American Development Bank.
- Taylor, J.E. 1992. «Remittances and inequality reconsidered: direct, indirect, and intertemporal effects», *Journal of policy modeling*, vol.14, n°2.

- Thomas, V. 1980. «Spatial differences of poverty. The case of Peru», *Journal of development economics*, vol.7
- Tsui, K. 1994. Multidimensional poverty indices, Hong Kong, mimeo, Chinese University of Hong Kong.
- Watts, H.W. 1968. «An economic definition of poverty», dans l'ouvrage publié sous la direction de Moynihan, D.P., *On understanding poverty*, New York, Basic books.
- Wodon, Q.T. 1999a. *Micro determinants of consumption, poverty, growth, and inequality in Bangladesh*, Washington, mimeo, Banque mondiale.
- Wodon, Q.T. 1999b. *Between groups inequality and targeted transfers*, Washington, mimeo, Banque mondiale.
- Yitzhaki, S., Lerman, R.I. 1991. «Income stratification and income inequality», *Review of income and wealth*, Series 37, n°3.
- Zavoina, R., McElvey, W. 1975. «A statistical model for analysis of ordinal level dependant variables», *Journal of Mathematical Sociology*, été.
- Zheng, B. 1997. «A survey of aggregate poverty measures», *Journal of economic surveys*, vol.11.

Annexes

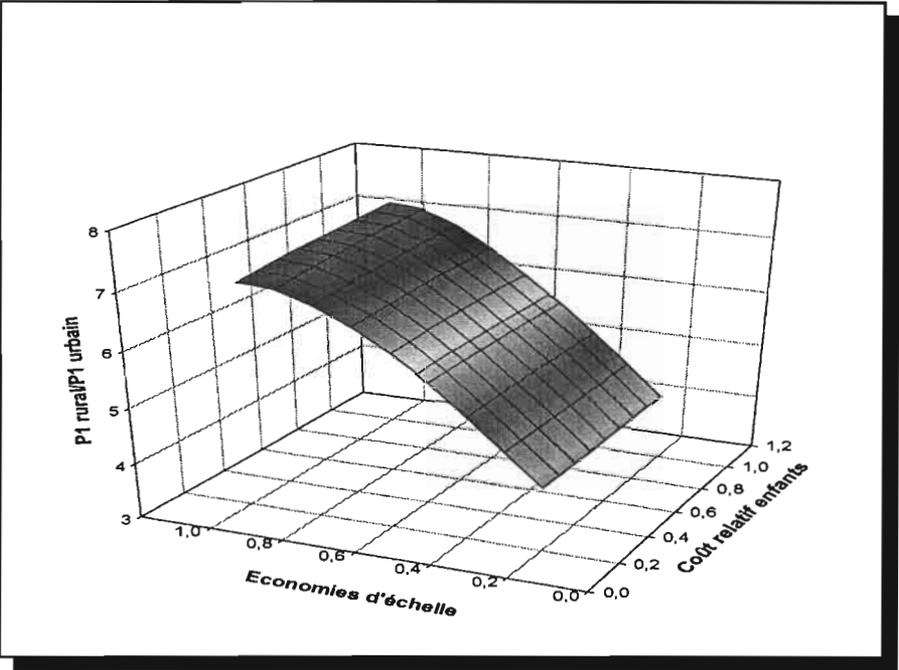


Figure 2A.2 : Evolution des rapports des écarts de pauvreté entre les milieux rural et urbain selon θ et γ - Burkina Faso 1994-95

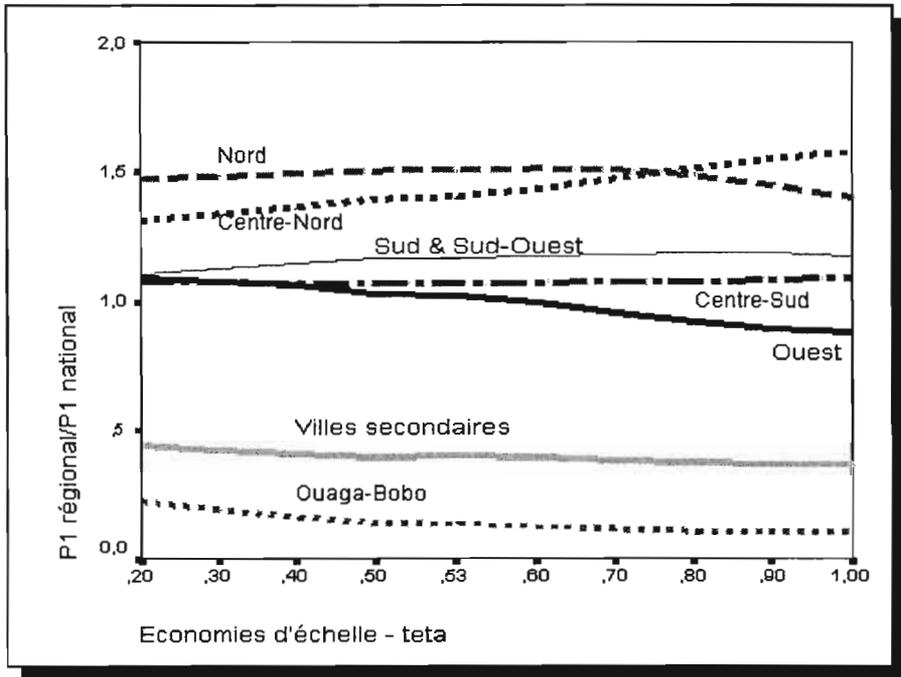


Figure 3A.2 : Evolution des rapports des écarts de pauvreté par rapport à la moyenne nationale selon les milieux et les régions en fonction de $\theta - \gamma = 0,6$ - Burkina Faso 1994-95

Tableau A1.3 : Coefficients de régression des estimations probit et tobit des déterminants du ratio et de la profondeur de pauvreté des ménages – e = 0,5 ; chefs de ménage 10 ans et plus – Burkina Faso 1994-95¹

Paramètres	Probit : ratio de pauvreté PO & e = 0,5 ¹ Tobit : écart de pauvreté P1 & e = 0,5 ^a											
	Biens essentiels			Biens essentiels & autres paramètres			Biens essentiels			Biens essentiels & autres paramètres		
	β	t ²	Effets marginaux	β	t ²	Effets marginaux	β	t ²	Effets marginaux	β	t ²	Effets marginaux
Constante	-4,956	-14,952*	-0,533*	-5,893	-11,178*	-1,184*	-0,573	-24,887*	-0,172*	-1,095	-15,893*	-0,325*
Biens essentiels²												
Habitat	8,035	14,222*	0,867*	3,849	11,790*	0,773*	1,072	22,427*	0,321*	0,819	18,788*	0,243*
Environnement sanitaire	1,488	3,948*	0,160*	0,397	1,745**	0,079**	0,141	3,423*	0,042*	0,033	0,801	0,010
Instruction-formation	7,828	10,497*	0,842*	2,486	6,640*	0,499*	0,899	14,498*	0,269*	0,489	7,784*	0,145*
Démographie												
Age du chef de ménage	-	-	-	0,009	4,664*	0,002*	-	-	-	0,002	4,446*	0,001*
Sexe du chef de ménage ⁴	-	-	-	-0,147	-1,580	-0,030	-	-	-	-0,011	-0,577	-0,003
Taille du ménage	-	-	-	0,109	11,514*	0,022*	-	-	-	0,016	18,740*	0,005*
Statut marché du travail⁵												
Salarié non protégé	-	-	-	1,619	3,668*	0,325*	-	-	-	0,228	3,129*	0,068*
Ind. non agricole évolutif	-	-	-	-1,126	-1,223	-0,226	-	-	-	-0,120	-0,839	-0,036
Ind. non agricole involutif	-	-	-	1,863	4,619*	0,374*	-	-	-	0,283	4,387*	0,084*
Agriculture progressive	-	-	-	2,912	6,877*	0,585*	-	-	-	0,528	8,230*	0,156*
Agriculture de subsistance	-	-	-	3,133	7,447*	0,629*	-	-	-	0,577	9,284*	0,171*
Elevage	-	-	-	2,570	6,136*	0,517*	-	-	-	0,449	6,905*	0,133*
Chômeur	-	-	-	2,455	5,244*	0,493*	-	-	-	0,448	6,076*	0,133*
Autre actif	-	-	-	2,970	6,001*	0,597*	-	-	-	0,479	5,959*	0,142*
Inactif	-	-	-	2,858	6,677*	0,574*	-	-	-	0,517	8,046*	0,153*
σ	-	-	-	-	-	-	0,257	27,545*	-	0,348	23,895*	-
Log de vraisemblance				-4515,991			-4200,082			-3817,715		-3426,722
χ ² (sig) ⁶				1809,405 (0,000)			2441,223 (0,000)			1460,803 (0,000)		2442,789 (0,000)
% de cas biens classés				70,7			73,3			-		-
ZM ⁷				0,819			0,786			-		-
N pondéré				8596			8596			8596		8596

(1) La variable dépendante est égale à 1 si le ménage est pauvre et 0 dans le cas contraire. Pour les différents paramètres des besoins essentiels, les ratios de pauvreté sont calculés selon l'équation [2] avec e = 0,5. Le test du multiplicateur de Lagrange montre que le modèle ne rejette pas l'hypothèse d'hétéroscédasticité, celle-ci étant prise en compte de façon multiplicative par rapport au log de la dimension du ménage t, soit $\epsilon_i \sim N\{0, [\exp(\gamma' \log t_i)]^2\}$; (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type; (3) Voir le tableau 1 pour les spécifications; (4) Homme; (5) Base = salarié protégé; (6) Il s'agit du test du rapport de vraisemblance calculé selon : $LR=2(L_1-L_0)$, si L_1 est le log de vraisemblance du modèle sans contrainte et L_0 le log de vraisemblance du modèle contraint (tous les coefficients sont égaux à 0, sauf la constante). Il suit une loi du χ² avec des degrés de liberté égaux au nombre de contraintes – (2n-1) et (n-1), respectivement, pour le modèle multinomial et le modèle binaire (n=nombre de paramètres); (7) Pseudo-R² de Zavoïna et McKelvey [1975]; (8) La variable dépendante, mesurant les écarts de pauvreté, est égale à 0 si le ménage est n'est pas pauvre et inférieure à 1 dans le cas contraire. Pour les différents paramètres des besoins essentiels, les ratios de pauvreté sont calculés selon l'équation [2] avec e = 0,5. Le test du multiplicateur de Lagrange montre que le modèle ne rejette pas l'hypothèse d'hétéroscédasticité, celle-ci étant prise en compte de façon multiplicative par rapport au log de la dimension du ménage t, soit $\epsilon_i \sim N\{0, [\exp(\gamma' \log t_i)]^2\}$.

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

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée.

Tableau A1.4 : Estimation de la statistique η testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté de deux échantillons inhérents aux régions et milieu selon les indices FGT($\alpha \leq 2$) – Mauritanie 1995-96¹

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

(1) Une étoile (*) signifie que les écarts de pauvreté sont significatifs à 5 pour cent. Les valeurs de η pour les échantillons n_1 et n_2 et les mesures P^* et P^* , de la pauvreté sont calculées selon :

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

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

Tableau A2.4 : Ecart de pauvreté normalisé des ménages, FGT(1) – élasticité-taille = 1 – selon les régions et le milieu pour différentes lignes de pauvreté – Mauritanie 1995-96

Région	Région & milieu										Total	
	Para- mètre	Nouak- chott	Nouak- chott n. pré- caire ²	Nouak- chott pré- caire ²	Urbain Cen- tre- Nord	Urbain Sud- Est	Urbain Fleuve	Rural Cen- tre- Nord ³	Rural Sud- Est ⁴	Rural Fleuve ⁵		Total urbain
Lignes de pauvreté¹												
15 000	0,0003	0,0000	0,0014	0,0000	0,0003	0,0006	0,0046	0,0138	0,0168	0,0003	0,0143	0,0081
	(0,0003)	(0,0000)	(0,0018)	(0,0000)	(0,0008)	(0,0006)	(0,0029)	(0,0028)	(0,0024)	(0,0002)	(0,0017)	(0,0009)
20 000	0,0004	0,0000	0,0018	0,0000	0,0009	0,0009	0,0084	0,0344	0,0340	0,0010	0,0313	0,0179
	(0,0005)	(0,0000)	(0,0024)	(0,0000)	(0,0014)	(0,0035)	(0,0041)	(0,0041)	(0,0037)	(0,0004)	(0,0025)	(0,0015)
25 000	0,0006	0,0002	0,0021	0,0000	0,0054	0,0153	0,0164	0,0583	0,0556	0,0024	0,0523	0,0303
	(0,0006)	(0,0002)	(0,0027)	(0,0000)	(0,0029)	(0,0058)	(0,0056)	(0,0055)	(0,0048)	(0,0007)	(0,0033)	(0,0019)
30 000	0,0010	0,0006	0,0026	0,0003	0,0127	0,0299	0,0260	0,0898	0,0816	0,0048	0,0786	0,0460
	(0,0007)	(0,0005)	(0,0030)	(0,0003)	(0,0047)	(0,0081)	(0,0071)	(0,0066)	(0,0058)	(0,0010)	(0,0040)	(0,0023)
35 000	0,0019	0,0014	0,0042	0,0011	0,0255	0,0475	0,0484	0,1284	0,1108	0,0084	0,1108	0,0656
	(0,0009)	(0,0007)	(0,0034)	(0,0009)	(0,0068)	(0,0105)	(0,0086)	(0,0057)	(0,0066)	(0,0014)	(0,0045)	(0,0028)
40 000	0,0036	0,0026	0,0076	0,0024	0,0405	0,0674	0,0757	0,1689	0,1420	0,0130	0,1451	0,0869
	(0,0011)	(0,0010)	(0,0039)	(0,0014)	(0,0089)	(0,0126)	(0,0103)	(0,0083)	(0,0073)	(0,0017)	(0,0050)	(0,0031)
40 402	0,0038	0,0027	0,0081	0,0026	0,0419	0,0691	0,0780	0,1721	0,1445	0,0135	0,1479	0,0886
	(0,0011)	(0,0010)	(0,0040)	(0,0015)	(0,0090)	(0,0128)	(0,0104)	(0,0084)	(0,0073)	(0,0018)	(0,0051)	(0,0032)
45 000	0,0063	0,0044	0,0144	0,0052	0,0593	0,0879	0,1047	0,2077	0,1757	0,0191	0,1803	0,1092
	(0,0014)	(0,0013)	(0,0049)	(0,0021)	(0,0108)	(0,0146)	(0,0120)	(0,0090)	(0,0078)	(0,0021)	(0,0055)	(0,0035)
50 000	0,0101	0,0069	0,0235	0,0088	0,0799	0,1085	0,1375	0,2452	0,2127	0,0261	0,2170	0,1328
	(0,0018)	(0,0016)	(0,0060)	(0,0030)	(0,0126)	(0,0163)	(0,0133)	(0,0094)	(0,0082)	(0,0025)	(0,0057)	(0,0032)
55 000	0,0149	0,0104	0,0338	0,0144	0,1013	0,1309	0,1727	0,2809	0,2473	0,0343	0,2521	0,1560
	(0,0022)	(0,0020)	(0,0073)	(0,0038)	(0,0142)	(0,0177)	(0,0144)	(0,0098)	(0,0085)	(0,0029)	(0,0060)	(0,0035)
60 000	0,0210	0,0152	0,0455	0,0205	0,1249	0,1536	0,2057	0,3135	0,2813	0,0437	0,2855	0,1788
	(0,0026)	(0,0024)	(0,0087)	(0,0047)	(0,0156)	(0,0190)	(0,0154)	(0,0101)	(0,0087)	(0,0032)	(0,0062)	(0,0043)
65 000	0,0280	0,0207	0,0590	0,0266	0,1512	0,1768	0,2397	0,3436	0,3141	0,0540	0,3173	0,2012
	(0,0030)	(0,0028)	(0,0097)	(0,0056)	(0,0167)	(0,0200)	(0,0160)	(0,0103)	(0,0089)	(0,0036)	(0,0063)	(0,0044)
Ménages (N pond)	959	774	185	254	151	141	211	742	954	1504	1907	3411

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

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

PAUVRETÉ ET INÉGALITÉ EN AFRIQUE

CONTRIBUTION À L'ANALYSE SPATIALE

En Afrique, alors que la distribution spatiale des activités et des opportunités économiques est primordiale dans l'élaboration d'un cadre stratégique de lutte contre la pauvreté, l'incertitude des choix méthodologiques nécessaires à l'appréhension de la pauvreté, et l'insuffisante compréhension de ses déterminants, risquent de fragiliser l'efficacité du ciblage spatial des politiques en direction des groupes les plus démunis.

En premier lieu, des hypothèses et méthodes alternatives de mesure de la pauvreté sont susceptibles d'infléchir, en partie, le mode d'intégration de la dimension spatiale dans les stratégies de pauvreté. Tout d'abord, le différentiel spatial de pauvreté et d'inégalité est sensiblement influencé par l'échelle d'équivalence adoptée. Au Burkina Faso, l'incidence de la pauvreté rurale par rapport à la pauvreté urbaine est deux fois plus élevée lorsque le coefficient d'échelle θ passe de 0,2 à 1, tandis que l'accroissement de θ induit une augmentation du poids de l'inégalité inter-sectorielle – rural-urbain – dans l'explication de Gini. Ensuite, la crédibilité d'une analyse des états sociaux fondée sur une approche multidimensionnelle de la pauvreté, axée sur trois besoins essentiels – habitat, environnement sanitaire et instruction – censés exprimer les «capabilities» des ménages, est suggérée au Burkina Faso. A cet égard, la proximité des évaluations de la pauvreté par rapport aux «capabilities» et aux dépenses confère une marge de manoeuvre supplémentaire en termes de programmes d'action, surtout lors de leur ciblage spatial. Enfin, l'analyse de dominance stochastique de deuxième ordre, précisant les conditions sous lesquelles les distributions peuvent être ordonnées avec certitude en termes de pauvreté et d'inégalité, contribue à rationaliser les programmes de lutte contre la pauvreté – Mauritanie.

En deuxième lieu, l'efficacité des interventions publiques exige une solide compréhension de la nature et des déterminants de la pauvreté. En Mauritanie, les estimations économétriques tentent d'expliquer la dynamique de la pauvreté entre 1990 et 1996 – déterminants du *niveau* de vie, et de la *réduction* de la pauvreté et de l'inégalité –, tandis que, pour la même période, la décomposition de Gini met en évidence des changements substantiels quant à la structure de l'inégalité de la consommation par tête : réduction de Gini accompagnée d'une moindre disparité intra-sectorielle, d'une plus grande homogénéité des secteurs rural et urbain – diminution de la stratification – et d'une élévation du différentiel inter-sectoriel, un schéma de développement qui pourrait s'éloigner du processus de Kuznets. Au Burkina Faso – une économie dépendante de l'émigration vers les pays voisins –, l'existence d'une relation étroite entre les envois de fonds – mobilisation d'un capital social –, l'inégalité et la pauvreté justifie un renforcement des institutions sociales. Les envois de fonds, représentant les trois quarts des transferts, ont un impact égalitaire sur la distribution des dépenses, et réduisent la pauvreté rurale et urbaine, respectivement, de 7,2 et 3,2 points de pourcentage en 1994-95. Enfin, le processus de développement original des Comores en termes de pauvreté et de vulnérabilité est examiné, une économie insulaire encore axée sur les dotations en ressources et les transferts externes, et soumise à de multiples contraintes – la moitié des ménages comoriens étaient pauvres en 1995. Alors qu'entre 1995 et 1998, la pauvreté aurait augmenté annuellement de 3,5 à 4 pour cent, les simulations indiquent que sa réduction risque d'être longue et difficile.

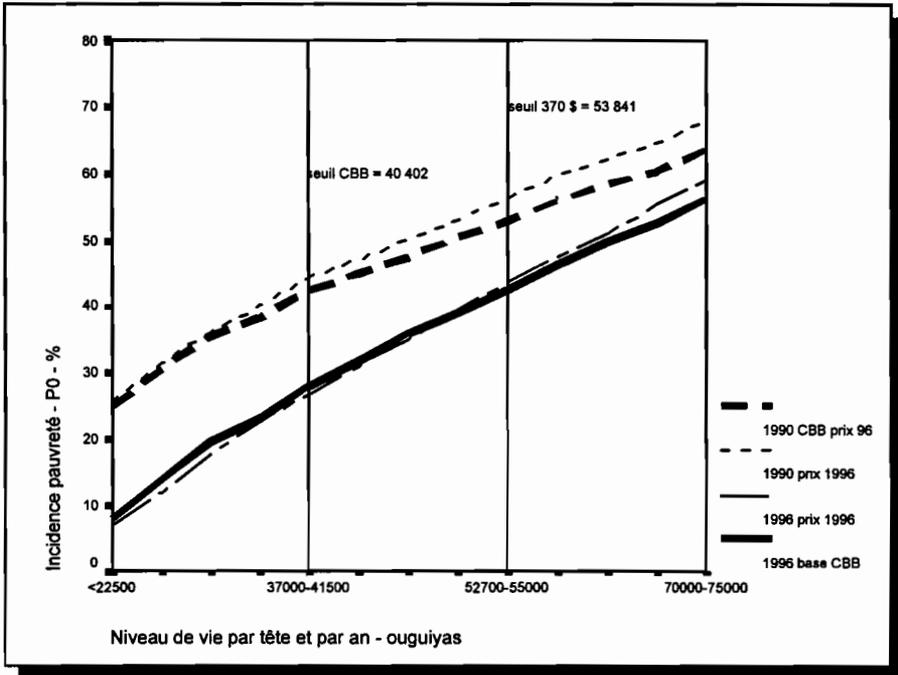


Figure A1.4 : Courbes d'incidence de la pauvreté selon l'approche du niveau de vie par tête : coût des besoins de base et seuil de 370 dollars – Mauritanie 1990 et 1996

Tableau A1.6 : Sources des revenus des ménages selon la localisation géographique et divers paramètres du chef de ménage – 10 ans et plus – et du groupe – pourcentage – Burkina Faso 1994-95¹

Sources de revenus	Sources de revenus									Grand total (N pondéré)
	Profit agricole de rente	Profit agricole de culture vivrière	Profit élevage	Profit indépendant non agricole	Salaires ²	Loyers	Trans-ferts privés – envoi de fonds ³	Trans-ferts institutifs ⁴	Autres trans-ferts ⁵	
Secteur rural										
Homme	15,3	20,9	17,8	27,1	3,8	0,2	12,3	2,1	0,6	5887
Salarié ⁷	0,7	1,7	2,0	4,0	87,7	0,2	1,9	1,7	0,1	209
Indépendant ⁸	2,6	9,8	6,4	73,6	0,4	0,3	2,6	4,3	0,1	160
Agriculture progressive	33,4	27,5	9,1	23,4	0,7	0,1	5,4	0,2	0,3	795
Agriculture de subsistance	12,7	22,5	17,9	29,1	0,7	0,2	14,0	2,2	0,8	3938
Eleveur	20,5	12,0	44,4	16,6	0,5	0,2	5,4	0,4	0,1	461
Inactif-chômeur	10,5	16,2	15,9	19,0	1,5	0,0	30,1	6,4	0,3	324
Femme	9,0	9,0	4,5	24,0	4,4	0,1	35,0	13,6	0,4	500
Salarié ⁷	0,0	0,8	0,0	0,8	82,9	0,1	14,8	0,6	0,0	24
Indépendant ⁸	0,9	0,8	6,3	63,5	0,0	0,0	14,6	13,7	0,1	68
Agriculture progressive	22,7	34,7	11,8	19,5	0,0	0,0	5,3	6,0	0,0	8
Agriculture de subsistance	12,5	12,1	4,4	21,9	0,1	0,0	39,4	9,1	0,5	309
Eleveur	6,4	13,2	70,0	3,5	0,0	0,0	7,0	0,0	0,0	2
Inactif-chômeur	4,2	4,1	2,9	8,2	2,1	0,4	43,8	33,6	0,7	89
Niveau de vie										
Pauvres ⁶	16,2	18,5	19,3	27,7	0,5	0,3	14,8	2,0	0,7	2604
Non pauvres	11,4	19,1	10,3	23,8	18,0	0,2	12,9	3,9	0,4	1027
Type de ménage										
Monoparental	9,8	13,9	4,2	21,2	9,4	0,0	30,4	10,9	0,3	470
Nucléaire	15,9	21,1	18,1	27,3	2,6	0,2	12,0	2,1	0,8	2786
Elargi	14,5	19,9	17,4	27,4	4,1	0,2	13,6	2,5	0,5	3140
Ensemble rural	14,8	20,0	16,7	26,9	3,9	0,2	14,1	3,0	0,6	6396
Secteur urbain										
Homme	1,1	3,3	1,5	31,4	42,0	1,3	8,7	9,2	1,4	1322
Salarié protégé	0,0	0,1	0,1	2,8	92,5	0,5	1,2	2,0	1,0	329
Salarié non protégé	0,0	0,1	0,2	6,6	87,3	0,6	2,7	1,5	1,0	211
Indépendant ⁸	0,2	0,8	1,4	80,9	5,3	1,1	4,9	3,5	1,9	325
Agriculteur ⁹	5,0	14,1	5,3	36,0	10,8	1,1	16,0	10,7	1,1	267
Chômeur	1,0	1,0	0,6	28,2	11,9	3,4	32,6	17,7	3,5	63
Inactif	0,1	2,1	0,5	12,4	10,9	4,7	20,7	47,2	1,4	128
Femme	0,4	1,7	0,6	32,7	18,8	3,0	23,5	18,4	0,9	202
Salarié protégé	0,0	0,0	0,0	0,0	81,1	0,0	16,0	3,0	0,0	20
Salarié non protégé	0,0	0,0	0,0	1,2	75,9	0,0	21,4	1,5	0,0	15
Indépendant ⁸	0,0	0,1	0,1	58,8	5,3	2,1	16,4	15,0	2,1	74
Agriculteur ⁹	2,7	9,6	4,4	42,2	9,8	0,0	14,9	16,4	0,0	24
Chômeur	0,0	4,3	0,0	37,1	0,0	0,0	42,8	15,8	0,0	9
Inactif	0,2	1,0	0,0	14,8	6,7	7,5	36,0	33,2	0,4	60
Niveau de vie										
Pauvres ⁶	3,7	11,0	2,0	38,8	17,3	0,2	17,5	8,9	0,6	109
Non pauvres	0,5	1,3	0,9	27,6	47,1	1,8	8,7	10,5	1,6	1003
Type de ménage										
Monoparental	0,4	1,2	0,3	33,4	30,1	2,1	15,6	14,9	2,0	200
Nucléaire	1,3	4,2	1,6	33,8	39,6	0,8	9,2	8,0	1,5	505
Elargi	1,0	2,8	1,6	29,8	40,6	1,9	10,4	10,7	1,0	820
Ensemble urbain	1,0	3,1	1,4	31,6	38,9	1,6	10,7	10,4	1,3	1525
Ensemble des ménages	12,1	16,7	13,8	27,8	10,6	0,4	13,5	4,4	0,7	7921

(1) Approche fondée sur les données relatives aux ménages, sauf pour les salaires ; (2) Y compris les activités secondaires ; (3) Dons, cadeaux, mandats, (4) Retraite, bourses, assurance, allocations familiales, pension alimentaire ; (5) Jeu de hasard, mariage, héritage ; (6) Le seuil de pauvreté est de 41099 F Cfa par tête et par an. Les non pauvres sont les ménages appartenant aux 30 pour cent les plus élevés de la distribution du niveau de vie. La catégorie des intermédiaires n'est pas indiquée ; (7) Protégé et non protégé ; (8) Ensemble des indépendants non agricoles ; (9) Ensemble des agriculteurs ; (10) 92,2 pour cent des ménages ont des informations relatives aux revenus. Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée.

Tableau A2.6 : Répartition des transferts selon la localisation géographique et divers paramètres du chef de ménage – 10 ans et plus – et du groupe – pourcentage – Burkina Faso 1994-95¹

Transferts Paramètre	Transferts privés – envoi de fonds ²		Transferts institutionnels ³		Autres transferts ⁴		Grand total ⁶	
	% trans- fert	% mé- nage ⁷	% trans- fert	% mé- nage ⁸	% trans- fert	% mé- nage ⁹	N pondéré	% mé- nage ¹⁰
Secteur rural								
Homme	84,2	30,4	11,5	5,5	4,3	2,4	2153	36,6
Salarié ¹¹	64,5	22,5	34,5	13,9	1,0	1,9	71	34,0
Indépendant ¹²	66,2	18,8	26,0	8,8	7,9	3,1	45	28,1
Agriculture progressive	92,0	26,8	4,5	2,0	3,5	1,8	236	29,7
Agriculture de subsistance	94,6	30,8	10,8	5,0	4,7	2,7	1456	37,0
Éleveur	88,2	28,6	6,6	4,1	5,2	2,4	155	33,6
Inactif-chômeur	80,5	48,8	17,6	14,2	2,0	2,2	190	58,6
Femme	74,0	53,8	24,7	25,0	1,3	2,2	361	72,2
Salarié ¹¹	89,6	41,7	10,4	8,3	0,0	0,0	11	45,8
Indépendant ¹²	62,3	36,8	37,1	25,0	0,6	1,5	38	55,9
Agriculture progressive	72,9	37,5	27,1	12,5	0,0	0,0	3	37,5
Agriculture de subsistance	80,3	59,9	18,1	20,7	1,6	1,9	226	73,1
Éleveur	100,0	50,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1	50,0
Inactif-chômeur	59,8	50,7	39,0	46,6	1,2	5,6	82	92,1
Niveau de vie								
Pauvres ⁵	86,4	31,0	9,0	4,6	4,6	2,7	948	36,4
Non pauvres	78,5	34,2	18,4	10,5	3,1	2,2	444	43,2
Ensemble rural	82,8	32,4	13,4	7,0	3,9	2,5	2517	39,4
Secteur urbain								
Homme	48,0	24,7	43,0	25,6	9,0	7,2	595	45,0
Salarié protégé	35,1	14,6	50,4	24,9	14,5	6,5	115	35,0
Salarié non protégé	50,0	18,0	35,4	15,6	14,5	8,5	68	32,2
Indépendant ¹²	57,3	23,1	30,6	14,8	12,2	7,1	122	37,5
Agriculteur ¹³	62,1	32,2	33,4	19,9	4,6	4,1	122	45,5
Chômeur	61,6	55,6	30,7	33,3	7,8	12,7	48	76,2
Inactif	30,3	35,9	67,2	78,9	2,5	5,5	121	94,5
Femme	56,8	46,5	40,8	39,6	2,5	4,5	146	72,3
Salarié protégé	84,1	60,0	15,9	20,0	0,1	5,0	14	70,0
Salarié non protégé	88,0	46,7	12,0	13,3	0,0	0,0	8	53,3
Indépendant ¹²	44,8	35,1	50,0	41,9	5,2	6,8	49	66,2
Agriculteur ¹³	57,5	33,3	39,5	29,2	3,0	4,2	14	58,3
Chômeur	69,0	77,8	31,0	55,6	0,0	0,0	8	88,9
Inactif	53,8	58,3	45,1	51,7	1,1	5,0	52	86,7
Niveau de vie								
Pauvres ⁵	63,8	35,8	31,3	22,0	4,9	3,7	54	49,5
Non pauvres	45,0	25,0	45,3	28,6	9,7	8,5	488	48,7
Ensemble urbain	49,8	27,7	42,5	27,5	7,7	6,8	741	48,6
Ensemble des ménages	75,3	31,5	20,0	10,9	4,7	3,3	3258	41,1

(1) Approche fondée sur les données relatives aux ménages. La somme des pourcentages des trois colonnes «% transferts» vaut 100. Par contre, celle des colonnes «% ménage» n'est pas équivalente à 100. (2) Dons, cadeaux, mandats; (3) Retraite, bourses, assurance, allocations familiales, pension alimentaire; (4) Jeu de hasard, mariage, héritage; (5) Le seuil de pauvreté est de 41099 F.Cfa par tête et par an. Les non pauvres sont les ménages appartenant aux 30 pour cent les plus élevés de la distribution du niveau de vie. La catégorie des intermédiaires n'est pas indiquée; (6) Ménages ayant des transferts totaux positifs; (7) Par rapport aux 92,2 pour cent de ménages renseignés et ménages ayant des transferts positifs – N=2496; (8) Par rapport aux 92,2 pour cent de ménages renseignés et ménages ayant des transferts positifs – N=865; (9) (8) Par rapport aux 92,2 pour cent de ménages renseignés et ménages ayant des transferts positifs – N=265; (10) Par rapport aux 92,2 pour cent de ménages renseignés et ménages ayant des transferts positifs; (11) Protégé et non protégé; (12) Ensemble des indépendants non agricoles; (13) Ensemble des agriculteurs.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée.

Tableau A3.6 : Répartition des transferts privés des ménages – envois de fonds – selon leur origine, la localisation géographique des ménages et divers paramètres du chef de ménage – 10 ans et plus – et du groupe – pourcentage – Burkina Faso 1994-95¹

Origine des transferts	Burkina Faso		Etranger			Autres transferts ²	Grand total (N pondéré)
	Rural	Urbain	Côte d'Ivoire	France	autres pays		
Secteur rural							
Homme	23,3	23,6	46,8	0,4	4,5	1,3	1792
Salarié ⁴	38,7	42,1	14,6	2,1	2,5	0,0	47
Indépendant ⁵	31,3	36,3	26,7	0,0	5,7	0,0	30
Agriculture progressive	24,0	23,9	41,7	0,0	6,3	4,0	213
Agriculture de subsistance	23,4	22,6	48,9	0,3	4,2	0,6	1212
Eleveur	16,9	20,0	54,8	0,7	5,5	2,1	132
Inactif-chômeur	21,0	25,7	43,8	1,3	4,3	4,0	158
Femme	29,2	37,3	28,7	0,9	1,3	2,6	279
Salarié ⁴	47,0	31,9	0,0	14,1	0,0	7,0	10
Indépendant ⁵	26,1	45,7	26,0	0,0	1,5	0,7	25
Agriculture progressive	65,2	0,0	34,8	0,0	0,0	0,0	3
Agriculture de subsistance	26,5	41,3	30,1	0,0	1,4	0,8	185
Eleveur	0,0	83,3	16,7	0,0	0,0	0,0	1
Inactif-chômeur	35,0	22,2	30,4	2,2	1,3	9,0	54
Niveau de vie							
Pauvres ³	21,7	21,5	50,2	0,3	4,6	1,6	807
Non pauvres	25,6	38,2	30,7	0,9	3,1	1,5	351
Ensemble rural	24,3	25,4	44,3	0,5	4,1	1,5	2074
Secteur urbain							
Homme	17,2	52,1	20,7	2,6	7,0	0,5	327
Salarié protégé	6,0	59,2	15,7	7,4	11,8	0,0	48
Salarié non protégé	16,7	56,1	21,0	0,0	6,1	0,0	38
Indépendant ⁵	18,1	49,9	20,2	2,5	9,4	0,0	75
Agriculteur ⁶	18,6	47,8	28,4	1,0	3,4	0,9	86
Chômeur	27,8	52,7	13,5	3,8	2,2	0,0	35
Inactif	16,9	52,9	17,4	1,8	9,1	1,8	46
Femme	24,8	46,4	14,2	8,1	5,3	1,2	94
Salarié protégé	0,0	63,5	14,8	21,7	0,0	0,0	12
Salarié non protégé	43,9	44,4	11,8	0,0	0,0	0,0	7
Indépendant ⁵	31,1	48,5	3,9	9,8	6,6	0,0	26
Agriculteur ⁶	23,9	27,9	48,2	0,0	0,0	0,0	8
Chômeur	17,8	46,4	23,3	12,5	0,0	0,0	7
Inactif	26,5	43,8	12,3	4,8	9,4	3,2	35
Niveau de vie							
Pauvres ³	15,3	45,3	39,4	0,0	0,0	0,0	39
Non pauvres	18,2	50,3	15,6	5,7	9,2	0,9	251
Ensemble urbain	18,9	50,9	19,2	3,8	6,6	0,6	422
Ensemble des ménages	23,3	29,7	40,0	1,1	4,5	1,4	2496

(1) Approche fondée sur les données relatives aux ménages Dons, cadeaux, mandats. Le total en ligne vaut 100 ; (2) Pour 57 ménages, la répartition des dons, cadeaux et mandats entre «Etranger» et «Burkina Faso» n'est pas donnée. De ce fait, ces transferts ne sont pas répartis ; (3) Le seuil de pauvreté est de 41099 F Cfa par tête et par an. Les non pauvres sont les ménages appartenant aux 30 pour cent les plus élevés de la distribution du niveau de vie. La catégorie des intermédiaires n'est pas indiquée ; (4) Protégé et non protégé ; (5) Ensemble des indépendants non agricoles ; (6) Ensemble des agriculteurs

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée.

Tableau A4.6 : Incidence de transferts privés des ménages – envois de fonds – selon divers paramètres du chef de ménage – 10 ans et plus – et du groupe le niveau de vie du groupe – pourcentage – Burkina Faso 1994-95¹

Paramètre	Ménages bénéficiant des transferts privés			Ensemble des ménages		
	Moyenne (écart type) ²	% niveau de vie	N (pondéré)	Moyenne (écart type) ²	% niveau de vie	N (pondéré)
Statut du travail du chef						
Salarié protégé	26,2 (44,8)	7,9	96	5,0 (22,1)	1,5	522
Salarié non protégé	19,7 (51,2)	8,0	65	4,3 (25,3)	1,8	305
Indép. non agricole évolutif	6,7 (12,8)	2,4	10	1,4 (6,3)	0,5	48
Indép. non agricole involutif	21,4 (152,0)	13,1	147	4,9 (72,7)	3,0	674
Agriculture progressive	5,8 (14,3)	6,5	220	1,6 (8,0)	1,8	823
Agriculture de subsistance	6,1 (25,3)	9,9	1441	1,8 (14,3)	3,0	4934
Éleveur	3,0 (3,8)	5,7	135	0,9 (2,5)	1,7	469
Chômeur	37,9 (96,2)	21,1	45	18,7 (69,8)	10,4	96
Autre actif	26,5 (42,8)	21,9	43	11,6 (31,1)	9,6	104
Inactif	27,4 (155,5)	25,1	289	13,1 (108,4)	12,0	634
Niveau de vie						
Pauvres ³	3,6 (5,6)	13,6	846	1,1 (3,5)	4,0	2974
Non pauvres	30,5 (140,0)	11,1	603	8,7 (76,0)	3,2	2204
Sexe du chef de ménage						
Homme	9,3 (71,8)	9,7	2120	2,6 (38,3)	2,7	7849
Femme	23,0 (62,3)	22,7	376	11,9 (46,2)	11,6	759
Localisation géographique						
Rural	6,7 (19,3)	11,0	2074	2,1 (11,2)	3,4	6939
Urbain	34,1 (164,5)	14,6	422	9,0 (85,7)	3,8	1669
Ensemble	11,4 (70,6)	11,6	2496	3,4 (39,1)	3,5	8608

(1) Approche fondée sur les données relatives aux ménages, sauf pour les salaires, (2) Milliers de F Cfa par tête et par an, (3) Le seuil de pauvreté est de 41099 F Cfa par tête et par an. Les non pauvres sont les ménages appartenant aux 30 pour cent les plus élevés de la distribution du niveau de vie. La catégorie des intermédiaires n'est pas indiquée.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée.

Tableau A5.6 : Statistiques descriptives relatives au chef de ménage – 10 ans et plus – et au groupe selon le milieu et la présence de transferts privés – envois de fonds – en direction des ménages – Burkina Faso 1994-95⁵

Paramètre	Rural			Urbain		
	Ménages ne bénéficiant pas de transferts privés	Ménages bénéficiant de transferts privés	Ensemble	Ménages ne bénéficiant pas de transferts privés	Ménages bénéficiant de transferts privés	Ensemble
Age (années)	46,7	49,9	47,7	40,0	41,9	41,1
Sexe (homme)	0,949	0,865	0,922	0,904	0,776	0,870
Marié	0,885	0,810	0,861	0,778	0,714	0,761
Taille du ménage	8,10	8,00	8,07	6,56	6,25	6,48
Proportion enfants 4 ans	0,164	0,142	0,157	0,136	0,128	0,134
Nombre enfants ≤ 7 ans	2,40	2,30	2,36	1,57	1,44	1,53
Proportion enfants 5-14 ans	0,270	0,268	0,270	0,229	0,238	0,231
Proportion adultes 15-60 ans	0,508	0,487	0,501	0,610	0,587	0,604
Proportion adultes >60 ans	0,056	0,101	0,070	0,024	0,047	0,030
Nombre femmes ≥ 15 ans	2,15	2,24	2,18	1,56	1,62	1,58
Instruction (années)	0,71	0,69	0,70	4,14	4,33	4,19
Sans instruction	0,891	0,885	0,889	0,538	0,554	0,542
Primaire	0,072	0,093	0,079	0,223	0,211	0,220
Proportion secondaire 1c ¹	0,008	0,005	0,007	0,060	0,072	0,063
Secondaire 2c et plus	0,028	0,016	0,024	0,178	0,162	0,174
Mossi, assimilé & étrangers	0,556	0,605	0,571	0,683	0,544	0,646
Dioula & assimilés	0,350	0,344	0,348	0,266	0,364	0,292
Peuhl	0,093	0,043	0,078	0,032	0,032	0,032
Durée de résidence (années) ⁴	4,40	7,02	5,22	8,35	9,60	8,68
Migrant	0,309	0,379	0,331	0,599	0,648	0,612
Migrant rural Burkina Faso	0,107	0,150	0,120	0,230	0,250	0,235
Migrant rural Burkina Faso	0,043	0,041	0,043	0,245	0,191	0,231
Migrant Côte d'Ivoire	0,127	0,151	0,135	0,085	0,143	0,100
Migrant autres pays	0,032	0,037	0,033	0,039	0,063	0,046
Non migrant	0,690	0,621	0,667	0,400	0,351	0,387
Offre de travail ²	0,956	0,899	0,938	0,905	0,808	0,880
Employés par ménage	0,306	0,320	0,310	0,411	0,337	0,392
Expérience emploi (années)	10,07	9,89	10,02	8,77	6,63	8,21
Salarié protégé	0,038 ⁶	0,027 ⁶	0,035 ⁶	0,234	0,141	0,212
Salarié non protégé	-	-	-	0,150	0,105	0,139
Indépendant non agricole	0,042	0,027	0,037	0,290	0,239	0,277
Agriculteur progressif	0,123	0,104	0,117	-	-	-
Agriculteur subsistance	0,683	0,674	0,680	0,192 ⁷	0,222 ⁷	0,200 ⁷
Eleveur	0,068	0,064	0,067	-	-	-
Chômeur	0,045	0,102	0,063	0,035	0,100	0,052
Inactif	-	-	-	0,095	0,191	0,120
Propriétaire de terre	0,896	0,906	0,899	0,253	0,291	0,263
Ouest	0,209	0,255	0,234	-	-	-
Sud & Sud-Ouest	0,186	0,125	0,167	-	-	-
Centre-Nord	0,203	0,340	0,245	-	-	-
Centre-Sud	0,307	0,239	0,286	-	-	-
Nord	0,093	0,040	0,077	-	-	-
Petites villes	-	-	-	0,259	0,253	0,257
Ouagadougou-Bobo-Dioulasso	-	-	-	0,741	0,746	0,743
Dépense par tête ⁸	73,5	74,3	73,7	220,2	221,2	220,5
N pondéré	4074	1814	5888	2030	678	2708

(1) Y compris la formation professionnelle avant le BEPC ; (2) Employés et chômeurs ; (3) Millions F.Cfa. par an ; (4) Pour les natifs, la durée de résidence est nulle ; (5) Proportions sauf indications contraires ; (7) Ensemble des salariés ; (8) Chômeur-inactif ; (9) Ensemble des agriculteurs.

Tableau A1.7 : Estimation des lignes de pauvreté par île en termes de biens alimentaires – Comores 1995

Paramètre	X^h (g/jour /tête) ¹	k (cal/ 100g) ²	k^{h*} (calories/ jour)	$k \cdot X^h$ $X^* = X^h \cdot \Sigma k^*$ 2160/ 603,9	$k' = X^* \cdot k$ (calories/ jour)	Prix/g = P^h (Grande Comore) ⁴	Coût/an/ tête $C^j = 365 \cdot P^h \cdot X^*$ (Grande Comore) ⁴ (j = R)	Coût/an/ tête $C^j = 365 \cdot P^h \cdot X^*$ (Anjouan) ⁴ (j = 2; #R)	Coût/an/ tête $C^j = 365 \cdot P^h \cdot X^*$ (Mohéli) ⁴ (j = 3; #R)
Pain	2,35	361	6,12	8,39	21,90	0,58	1 776,0	1 776,0	1 776,0
Riz importé	128,50	364	467,72	459,55	1 672,78	0,27	45 289,1	36 231,3	45 289,1
Huile importée	4,60	884	40,69	16,46	145,52	0,74	4 440,1	3 848,1	4 440,1
Lait caillé	1,91	61	1,17	6,84	4,17	0,89	2 220,1	1 233,4	1 233,4
Lait concentré	5,66	321	18,18	20,25	65,00	0,84	6 216,2	6 216,2	6 216,2
Lait frais	1,04	61	0,63	3,71	2,26	0,90	1 221,0	339,2	339,2
Poulet congelé	10,98	139	15,26	39,27	54,58	1,36	19 536,5	15 829,2	19 536,5
Poisson frais	4,72	100	4,72	16,86	16,86	1,08	6 650,2	4 162,6	3 330,1
Sel	19,25	35	6,74	68,86	24,10	0,16	3 996,1	3 996,1	3 996,1
Sucre	10,68	400	42,73	38,21	152,82	0,80	11 100,3	11 100,3	11 100,3
Total - e = 1	-	-	603,9	-	2 160	-	102 455	84 532	97 257
k^* (besoins nutritionnels)	-	-	2160 ³	-	-	-	-	-	-
Total - e = 0,35 ⁵	-	-	-	-	-	-	554 927	415 673	488 752

(1) Le ménage de référence est localisé dans la Grande Comore en milieu rural et englobe trois adultes et quatre enfants de moins de 15 ans. Voir le texte pour la détermination de ce ménage de référence ; (2) FAO [1995] ; (3) Voir le texte pour la détermination de ce niveau de référence ; (4) Les prix pour les divers biens de la Grande Comore en 1995 ont été fournis par la Direction du Plan. Pour les autres îles, on a supposé que les écarts de prix par rapport à la Grande Comore se sont maintenus entre 1995 et 1999 - les prix d'Anjouan et de Mohéli étant seulement connus pour cette dernière date ; (5) Le facteur d'économie d'échelle 0,35 est estimé à partir de la courbe d'Engel. Voir les annexes A1 et B1.

Source : A partir de l'EBC 1995.

Tableau A2.7 : Coefficients de régression des estimations par les moindres carrés des courbes d'Engel des ménages selon les îles – Comores 1995¹

	Grande Comore		Anjouan		Mohéli	
	β	t^2	β	t^2	β	t^2
Constante	0,2067*	2,654	0,3175*	5,668*	0,2315*	2,051*
Log (depense/coût besoins alimentaires) ³	0,1112*	3,372	-0,1675*	3,697*	0,2458*	2,632*
[Log (depense/coût besoins alimentaires)] ²	-0,0114	-1,238	-0,0268*	-2,773*	-0,0264	-1,323
Education chef de ménage ⁴						
Primaire	-0,0519*	-2,335	-0,0523*	-2,435*	0,0447	1,336
Secondaire 1c	-0,0547**	-1,754	-0,0274	-0,905	-0,0391	-0,813
Supérieur 2c et plus	-0,1066*	-3,334	-0,0688*	-2,194*	-0,0377	-0,521
Démographie ⁵						
Enfants — <5 ans	0,1642*	2,210	0,1062*	-1,937**	0,1369	1,174
Enfants — 5-14 ans	0,1170**	1,840	0,0844**	1,772**	0,1788	1,590
Adultes — 15-60 ans	0,0624	1,059	0,0978*	2,208*	0,0213	0,214
Statut matrimonial du chef de ménage						
Marié	0,0421**	1,865	-0,0195	-0,806	-0,0506	-1,062
Sexe chef de ménage						
Homme	0,2067**	0,530	0,0622*	3,115*	0,0304	0,797
R ² ajusté		0,048		0,055		0,248
F (sig F)		5,982 (0,000)		6,073 (0,000)		5,694 (0,000)
N		986		864		149

(1) La variable dépendante est la proportion des dépenses alimentaires dans la dépense totale des ménages ; (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Il s'agit du rapport de la dépense totale – alimentaire et non alimentaire – sur le coût du panier de biens des besoins nutritionnels de base ; (4) Base = sans instruction ; (5) Les variables inhérentes à la démographie sont fondées sur la proportion de personnes dans chaque catégorie. Pour éviter les problèmes de singularité, les personnes de plus de 60 ans sont exclues. Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir de l'EBC 1995.

Tableau A3.7 : Analyse en classification de groupes : variables et analyse de variance – Comores 1995

Paramètres	Ensemble		Groupes (moyennes)				Analyse de variance	
	Moyenne	Ecart-type	Agriculteur divers & transformation	Agriculteur pêcheur	Agriculteur de rente-éleveur	Agriculteur-céréales	F	probabilité
Variabes¹								
Surface cultivée (ha)								
0.0	0,12	0,32	0,09	0,42	0,05	0,11	50,9182	0,000
0.0 ; <=0.05	0,25	0,43	0,28	0,38	0,20	0,20	7,5148	0,000
>0.05 ; <=0.70	0,31	0,46	0,37	0,13	0,33	0,28	10,3389	0,000
>0.70	0,32	0,47	0,27	0,05	0,42	0,42	28,1785	0,000
Surface cultivée propriétaire (ha)								
0.0	0,15	0,36	0,11	0,43	0,07	0,16	39,4325	0,000
0.0 ; <=0.05	0,23	0,42	0,27	0,35	0,20	0,17	8,8180	0,000
>0.05 ; <=0.70	0,29	0,45	0,35	0,13	0,31	0,25	9,5222	0,000
>0.70	0,31	0,46	0,26	0,05	0,40	0,39	24,5342	0,000
Propriétaire surf cult ailleurs (1=oui)	0,07	0,25	0,05	0,06	0,07	0,08	1,0733	0,359
Acquisition terres (1=oui)	0,34	0,47	0,33	0,29	0,44	0,29	6,7460	0,000
Chiffre affaires ag. <30% rente	0,74	0,44	1,00	0,26	0,33	0,92	422,3600	0,000
Chiffre affaires ag. 30-65% rente	0,14	0,35	0,00	0,01	0,49	0,08	189,9244	0,000
Chiffre affaires ag >65% rente	0,06	0,23	0,00	0,15	0,18	0,00	57,2299	0,000
Chiffre affaires ag <30% céréales	0,62	0,49	0,93	0,33	0,99	0,00	1604,8949	0,000
Chiffre affaires ag 30-65% céréales	0,27	0,44	0,07	0,01	0,01	0,84	861,3254	0,000
Chiffre affaires ag >65% céréales	0,06	0,23	0,00	0,09	0,00	0,16	45,0010	0,000
Chiffre affaires ag <30% autres cultures	0,18	0,38	0,00	0,43	0,26	0,25	72,1186	0,000
Chiffre affaires ag. 30-65% autres cultures	0,36	0,48	0,00	0,00	0,69	0,70	463,9730	0,000
Chiffre affaires ag >65% autres cultures	0,40	0,49	1,00	0,00	0,05	0,04	3950,0619	0,000
Transformation % chiffre affaires=0	0,72	0,45	0,75	0,48	0,74	0,75	14,7575	0,000
Transformation % chiffre affaires>0	0,23	0,42	0,25	0,02	0,26	0,25	12,7022	0,000
Cheptel <=30000	0,15	0,36	0,18	0,10	0,12	0,16	2,9343	0,032
Cheptel >30000-<=100000	0,15	0,36	0,16	0,09	0,17	0,16	1,8045	0,145
Cheptel >100000-<=300000	0,17	0,38	0,18	0,09	0,18	0,19	2,6248	0,049
Cheptel >300000	0,19	0,39	0,14	0,07	0,30	0,21	14,8895	0,000
Equipement pêche <=15000	0,03	0,16	0,04	0,01	0,00	0,04	4,6315	0,003
Equipement pêche >15000-<=50000	0,04	0,19	0,05	0,05	0,03	0,03	1,1754	0,318
Equipement pêche >50000	0,03	0,17	0,03	0,07	0,02	0,03	3,2481	0,021

Tableau A3.7 (suite) : Analyse en classification de groupes : variables et analyse de variance – Comores 1995

Paramètres Variables ¹	Ensemble		Groupes (moyennes)				Analyse de variance	
	Moyenne	Ecart-type	Agri- cul- teur divers &trans- for- mation	Agri- cul- teur- pê- cheur	Agri- cul- teur de rente- éle- veur	Agri- cul- teur- de céré- ales	F	pro- babi- lité
Chiffre affaires élevage <=4000	0,08	0,26	0,08	0,01	0,12	0,06	5,1198	0,002
Chiffre affaires élevage >4000-<=16000	0,07	0,25	0,07	0,01	0,10	0,05	4,4128	0,004
Chiffre affaires élevage >16000-<=50000	0,07	0,25	0,04	0,04	0,09	0,11	6,2390	0,000
Chiffre affaires élevage >50000	0,07	0,25	0,05	0,03	0,10	0,07	2,8863	0,035
Chiffre affaires pêche <=10000	0,05	0,21	0,05	0,03	0,03	0,06	1,5343	0,204
Chiffre affaires pêche >10000-<=50000	0,04	0,20	0,05	0,09	0,01	0,04	5,2784	0,001
Chiffre affaires pêche >50000	0,04	0,19	0,05	0,04	0,03	0,03	1,2113	0,304
Chiffre affaires rente =0	0,40	0,49	0,62	0,29	0,00	0,48	136,0630	0,000
Chiffre affaires rente 0-30%	0,36	0,48	0,37	0,03	0,38	0,44	26,7568	0,000
Chiffre affaires rente 30-65%	0,13	0,34	0,00	0,01	0,46	0,08	174,5261	0,000
Chiffre affaires rente >65%	0,05	0,22	0,00	0,15	0,16	0,00	50,0631	0,000
Chiffre affaires céréales =0	0,17	0,37	0,15	0,90	0,05	0,00	410,2394	0,000
Chiffre affaires céréales 0-30%	0,55	0,50	0,81	0,01	0,95	0,08	729,7019	0,000
Chiffre affaires céréales 30-65%	0,25	0,43	0,04	0,01	0,00	0,81	916,3600	0,000
Chiffre affaires céréales >65%	0,04	0,20	0,00	0,09	0,00	0,11	30,3122	0,000
Chiffre affaires autres cultures =0	0,09	0,29	0,00	0,84	0,00	0,00	1728,2107	0,000
Chiffre affaires autres cultures 0-30%	0,20	0,40	0,04	0,16	0,30	0,33	47,2676	0,000
Chiffre affaires autres cultures 30-65%	0,39	0,49	0,12	0,00	0,70	0,64	226,0930	0,000
Chiffre affaires autres cultures >65%	0,32	0,47	0,84	0,00	0,00	0,03	1115,1531	0,000
Chiffre affaires transformation =0	0,76	0,43	0,75	0,90	0,74	0,75	5,1780	0,001
Chiffre affaires transformation 0-30%	0,23	0,42	0,25	0,06	0,26	0,25	8,7675	0,000
Chiffre affaires transformation 30-65%	0,00	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,5585	0,642
Chiffre affaires transformation >65%	0,00	0,07	0,00	0,04	0,00	0,00	17,1298	0,000
Chiffre affaires élevage =0	0,72	0,45	0,76	0,90	0,60	0,71	17,1822	0,000
Chiffre affaires élevage 0-30%	0,23	0,42	0,20	0,02	0,35	0,24	20,1784	0,000
Chiffre affaires élevage 30-65%	0,04	0,19	0,02	0,01	0,05	0,05	2,4316	0,064
Chiffre affaires élevage >65%	0,01	0,12	0,01	0,06	0,01	0,01	7,4973	0,000
Chiffre affaires pêche =0	0,87	0,33	0,84	0,85	0,93	0,87	5,0868	0,002
Chiffre affaires pêche 0-30%	0,08	0,27	0,10	0,01	0,05	0,10	5,1007	0,002
Chiffre affaires pêche 30-65%	0,02	0,16	0,04	0,01	0,01	0,03	3,1428	0,024
Chiffre affaires pêche >65%	0,02	0,15	0,02	0,13	0,01	0,00	28,1368	0,000
N	1253	-	468	136	292	357	-	-

(1) La valeur des équipements et du chiffre d'affaires est en FC.

Source : A partir de l'EBC 1995.

Tableau A4.7 : Taux de chômage déclaré des membres du ménage selon l'âge et le niveau d'instruction – 12 ans et plus¹ – Comores 1995 (%)

Paramètre	Instruction					Ensemble			Grand total	
	Age	Sans instruction	Primaire	Secondaire 1c	Secondaire 2c	Bac et plus	Moroni	Autre urbain	Rural	%
12-14 ans	7,9	25,0	0,0	-	-	66,7	15,4	10,7	12,3	1030
15-19 ans	12,2	24,8	29,2	25,0	0,0	47,8	20,4	13,7	16,5	1632
20-24 ans	13,0	24,6	33,8	0,0	33,3	32,5	15,4	18,3	19,0	1159
25-29 ans	8,1	22,7	25,3	26,1	25,0	18,2	13,2	14,7	14,8	889
30-34 ans	6,6	21,2	3,5	5,7	14,3	10,5	10,7	7,5	8,4	685
35-39 ans	7,8	13,2	8,1	4,0	0,0	11,8	8,4	7,3	7,8	664
40-49 ans	5,3	10,7	6,3	0,0	0,0	11,1	2,6	5,6	5,5	978
50-59 ans	3,8	0,0	0,0	0,0	0,0	7,1	0,0	4,0	3,5	755
≥60 ans	10,8	22,7	25,0	33,3	0,0	60,0	3,6	12,1	11,6	800
Total	7,8	20,6	19,2	9,9	10,6	20,7	8,8	10,0	10,4	-
N	5282	1833	1011	332	134	630	1434	6528	-	8592

(1) La période de référence est l'année précédente.

Sources : A partir de l'EBC 1995.

Tableau A5.7 : Elasticités des indices décomposables de pauvreté¹ par rapport au niveau de vie – dépense moyenne – et à l'indice de Gini, et taux marginaux de substitution selon le seuil de pauvreté – Comores 1995

Paramètre	Indices de pauvreté ³	Elasticité et taux marginal de substitution			
		Mesure de la pauvreté ²	Elasticités/dépense moyenne par tête	Elasticités/indice de Gini	Taux marginaux de substitution ⁴
Pays	P0	0,473	-1,292	0,338	0,262
	P1	0,200	-1,365	2,175	1,593
	P2	0,110	-1,636	3,807	2,327
Comores (1995)	P0	0,342	-1,573	0,789	0,502
	P1	0,125	-1,736	3,406	1,962
	P2	0,064	-1,906	5,435	3,609
Anjouan	P0	0,609	-1,355	0,016	0,012
	P1	0,275	-1,215	1,184	0,974
	P2	0,156	-1,526	2,293	1,503
Mohéli	P0	0,559	-1,325	0,125	0,094
	P1	0,255	-1,192	1,784	1,497
	P2	0,145	-1,517	3,258	2,148

(1) Les mesures de la pauvreté P0 ($\alpha=1$), P1 ($\alpha=1$) et P2 ($\alpha=2$) sont des indices de pauvreté décomposables qui expriment, respectivement, l'incidence, la profondeur et l'intensité de la pauvreté. Dans ce cas, α représente une mesure de l'aversion pour l'inégalité ; (2) Dans la présente analyse, la mesure de la pauvreté est réalisée en termes de ménages ; (3) Dépense moyenne par tête et par an égale à 170 337 F C – approche nutritionnelle ; (4) Le taux marginal de substitution entre le revenu moyen et l'inégalité de revenu est égal au rapport entre l'élasticité de l'indice de Gini et l'élasticité de la dépense moyenne - précédé du signe moins.

Sources : A partir de l'EBC 1995.

Tableau A6.7 : Coefficients de régression de l'estimation logistique multinomiale de la distribution du niveau de vie selon les quartiles – Comores 1995

Paramètres Variables	Log des chances, relativement au quartile le plus élevé de la distribution du niveau de vie, d'être localisé dans les quartiles suivants ¹					
	1		2		3	
	β	t ²	β	t ²	β	t ²
Constante	-4,6366	-5,221*	-2,2640	-2,977*	-1,2932	-1,793**
Statut sur le marché du travail²						
Salarié non protégé	0,1300	0,857	0,0110	0,029	-0,1862	-0,533
Indépendant non agri. informel	0,8872	1,980*	0,1438	0,393	0,2571	0,778
Indépendant non agricole formel	-0,7863	-0,667	-0,5961	-0,800	-0,3725	-0,634
Agriculteur divers & transf.	2,0749	4,852*	1,1484	3,318*	0,5787	1,778**
Agriculteur-pêcheur	2,2995	4,438*	1,1418	2,540*	0,1636	0,358
Agriculteur de rente-éleveur	1,4500	3,364*	0,6442	1,846**	0,3076	0,944
Agriculteur de céréales	1,8345	4,056*	1,0993	2,926*	0,9949	2,826*
Inactif	0,9971	2,179*	0,1905	0,513	-0,2240	-0,644
Chômeur	0,3116	0,503	-0,6622	-1,342	-0,5866	-1,398
Education⁴						
Primaire	-0,8987	-3,140*	-0,4612	-1,813**	0,1266	0,566
Secondaire 1er cycle	-1,1871	-3,136*	-0,6320	-2,081*	-0,4811	-1,711**
Secondaire 2ème cycle et plus ⁵	-2,4985	-4,715*	-1,1928	-3,517*	-0,8945	-3,001*
Démographie						
Age	-0,0165	-0,741	-0,0130	-0,496	0,0055	0,219
(Age) ⁹	0,0136	0,449	0,0170	0,661	0,0005	0,019
Sexe	0,2142	1,099	0,0129	0,074	0,1265	0,753
Dimension du ménage	0,5015	14,623*	0,3393	10,620*	0,1944	6,281*
Emploi/ménage⁶						
Pourcentage personnes employées	-0,0068	-1,759**	-0,0066	-1,916**	-0,0097	-2,910*
Localisation géographique⁷						
Anjouan	2,3676	12,940*	1,4059	8,627*	0,7807	4,992*
Mohéli	1,7048	5,687*	0,6765	2,359*	-0,0350	-0,119
Revenus de transfert ⁸	-0,0696	-7,000*	-0,0370	5,181*	-0,0248	-4,616*
Log de vraisemblance	-2 337,42					
χ^2 (sig)	850,91 (0,000)					
N	1 993					

(1) La variable dépendante se réfère aux quartiles du niveau de vie, le quartile le plus élevé de la distribution étant normalisé à zéro ; (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Base = salariés protégés ; (4) Base = sans instruction ; (5) Y compris l'enseignement technique ; (6) Pourcentage de personnes employées par ménage de 12 ans et plus ; (7) Base = Grande Comore ; (8) 0000,0 de FC par an ; (9) Divisé par 100.

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

Source : A partir de l'EBC 1995.

Tableau A7.7 : Statistique η testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté selon les groupes considérés en fonction du genre du chef de ménage – Comores 1995¹

Paramètre	$\eta^1 - \theta = 1$			$\eta^1 - \theta = 0,354^2$		
	FGT ($\alpha=0$)	FGT ($\alpha=1$)	FGT ($\alpha=2$)	FGT ($\alpha=0$)	FGT ($\alpha=1$)	FGT ($\alpha=2$)
Statut/milieu						
Salarié protégé-non protégé ³	1,68	1,03	0,46	1,86	1,39	1,00
Indépendant informel ³	1,60	1,93**	1,69**	1,02	1,15	1,31
Agr. transfor. p.agricoles	0,01	0,47	0,40	-1,72**	-1,89**	-1,64
Agriculteur-pêcheur	-0,02	0,59	0,79	1,36	-2,35*	-1,99*
Agriculteur-rente-éleveur	1,20	0,58	0,08	-2,03*	0,13	-0,59
Agriculteur-céréales	0,59	0,00	-0,44	-0,03	-0,55	-0,83
Inactifs ⁴	1,60	2,28*	2,24*	0,84	1,12	1,28
Chômeur	0,51	-0,22	-0,48	0,29	-0,84	-0,73
<i>Grande Comore</i>	<i>1,56</i>	<i>1,01</i>	<i>0,38</i>	<i>0,14</i>	<i>-0,39</i>	<i>-0,77</i>
Moroni	-0,37	-0,27	-0,09	-0,54	-1,09	-1,02
G.Comore urbain second.	0,05	0,78	1,05	-0,96	-1,18	-1,25
Grande Comore rural	1,85**	1,08	0,31	0,58	0,26	-0,26
<i>Anjouan</i>	<i>0,88</i>	<i>1,82**</i>	<i>1,57</i>	<i>-1,68**</i>	<i>-2,09*</i>	<i>-1,86**</i>
Anjouan urbain	1,08	1,62	1,26	-0,07	-0,02	0,03
Anjouan rural	0,34	1,20	1,13	-2,17*	-2,54*	-2,20*
<i>Mohéli</i>	<i>2,65*</i>	<i>1,81**</i>	<i>1,55</i>	<i>2,09*</i>	<i>0,96</i>	<i>0,39</i>
Mohéli urbain	6,93*	4,64*	3,47*	4,67*	2,87*	2,34*
Mohéli rural	0,39	0,27	0,23	-0,05	-0,43	-0,69
Ensemble	2,69*	2,82*	2,11*	0,19	-0,85	-1,19

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

(i) Ratio de pauvreté H : $\sigma_H = \sqrt{H(1-H)/n}$ avec $H=q/n$. On note que pour $FGT(\alpha \geq 1)$, $\sigma_{P_\alpha} = \sqrt{(P_{2\alpha} - P_\alpha^2)/n}$. Une étoile (*) signifie que les écarts de pauvreté sont significatifs à 5 pour cent et (**) à 10 pour cent. Les valeurs de η pour les échantillons n_1 et n_2 et les mesures P_1^* et P_2^* de la pauvreté sont calculées selon :

$$\eta = (P_1^* - P_2^*) / SE(P_1^* - P_2^*), \text{ où l'erreur type de } (P_1^* - P_2^*) SE(P_1^* - P_2^*) = \sqrt{(\sigma_1^2 / n_1 + (\sigma_2^2 / n_2))}. \text{ On note que}$$

$\sigma_i = se_i \cdot \sqrt{n_i}$, où se_i = erreur type de l'échantillon n_i . Dans ce cas, la valeur de η est 2,69, ce qui signifie que l'écart de pauvreté selon le genre est significatif ; (2) Voir la section 2 ci-avant pour l'estimation de ce coefficient ; (3) Absence d'indépendants formels pour les femmes ; (4) 12 apprentis sont classés avec les inactifs ; (5) Compte tenu du faible nombre de salariées non protégées, la catégorie des salariés a été regroupée.

Sources : A partir de l'EBC 1995.

Tableau A8.7 : Coefficients de régression des estimations probit et tobit des déterminants du ratio et de la profondeur de pauvreté des ménages – $\alpha = 2$; chefs de ménage 12 ans et plus – Comores 1995¹

Paramètres Variables	Probit : ratio de pauvreté PO & alpha = 2 ¹						Tobit : écart de pauvreté P1 & alpha = 2 ⁸					
	Biens essentiels			Biens essentiels & autres paramètres			Biens essentiels			Biens essentiels & autres paramètres		
	β	t ²	Effets marginaux	β	t ²	Effets marginaux	β	t ²	Effets marginaux	β	t ²	Effets marginaux
Constante	-2,280	-5,917*	-0,344*	-1,604	-9,404*	-0,638*	-0,333	-10,005*	-0,164*	-0,623	-9,737*	-0,309*
Biens essentiels¹												
Habitat	9,519	6,185*	1,436*	2,957	12,146*	1,177*	1,352	13,806*	0,664*	1,076	12,849*	0,535*
Environnement sanitaire	1,194	2,545*	0,180*	0,820	3,987*	0,326*	0,212	3,057*	0,104*	0,279	4,032*	0,139*
Instruction-formation	3,006	3,722*	0,453*	1,028	3,542*	0,409*	5,6113	5,984*	0,276*	0,423	4,272*	0,210*
Démographie												
Age du chef de ménage	-	-	-	-0,002	-0,769	-0,001	-	-	-	-0,001	-1,172	-0,001
Sexe du chef de ménage ⁴	-	-	-	-0,015	-0,191	-0,061	-	-	-	0,008	0,311	0,004
Taille du ménage	-	-	-	0,124	12,092*	0,049*	-	-	-	0,049	13,180*	0,024*
Statut marché du travail⁵												
Salarié non protégé	-	-	-	-0,113	-0,650	-0,045	-	-	-	0,011	0,192	0,006
Indépendant informel	-	-	-	-0,070	-0,435	-0,028	-	-	-	0,023	0,421	0,011
Indépendant formel	-	-	-	-0,834	-1,570	-0,332	-	-	-	-0,298	-1,716**	-0,148**
Agricult.-trans prod. agr.	-	-	-	0,367	2,464*	0,146**	-	-	-	0,154	2,979*	0,076*
Agriculteur-pêcheur	-	-	-	0,425	2,250**	0,169**	-	-	-	0,188	2,976*	0,094*
Agriculteur-rente-éleveur	-	-	-	0,060	0,398	0,024	-	-	-	0,068	1,310	0,034
Agriculteur-céréales	-	-	-	0,164	1,044	0,065	-	-	-	0,115	2,110*	0,057**
Inactif	-	-	-	0,162	1,023	0,064	-	-	-	0,095	1,731**	0,047**
Chômeur	-	-	-	-0,454	-2,078**	-0,181**	-	-	-	-0,089	-1,218	-0,045
σ	-	-	-	-	-	-	0,312	16,071*	-	0,457	11,637*	-
Log de vraisemblance				-1199,710		-1122,375		-1166,893			-1062,693	
χ^2 (sig) ⁶				357,930 (0,000)		512,601 (0,000)		419,973 (0,000)			393,178 (0,000)	
% cas biens classés				66,8		71,0		-			-	
ZM ⁷				0,708		0,514		-			-	
N				1993		1993		1993			1993	

(1) La variable dépendante est égale à 1 si le ménage est pauvre et 0 dans le cas contraire. Pour les différents paramètres des besoins essentiels, les ratios de pauvreté sont calculés selon l'équation [?] avec alpha = 2. Le test du multiplicateur de Lagrange montre que le modèle ne rejette pas l'hypothèse d'hétéroscédasticité, celle-ci étant prise en compte de façon multiplicative par rapport au log de la dimension du ménage t , soit $\epsilon_i \sim N(0, [\exp(\gamma' \log t_i)]^2)$, (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Voir le tableau 1 pour les spécifications ; (4) Homme ; (5) Base = salarié ; (6) Il s'agit du test du rapport de vraisemblance calculé selon : $LR = 2(L_1 - L_0)$, si L_1 est le log de vraisemblance du modèle sans contrainte et L_0 le log de vraisemblance du modèle contraint (tous les coefficients sont égaux à 0, sauf la constante). Il suit une loi du χ^2 avec des degrés de liberté égaux au nombre de contraintes $-(2n-1)$ et $(n-1)$, respectivement, pour le modèle multinomial et le modèle binaire (n =nombre de paramètres) ; (7) Pseudo- R^2 de Zavoina et McKelvey [1975] ; (8) La variable dépendante, mesurant les écarts de pauvreté, est égale à 0 si le ménage est n'est pas pauvre et inférieure à 1 dans le cas contraire. Pour les différents paramètres des besoins essentiels, les ratios de pauvreté sont calculés selon l'équation [?] avec alpha = 2. Le test du multiplicateur de Lagrange montre que le modèle ne rejette pas l'hypothèse d'hétéroscédasticité, celle-ci étant prise en compte de façon multiplicative par rapport au log de la dimension du ménage t , soit $\epsilon_i \sim N(0, [\exp(\gamma' \log t_i)]^2)$

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

Sources : A partir de l'EBC 1995.

PAUVRETÉ ET INÉGALITÉ EN AFRIQUE

CONTRIBUTION À L'ANALYSE SPATIALE

En Afrique, alors que la distribution spatiale des activités et des opportunités économiques est primordiale dans l'élaboration d'un cadre stratégique de lutte contre la pauvreté, l'incertitude des choix méthodologiques nécessaires à l'appréhension de la pauvreté, et l'insuffisante compréhension de ses déterminants, risquent de fragiliser l'efficacité du ciblage spatial des politiques en direction des groupes les plus démunis.

En premier lieu, des hypothèses et méthodes alternatives de mesure de la pauvreté sont susceptibles d'infléchir, en partie, le mode d'intégration de la dimension spatiale dans les stratégies de pauvreté. Tout d'abord, le différentiel spatial de pauvreté et d'inégalité est sensiblement influencé par l'échelle d'équivalence adoptée. Au Burkina Faso, l'incidence de la pauvreté rurale par rapport à la pauvreté urbaine est deux fois plus élevée lorsque le coefficient d'échelle θ passe de 0,2 à 1, tandis que l'accroissement de θ induit une augmentation du poids de l'inégalité inter-sectorielle – rural-urbain – dans l'explication de Gini. Ensuite, la crédibilité d'une analyse des états sociaux fondée sur une approche multidimensionnelle de la pauvreté, axée sur trois besoins essentiels – habitat, environnement sanitaire et instruction – censés exprimer les «capabilities» des ménages, est suggérée au Burkina Faso. A cet égard, la proximité des évaluations de la pauvreté par rapport aux «capabilities» et aux dépenses confère une marge de manoeuvre supplémentaire en termes de programmes d'action, surtout lors de leur ciblage spatial. Enfin, l'analyse de dominance stochastique de deuxième ordre, précisant les conditions sous lesquelles les distributions peuvent être ordonnées avec certitude en termes de pauvreté et d'inégalité, contribue à rationaliser les programmes de lutte contre la pauvreté – Mauritanie.

En deuxième lieu, l'efficacité des interventions publiques exige une solide compréhension de la nature et des déterminants de la pauvreté. En Mauritanie, les estimations économétriques tentent d'expliciter la dynamique de la pauvreté entre 1990 et 1996 – déterminants du *niveau* de vie, et de la *réduction* de la pauvreté et de l'inégalité –, tandis que, pour la même période, la décomposition de Gini met en évidence des changements substantiels quant à la structure de l'inégalité de la consommation par tête : réduction de Gini accompagnée d'une moindre disparité intra-sectorielle, d'une plus grande homogénéité des secteurs rural et urbain – diminution de la stratification – et d'une élévation du différentiel inter-sectoriel, un schéma de développement qui pourrait s'éloigner du processus de Kuznets. Au Burkina Faso – une économie dépendante de l'émigration vers les pays voisins –, l'existence d'une relation étroite entre les envois de fonds – mobilisation d'un capital social –, l'inégalité et la pauvreté justifie un renforcement des institutions sociales. Les envois de fonds, représentant les trois quarts des transferts, ont un impact égalitaire sur la distribution des dépenses, et réduisent la pauvreté rurale et urbaine, respectivement, de 7,2 et 3,2 points de pourcentage en 1994-95. Enfin, le processus de développement original des Comores en termes de pauvreté et de vulnérabilité est examiné, une économie insulaire encore axée sur les dotations en ressources et les transferts externes, et soumise à de multiples contraintes – la moitié des ménages comoriens étaient pauvres en 1995. Alors qu'entre 1995 et 1998, la pauvreté aurait augmenté annuellement de 3,5 à 4 pour cent, les simulations indiquent que sa réduction risque d'être longue et difficile.