

working paper
2013-11

Pauvreté monétaire versus non-monétaire au Burundi

Jean-Claude Nsabimana
Nicolas Ndayishimiye
Christian Kwidera
Aurélien Beko

October 2013



partnership for
economic
policy

pep



Pauvreté monétaire versus non monétaire au Burundi

Résumé

L'objectif général de l'étude est d'analyser la situation de la pauvreté au Burundi. Pour ce faire, trois objectifs spécifiques sont considérés : évaluer la pauvreté monétaire à l'aide d'une échelle d'équivalence ; construire un indicateur composite de la pauvreté basé sur l'approche multidimensionnelle ; et enfin identifier les principaux déterminants de la pauvreté. L'estimation du modèle d'Engel a permis de dégager trois échelles associées à trois tranches d'âges qui se sont révélées significatives. Il convient dès lors d'utiliser ces coefficients dans les études sur les conditions de vie au Burundi. Nos résultats montrent une sensibilité des mesures de pauvreté selon notre échelle empirique, si l'on ne tient pas compte des échelles. L'application de la méthode de l'analyse des correspondances multiples évalue la prévalence de la pauvreté multidimensionnelle à 70%, c'est à dire légèrement au-dessus de la prévalence de la pauvreté monétaire, évaluée à 69% selon le modèle empirique. Le caractère rural de la pauvreté a été mis en exergue par l'utilisation des approches monétaires et non monétaires. De plus, les tests de dominance stochastique révèlent que le sud et le nord sont les régions les plus touchées par le phénomène de pauvreté. L'utilisation du modèle Probit et Biprobit a permis de mettre en exergue les caractéristiques sociodémographiques qui contribuent le plus à la probabilité d'être pauvre. Des recommandations de politiques de lutte contre la pauvreté sont formulées à partir des résultats de l'étude.

Mots clés : pauvreté, Echelle d'équivalence, approche multidimensionnelle, seuil, Modèle logistique, déterminants de la pauvreté

Jel Codes : C01; C13; C14; C20; C81.

Authors

Jean Claude NSABIMANA

Enseignant chercheur
Université du Burundi
nsabiclaud@yahoo.fr

Christian Kwizera

Statisticien
Ministère des Finances
kwizchris@yahoo.fr

Aurélien Beko

Economiste
Banque Mondiale
Bekaurel@gmail.com

Nicolas Ndayishimiye

Directeur General
Institut des Statistiques et des Etudes
Economiques du Burundi
nicmuso@yahoo.ff

Remerciements

Ces travaux ont été réalisés grâce à l'appui financier et scientifique du Partenariat pour les politiques économiques (PEP, www.pep-net.org), qui est financé par le Département pour le Développement International (DFID) du Royaume Uni (ou UK Aid) et le gouvernement du Canada à travers le Centre de Recherches pour le Développement International (CRDI).

Table des matières

Acronymes	p.3
Tableaux et graphiques	p.4
I. Introduction	p.5
II. Revue de la littérature	p.8
2.1. L`approche monétaire et la notion d`échelle d`équivalence	
2.2. L`approche non monétaire de la pauvreté	
2.3. L`approche des capacités (ou capabilities)	
2.4. Revue de la littérature empirique	
III. Méthodologie et source de données	p.11
3.1. Estimation d`une échelle d`équivalence	
3.2. Seuil de la pauvreté monétaire, dépense par équivalent adulte et mesure de pauvreté monétaire.	
3.3. Indice composite de bien-être	
3.4. Seuil et mesure de la pauvreté multidimensionnelle (FGT)	
3.5. Dominance stochastique unidimensionnelle	
3.6. Les déterminants de la pauvreté monétaire et non monétaire	
3.7. Complémentarité entre les deux approches	
3.8. Données utilisées	
IV. Applications et Résultats	p.18
4.1. Résultat de la pauvreté monétaire	
4.2. Résultats de l`approche multidimensionnelle	
4.3. Profil pauvreté monétaire	
4.4. Profil de la pauvreté infantile au Burundi	
4.5. Les déterminants de la pauvreté au Burundi	
V. Conclusions et recommandations	p.46
References	p.50
Annexes	p.53

Acronymes

ACM : Analyse des Correspondances Multiples

API : Agence de Promotion des Investissements

COPA : Consistance Ordinale sur le Premier Axe

CSLP : Cadre Stratégique de Croissance et de Lutte contre la Pauvreté

CURDES : Centre Universitaire de Recherche pour le Développement Economique et Social

DASP : Distributive Analysis Stata Package

FAO : Organisation des Nations Unies pour l'Alimentation et l'Agriculture

FGT : Foster Greer Thorbecke

FSEA : Faculté des Sciences Economiques et Administratives

IPPE : Initiative Pays Pauvre Très Endettés

ISTEBU : Institut des Statistiques et des Etudes Economiques du Burundi

OMD : Objectifs du Millénaire pour le Développement

PEP : Politique Economiques et Pauvreté

PIB : Produit Intérieur Brut

QUIBB : Questionnaire unifié des Indicateurs de Bien-être de base

ROC : Receiver Operating Characteristic

SPAD : Système Portable d'Analyse des Données

Tableaux et Graphiques

Tableaux

Tableau 1: Evolution des principaux indicateurs économiques du Burundi	6
Tableau 2 : Fréquences des variables sociodémographiques	19
Tableau 3: Résultats de l'Estimation du modèle	23
Tableau 4: Coordonnées, contribution, cosinus carré de l'ACM finale	27
Tableau 5: seuil de pauvreté selon le nombre de grappes homogènes	31
Tableau 6: Taux de pauvreté infantile monétaire et non monétaire selon les tranches d'âges des enfants	34
Tableau 7: Graphiques présentant les relations de dominance entre les 5 régions du Burundi.....	41
Tableau 8: Résultats de l'estimation des Déterminants de la pauvreté au Burundi	42
Tableau 9: Résultats de l'estimation du modèle biprobit des déterminants de la pauvreté monétaire et non-monétaire (Modèle 3)	43

Graphiques

Graphique 1: Relation entre la dépense par tête et la part alimentaire	20
Graphique 2 : Echelles d'équivalence par groupe d'âge selon le seuil de dépense retenu	21
Graphique 3 : Echelles d'équivalence selon les spécifications du modèle (0-4 ans)	21
Graphique 4 : Echelle d'équivalence selon la taille du ménage de référence	22
Graphique 5: Proportion de la variance expliquée en fonction du nombre de groupes	30
Graphique 6: Comparaison des deux types de pauvreté selon la province	32
Graphique 7: Comparaison de la pauvreté monétaire et non monétaire selon la région	33
Graphique 8: Lien entre l'indicateur monétaire et non monétaire de bien-être	35
Graphique 9: Courbe de dominance stochastique de premier ordre selon la localité du ménage.....	36
Graphique 10: courbe de dominance stochastique de premier ordre selon le sexe du chef de ménage	36
Graphique 11: Courbe de dominance stochastique de premier ordre selon la région géographique	37
Graphique 12: Courbe de dominance stochastique de premier ordre selon le niveau d'éducation du chef de ménage.....	37
Graphique 13: Courbe de dominance stochastique de premier ordre selon la nomenclature du ménage.....	38
Graphique 14 : Relation de dominance du milieu rural par le milieu urbain	39

1. Introduction

Le Burundi est un pays en plein effort de relèvement économique et social après plus de quinze années de guerre civile. Classé 185^{ème} sur 187 sur la base de l'Indicateur de Développement Humain, le Burundi est l'un des pays les plus pauvres du monde avec un PIB/ par habitant de 170 \$ USD en 2011. Selon une étude de la banque mondiale (2006), le Burundi compte 66,9% de la population qui vivent en dessous du seuil de pauvreté absolu. L'incidence de la pauvreté est de 34% en milieu urbain contre 68,9% en milieu rural¹. Ainsi, le milieu rural qui abrite 94% de la population compte près de 97% de pauvres, alors que le milieu urbain, avec 6% de la population, compte 3% de pauvres. La profondeur de la pauvreté revêt les mêmes contours que l'incidence de la pauvreté. Elle est de 23,4% au niveau national dont 10% en milieu urbain et 24% dans les campagnes².

En 2009³, le taux brut de scolarisation est estimé à 130,4 % (dont 124,7% pour les filles) et le taux net de scolarisation à 89,7% avec 87,9% pour les filles. Le taux d'alphabétisation des adultes est de 44,72% avec 34,8% pour le sexe féminin et 57,2% pour le sexe masculin. Le taux de fécondité est très élevé (en moyenne 6,2 enfants par femme). Les taux de mortalité générale et infantile⁴ sont estimés respectivement à 20,4 et 113,8 pour 1000 en 2007. Suite à la mesure présidentielle de 2005 relative à la gratuité des soins aux femmes qui accouchent et aux enfants de moins de 5 ans, le nombre de femmes accouchant dans des structures sanitaires a augmenté, les taux de mortalité maternelle et infantile ont diminué, mais l'accès aux médicaments reste un problème. Les taux de prévalence du VIH/SIDA et du paludisme sont respectivement de l'ordre de 3,5% et 25,9 % (Evaluation du CSLP-I). L'espérance de vie à la naissance ne dépasse pas 44 ans en 2009. Cette situation d'extrême pauvreté s'explique essentiellement par une croissance économique insuffisante dans un contexte de croissance démographique soutenue (2,9% par an).

La productivité du travail dans le secteur primaire, qui emploie environ 90% de la population et qui contribue à hauteur de 40% au PIB, est très faible. L'agriculture, essentiellement vivrière, est marquée par une très grande vulnérabilité aux conditions

¹ Centre de Recherche pour le Développement Economique et Social, Rapport de l'enquête sur les conditions de vie des ménages au Burundi, Rapport de l'enquête, 2006

² Rapport QUIBB op cit

³ Indicateurs de l'enseignement primaire par commune du Ministère de l'enseignement primaire et secondaire, année scolaire 2008/2009

⁴ Le taux de mortalité infantile indique le taux de probabilité de décès entre la naissance et le premier anniversaire calculé pour 1000 naissances vivantes

climatiques et aux maladies, d'où une très grande variabilité de la couverture des besoins alimentaires, qui reste globalement insuffisante. A l'heure de la crise alimentaire mondiale (FAO, 2008), la pauvreté augmente davantage dans les pays en guerre ou en sortie de guerre, et selon ce rapport, plus de 35% de la population burundaise était sous-alimentée en 2005. La formulation de politiques de lutte contre la pauvreté passe par la compréhension des mécanismes de transmission des effets des interventions publiques sur la distribution des revenus et le bien-être des populations. En dépit des progrès enregistrés dans le domaine du développement humain avec la mise en œuvre des projets phares dans les domaines de l'éducation et la santé, le pays reste vulnérable sur diverses dimensions.

Durant la période de guerre (1993 à 2002), le Burundi a enregistré des taux de croissance négative (jusqu'en 2000), puis de croissance faible avec un recul du PIB par tête. La chute de cet indicateur s'était traduite par une forte augmentation du taux de pauvreté qui est passé de 36% en 1990 à 67% en 2006. Cette augmentation de la pauvreté s'est accompagnée d'une insécurité alimentaire (69% des habitants), plus durement ressentie dans les zones rurales que dans les centres urbains. L'insécurité alimentaire traduit une situation des ménages qui ne parviennent pas à satisfaire les besoins alimentaires de base⁵.

Le pays se relève progressivement de cette période difficile en enregistrant une croissance positive à partir des années 2000 avec un taux de croissance du PIB dépassant 5% en 2006. C'est l'une des rares années, depuis le début de la décennie, où le taux de croissance économique est nettement supérieur au taux de croissance démographique (plus de 2,3%).

Le tableau ci-dessous résume l'évolution des principaux indicateurs économiques de 2005 à 2009.

Tableau 1: Evolution des principaux indicateurs économiques du Burundi

Croissance annuelle en % sauf indication contraire	2005	2006	2007	2008	2009
PIB	0,9%	5,1%	3,6%	4,5%	3,4%
Population	3,9%	3,8%	3,7%	3,0%	3,0%
PIB/tête	330	350	370	380	390
Secteur primaire	-6,3%	5,0%	0,3%	4,2%	1,8%
Secteur secondaire	7,4%	4,7%	3,7%	5,0%	5,0%
Secteur tertiaire	9,0%	6,2%	8,1%	5,0%	5,1%

⁵Résultats de l'enquête QUIBB2006 op cit.

Exportations BSNF (US\$)	19,5%	2,6%	-9,7%	15,1%	21,5%
Indice des prix à la consommation (moyenne de la période)	13,4%	2,8%	8,3%	24,4%	10,7%
Taux de change effectif réel	17,1%	-2,7%	-5,7%	16,0%	2,0%
Termes de l'échange	11,1%	-2,9%	-23,4%	3,4%	39,8%
Recettes publiques (hors dons) (en % du PIB)	20,0%	18,9%	18,6%	18,5%	18,6%
Total dépenses et prêts nets (en % du PIB)	36,8%	38,2%	38,5%	44,1%	50,7%

Sources : Revue des dépenses publiques, FMI, Banque mondiale et autorités burundaises, 2010.

Plusieurs facteurs endogènes et exogènes ont eu une influence négative sur la performance de l'économie burundaise, rendant provisoirement impossible cette vigoureuse relance de la croissance qui aurait permis d'obtenir des résultats significatifs sur le plan de la réduction de la pauvreté. Il s'agit, notamment, de la prédominance du secteur primaire qui produit environ 45% du PIB du pays, les conditions climatiques souvent défavorables, la vétusté des caféiers, une culture qui rapporte la grande partie des recettes d'exportations du pays, etc.

L'objectif général de l'étude est d'analyser la situation de la pauvreté au Burundi. Pour ce faire, trois objectifs spécifiques sont considérés : évaluer la pauvreté monétaire, construire un indicateur composite de la pauvreté basé sur l'approche multidimensionnelle, et enfin identifier les principaux déterminants de la pauvreté au Burundi.

La présente étude est pertinente pour plusieurs raisons. En effet, au Burundi, il y a très peu d'études qui ont abordé le phénomène de pauvreté. La seule étude publiée a été réalisée par la Banque Mondiale avant l'élaboration du Cadre Stratégique de Croissance et de Lutte contre la Pauvreté (CSLP) en 2006. A notre connaissance, il n'existe pas de travaux qui se sont penchés sur l'estimation empirique de l'échelle pour établir un profil de pauvreté plus précis encore moins de travaux qui étudient la pauvreté multidimensionnelle au Burundi. Nous estimons que cette étude constituera une référence solide en matière d'analyse de la pauvreté pour les chercheurs burundais du milieu universitaire et pourra alimenter la nouvelle génération du CSLP en cours d'adoption.

La suite de l'étude se présente comme suit. La section 2 passe en revue le cadrage théorique et empirique du sujet traité. La troisième section présente le cadre méthodologique et les données utilisées, tandis que la quatrième dresse les principaux résultats avant la conclusion et les recommandations.

2. Revue de la littérature

La pauvreté reste un phénomène complexe qui, au cours de ces dernières décennies, a fait l'objet de nombreux débats théoriques, très souvent complémentaires. L'intérêt des différentes approches réside dans l'identification rigoureuse de la pauvreté, condition nécessaire à la mise en œuvre des politiques d'éradication de ce phénomène.

2.1. L'approche monétaire et la notion d'échelle d'équivalence

L'approche monétaire de la pauvreté, communément appelée approche utilitariste, procède à une conceptualisation essentiellement unidimensionnelle de la pauvreté sur la base du bien-être (mesuré par l'utilité). Cela se réduit à un simple manque de moyens en termes de revenu nécessaire pour atteindre une qualité de vie minimale (Ravallion, 1994).

La plupart des études sur la pauvreté monétaire utilisent la dépense de consommation par tête comme indicateur de bien-être. Cependant, il n'y a aucune raison de penser que les besoins des enfants et des adultes soient identiques. Comme solution à ce problème, la littérature en matière d'analyse de la pauvreté propose une approche par des échelles d'équivalence.

L'échelle d'équivalence est un système où le poids attribué à un individu dépend de son âge et de son sexe, ce qui détermine le niveau de ses besoins. Ce poids est une fraction des besoins de l'adulte. La somme des poids des membres du ménage est ainsi la taille en équivalent-adulte du ménage. Les pays qui ont les systèmes statistiques les plus développés ont tendance à construire leurs propres échelles à partir de leurs données pour éviter le caractère arbitraire des échelles classiques. Ces échelles indiquent le poids qu'un individu occupe dans le ménage en fonction de ses caractéristiques. Ainsi, l'échelle d'OXFORD accorde un poids de 1 au chef de ménage, 0,7 au 2^{ème} adulte ainsi que tous les autres membres de plus de 14 ans du ménage et 0,5 à tous les individus de moins de 14 ans. Par contre, celle de l'OCDE modifiée accorde 0,5 au 2^{ème} adulte ainsi qu'aux autres membres de plus de 14 ans et 0,3 à tous les individus du ménage de moins de 14 ans. Contrairement à l'approche monétaire qui se limite à une dimension, l'approche non monétaire traite la pauvreté de façon multidimensionnelle en intégrant les conditions de base liées à l'existence de l'être humain.

2.2. L'approche non monétaire de la pauvreté

L'approche non monétaire de la pauvreté - ou l'école par les besoins de base - apporte une critique à l'approche unidimensionnelle de la pauvreté et au caractère subjectif de l'utilité. D'après l'approche multidimensionnelle de la pauvreté, un individu sera considéré comme pauvre s'il ne peut pas disposer d'un minimum de biens et services de base dont le logement, les services de santé, d'éducation, l'accès à l'eau potable, la distance par rapport aux infrastructures de base.

2.3. L'approche des capacités (ou capabilités)

Selon cette approche, la chose qui manque aux pauvres n'est ni l'utilité ni la satisfaction des besoins de base, mais les habiletés ou capabilités humaines (Sen, 1992). Cette approche s'inscrit dans le champ d'une réflexion sur la justice sociale, l'égalité et les inégalités. Elle permet d'aborder la pauvreté en la considérant comme le résultat d'une incapacité résultant d'une santé déficiente, d'une éducation insuffisante ou de déséquilibres nutritionnels. Au cours de cette première partie consacrée à la revue de la littérature théorique, on retient que les trois écoles de pensées s'accordent sur le fait que le pauvre est une personne qui n'atteint pas le minimum de satisfaction raisonnable de bien-être, et c'est la nature et le niveau de ce minimum qui les distinguent (Asselin et Dauphin, 2000).

Après avoir élucidé ce consensus sur les formes de pauvreté dans cette partie théorique, nous allons procéder à la revue de la littérature empirique sur les principaux travaux ayant traité la pauvreté sur ses différentes formes.

2.4. Revue de la littérature empirique

L'établissement d'un profil de pauvreté monétaire précis requiert l'utilisation des méthodes et standards appropriés. Par exemple, de nombreux travaux se sont penchés sur la quantification de la pauvreté à partir d'une estimation des échelles d'équivalence. Au Burundi de telles recherches sont rares voire quasi inexistantes. Dans d'autres pays, des recherches ont été menées sur la pauvreté plus spécifiquement à partir de la notion d'échelle d'équivalence. Elles ont obtenu des résultats intéressants dans certains pays comme la Hongrie, le Burkina Faso, le Cameroun et la France. D'après la littérature empirique, dans bon nombre de pays, les études portant sur l'aspect multidimensionnel de la pauvreté sont assez fréquentes.

Pour les pays développés, Ödon, Eltetö et Havavi (2002), trouvent pour la Hongrie, une forte sensibilité de ces mesures en étudiant la sensibilité des mesures de la pauvreté au choix de l'échelle d'équivalence. Ces résultats rejoignent les conclusions de Coulter, Cowel et Jenkins (1992) selon lesquelles, il existe une relation entre les échelles d'équivalence et l'étendue de la pauvreté. Hourriez et Olier (1997) ont conclu que l'échelle d'Oxford n'est pas appropriée pour le cas de la France. Ils ont suggéré de remplacer les coefficients de cette échelle par des coefficients plus faibles. Plus précisément, ils suggèrent que les personnes de 14 ans et plus soient associés à un coefficient de 0.5 et les personnes de moins de 14 ans à un coefficient de 0.2 d'unité de consommation au lieu de 0.3.

Pour les pays en voie de développement, dans l'étude de Lachaud (2001) portant sur les échelles d'équivalences, les inégalités et la pauvreté au Burkina Faso, l'auteur prend en compte le coût relatif des enfants par rapport aux adultes et les économies d'échelle. D'après ses résultats, les coefficients relatifs à la proportion des enfants ne sont pas significatifs pour la tranche d'âge de 0 – 4 ans, le coût relatif de cette classe d'âge étant de 0,60.

S'agissant de la pauvreté multidimensionnelle, au Sénégal, en utilisant une approche par les besoins de base, Ki et al (2005) ont mis en exergue les formes de pauvreté les plus répandues. Il s'agit des formes liées à la vulnérabilité de l'existence humaine des ménages, aux manques d'infrastructures de confort et d'équipement avec une incidence globale de près de 60% en 2001. Ils montrent également l'existence d'un lien positif entre la pauvreté monétaire (dépenses de consommation) et la pauvreté non monétaire sur la base d'un indice composite de bien-être. Ayadi et al (2007) tentent d'appréhender la pauvreté basée sur l'approche des capacités de Sen en appliquant l'approche des ensembles flous pour quantifier la pauvreté multidimensionnelle en Tunisie. Leurs résultats révèlent l'importance de la contribution des attributions relatives à l'éducation et aux conditions de logement à la pauvreté totale que le revenu seul ne peut capter.

Dans une étude menée en 2004 par le bureau du Programme Alimentaire Mondial au Burundi (PAM), les auteurs concluent que malgré l'abondance des ressources naturelles et des terres productives, une partie de la population ne produit pas assez pour se nourrir ou n'a pas accès à une quantité suffisante de nourriture. Le pays est caractérisé par une forte incidence de la malnutrition infantile, notamment sous sa forme chronique (retard dans la croissance).

3. Méthodologie et source de données

Cette partie présente la démarche méthodologique, le cadre opérationnel et les données qui seront utilisés dans cette étude.

3.1. Estimation d'une échelle d'équivalence

Dans les études basées sur l'approche monétaire, l'indicateur de niveau de vie le plus communément utilisé est la dépense par équivalent adulte. Pour cet indicateur, les chercheurs recourent aux échelles d'équivalences. La méthode la plus ancienne pour estimer celles-ci est l'approche d'Engel (1857). Bien que d'autres procédures aient été inventées, c'est la méthode d'Engel qui est le plus employée. Dans cette approche, la part allouée à l'alimentation est considérée comme l'indicateur de bien-être.

La présente recherche qui se propose d'estimer une échelle d'équivalence pour le Burundi afin de prendre en compte le coût relatif des enfants s'appuie sur la spécification d'Engel, mais Elle s'inspire aussi de celle de Deaton (1987). Une échelle d'équivalence tient compte de deux éléments : le coût relatif d'une tranche d'âge donnée par rapport aux adultes et les économies d'échelles que réalisent les ménages. Toutefois, certains chercheurs sont sceptiques quant à l'utilisation de ces économies d'échelle dans la détermination de la taille des ménages en équivalent-adultes. L'utilisation du paramètre d'économie d'échelle conduit à une vision pessimiste de la pauvreté, la prévalence pouvant passer de plus de 60% à moins de 10% dans la plupart des cas. Pour ce faire, nous n'allons pas introduire le paramètre d'économie d'échelle.

Formellement, une échelle d'équivalence EQ peut être exprimée par l'équation suivante⁶ :

$$EQ = (A + \sum_{k=1}^K \psi_k E_k)^\theta \quad (1)$$

Dans l'équation (1), A représente le nombre d'adulte dans le ménage, E_k l'effectif des personnes d'une tranche d'âge donnée, les ψ_k sont les coefficients d'équivalence entre les adultes et les enfants. Ainsi cette équation reflète la taille du ménage en équivalent adultes. Le paramètre θ pourrait traduire cette taille en équivalent-adulte en termes d'utilisation collective du ménage dénommé économie d'échelle.

⁶ Cette spécification a été utilisée par LACHAUD (2001).

Ces coefficients sont estimés à partir du modèle d'Engel :

$$w_{f,h} = \alpha + \beta_1 \ln\left(\frac{x_h}{n_h}\right) + \beta_2 \ln(n_h) + \sum_{k=1}^{K-1} \delta_k \eta_k + \beta_3 y_{1,h} + \beta_4 y_{2,h} + \varepsilon_h \quad (2)$$

avec $\eta_k = \frac{E_k}{n}$

et où $w_{f,h}$ est la part alimentaire du ménage h , x_h est la dépense totale du ménage h , n_h est la taille du ménage h , η_k est proportion des individus de la tranche d'âge k , β_3 et β_4 sont les coefficients associés aux variables socio-démographiques.

La transformation suivante permet de dériver l'échelle d'équivalence pour une catégorie d'âge donnée. Elle est basée principalement sur l'idée d'égalité en bien-être, et ainsi, entre la part des dépenses alimentaires d'un ménage de référence (indexé par 0) composé d'un nombre donné d'adultes, et celle d'un autre ménage composé du même nombre d'adultes et d'un enfant (indexé par 1). La formule suivante est une illustration pour la tranche d'âge de 0-4 ans.

$$\psi_{k=0-4} = \frac{x_1}{x_0} - 1 \equiv \exp\left[\left(1 - \frac{\beta_2}{\beta_1}\right) \ln\left(\frac{n_0 + 1}{n_0}\right) + \frac{(\delta_{k=15-54} - \delta_{k=0-4})}{(n_0 + 1)\beta_1}\right] - 1 \quad (3)$$

3.2. Seuil de pauvreté monétaire, dépense par équivalent adulte et mesure de pauvreté Monétaire

Le seuil de pauvreté est un niveau de revenu au-dessous duquel un ménage est considéré comme pauvre. Il demeure un instrument économique utile étant donné que tous les indicateurs de pauvreté sont inhérents au seuil choisi. Un seuil erroné conduirait inévitablement à des conclusions erronées. Dans cette étude, nous allons utiliser le seuil de pauvreté absolu estimé par la Banque mondiale. Le seuil du milieu rural sera considéré comme référence et les dépenses du milieu urbain seront déflatées pour les rendre comparables.

⁷ Avec ψ_{0-4} , le coût relatif de la tranche d'âge de 0-4 ans, x_0 , la dépense du ménage de référence, x_1 , la dépense du ménage contenant la personne de la tranche d'âge considérée, n_0 , la taille du ménage de référence (deux personnes dans le cadre de cette étude), β_1 le coefficient associé à la dépense par tête, β_2 le coefficient associé à la dépense par taille, $\delta_{K=15-54}$ le coefficient associé à la variable proportion de 15-54 ans, $\delta_{K=0-4}$ le coefficient associé à la variable proportion de 0-4 ans

Nous allons utiliser la famille des indices proposés par FOSTER J., GREER J. et THORBECKE (FGT) (1984) qui présente des propriétés désirables plus particulièrement la décomposabilité en sous-groupes. La formule générale de l'indice FGT est donnée par l'expression suivante⁸ :

$$P_{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left[\frac{(Y_P - Y_j)}{Y_P} \right]^{\alpha} \quad (4)$$

3.3. Indice composite de bien-être

L'analyse multidimensionnelle de la pauvreté passe par la construction d'un indice composite de bien-être qui résume les dimensions non monétaires de bien-être en un indicateur unique. Il existe plusieurs méthodes pour sa construction dont l'approche d'entropie et l'approche d'inertie⁹. Dans le cadre de cette étude, la construction de l'indicateur composite sera basée sur l'approche d'inertie à l'aide de l'Analyse des Correspondances Multiples (ACM). Les variables qui seront utilisées pour estimer cet indicateur composite sont des variables binaires prenant la valeur 1 si le ménage possède l'attribut et la valeur 0 si non. De même, certains regroupements doivent être effectués pour avoir des groupes homogènes en cas de modalité de rapprochement des modalités d'une part, et des fréquences faibles d'autre part. L'étude s'est inspirée de la méthodologie déjà utilisée dans plusieurs travaux effectués au sein du Réseau PEP et d'autres, notamment par K. Dabitao. et al (2010), Ayadi et al. (2007), J.B. Ki (2005), S Ambapour. (2006), etc.

L'idée de base est de résumer l'information apportée par ces indicateurs qualitatifs en un seul indicateur quantitatif. La forme fonctionnelle de l'indice est la suivante :

$$ICB_i = \sum_{j=1}^J \gamma_j I_{ji} \quad (5)$$

I_{ji} est l'indicateur primaire j ($j = 1; J$) pour l'individu i ($i = 1; N$) ; γ_j est le poids attribué à l'indicateur j dans le calcul de l'indice composite ICB de l'individu i . L'indice composite peut être aussi réécrit d'une manière détaillée selon la forme fonctionnelle suivante :

⁸ En fonction des valeurs de α , on en dégage les valeurs de P_0 , P_1 et P_2 représentant respectivement la prévalence, l'intensité et la profondeur de la pauvreté.

⁹ L.M.Asselin(2002), Pauvreté Multidimensionnelle, théorie, CRDI.

$$ICB_i = \frac{\sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^{J_k} \varpi_{j,k} I_{j,k,i}}{K} \quad (6)$$

Avec K : nombre d'indicateurs primaires ;

J_k : Nombre de modalités de l'indicateur k ;

$\varpi_{j,k}$: Le poids de la modalité j de l'indicateur k ;

$I_{j,k,i}$: Variable binaire prenant la valeur 1 lorsque l'individu i possède la modalité j de l'indicateur k et 0 si non.

Ainsi défini, l'indice composite est la moyenne des poids des variables qualitatives binaires. Les méthodes d'analyses factorielles ont cet avantage de pouvoir déterminer ces coefficients de pondération de chaque variable entrant dans la construction de l'indicateur composite en évitant l'arbitraire. Le poids ϖ_j^α à attribuer à chaque composante de l'indice composite est le score normalisé de la modalité I_{i,j_k} obtenu après application de l'analyse des correspondances multiples.

$$\text{On a : } \varpi_{j,k}^\alpha = \frac{\varpi_{j,k}^\alpha}{\sqrt{\lambda_\alpha}} \quad (7)$$

Où : $\varpi_{j,k}^\alpha$ représente le score de la modalité j de l'indicateur k sur l'axe α et λ_α la valeur propre de l'axe α . La construction d'un tel indicateur se fait suivant une approche dont les étapes sont les suivantes :

- ❖ On réalise un premier ACM avec l'ensemble des variables disponibles et pertinentes susceptibles de caractériser le bien-être. Le premier axe factoriel permet de mettre en exergue le phénomène de la pauvreté ;
- ❖ Sur la base de certains critères, on réduit le nombre de variables issues du premier ACM. Les variables ne sont retenues dans la nouvelle ACM que si elles remplissent certaines conditions comme la propriété de consistance ordinale par rapport au premier facteur (COPA) d'une part, et s'ils ont un pouvoir discriminatoire significatif d'autre part. On réalise une deuxième ACM en utilisant les variables

retenues. A partir des résultats de ce deuxième ACM, on construit l'indicateur composite de bien-être. D'autres critères, tels que la fréquence des modalités, peuvent être utilisés.

Pour quantifier la pauvreté à l'aide des indices FGT, il est nécessaire que les valeurs de bien-être soient positives. Pour cette raison, on procède à une translation de cette variable de bien-être par un réel positif. Cette translation n'affecte pas le classement des ménages le long du premier axe factoriel. Cette translation sera faite en ajoutant à chaque valeur initiale, la valeur absolue du minimum de l'indice composite.

3.4. Seuil et mesure de la pauvreté multidimensionnelle (FGT)

Après avoir construit l'indice composite, on doit définir le seuil de pauvreté afin de déterminer les pauvres avec l'approche multidimensionnelle. Fixer un seuil de pauvreté revient à déterminer un niveau de bien-être en dessous duquel un individu sera considéré comme pauvre. La détermination du seuil absolu est une tâche délicate du fait qu'il est difficile de déterminer un ménage de référence jugé comme non pauvre dans le contexte burundais à partir d'actifs indispensables.

En dépit de la problématique que pose le calcul du seuil absolu, il existe une méthode non arbitraire dans la détermination de ce seuil. Elle consiste en une hiérarchisation en classes selon le critère de l'inertie. Le principe de formation des classes consiste à la minimisation de la variance intra-classes et la maximisation de la variance inter-classes. Autrement dit, cette approche repose sur l'idée de l'homogénéité des deux groupes pauvre et non pauvre tel qu'on suppose que les disparités intra-groupe sont minimales. Une des difficultés majeures de la méthode est la fixation du nombre de classes à former.

3.5. Dominance stochastique de la pauvreté

Les mesures de la pauvreté monétaire et non monétaire décrites ci-dessus sont sensibles à plusieurs variantes. Les premières sont sensibles à la ligne de pauvreté et à l'échelle utilisée. La détermination des seuils de pauvreté et l'utilisation des échelles d'équivalences 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.¹⁰ Les tests de dominance stochastique permettent d'établir un classement ordinal des distributions pour un ensemble d'indices de la pauvreté.

¹⁰ Foster et shorrocks (1998a) (1998b)

Les seconds sont sensibles au seuil de l'indice composite retenu. Le principal inconvénient des méthodes de quantification par indice unique réside dans la possibilité de changement des classements des distributions lorsque le seuil de pauvreté change. Pour dériver des résultats de classement ordinaire, des tests de robustesses pour la comparaison des distributions de bien-être obtenues sont mises en œuvre avec la dominance stochastique.

3.5.1. La dominance stochastique unidimensionnelle

Définissons un indice de pauvreté unidimensionnelle de la classe FGT (Foster, Greer and Thorbecke, 1984) de la forme :

$$P^\alpha(z) = \int_0^z (z-x)^\alpha dF(x). \quad (8)$$

En considérant deux distributions de bien-être A et B, on dira que la distribution B domine la distribution A à l'ordre $s = \alpha + 1$, si :

$$\Delta^\alpha = P_B^\alpha(z) - P_A^\alpha(z) < 0 \text{ Pour tout } z \in [0, z^+]. \quad (9)$$

Où z^+ est une valeur confortable du seuil de pauvreté. Il est possible d'effectuer donc une analyse de dominance stochastique unidimensionnelle basée uniquement sur les dépenses par équivalent adulte des ménages ou sur l'indice composite du bien-être, représenté par les scores dérivés grâce à l'analyse à correspondance multiple. Dans chaque cas le seuil de pauvreté prendra différentes valeurs de la mesure de bien-être considérée. Une analyse graphique à partir des courbes de pauvreté ou de densité cumulative pour différents niveaux de seuil de pauvreté, permet de prendre un jugement sur la dominance stochastique d'une distribution donnée. La section suivante se rapporte à l'analyse de la dominance pour l'ordre 2.

3.5.2. La dominance stochastique bidimensionnelle

On suppose un cadre de bien-être bidimensionnel, où les deux dimensions sont représentées respectivement par x et y . C'est notamment le cas présent où la première dimension est l'indice composite de bien-être (score) tandis que la deuxième est représentée par les dépenses par équivalent adulte de notre modèle empirique. L'analyse de la dominance bidimensionnelle peut être réalisée en faisant une extension de la condition de dominance établie dans le cas de la dominance unidimensionnelle. Duclos et al. (2006) généralisent l'approche de la dominance stochastique dans ce sens, pour les classes de mesures de pauvreté multidimensionnelle. Considérons un indice de

pauvreté bidimensionnelle, basée sur une extension de la classe des indices FGT, de la forme :

$$P^{\alpha_x, \alpha_y}(z_x, z_y) = \int_0^{\bar{z}_y} \int_0^{\bar{z}_x} (z_x - x)^{\alpha_x} (z_y - y)^{\alpha_y} dF(x, y) \quad (10)$$

Ainsi, on dira que la distribution B domine la distribution A à l'ordre $s = \alpha + 1$, si et seulement si :

$$\Delta^{\alpha, \alpha} = P_B^{\alpha, \alpha}(z_x, z_y) - P_A^{\alpha, \alpha}(z_x, z_y) < 0 \text{ pour tout couple } (z_x, z_y) \in \Lambda \quad (11)$$

Λ est l'ensemble des combinaisons de seuils de pauvreté pour lesquelles la condition de dominance est respectée. L'analyse de la dominance stochastique bidimensionnelle peut être effectuée en comparant les différentes valeurs de $\Delta^{\alpha, \alpha}$ obtenues pour différents couples de seuils de pauvreté ou, de façon plus robuste, les différentes valeurs de la statistique de t-Student qui leur sont associées.

3.6. Les déterminants de la pauvreté monétaire et non monétaire

La recherche des déterminants de la pauvreté se fera à l'aide du modèle Probit. Ce modèle est adapté aux variables dépendantes binaires. Nous allons rechercher les déterminants de la pauvreté monétaire et non monétaire. La variable dépendante prend les valeurs 1 si le ménage est pauvre et 0 sinon. La valeur 1 signifie que le ménage effectue une dépense journalière inférieure au seuil de pauvreté ou que la valeur de son indice composite est inférieure au seuil retenu et 0 dans le cas contraire.

Le modèle s'écrit en considérant une variable latente y^* tel que :

$$y^* = 1 \quad \text{si } Y < Y_j \quad \text{avec } Y_j \text{ le seuil de pauvreté et } Y \text{ la dépense du ménage}$$

$$y^* = 0 \quad \text{si } Y \geq Y_j$$

La variable $y^* = x_i \beta + \varepsilon_i$ est aléatoire du fait de la présence du terme d'erreur. Cette variable est appelée variable latente (inobservable). Trois instruments sont souvent utilisés dans l'interprétation des résultats des déterminants de la pauvreté. Il s'agit du signe du coefficient, les odds ratio ainsi que les effets marginaux. Ils sont développés dans l'annexe 4.

3.7. Complémentarité entre les deux approches

Pour détecter le lien entre l'approche monétaire et non monétaire de la pauvreté, nous allons confronter les deux types d'indicateurs utilisés¹¹. Pour savoir si les deux mesurent un même continuum, plusieurs techniques peuvent être utilisées. L'analyse des corrélations entre les deux indicateurs se fait à travers le test de corrélation des rangs de Spearman, la régression non paramétrique ainsi que la construction d'un tableau de contingence.

3.8. Données utilisées

Pour notre étude, les données utilisées proviennent de l'Enquête QUIBB¹² réalisée par le Centre Universitaire de Recherche pour le Développement Economique et Social (CURDES) qui est ouvert à la Faculté des Sciences Economiques et Administratives (FSEA) de l'Université du Burundi. L'échantillon cible était constitué de 7 832 ménages répartis dans 541 grappes, dont 930 ménages en milieu urbain et 6 902 en milieu rural.

4. Applications et résultats

Les résultats sont organisés autour de quatre grandes sections. La première esquisse les résultats des estimations de l'échelle empirique et apprécie son impact sur les mesures de la pauvreté en le comparant à la dépense par tête. La seconde dégage les résultats de l'approche non monétaire. Quant à la troisième partie, elle apprécie la sensibilité et la robustesse des résultats au choix de mesures de pauvreté. La dernière discute les déterminants de la pauvreté monétaire et non monétaire. La section suivante fournit une description des analyses utilisées.

Description des variables d'analyse et exploration des données

Le tableau qui suit présente les fréquences de certaines des variables de notre analyse et donne un aperçu des variables sous-analysées.

¹¹ Les deux indicateurs utilisés sont la mesure objective du bien être matérialisé par l'indice composite ICB dans le cas de l'approche multidimensionnelle et la dépense de consommation dans l'approche unidimensionnelle

¹² Questionnaire Unifié des Indicateurs de Base de Bien-être.

Tableau 2 : Fréquences des variables sociodémographiques

Variables	Modalités	Fréquences
Sexe du chef de ménage	Homme	80.8
	Femme	19.2
Niveau d'éducation du Chef de Ménage	Jamais aller à l'école	33.9
	Maternelle	0.1
	Primaire	35.0
	Secondaire	4.3
	Supérieur	0.7
	Autre	26.7
Région géographique	Nord	34.2
	Est	13.7
	Sud	7.3
	Centre	22.7
	Ouest	22.2
	Milieu de résidence	Urbain
Statut matrimonial du chef	Rural	94.4
	Jamais marié	2.6
	Marié monogame	74.8
	Marié polygame	2.8
	Divorcé et séparé	2.7
	Veuf	17.1

Source : Calculs des auteurs à partir des données de l'Enquête QUIBB 2006.

Il ressort du tableau 2 que plus de 80 pour cent des ménages sont dirigés par les hommes. Un bon nombre de ménages résident dans le milieu rural dans l'ordre de 94.4 pour cent contre seulement 5.6 pour cent du milieu urbain. En considérant le niveau d'éducation, nous remarquons que près de 34 pour cent des chefs de ménages ne sont jamais allés à l'école et que seulement 34.3 pour cent d'entre eux ont un niveau primaire. Le niveau supérieur et le niveau maternel enregistrent de très faibles fréquences 0.7 et 0.1 pour cent respectivement.

4.1. Résultat de la pauvreté monétaire

4.1.1. Estimation des échelles d'équivalence

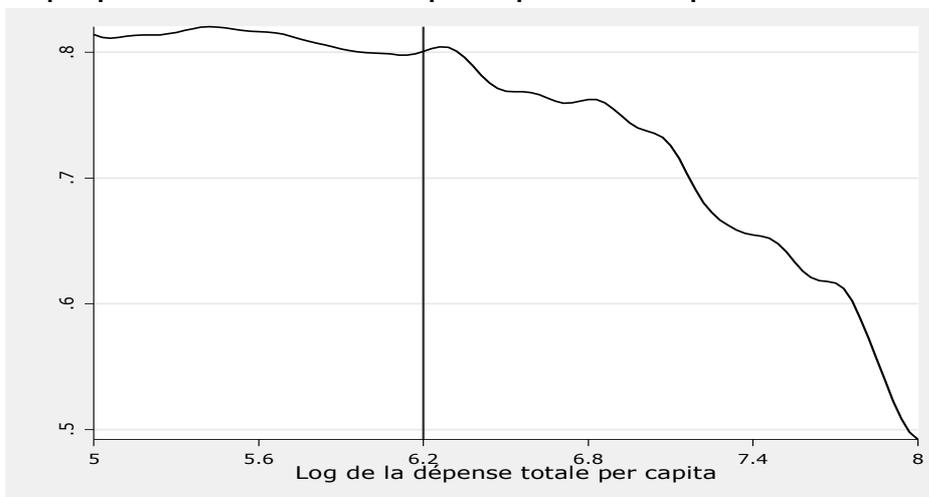
Le but de cette sous-section est d'estimer les échelles d'équivalence en utilisant le même modèle de Deaton (1997)¹³. Rappelons que la règle qui fait que la part des dépenses alimentaires diminue avec le revenu est qu'a priori cette hypothèse peut être soutenue empiriquement dans les pays développés ou en développement. Par contre, lorsque le pays est trop pauvre et lorsqu'une partie non négligeable de la population ne satisfait pas ses besoins alimentaires, l'augmentation du revenu des très pauvres sera

¹³ Voir la page 253 du livre

alloué dans sa grande partie aux dépenses alimentaires. Cela fait que la courbe d'Engel peut avoir une partie horizontale pour des revenus très faibles, comme le montre le graphique 1.

Ce graphique montre que, pour ceux qui sont trop pauvres (la dépense per capita < seuil de pauvreté), la courbe d'Engel est pratiquement horizontale ou aussi que l'augmentation du revenu des plus pauvres sera allouée à la dépense alimentaire. Cela fait que la part des dépenses reste très élevée pour des revenus très faibles. Pour cette raison les ménages pauvres ont été exclus de la régression, puisque cette partie ne nous permet pas de distinguer les besoins réels selon le type du membre du ménage.

Graphique 1: Relation entre la dépense par tête et la part alimentaire

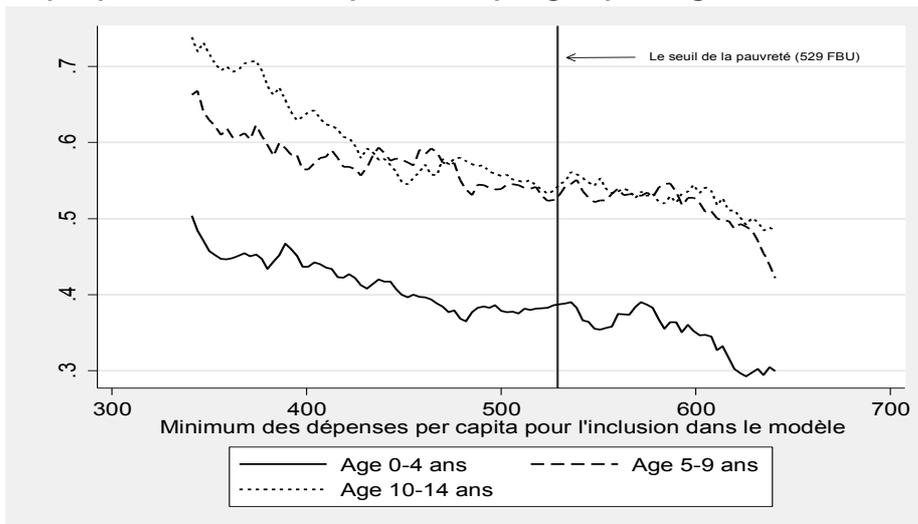


Les implications de ce graphique sur l'estimation des échelles d'équivalence sont énormes. Même si l'enfant a un besoin moindre que l'adulte, l'estimation en cette partie horizontale ne nous permet pas de capter cela. De même, l'inclusion de ces ménages trop pauvres crée un biais dans l'estimation puisque, pour cette tranche de revenu, l'ajout d'un enfant ne doit pas varier la part (les ménages sont trop pauvres et ne peuvent pas augmenter la part des dépenses alimentaires qui est déjà trop élevée). Il convient donc d'utiliser les ménages qui affichent un lien naturel entre la part des dépenses et le revenu ($\log(y) > 6.2$) pour avoir des estimateurs non biaisés par l'effet de la pauvreté accrue.

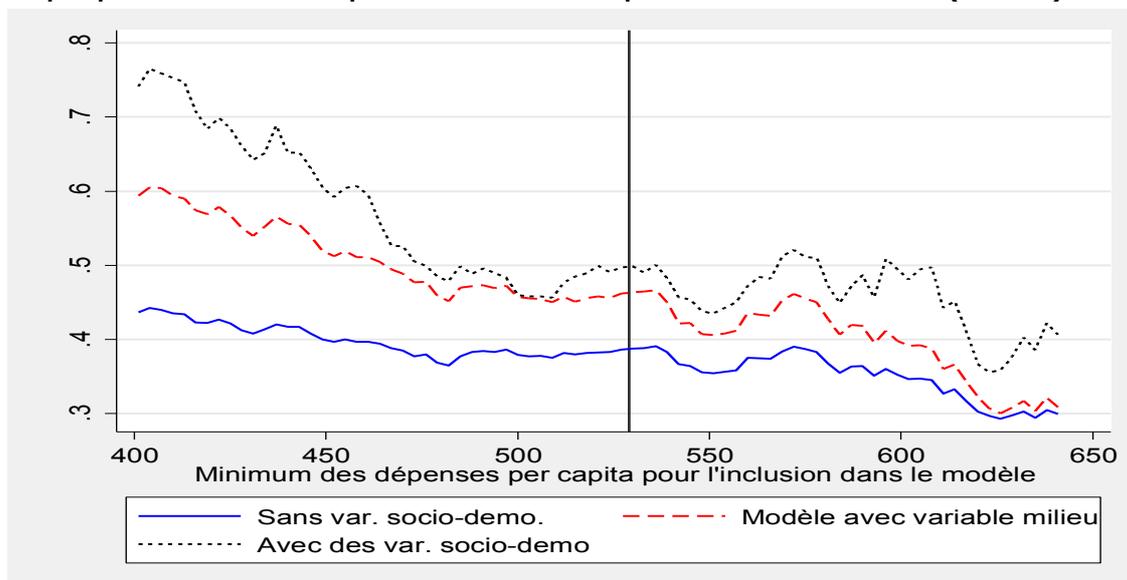
4.1.2. Sensibilité des échelles d'équivalence selon la taille du ménage de référence, le seuil de la dépense par tête retenu ainsi que la spécification du modèle.

Les échelles d'équivalence sont sensibles à trois éléments principaux : la taille du ménage de référence et le seuil de dépense par tête retenu dans l'estimation ainsi que la spécification du modèle utilisé. Les graphiques 2, 3 et 4 qui suivent illustrent les niveaux d'échelles d'équivalence dans ces trois situations.

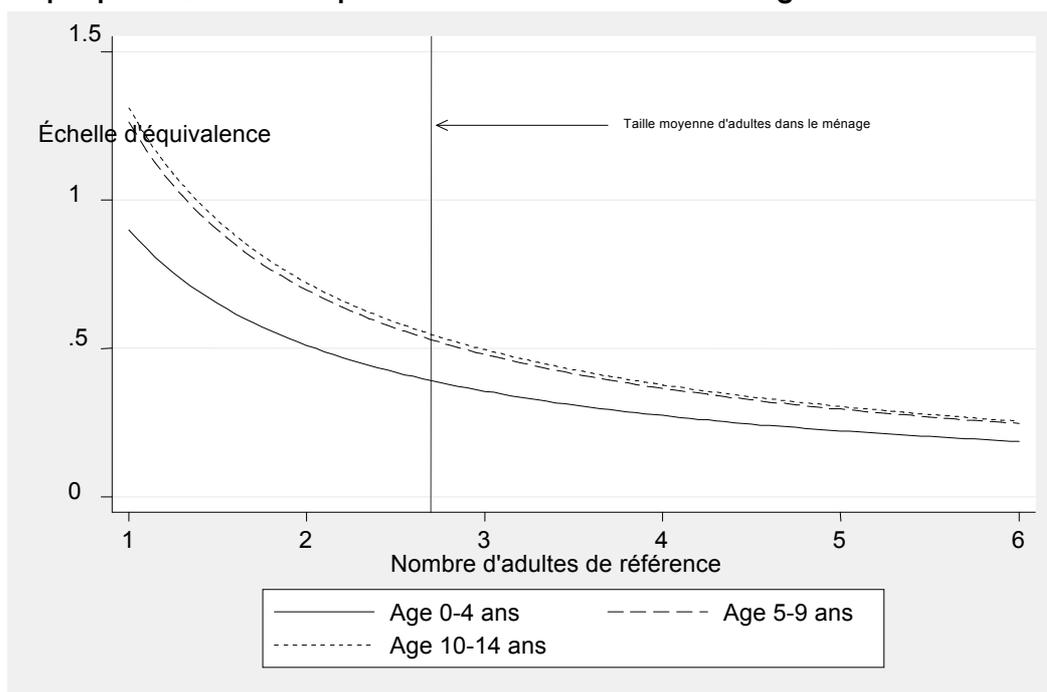
Graphique 2 : Echelles d'équivalence par groupe d'âge selon le seuil de dépense retenu



Graphique 3 : Echelles d'équivalence selon les spécifications du modèle (0-4 ans)



Graphique 4 : Echelle d'équivalence selon la taille du ménage de référence



Ces graphiques font ressortir plusieurs conclusions intéressantes. Le graphique 2 montre que l'exclusion des ménages trop pauvres réduit l'échelle d'équivalence des enfants. Effectivement, pour un ménage trop pauvre, ces besoins alimentaires ne sont pas satisfaits. Il est contraint d'augmenter ses dépenses alimentaires le plus possible pour subvenir à l'enfant additionnel. Cela fait que les besoins de l'enfant apparaissent aussi importants que ceux de l'adulte. Cependant, ce résultat est biaisé, puisqu'il ne reflète pas les besoins réels de l'enfant.

Le graphique 3 montre que plus on introduit de variables socio-économiques, plus les économies d'échelle n'augmentent au point de dépasser l'unité dans certaines situations. Nous pouvons attribuer ceci à la sur-spécification du modèle. Pour illustrer cela, si par exemple, la variable milieu de résidence est fortement corrélé avec le revenu per capita ($\frac{x_h}{n_h}$ dans l'équation 02), l'ajout de cette variable affaiblira le coefficient associé avec le revenu per capita et augmentera par ricochet l'échelle d'équivalence des enfants (voir pour cela l'équation 03).

Enfin, le graphique 4 révèle que les échelles d'équivalence évoluent inversement à la taille du ménage de référence. Lorsque la taille du ménage augmente, les échelles d'équivalence diminuent.

Le tableau 3 suivant fournit les résultats de l'estimation d'un modèle avec comme variables explicatives la proportion des trois tranches d'âges ainsi que la proportion de 55 ans et plus considérées comme référence.

Tableau 3 : Résultats de l'Estimation du modèle

Model	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf	Interval]
Log(x/n)	-0.114	0.007	-17.300	0.000	-0.127	-0.101
Log(n)	-0.078	0.007	-11.880	0.000	-0.091	-0.065
prop_0_4 ans	0.069	0.020	3.380	0.001	0.029	0.109
prop_5_9 ans	0.113	0.025	4.460	0.000	0.063	0.163
prop_10_14 ans	0.120	0.027	4.490	0.000	0.068	0.173
prop_15_54 ans	-0.028	0.016	-1.760	0.078	-0.060	0.003
Cons	1.629	0.047	34.750	0.000	1.537	1.721

Prob>F=0 R-square=0.1472 et Adjusted squared=0.1721.

Source : Calculs des auteurs. La variable expliquée est la part allouée à l'alimentation.

Rappelons que l'objectif poursuivi par le modèle d'Engel est la détermination du coût des individus de chacune des tranches d'âge qui se sont révélées significatives dans le modèle. Après l'estimation de plusieurs modèles ; les tranches d'âge de 0-4 ans ; 5-9 ans et 10-14 ans ont été retenues comme étant les tranches susceptibles d'influencer la part allouée à l'alimentation au Burundi. Leurs P –Values respectives sont inférieures à 0.05 sauf la tranche d'âge de 15-54 ans qui est significatif à 10%. La composition par âge influence généralement la part allouée à l'alimentation. Notre modèle empirique semble le confirmer. L'effet est positif pour toutes les tranches d'âge incluses dans le modèle sauf la tranche de plus de 15-54 ans ce qui nous semble logique dans le contexte du Burundi.

Le signe positif des coefficients associés aux trois premières tranches indique l'augmentation de la part des dépenses alimentaires consécutive à une augmentation de la proportion des membres par tranche d'âge considérée. En utilisant la transformation décrite dans la partie méthodologique, nous pouvons déduire les coefficients des tranches d'âges retenues dans notre modèle empirique. Ces coefficients ainsi obtenus vont nous permettre de dégager la taille d'adultes équivalent selon l'expression suivant :

$$EQ = A + \sum \psi_k E_k$$

Où A représente l'Effectif des adultes, c'est-à-dire ceux qui ont 15 ans et plus dans le cadre de notre étude, ψ_k le coût des enfants de la tranche d'âge k et E_k leur effectif.

Une échelle issue d'un modèle empirique sur base des données burundaises selon l'approche d'Engel est donc établie à partir des résultats de notre modèle écrit sous la forme :

$$EQ = A + 0,5E_{0-4ans} + 0,7E_{5-9ans} + 0,75E_{10-14ans}$$

Il convient donc d'utiliser cette échelle dans les études sur les conditions de vie. Cependant, il demeure indispensable de continuer d'investiguer sur ce sujet étant donné qu'il a été démontré que ces échelles sont sensibles aux éléments énoncés en haut.

4.1.3. Profil de la pauvreté monétaire

Nous allons dresser le profil de la pauvreté monétaire en utilisant notre échelle empirique et la dépense par tête combinée avec le seuil absolu. Pour rendre les dépenses comparables, les dépenses du milieu urbain seront normalisées. Soit le seuil de référence à utiliser : $Z_{réf}$. Le niveau de vie normalisé de ceux qui habitent la région r est :

$$Y_{i,r}^* = Y_{i,r} \frac{Z_{réf}}{Z_r}$$

Les résultats d'estimation des indices de pauvreté selon les échelles et le seuil de pauvreté, définis dans la partie méthodologique en fonction de certaines variables socio-économiques, sont présentés dans l'annexe 1. Le tableau 1.1 de l'annexe 1 fournit le profil de pauvreté selon la province.

Au niveau national, la prévalence de la pauvreté est évaluée à 78% si l'on ne tient pas compte des échelles d'équivalence et à 69% si l'on adopte l'échelle empirique. Selon cette échelle, l'intensité de la pauvreté serait évaluée à 25% contre 34% si l'on ne tient pas compte des échelles. Quant à la sévérité, elle serait évaluée à 11% selon notre modèle empirique contre 17% si l'on ne tient pas compte des échelles. L'échelle empirique donne des résultats intéressants non loin de ceux de la banque mondiale (2006) tout en utilisant des coefficients estimés à partir du modèle empirique. Il convient dès lors d'utiliser ces coefficients qui ont le mérite d'être calculés sur la base des données burundaises dans les études sur les conditions de vie.

Au niveau provincial : On observe des disparités entre les provinces aussi bien au niveau de la prévalence, que de l'intensité ou de la sévérité de la pauvreté. La province de Kirundo, qui était jadis considérée comme le grenier du pays, paraît défavorisée au niveau de tous les indicateurs de la pauvreté selon notre échelle empirique et si l'on ne tient pas compte des échelles. Si l'on ne tient pas compte des échelles et selon notre modèle empirique, la prévalence de la pauvreté serait évaluée à 90 % et 85% respectivement. L'intensité de la pauvreté serait de 46% et 36% et la sévérité de la pauvreté serait évaluée à 26% et 18% respectivement. A l'exception de Bujumbura Marie qui enregistre une prévalence de la pauvreté de 40% selon notre modèle empirique, les provinces qui enregistrent des indices de la pauvreté relativement faibles sont : Bururi (59%), Bubanza (59%), Bururi (55%), Makamba (51%) et Mwaro (57%) en utilisant notre échelle empirique. Le phénomène étant sévère dans la province de Kirundo (18%), Ruyigi (15%) et Karuzi (15%) selon toujours notre échelle empirique.

Au niveau régional : Les régions du sud et du nord sont les plus défavorisées. La prévalence de la pauvreté est évaluée à 79% et 77% respectivement dans le nord et le sud selon notre échelle empirique. De plus, la pauvreté est trop sévère dans ces deux régions. La région ouest est celle qui enregistre des indices de la pauvreté relativement faibles par rapport aux autres régions. La prévalence de la pauvreté est évaluée à 68% si l'on ne tient pas compte des échelles et 58% selon notre modèle empirique. La prévalence de la pauvreté dans cette région est toujours en dessous de la moyenne nationale quelle que soit l'échelle considérée.

Au niveau du milieu de résidence : Des disparités de pauvreté trop prononcées apparaissent selon que le ménage réside dans le milieu rural ou urbain. En plus de la ville de Bujumbura, d'autres villes comme Rumonge et les chefs lieu de certaines provinces notamment Ngozi et Gitega sont considérées comme du milieu urbain. La prévalence de la pauvreté serait de près de 80% en milieu rural et 39% en milieu urbain si l'on ne tient pas compte des échelles. Elle serait évaluée à 71% en milieu rural contre 35% en milieu urbain si on utilise notre modèle empirique.

Le tableau 1.2 de l'annexe 1 fournit les mesures de la pauvreté selon le sexe, le niveau d'éducation et le statut matrimonial du chef de ménage.

Au niveau du sexe du chef de ménage : il n'y a pas de différences significatives de la pauvreté selon que le ménage est dirigé par une femme ou un homme.

Au **niveau d'éducation** : Le niveau d'éducation agit négativement sur la pauvreté. Plus le chef de ménage n'a pas atteint le niveau d'éducation élevé, plus son ménage a moins de risque d'être classé pauvre selon notre modèle empirique et si l'on ne tient pas compte des échelles. Nous remarquons que la prévalence de la pauvreté est presque nulle dans les ménages dont le chef a atteint le niveau supérieur. La politique de gratuite de l'éducation au primaire mérite d'être renforcée. De plus l'introduction de l'école fondamentale en 2013 mérite d'être encouragée.

Statut matrimonial : Selon toutes les échelles utilisées, les mariés polygames sont plus frappés par le phénomène de pauvreté. 79% de ces ménages sont considérés comme pauvre si l'on ne tient pas compte des échelles contre 69% selon notre échelle empirique. A l'inverse, les ménages dirigés par des célibataires sont peu pauvres avec 63% sans échelle et 60% si l'on utilise notre échelle empirique. Cette conclusion est logique, étant donné que dans la plupart des cas, le père est l'unique contributeur au revenu du ménage dans les ménages polygames. Cependant, il sera difficile d'agir sur ce levier pour lutter contre la pauvreté puisqu'il relève beaucoup des considérations culturelles. Dans les parties qui suivent, nous présentons les résultats de la pauvreté non monétaire.

4.2. Résultats de l'approche multidimensionnelle

4.2.1. ACM préliminaire

Dans la partie multidimensionnelle de cette étude, nous avons effectué une ACM préliminaire pour visualiser les aspects multidimensionnels qui tiennent compte de diverses dimensions non monétaires de la pauvreté. Le premier axe explique 11.86% de l'inertie totale du nuage des variables tandis que le second axe n'en explique que 4.29%. Dans la suite, des traitements nécessaires ont été opérés pour augmenter l'inertie expliquée. Les modalités avec une fréquence inférieure à 2% ont été ventilées et seront supprimées par la suite. La liste des variables est présentée dans l'annexe 2.1.

4.2.2. ACM finale

Dans cette section, nous présentons les résultats de l'ACM finale. Les variables avec de faibles contributions dans l'ACM préliminaire ont été enlevées dans la suite de l'analyse. Le tableau 4 fournit les coordonnées, contributions et Cos 2 de l'ACM finale.

Tableau 4 : Coordonnées, contribution, cosinus carré de l'ACM finale

Variables/modalités	Score sur l'axe 1	Contribution	Cosinus carrés
Accès à l'école primaire		0.8	
Moins de 30 minutes	0.18	0.3	0.05
De 30 minutes et plus	-0.27	0.5	0.05
Accès à l'école secondaire		0.8	
Moins de 30 minutes	0.22	0.4	0.05
De 30 minutes et plus	-0.24	0.4	0.05
Accès au centre de santé		1.0	
Moins de 30 minutes	0.22	0.4	0.06
De 30 minutes et plus	-0.27	0.5	0.06
Accès à l'hôpital		0.4	
Moins de 30 minutes	0.18	0.2	0.02
De 30 minutes et plus	-0.14	0.2	0.02
Accès au transport public		0.9	
Moins de 30 minutes	0.22	0.4	0.06
De 30 minutes et plus	-0.26	0.5	0.06
Accès au marché alimentaire		0.7	
Moins de 30 minutes	0.14	0.2	0.04
De 30 minutes et plus	-0.30	0.5	0.04
Ménage agricole		7.5	
Oui	-0.23	0.8	0.47
Non	2.04	6.7	0.47
Principale source d'eau		0.7	
Eau potable	0.16	0.3	0.04
Eau non potable	-0.29	0.5	0.04
Nature du toit		1.8	
Toitures solide (tuiles, tôles et ciment)	0.29	0.7	0.11
Toitures non solide (herbe, paille et autre)	-0.39	1.0	0.11
Nature des murs		4.8	
Ciment et autres matériaux durables	1.98	4.4	0.30
Briques adobes et autres matériaux non durables	-0.15	0.3	0.30
Nature du sol des maisons		8.0	
Ciment et matériaux améliorés	2.03	7.1	0.50
Terres/sables/bouses et autres	-0.25	0.9	0.50
Type de toilettes		8.4	
Toilettes assainies branchées à l'égout/fosse sceptique	3.54	8.0	0.52

Toilettes non assainies	-0.15	0.3	0.52
Statut d'occupation		3.7	
Propriétaire	-0.13	0.2	0.23
Locataire	1.78	3.4	0.23
Mode d'éclairage		9.5	
Electricité ou groupe électrogène	2.95	8.9	0.59
Source non moderne (bougie, lampe, bois et autres)	-0.20	0.6	0.59
Type de combustible		8.9	
Charbon de bois/électricité	2.30	8.0	0.56
Bois de chauffage et autres	-0.24	0.9	0.56
Téléviseur		7.9	
Oui	3.57	7.6	0.50
Non	-0.14	0.3	0.50
Téléphone mobile		8.3	
Oui	3.15	7.9	0.52
Non	-0.17	0.4	0.52
Radio		2.5	
Oui	0.55	1.6	0.15
Non	-0.28	0.8	0.15
Matelas		7.3	
Oui	1.58	6.2	0.46
Non	-0.29	1.1	0.46
Moustiquaire		3.1	
Oui	0.79	2.3	0.19
Non	-0.24	0.7	0.19
Montre		3.1	
Oui	1.03	2.6	0.19
Non	-0.19	0.5	0.19
Fer à repasser électrique		9.1	
Oui	4.22	8.8	0.57
Non	-0.14	0.3	0.57

Source : calculs avec SPAD à partir des données QUIBB 2006. Le second regroupement nous a permis de retenir 29 variables. L'ACM finale a permis une augmentation considérable de l'inertie expliquée par les axes. La variance expliquée par le premier axe factoriel a plus que doublé passant de 11.86% à 26.13%. Quant au second axe factoriel, elle est passée de 4.29% à 8.62%. Dans le nouveau plan factoriel, le bien-être évolue de droite vers la gauche. Nous observons toujours comme dans l'ACM préliminaire une inversion du premier axe factoriel. Les modalités qui décrivent une situation de bien-être sont associées à des scores négatifs tandis que les modalités qui traduisent un état de pauvreté sont associées à des scores positifs. Une inversion de signe et une translation de cet axe sera effectuée.

Les modalités ayant des scores positifs augmentent le bien-être. De tels scores sont observés au niveau des biens dont l'axe est limité à la catégorie des ménages nantis. Il s'agit des biens de confort et d'équipements, type d'habitat et assainissement ainsi que l'utilisation de l'énergie. Les biens ayant de fortes valeurs positives sur le premier axe factoriels sont notamment le fer à repasser électrique (4.22) ; le téléviseur (3.57) ; le

téléphone mobile (3.15) ; l'électricité ou charbon à bois comme type de combustible (2.3) ; l'électricité ou groupe électrogène comme mode d'éclairage (-2.95) ; le type de toilette assainies (3.54) et le ciment et les matériaux améliorés comme nature du sol des maisons (2.03). Ce sont ces mêmes variables qui enregistrent de fortes contributions sur cet axe. le fer à repasser électrique (9.1%) ; le téléviseur (7.9%) ; le téléphone mobile (8.3%) ; le type de combustible (8.9%), le mode d'éclairage (9.5%), le type de toilettes (8.4%) et la nature du sol des maisons (8.0%).

Par contre les modalités ayant de fortes valeurs positives sur cet axe diminuent le bien-être et concernent les biens plus accessibles. Un ménage sera considéré comme pauvre d'autant s'il ne possède pas de tels biens. Il s'agit des ménages qui n'ont pas des biens de confort comme le téléviseur, le fer à repasser électrique, le téléphone mobile. Ils utilisent des bougies, des lampes à pétrole ou le bois comme source d'éclairage de la maison. Ils n'ont pas accès à l'électricité et utilisent le bois comme combustible pour la cuisson. Leurs maisons sont en matériaux non durables et leurs toilettes sont non assainies souvent des trous ouverts ou à fosses sans système moderne d'évacuation.

Nous remarquons que les variables qui matérialisent l'accès aux infrastructures de base ont des scores faibles sur le premier axe factoriel. Les mêmes variables ont des contributions faibles sur le premier axe factoriel. Exception faite de la variable accès à l'eau durable, toutes les autres variables ont de fortes contributions sur l'axe 2 et sont bien représentées sur cet axe. L'axe 2 pourra opposer les ménages qui ont un accès facile aux infrastructures de base (moins de 30 minutes) aux ménages qui mettent beaucoup de temps pour les atteindre (de 30 minutes et plus). Cet axe pourra matérialiser **la pauvreté infrastructurelle**. Les contributions de ces variables sur cet axe sont les suivants :

- ❖ Contribution totale de **l'accès au transport public** 13,5% décomposée en 7.63% pour la modalité de 30 minutes et plus et 6.3% pour moins de 30 minutes,
- ❖ Contribution totale **de l'accès à la route public** de 8.5% décomposée en 5.7% pour la modalité de 30 minutes et plus et 2.7 pour moins de 30 minutes,
- ❖ Contribution totale **de l'accès à l'école primaire la plus proche** de 8.7% décomposée en 5.3% pour la modalité de 30 minutes et plus et 3.4 pour moins de 30 minutes,
- ❖ Contribution totale **de l'accès à l'école secondaire la plus proche** de 17.7% décomposée en 9.2% pour la modalité de 30 minutes et plus et 8.5 pour moins de 30 minutes,
- ❖ Contribution totale **de l'accès à l'hôpital le plus proche** de 11.1% décomposée en 4.8% pour la modalité de 30 minutes et plus et 6.3 pour moins de 30 minutes,

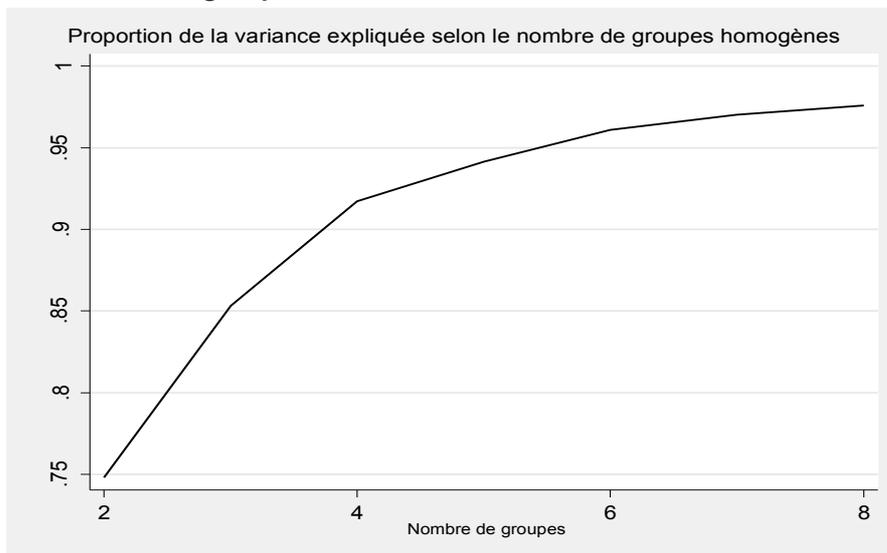
- ❖ Contribution totale **de l'accès au centre de santé le plus proche** de 18.1% décomposée en 9.9% pour la modalité de 30 minutes et plus et 8.1 pour moins de 30 minutes,

Même si ces variables ne sont pas bien représentées sur le premier axe factoriel, nous remarquons que les ménages pauvres sont celles qui enregistrent un faible accès aux infrastructures de base. Ils font souvent plus de 30 minutes et plus pour y accéder. Les modalités de moins de 30 minutes se rangent dans le cadran des ménages riches. L'indice composite de bien-être est obtenu en effectuant une translation des coordonnées du premier axe factoriel. La translation va se faire en ajoutant à chaque coordonné du premier axe la valeur absolue du minimum des scores. Cela fait que le minimum des scores est égale à 0. Dans la section suivante, c'est ce score translaté qui sera considéré comme indicateur de bien-être.

4.2.3. Seuil de pauvreté non monétaire

Après l'estimation des scores de chaque ménage, la prochaine étape consiste à la détermination du seuil de pauvreté multidimensionnelle. Le graphique 5 donne la proportion de la variance ou inertie expliquée en fonction du nombre de groupes retenus. Le tableau 6 donne le seuil de pauvreté multidimensionnel en fonction du nombre de groupes.

Graphique 5 : Proportion de la variance expliquée en fonction du nombre de groupes



Source : calculs avec le logiciel DASP à partir de l'enquête QUIBB 2006

Tableau 5 : seuil de pauvreté selon le nombre de grappes homogènes

Nombre de groupes	Seuil de pauvreté des scores translatés
2	1.263166
3	0.599154
4	0 .393081

Source : Calculs avec le logiciel DASP à partir de l'enquête QUIBB 2006.

Il est important de signaler que le seuil de pauvreté varie selon le nombre de classes formées. En considérant deux classes homogènes, la variance expliquée est de 75% et le seuil est évalué à 1.26. En considérant trois classes homogènes, cette variance remonte à 85% avec un seuil de 0.59. Si l'on considère 4 classes homogènes, la variance expliquée est de l'ordre de 90% et le seuil y associé est de 0.393. Le souci étant de maximiser cette variance, nous allons dans la suite considérer cette partition en 4 classes et utiliser le seuil de 0.393 comme seuil de pauvreté multidimensionnelle.

4.3 Profil de pauvreté non monétaire

L'analyse des correspondances multiples nous a permis de construire un indicateur composite de bien-être (qui remplacera la dépense par équivalent adulte.). Le tableau 3.4 de l'annexe 3 donne le profil de la pauvreté non monétaire au Burundi selon certaines caractéristiques sociodémographiques et selon le seuil défini dans la section précédente.

Selon le seuil choisi, la prévalence de la pauvreté non monétaire est évaluée à 70% légèrement au-dessus de celle trouvée en utilisant notre modèle empirique qui l'évalue à 69% selon l'approche monétaire. L'intensité de la pauvreté non monétaire est de 28% contre une sévérité de 15%.

Au niveau provincial, on observe des disparités trop prononcées. De plus, l'on note quelques différences au niveau des deux formes de pauvreté. Les provinces frappées monétairement ne sont pas nécessairement les plus touchées non monétairement. La province de kirundo qui était la plus touchée par la pauvreté monétaire enregistre une prévalence de pauvreté de 81% inférieure à celle des provinces de Ruyigi, Karuzi et Cankuzo qui est respectivement de 83%,86% et 89%. La prévalence de la pauvreté la plus élevée s'observe dans la province de Cankuzo tandis que les provinces de Bujumbura mairie, de Bururi et de Makamba affichent des prévalences de pauvreté plus faibles respectivement de 6%,56% et 53%. En termes de

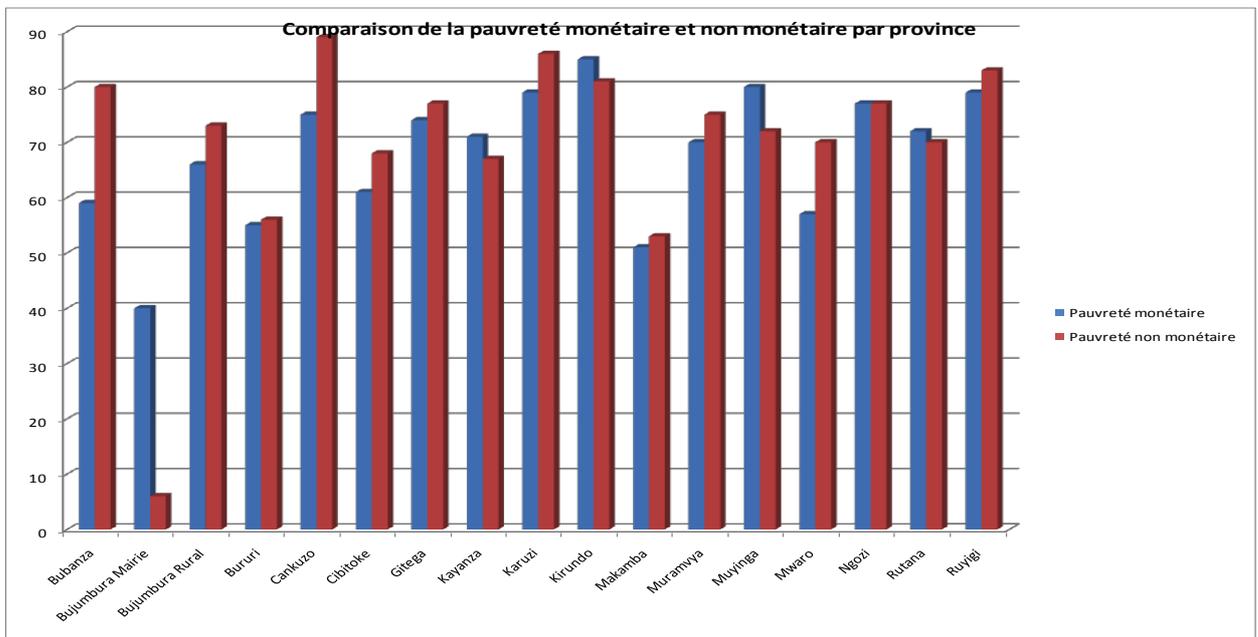
contribution à la pauvreté totale, la province de Gitega est celle qui enregistre une forte contribution à la pauvreté nationale avec 7% de contribution absolue et 10% de contribution relative suivi de la province de Ngozi avec 6% et 9% respectivement.

Au niveau régional, les régions Est et Ouest sont celles qui enregistrent de faibles taux de pauvreté non monétaire de l'ordre de 58% et 59% respectivement. Le sud se classe premier sur la pauvreté non monétaire avec 85% de prévalence largement au-dessus de la moyenne nationale. Le nord contribue beaucoup à la pauvreté non monétaire avec 25% de contribution absolue et 35% de relative.

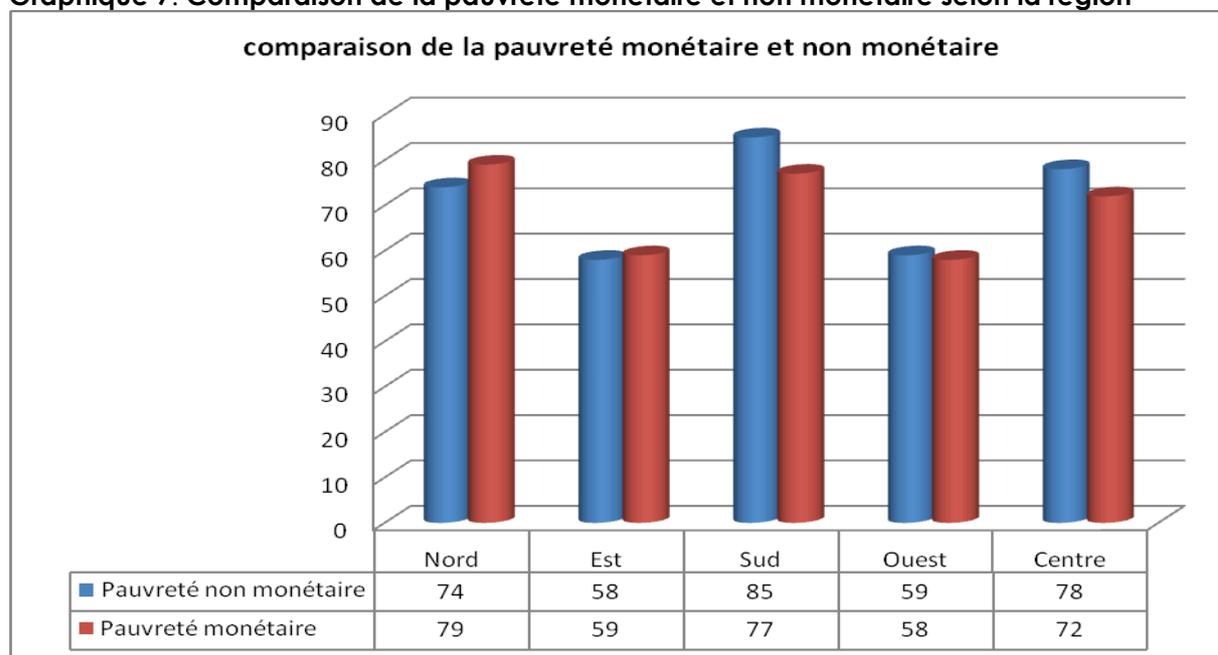
En ce qui concerne le niveau d'éducation, la pauvreté non monétaire est moins accentuée chez les ménages qui ont atteint un niveau d'éducation élevée. Elle est évaluée à 4% chez les ménages dont les chefs ont un niveau supérieur et 20% avec un niveau secondaire. Ces niveaux sont associés à des contributions relatives et absolues nulles.

Les graphiques 6 et 7 fournissent une comparaison des deux types de pauvreté selon la province et la région de résidence du ménage.

Graphique 6 : Comparaison des deux types de pauvreté selon la province



Graphique 7: Comparaison de la pauvreté monétaire et non monétaire selon la région



Les régions du nord, du centre et du sud sont celles qui enregistrent de fortes prévalences de pauvreté monétaire et non monétaire. A l'inverse, les régions de l'Est et de l'ouest enregistrent des prévalences de pauvreté monétaire et non monétaire avoisinant 60%, et inférieures aux moyennes nationales. Au niveau des comparaisons provinciales, les provinces de Cankuzo, de Karuzi et de Ruyigi enregistrent des taux de pauvreté non monétaire élevés respectivement de 89%, 86% et 83%. A l'exception de Bujumbura Mairie, la prévalence de la pauvreté monétaire et non monétaire reste dans les mêmes grandeurs bien que la pauvreté monétaire se situe au-dessus de la pauvreté monétaire dans la plupart des provinces. Dans cette province, la pauvreté monétaire est de l'ordre de 40% contre un niveau de 6% pour la pauvreté non monétaire. Le principal handicap pour ces ménages est le faible niveau de revenu.

4.4. Profil de la pauvreté infantile au Burundi

Les résultats qui viennent d'être présentés plus haut concernent le niveau de pauvreté sur tout le ménage. Il s'avère indispensable d'analyser la prévalence du phénomène pour les enfants de certaines tranches d'âge. Les tableaux 7 et 8 suivants donnent les comparaisons de la différence des niveaux de pauvreté entre les tranches

d'âges infantiles considérés et la population en dégagant leur significativité le cas échéant.

Tableau 6: Taux de pauvreté infantile monétaire et non monétaire selon les tranches d'âges des enfants

Tranche d'âges	Enfants	Population	Différence
0-4 ans	67.77	69.57	-1.8***
5-9 ans	74.71	69.57	5.14***
10-14 ans	76.06	69.57	6.49***
0-14 ans	72.69	69.57	3.12***

** significatif à 5%, *** Significatif à 1%

Pauvreté infantile non monétaire

Tranche d'âges	Enfants	Population	Différence
0-4 ans	70.75	70.08	0.68
5-9 ans	70.86	70.08	0.78
10-14 ans	71.39	70.08	1.31**
0-14 ans	70.99	70.08	.91***

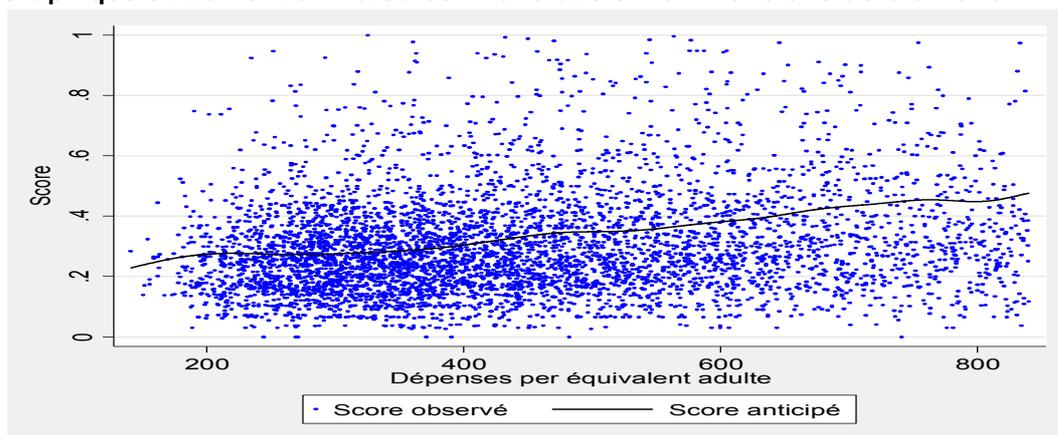
** significatif à 5%, *** significatif à 1%.

Pour la pauvreté monétaire, exception faite pour la tranche d'âge de 0-4 ans où la prévalence de la pauvreté est inférieure à celle de la population totale, la prévalence de la pauvreté infantile des autres tranches d'âges est toujours élevée et l'écart est toujours significatif à un seuil de 1%. Quant à la pauvreté non monétaire, il n'y a pas de différences significatives entre la prévalence de la pauvreté de la population totale et celle associée aux deux premières tranches d'âge. Par contre, les tranches d'âges 10-14 ans et 0-14 ans enregistrent de fortes prévalences de la pauvreté non monétaire comparées à la population totale à des niveaux de significativité respectif de 5% et 1%.

4.4.1. Analyse du lien entre la pauvreté monétaire et non monétaire

L'analyse du lien entre la pauvreté monétaire et non monétaire pourra se faire en analysant la corrélation entre les deux types de mesure de bien-être. Une corrélation imparfaite soutient l'idée de la nécessité d'aller au-delà de l'approche monétaire pour élaborer les politiques de lutte contre la pauvreté. Le graphique 8 précédent illustre la relation entre la dépense par équivalent adulte et le score observé et anticipé.

Graphique 8 : Lien entre l'indicateur monétaire et non monétaire de bien-être



Source : Nos calculs avec le logiciel DASP à partir des données de l'enquête QUIBB 2006.

L'examen de ce graphique montre que l'indicateur de bien-être non monétaire tend à être élevé aussi longtemps que la dépense par équivalent adulte augmente. Le coefficient de corrélation simple affiche une valeur de 0.61 et le coefficient de corrélation des rangs de Spearman entre l'Indice Composite de Bien-être et la dépense par équivalent adulte de notre modèle empirique donne une valeur de 0.34, traduisant ainsi une liaison positive entre les deux variables. Les deux indicateurs mesurent un même continuum de bien-être. Plus le bien-être monétaire des populations est faible, plus ces derniers vivent dans les conditions difficiles sur les dimensions considérées dans notre indicateur composite.

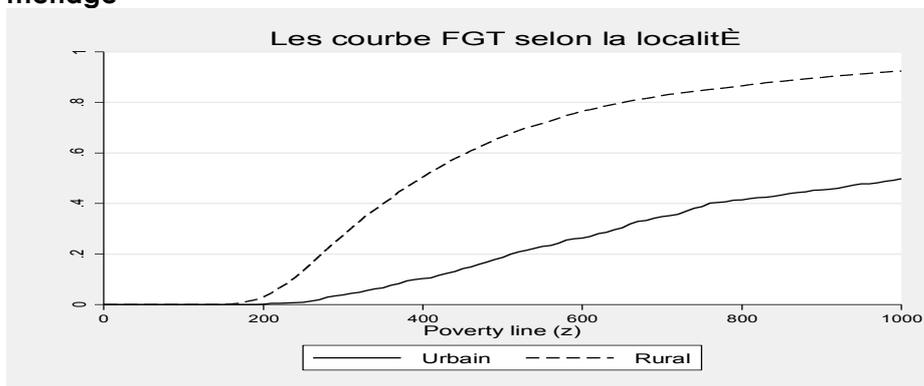
Ce résultat montre que le score réalisé par les individus pourrait être considéré comme un indicateur complémentaire de bien-être. L'analyse pourrait être raffinée par la mise en œuvre des tests de significativité. Les tests montrent que tous ces coefficients sont tous significatifs au seuil de 5%. On refuse donc l'hypothèse que les deux variables sont indépendantes et on accepte une liaison entre les deux variables. Dit autrement, la pauvreté monétaire et la pauvreté des conditions de vie sont donc liées.

4.4.2. Dominance stochastique unidimensionnelle

Les graphiques suivant synthétisent les résultats de dominance stochastique de premier ordre selon l'échelle empirique obtenu pour différents groupes de la population.

- ❖ **Dominance stochastique de premier ordre selon le milieu de résidence du ménage** : Quel que soit le seuil considéré, la prévalence de la pauvreté en milieu urbain domine toujours celle du milieu rural. Dit autrement, le milieu urbain est celui qui enregistre de faible taux de pauvreté comparé au milieu rural quel que soit le seuil de pauvreté utilisé.

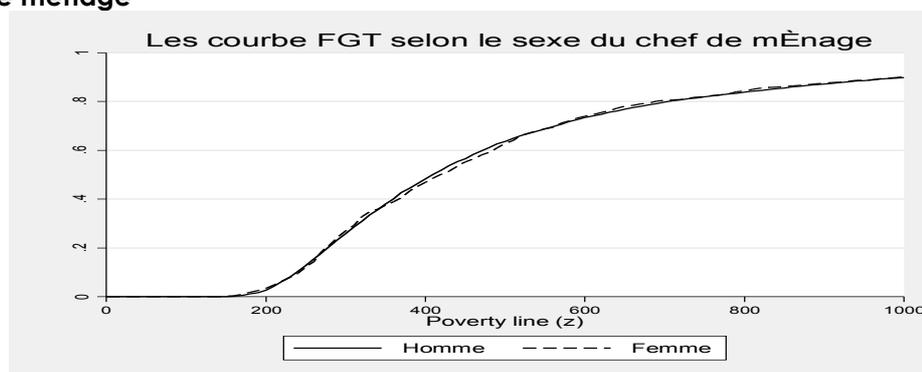
Graphique 9 : Courbe de dominance stochastique de premier ordre selon la localité du ménage



Source : Calculs avec le logiciel DASP à partir des données de l'enquête QUIBB 2006.

- ❖ **Dominance stochastique de premier ordre selon le sexe du chef de ménage :** les indices FGT calculés précédemment confirment cette présomption de l'absence de dominance selon le sexe du chef de ménage. Les deux courbes sont presque confondues à tous les niveaux de seuil. Bien que la courbe associée aux ménages dirigés par les femmes tende à dominer celle des hommes dans les seuils de pauvreté supérieurs, on ne peut pas conclure à une existence de dominance stochastique de la prévalence de la pauvreté selon le sexe du chef de ménage au Burundi.

Graphique 10 : courbe de dominance stochastique de premier ordre selon le sexe du chef de ménage

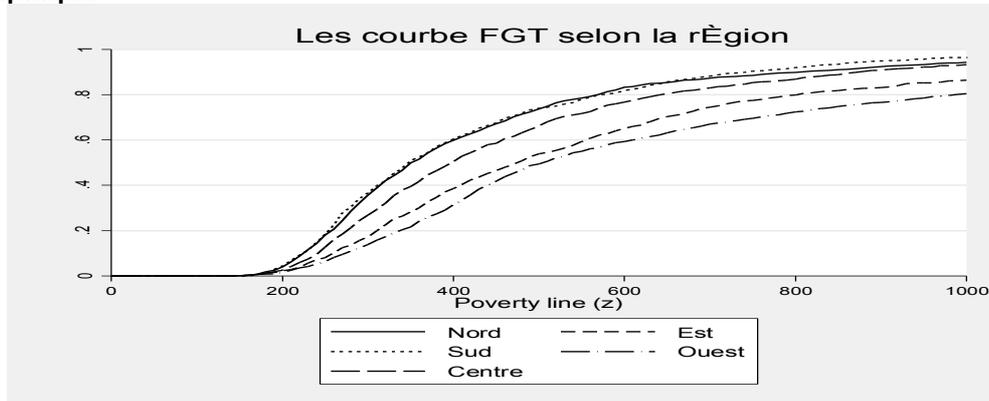


Source : Calculs avec le logiciel DASP à partir des données de l'enquête QUIBB 2006.

- ❖ **Dominance stochastique de premier ordre selon la région géographique :** Les régions du sud et du Nord sont celles qui affichent plus de pauvreté comparé aux autres régions. Les courbes de distribution de la pauvreté sont presque

confondues dans les seuils inférieurs de pauvreté. Toutefois, dans les seuils supérieurs de pauvreté, le Nord tend à dominer stochastiquement le Sud. La région ouest est celle qui enregistre moins de pauvreté selon n'importe quel seuil de pauvreté considéré suivi de l'Est.

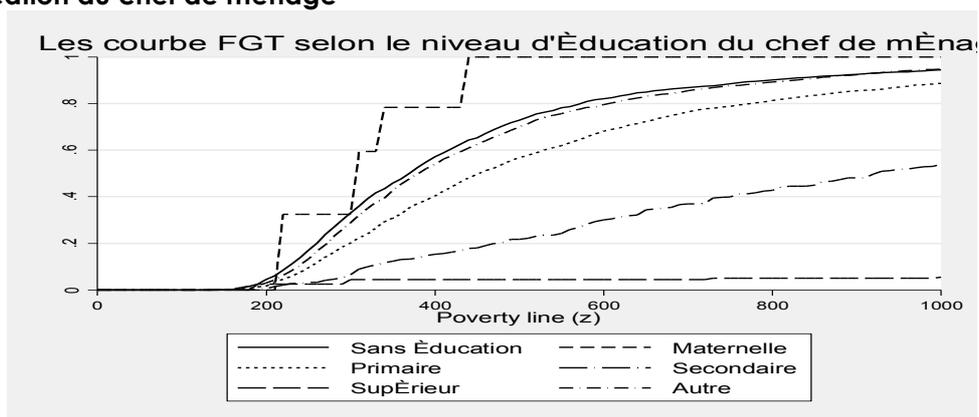
Graphique 11 : Courbe de dominance stochastique de premier ordre selon la région géographique



Source : Calculs avec le logiciel DASP à partir des données de l'enquête QUIBB 2006.

- ❖ **Dominance** stochastique de premier ordre **selon le niveau d'éducation** : la relation inverse entre le niveau d'éducation et la prévalence de la pauvreté est vérifiée à l'observation de ce graphique. Le niveau d'éducation supérieur est celui qui est associé à une courbe avec une prévalence faible de pauvreté quel que soit le seuil considéré suivi des niveaux d'éducation secondaire et primaire. Le niveau maternel est toujours dominé stochastiquement à tous les niveaux.

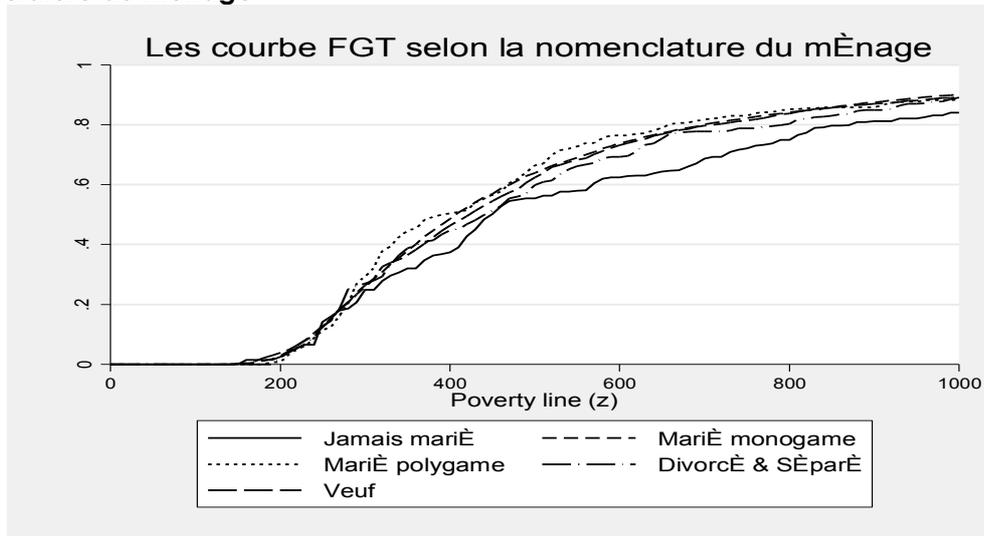
Graphique 12: Courbe de dominance stochastique de premier ordre selon le niveau d'éducation du chef de ménage



Source : Calculs avec le logiciel DASP à partir des données de l'enquête QUIBB 2006.

- ❖ **Dominance** stochastique de premier ordre **selon la nomenclature du ménage** : les ménages polygames sont ceux qui ont une courbe de prévalence de la pauvreté la plus élevée. La courbe associée aux ménages dont le chef ne s'est jamais marié domine toujours les courbes de toutes les autres catégories de ménage.

Graphique 13 : Courbe de dominance stochastique de premier ordre selon la nomenclature du ménage

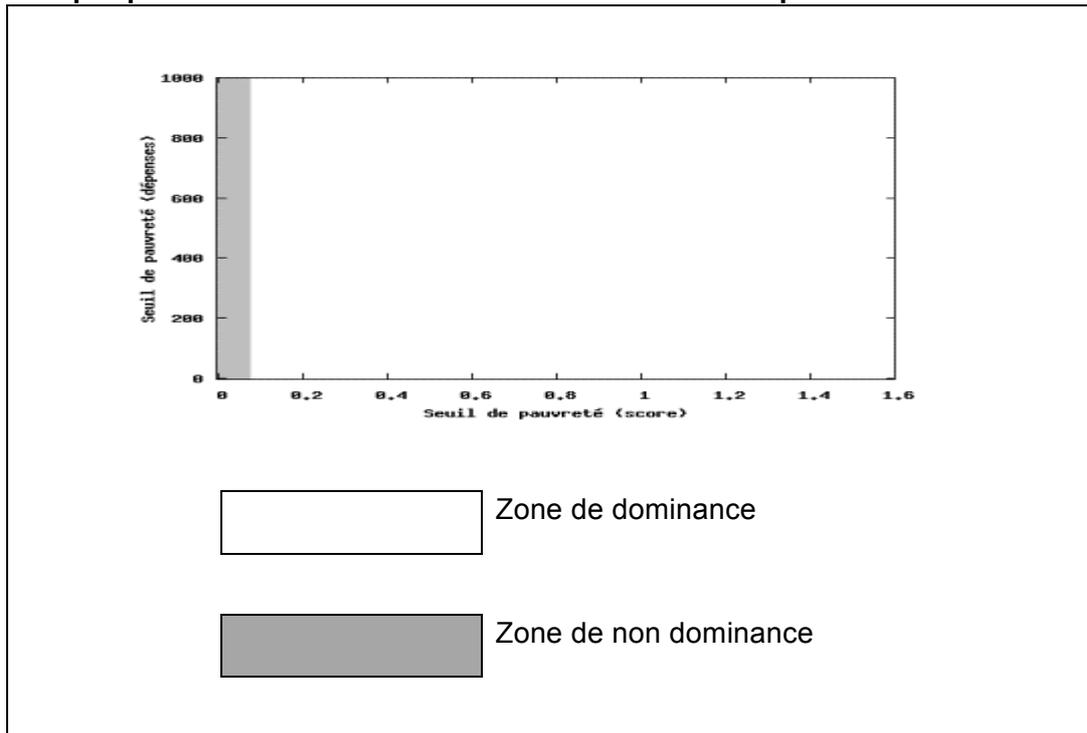


Source : Nos calculs avec le logiciel DASP à partir des données de l'enquête QUIBB 2006.

4.4.3. Dominance stochastique bidimensionnelle

Le graphique 14 suivant montre les résultats des tests de l'hypothèse de dominance bidimensionnelle du milieu de résidence urbain. Supposons qu'on veuille tester l'hypothèse de la non dominance d'une distribution A par une distribution B, le rectangle défini par les axes du graphique donne alors une indication sur l'existence ou non de la dominance. Ce rectangle donne une indication sur la nature de la différence de la pauvreté entre deux distributions, et cela, pour une combinaison de seuils de pauvreté donnée. En clair, les coordonnées de chaque point représentent une combinaison de seuils relatifs aux deux dimensions retenus (dépenses et score). Les couleurs blanche et grise dans le graphique délimitent respectivement les surfaces sur lesquelles l'on observe de la dominance et celles sur lesquelles on ne l'observe pas.

Graphique 14 : Relation de dominance du milieu rural par le milieu urbain



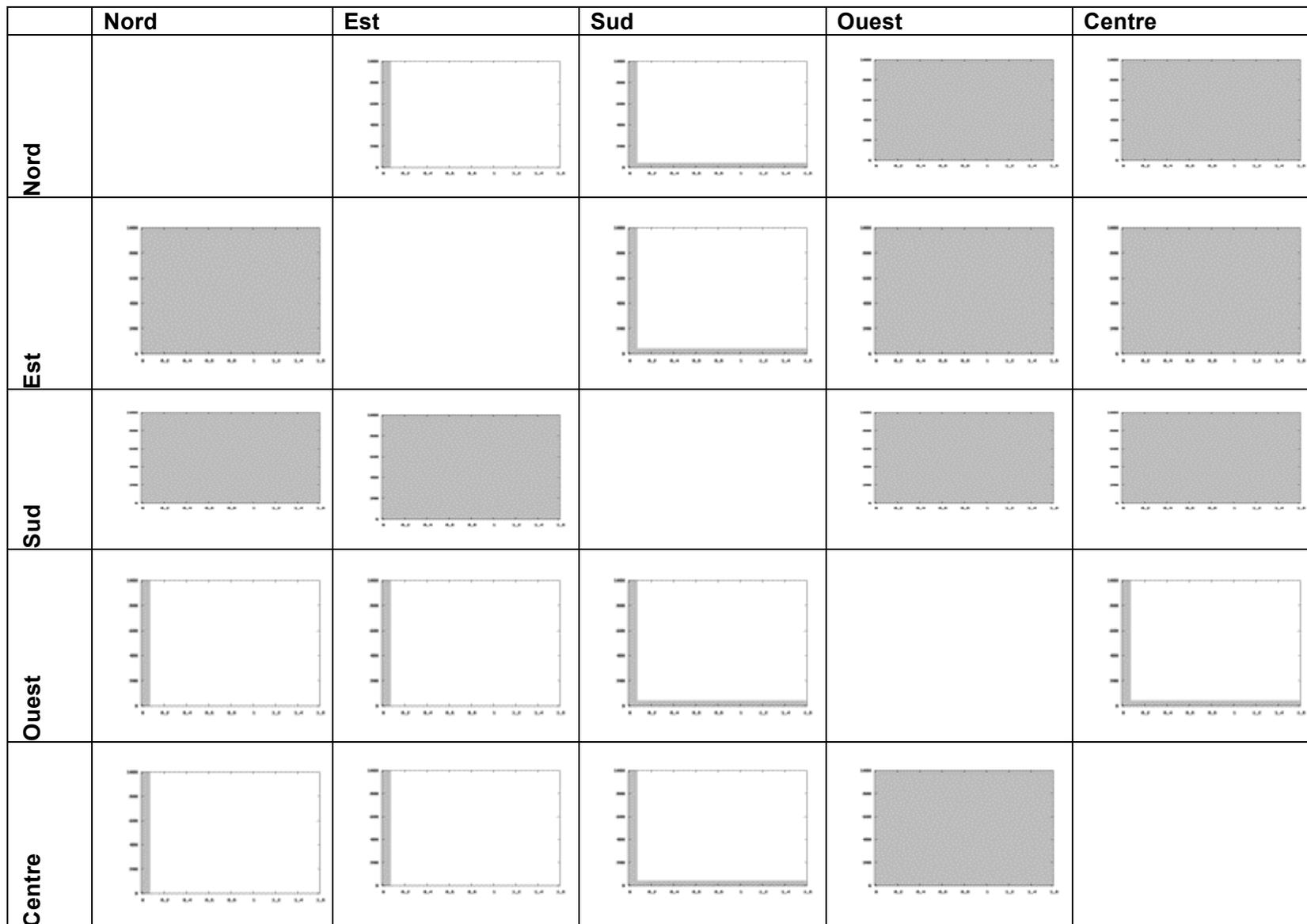
D'après le graphique 14, pour des combinaisons de seuils impliquant des valeurs assez faibles de l'indice composite ou score (moins de 0.1), la bande grise à gauche du rectangle indique une absence de dominance en pauvreté du milieu rural par le milieu urbain. Par contre, au-delà d'un score de 0.1, toutes les combinaisons de seuils de pauvreté se traduisent par une dominance du milieu rural au seuil de significativité de 5%. On peut dans ce cas parler de domination restreinte dans la mesure où il faut faire abstraction de la zone grise.

Pour chaque paire de distributions, on peut tester la dominance de l'une par l'autre ou l'inverse, ce qui donne deux relations de dominance possible. Concernant les cinq régions du Burundi à comparer, cela crée une possibilité de 20 relations de dominance à tester. Les résultats, qui sont illustrés par 20 graphiques construits de la même manière que le graphique précédent, sont présentés dans le tableau 9 dans lequel on teste l'hypothèse nulle que les régions en ligne dominent celles en colonnes. L'hypothèse nulle correspond donc aux zones grises alors que l'hypothèse alternative est représentée par les zones blanches.

D'après les résultats du tableau 9, 10 relations peuvent être considérées comme des relations significatives de dominance contrainte. Les régions du Nord et de l'Est apparaissent dominées en pauvreté par celles de l'Ouest et du Centre lorsqu'on restreint le seuil de la dimension 1 (indice de richesse) à un intervalle entre 0,1 et 1,6. Il en est de

même pour la région de l'Est qui est dominée par la région du Nord. Pour le reste des relations de dominance, la restriction porte à la fois sur les deux dimensions et correspond à la bande grise qui borde les deux axes (abscisses et ordonnées). Si le seuil critique inférieur de la dimension se situe un peu en dessous de 0,1, celui de la dimension 2 (dépenses per capita) semble se situer à autour de 50 FBU. Au-delà de cette bande grise, la région du Sud se retrouve dominée par les régions de l'Est, du Nord, de l'Ouest et du centre. La dernière relation présentée dans ce graphique est celle de la dominance de la région de l'Ouest par celle du Centre.

Tableau 7: Graphiques présentant les relations de dominance entre les 5 régions du Burundi



4.5. Les déterminants de la pauvreté au Burundi

Dans cette section, nous nous attelons à dégager les déterminants de la pauvreté à l'aide d'un modèle Probit. La variable dépendante est binaire et prend la valeur de 1 si l'individu est pauvre et 0 si non. Quoique les deux formes de pauvreté se soient révélées partiellement corrélées, l'amplitude de l'impact des facteurs qui les affectent peut différer selon la forme de pauvreté. Les deux variables dépendantes sont les variables binaires issues de la dépense obtenue avec notre modèle empirique recodée au seuil de 529.16FBU ainsi que le score obtenu selon l'approche multidimensionnelle recodée au seuil de 0.393.

- ✚ Le tableau 8 fournit le résultat de l'analyse de la pauvreté monétaire et non monétaire. Quant au tableau 9, il donne les résultats du modèle biprobit estimé sous l'hypothèse de la corrélation entre les résidus des deux types de pauvreté. Le modèle biprobit permet de capter simultanément les effets des variables retenues sur les deux formes de pauvreté.

Tableau 8 : Résultats de l'estimation des déterminants de la pauvreté au Burundi

Variables	Coefficients	P-value	Effets marginaux	P-value
Modèle 1 : Analyse de la pauvreté monétaire				
Niveau d'éducation				
<u>Jamais allé à l'école</u>				
Primaire	-0.608	0.000	-0.194	0.000
Secondaire	-1.40	0.000	-0.468	0.000
Supérieur	-2.7	0.000	-0.690	0.000
Taille du ménage				
<u>Moins de 5 personnes</u>				
5 Personnes et plus	0.184	0.000	0.058	0.000
Age du chef de ménage	0.001	0.346	0.000	0.889
Sexe du chef de ménage				
<u>Homme</u>				
Femme	0.093	1.173	0.029	0.168
Statut matrimonial				
<u>Marié monogame</u>				
Autre	-0.005	0.934	-0.001	0.934
Région Naturelle				
<u>Nord</u>				
Est	-0.729	0.000	-0.238	0.000
Sud	-0.081	0.315	-0.023	0.320
Ouest	-0.618	0.000	-0.199	0.000
Centre	-0.281	0.000	-0.085	0.000
Effectifs d'enfant de 0-14 ans dans le ménage	0.024	0.227	0.007	0.227
Constante	-0.090	0.263		

Modèle 2 : Analyse de la pauvreté non-monnaire

Niveau d'éducation

Jamais allé à l'école

Primaire	-0.639	0.000	-0.200	0.000
Secondaire	-1.598	0.000	-0.550	0.000
Supérieur	-2.37	0.000	-0.735	0.000

Taille du ménage

Moins de 5 personnes

5 Personnes et plus	-0.121	0.000	-0.035	0.000
---------------------	--------	-------	--------	-------

Age du chef de ménage

	-0.000	0.040	0.000	0.889
--	--------	-------	-------	-------

Sexe du chef de ménage

Homme

Femme	-0.069	0.000	-0.020	0.358
-------	--------	-------	--------	-------

Statut matrimonial

Marié monogame

Autre	0.122	0.000	0.035	0.078
-------	-------	-------	-------	-------

Région Naturelle

Nord

Est	0.376	0.000	-0.119	0.000
Sud	-0.389	0.000	-0.095	0.000
Ouest	-0.318	0.000	-0.100	0.000
Centre	-0.121	0.000	-0.033	0.073

Effectifs d'enfant de 0-14 ans dans le ménage	0.101	0.000	0.029	0.00
--	-------	-------	-------	------

Constante	1.402	0.000		
------------------	-------	-------	--	--

Note : Les modalités soulignées constituent des modalités de référence.

Tableau 9 : Résultats de l'estimation du modèle biprobit des déterminants de la pauvreté monétaire et non-monnaire (Modèle 3)

Variables	Modèle1 (coefficients)	Modèle2 (coefficients)	Effets marginaux jointes
Niveau d'éducation			
<u>Jamais allé à l'école</u>			
Primaire			
Secondaire	-0.601***	-0.530***	-0.198
Supérieur	-1.409***	-1.599***	-0.525
	-2.703***	-2.378***	-0.613
Taille du ménage			
<u>Moins de 5 personnes</u>			
5 Personnes et plus	0.184***	0.121***	0.021
Age du chef de ménage	0.001	-0.000	0.000
Sexe du chef de ménage			
<u>Homme</u>			
Femme	.093	-0.069	0.008
Statut matrimonial			
<u>Marié monogame</u>			
Autre	-0.005	0.123	0.017

Région Naturelle

Nord

Est	-0.729***	-0.377***	-0.231
Sud	-0.810	-0.384***	0.042
Ouest	-0.618***	-0.319***	-0.196
Centre	-0.282***	0.121	-0.042
Effectifs d'enfant de 0-14 ans dans le ménage	0.024	0.101	0.022
Constance	-0.090	1.402***	

*p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001 rho=0.0.266 avec un p-value de 0.000

Source : Nos calculs avec Stata 12.0 à partir de QUIBB 2006.

Dans les paragraphes suivants, nous ferons l'interprétation des résultats des déterminants de la pauvreté monétaire et non monétaire estimés d'une manière indépendante ainsi que ceux issus de l'estimation simultanée (modèle biProbit).

- ❖ **Les déterminants de la pauvreté monétaire** : Dans le modèle proposé, nous avons retenu en général les variables qui étaient significatives et que n'induisent pas à un cas de multi-colinéarité. Ces variables sont les suivantes : Le niveau d'éducation du chef de ménage, son sexe, son âge, son statut matrimonial, sa région de résidence, les effectifs des enfants dans le ménage ainsi que la taille du ménage. Les signes associés aux modalités de la variable **niveau d'éducation** montrent que le fait d'accéder à des niveaux d'éducation plus élevés réduisent la probabilité d'être pauvre avec respectivement 19.4%, 46.8% et 69% pour les niveaux d'éducation primaire, secondaire et supérieure. Les P-values y associées montrent que les deux indicateurs sont significatifs au seuil de 1%.

Pour **les régions naturelles**, le fait d'habiter dans les régions de l'Est, du Sud, de l'Ouest et du Centre réduit la probabilité d'être pauvre par rapport au fait d'habiter dans la région nord de 23.3%, 2.3%, 19.9% et 8.5% respectivement. Cependant, les paramètres associés à la région Sud ne sont pas significatifs. La taille du ménage exerce aussi une influence négative sur la probabilité d'être pauvre avec une augmentation de 5.8% pour les ménages de 5 personnes et plus. **L'âge du chef de ménage, son sexe, son statut matrimonial** ainsi que le nombre d'enfants de 0-14 ans n'ont pas une influence significative sur la probabilité d'être pauvre.

- ❖ **Les déterminants de la pauvreté non-monétaire** : Les mêmes conclusions faites sur la pauvreté monétaire restent valables dans le cas non monétaire pour **le niveau d'éducation**. Cependant, les effets sur la pauvreté non monétaire sont un peu plus élevés avec respectivement 20%, 55% et 73.5% de moins de chance d'être pauvre. Autrement dit, le niveau élevé d'éducation réduit plus que proportionnellement les

chances d'être comparé au niveau monétaire. Ceci est peut-être dû aux corrélations élevées qui existent entre le niveau d'éducation et les dimensions qui affectent le score (par rapport à la distance). De même, **la taille du ménage** augmente la probabilité d'être pauvre et elle est évaluée à 3.5% plus de chance quand la taille du ménage atteint ou dépasse 5 personnes. **L'âge du chef de ménage** ne semble pas avoir un effet significatif sur le phénomène de pauvreté. Quoique le coefficient associé au **sexe du ménage** soit significatif en donnant une présomption que les ménages dirigés par les femmes ont plus de chance d'être pauvre non monétairement, leurs effets marginaux ne sont pas significatifs et affichent une diminution de l'ordre de 2% contrairement au **statut matrimonial** qui affiche une hausse de 3.58%. Le fait d'avoir **des enfants de 0-14 ans** augmente la probabilité d'être pauvre non monétairement avec une augmentation de 2.9%. Enfin le fait de résider à l'Est, au Sud, à l'Ouest et au Centre réduit la probabilité d'être pauvre non monétairement respectivement de 11.9%, 9.5%, 10% et 3.3%. Le sud qui s'était révélé non significatif selon l'approche monétaire est remplacé par le centre dans cette approche.

En confrontant les deux formes de la pauvreté, les régions semblent être affectées différemment par les problèmes monétaire et non monétaire en utilisant les effets marginaux. A l'Est monétaire (23.3% contre 11.9%), le Sud non monétaire (9.5% contre 3%), l'Ouest monétaire (19.9% contre 10%) et le centre monétaire (8.5% contre 3.33%), toujours pas rapport au Nord. Ceci indique aussi le caractère spécifique des mesures à entreprendre pour combattre chacune des formes de la pauvreté.

- ❖ **Les déterminants de la pauvreté monétaire et non-monétaire issus du modèle biprobit** : L'estimation simultanée des deux modèles présentés plus haut permet de tirer des conclusions intéressantes sur les facteurs qui influencent simultanément les deux formes de la pauvreté. Les trois modalités du **niveau d'éducation** sont toutes significatives au seuil de 1%. Le fait d'avoir atteint le niveau d'éducation primaire, secondaire et supérieur réduit la probabilité jointe de 19.8%; 52.5% et 61.3% respectivement comparé au ménage dont le chef est sans niveau d'éducation. **La taille du ménage** n'ayant qu'un effet relativement faible à la réduction des probabilités jointes, les ménages de 5 personnes et plus ont 2.1% plus de chance d'être pauvres suivant les deux formes de pauvreté comparés aux ménages de 5 personnes et moins. Cependant, **l'âge du chef de ménage**, son **statut matrimonial**, son **sexe** ainsi que les **effectifs d'enfants de 0-14 ans** ont des incidences marginales sur les probabilités jointes. Enfin, quant à la région de résidence, le fait de résider à l'est et à

L'ouest comparé au nord réduit la probabilité jointe de 23.1% et 19.6% respectivement. Le fait de résider au sud augmente de 4.2% tandis que le fait d'habiter le centre réduit cette probabilité jointe pour cette même valeur.

Comme conclusion, l'éducation qui est considérée comme un facteur prédominant dans le développement du capital humain, doit occuper une place particulière dans les différentes interventions gouvernementales. De même, il est important que le gouvernement continue de soutenir les programmes développement régional ciblant la population pauvre.

5. Conclusions et recommandations

Notre travail sur la pauvreté monétaire et non monétaire se propose d'amorcer la réflexion sur la problématique de l'élaboration des échelles d'équivalence. De plus, les études sur la pauvreté étant rares au Burundi en général, il introduit une nouveauté dans le domaine d'analyse de la pauvreté en posant les premiers jalons de recherche en utilisant un indice alternatif de bien-être. Dans sa dernière partie, l'étude essaie de dégager les déterminants de la pauvreté et l'analyse conjointe des deux formes de pauvreté nous a montré que les deux concourent à une même réalité.

Notre démarche méthodologique a consisté à rechercher empiriquement à partir du modèle d'Engel une échelle empirique pour le Burundi et d'apprécier la sensibilité des indices selon notre échelle empirique d'une part, et si l'on ne tient pas compte des échelles d'autre part. Le travail le plus pénible était de trouver les tranches d'âges qui pourraient se révéler significatives pour le Burundi. Après une série d'estimation et de transformation, trois tranches d'âges ont été retenues. Il s'agit des tranches de 0-4 ans, 5-9 ans et 10-14 ans, les autres tranches d'âges n'ayant pas d'impact significatif sur la part allouée à l'alimentation. Les coefficients associés à ces tranches d'âge sont respectivement 0.5, 0.7 et 0.75. Cependant, les échelles d'équivalence sont sensibles au seuil de dépense par tête retenu, à la spécification ainsi que la taille du ménage de référence.

L'analyse de l'impact des échelles d'équivalence sur les mesures de la pauvreté montre que la pauvreté est trop aigue au Burundi. La majeure partie de la population et selon toutes les échelles d'équivalence se trouve en deçà de la ligne de la pauvreté. Notre échelle empirique donne des résultats proches de ceux de la banque mondiale (2006) avec quelques légères différences. La prévalence de la pauvreté est estimée à près de 69% selon notre modèle. L'intensité et la sévérité de la pauvreté sont 25% et 11% respectivement. Toujours selon toutes les échelles d'équivalence utilisées, la pauvreté est essentiellement rurale et frappe les ménages dont les chefs ne sont pas instruits. Par ailleurs, des disparités trop prononcées entre les régions ont été révélées, L'ouest étant celle qui enregistre de faibles indices de pauvreté relativement aux autres régions.

L'étude a permis de construire un indice composite de bien-être en utilisant l'analyse factorielle des correspondances multiples (ACM) appliquée aux données de l'enquête QUIBB 2006. L'analyse des correspondances a permis de cerner deux catégories de ménages. Les ménages riches caractérisés par de bonnes conditions d'assainissement et de confort et les ménages pauvres qui vivent dans des conditions précaires. A l'intérieur de ces ménages pauvres deux catégories se dessinent. Une catégorie avec une pauvreté infrastructurelle et une autre qui se rapproche des ménages riches avec un accès relativement facile aux infrastructures publiques. La pauvreté des conditions de vie affecte 70% de la population selon l'approche de la classification hiérarchique en groupes homogènes légèrement en dessous de la prévalence de la pauvreté monétaire.

La mise en œuvre des tests de dominance stochastique unidimensionnelle confirme ces aspects. La courbe de distribution de la pauvreté rurale domine toujours celle du milieu urbain, tandis que celle associée aux ménages non instruit domine toujours celles des ménages ayant un niveau d'éducation. Le sud et le nord ont des courbes presque confondues. Cependant, la courbe associée au sud a tendance à dominer celle du nord dans les seuils de pauvreté supérieurs. L'ouest est toujours dominé stochastiquement selon n'importe quelle valeur du seuil de pauvreté. La dominance selon le sexe du chef de ménage n'est clairement établie que dans les seuils de pauvreté supérieurs. La courbe d'incidence de pauvreté des ménages dirigent par les femmes tend à dominer celle des hommes pour ces seuils de pauvreté.

Des conclusions intéressantes ont été mises en évidence en utilisant la dominance stochastique bidimensionnelle. Il ressort de cette analyse que les urgences en terme d'intervention ne sont pas les mêmes selon les régions.

L'analyse du lien entre la pauvreté monétaire et des conditions de vie montre que les individus dotés des ressources monétaires sont dans la plupart des cas les plus nantis en termes des conditions de vie. Les deux méthodologies de mesure de la pauvreté concourent à la mesure d'une même réalité.

Les déterminants de la pauvreté à l'aide du modèle logit ont permis de quantifier et mesurer la sensibilité du phénomène selon certaines caractéristiques socio-économiques. Cependant, il importe de décrire l'évolution récente de la pauvreté avec une base de données actualisée qui malheureusement n'est pas encore disponible.

Eu égard à ce qui précède et en dépit de cette difficulté, cette étude pourrait servir de cadre de référence pour les études portant sur les conditions de vie au Burundi car, ses résultats reposent sur des techniques économétriques et statistiques très élaborées. A la veille de mise en œuvre du Cadre Stratégique de Lutte contre la Pauvreté de deuxième génération, plusieurs recommandations de politiques économiques s'imposent :

➤ **Au niveau global** : Cette étude a le mérite d'utiliser les deux approches de mesures de la pauvreté à savoir l'approche monétaire et non monétaire. L'approche monétaire a dégagé des coefficients associés à des tranches d'âges qui pourraient être utilisés dans les études futures sur les conditions de vie au Burundi. L'approche multidimensionnelle a permis de dépasser les limites inhérentes à l'approche monétaire unidimensionnelle traditionnellement utilisée dans les rares études de conditions de vie au Burundi. Toutefois, il est nécessaire de s'accorder sur la nature et la base informationnelle qui pourrait renseigner une telle forme de pauvreté.

Afin de garantir la réussite du CSLP de deuxième génération, il importe de réfléchir sur un système de suivi-évaluation qui pourrait permettre de mesurer les progrès réalisés à chaque étape du processus afin de redresser les tendances négatives et renforcer les progrès atteint au cas échéant. Une telle solution devrait passer par la création d'une cellule de suivi opérationnelle pour suivre le CSLP dans toutes ses dimensions. De surcroît, il importe de réfléchir avant le démarrage de ce CSLP sur des mécanismes d'organisation des enquêtes régulières qui combinent les approches quantitatives et qualitatives au niveau décentralisé. Afin d'apprécier les mouvements d'entrées et de sortie dans la pauvreté, il demeure fondamentale de suivre une cohorte de ménages.

Les constats qui ressortent de cette analyse exigent des interventions ciblées en faveur des groupes défavorisés. Ces interventions pourraient permettre de réduire les disparités de pauvreté qu'on observe selon certaines caractéristiques socio-économiques des ménages. Il s'agit notamment des politiques de développement du milieu rural comme déjà amorcées, continuer la politique de gratuité de l'enseignement primaire couplé avec la professionnalisation de l'enseignement, promouvoir des activités à haute intensité capitalistique, encadrer et suivre le marché du travail avec un accent particulier sur le secteur informel, continuer les réformes entreprises dans le secteur de la santé, réfléchir sur des mécanismes de subventions et la mise en œuvre de certains fonds qui pourrait appuyer les populations rurales.

De manière concrète, il s'agit de :

➤ **Continuer sa politique de gratuité des soins et de scolarité**

Le gouvernement du Burundi a amorcé une politique de gratuité de l'éducation primaire et des soins pour les mères qui accouchent et les enfants de moins de 5 ans en vue d'accélérer l'atteinte des Objectifs du Millénaire pour le Développement (OMD). Son intention d'introduire l'école fondamentale d'ici 2013 est à encourager.

➤ **Professionaliser l'enseignement**

Cette gratuité de l'enseignement devrait être complétée par une professionnalisation de celui-ci. Le gouvernement devrait beaucoup promouvoir un enseignement orienté vers la professionnalisation.

➤ **Promouvoir le développement rural et intensifier les infrastructures publiques**

La zone rurale qui regorge d'une grande partie de la population est trop affectée par la pauvreté. Des mesures plus vigoureuses méritent d'être prises. Plus de 90% de la population burundaise vit de l'agriculture et de l'élevage. Ces mesures volontaristes devraient concerner le domaine agropastoral. Toutefois l'exiguïté des terres cultivables devrait être intégrée dans les politiques à définir. Le gouvernement devrait effectuer de grands projets agropastoraux sur certaines terres domaniales comme la Plaine de l'Imbo pour contribuer à stabiliser le prix de certaines denrées alimentaires de base. Les actions entreprises par le gouvernement en rapport avec le développement d'infrastructure publiques (centres de santé ; écoles primaires, infrastructures routières, etc.) devraient continuées.

➤ **Créer un fond de garantie et de soutien agropastoral**

Le secteur agropastoral qui constitue le moteur de développement puisqu'il regorge une grande partie de la population souffre d'un manque de financement. En vue d'impulser la croissance en milieu rural, les partenaires au développement pourraient accompagner le Burundi dans la création de ce fond ainsi que l'encadrement de grands projets agropastoraux qui pourront avoir un impact perceptible sur la production.

➤ **Promouvoir un cadre macroéconomique favorable à la croissance**

Toutes les politiques que nous proposons seront sans effets s'il n'ya pas un cadre macroéconomique favorable à la croissance. Cela exige la création d'un cadre favorable aux investisseurs et la création de l'Agence de Promotion des Investissements pourrait s'insérer dans cette logique. Un accompagnement du secteur privé demeure indispensable.

Références bibliographiques

- Accardo J., (2005) : L'estimation des échelles d'équivalence dans les enquêtes « Budgets de famille » : les limites de l'exercice, INSEE, Séminaire DSDS.
- Accardo J., (2007) : Du bon usage des échelles d'équivalence. L'impact du choix de la mesure, *Informations sociales*, n° 137:36-45.
- Adbodji A.E., et Djoke K.A., (2009) : Profil de pauvreté infantile dans les quatre pays de l'UEMOA : une analyse comparative basée sur l'approche multidimensionnelle de la pauvreté, *Revue Africaine de l'intégration*. Vol.3. Janvier, page 20-52.
- Alaya O., Idrissa O. et Awa M. (2010) : Pauvreté et vulnérabilité au Burkina Faso : Indicateur composite de Noyau dur de la pauvreté, Cahier de recherche PMMA 10577.
- Alkire, Sabina and Foster, James E., (2011), Counting and multidimensional poverty measurement, *Journal of Public Economics*, 95, issue 7-8, p. 476-487.
- Araar A., and Duclos J.-Y. (2009): DASP: Distributive Analysis Stata Package, User Manual version 2.1. PEP, CIRPEE and World Bank, November.
- Asselin L.M. (2002) : Pauvreté multidimensionnelle. Institut de mathématique gauss, Quebec, Canada.
- Asselin, L. M. (2009) : Analysis of Multidimensional Poverty: Theory and Case-Studies. *Economic Studies in Inequality, Social Exclusion and Well-being*, Volume No. 7, Springer.
- Asselin L.M et Dauphin. (2000) : Mesure de la pauvreté, un cadre conceptuel, Centre Canadien d'Etude et de la Coopération Internationale.
- Atkinson S. (1987): choosing dimensions: On measurement of poverty, *Econometrica* 55, 749-767.
- Atkinson, A. and Bourguignon, F.(1982) The comparison of multidimensional distributions of economic status, *Review of Economic Studies* 49, 183-201.
- Ayadi et al. (2007): Pauvreté et inégalités en Tunisie: une approche non monétaire, Cahier de recherche PMMA 2005-2007 mars.
- Baulch B. (2002), "Poverty monitoring and targeting using ROC curves: examples from Vietnam", Institute of Development Studies, IDS Working Paper 161, Sussex
- Bibi S. (2002) : Mesurer la pauvreté dans une perspective multidimensionnelle : une revue de la littérature, FSEG de Tunis et CIRPEE Laval, Octobre, papier de recherche, p1-21.
- Borel A., Francis N. et Rosine T. (2007) : Pauvreté et inégalités des conditions de vie au Cameroun : une approche micro multidimensionnelle, Cahier de recherche PMMA 2007.
- Coulter A.E et Cowel A. et Jenkins P. (1994) : Parametric Equivalence Scale and Relativities" *The Economic Journal* N° 104, pp. 891-900; July 1994.
- Deaton A. (1999): The analysis of household surveys: A microeconomic approach to development policy. United States of America, the Johns Hopkins University press.

- Duclos J.-Y., Sahn D., and Yonger S.D. (2006): Robust multidimensional poverty comparisons with discrete indicators of well-being, CIRPEE working paper 06-08.
- FAO (2008): L'état de l'insécurité alimentaire dans le monde, rapport mondiale.
- Filmer D. and Pritchett L.H. (2001): Estimating wealth effects without expenditure data-or tears: an application to educational enrollments in States of India. *Demography*, Volume 38-number 1: 115-128. February.
- Foko Tagne et al. (2007) : Pauvreté et Inégalités des conditions de vie au Cameroun : une approche micro-multidimensionnelle, cahier de recherche PMMA 2007- 02, PEP, Janvier
- Foster J.E and Shorrocks, A.F.(1988a): Poverty orderings, *Econometrica*, 56, 173-177.
- Foster J.E and Shorrocks, A.F. (1988b): Poverty orderings and welfare dominance. *Social choice welfare*.
- Foster J.E., Greer J., and Thorbecke, E. (1984): A class of decomposable poverty measures, *Econometrica*, Vol.52, P761-783.
- Gourierou X.C. (1989): *Econométrie des variables qualitatives*, *Economica*.
- Hourriez J.M, L.olivier. (1997) : Niveau de vie et taille du ménage : Estimation d'une échelle d'équivalence, *Economie et Statistique*, 308, 309-310. Paris, INSEE.
- J.P.Lachaud. (2001) : Echelles d'équivalence et différentiel spatial de la pauvreté et d'inégalité au Burkina Faso, Communication au colloque de Bordeaux sur la pauvreté et le développement durable 22-23 Nov. 2001.
- Kassim. D et al. (2010) : Genre et dynamique de la pauvreté des conditions de vie au Mali (2001-2006). Cahier de recherche PMMA 2009-2010.
- Ki J.B, Faye S, et Faye B. (2005) : pauvreté multidimensionnelle au Sénégal : une approche non monétaire par les besoins de base. Cahier de recherche PMMA 2005-05, PEP.
- Kpodar Ki. (2005) : Manuel d'initiation à STATA, Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International, CERDI.
- Kwadjio H.L. (2003) : Composition du ménage et consommation au Cameroun, rapport de stage ENSEA.
- Lanjouw P, Ravallion M. (1994): Poverty and household size, Policy Research Working Paper, The economic Journal, 1332, World Bank, August.
- Lavigne B. (2007) : Estimation des facteurs d'équivalence de revenu, le cas de Quebec, Université du Québec à Montréal.
- Maasoumi, E.(1986) : The measurement and decomposition of multidimensional inequality, *Econometrica* 54, 771-779.
- Nembot L.N. (2006) : Impact des échelles d'équivalence sur la répartition régionale au cameroun : une approche dynamique, a paper presented during the 5th PEP research network General meeting, june 18-22-2006, Addis abeba , Ethiopia.

- Ödon, Eltetö , Havavi. (2002): Impact of Choice of Equivalence Scale on Income Inequality and on poverty measures, Paper presented during general conference of the International Association for Research in Income and wealth, Stokholm, Sweden.
- Programme Alimentaire Mondiale. (2004) : rapport sur l'analyse de la sécurité alimentaire et de la vulnérabilité au Burundi.
- Philippe C. (1999): Analyse des données et des panels de données, De boeck université.
- Gouvernement du Burundi (2009) : Rapport d'évaluation du Cadre Stratégique de Croissance et de Lutte Contre la Pauvreté de première génération.
- Centre Universitaire de Recherche et de Développement Economique (2006) : Rapport de l'Enquête QUIBB.
- Ravallion M. (1992): Poverty Comparaisons, A Guid to Concepts and Method, LSMS, Working Paper n°88.
- Ravallion (1994): Measuring Social Welfare With and without povertylines, *American Economic Asociation Papers and proceedings* 84 (2):359-363.
- Ravallion, M. (2011) : On Multidimensional Indices of Poverty," *Journal of Economic Inequality*, 9(2), 235-248.
- Sammuel A.(2006) : Pauvreté multidimensionnelle au Congo : une approche non monétaire, document de travail.
- Sen A.K. (1992): Inequality re-examined, clarendon Press, Oxford.
- Wodon Q.T. (1997), "Targeting the poor using ROC curves", *World Development*, Vol. 25, n°12, pp. 2083-2092

Annexes

Annexe 1 : Résultats de la pauvreté monétaire

Tableau 1.1 : Mesures de la pauvreté monétaire selon la Province ; la région et le milieu de résidence

Echelle	Sans échelle			Echelle Empirique		
	P0	P1	P2	P0	P1	P2
Indice						
Bubanza	0.72	0.27	0.13	0.59	0.18	0.07
Bujumbura Mairie	0.47	0.20	0.10	0.40	0.14	0.06
Bujumbura Rural	0.78	0.31	0.15	0.66	0.22	0.09
Bururi	0.66	0.24	0.11	0.55	0.16	0.06
Cankuzo	0.86	0.39	0.21	0.75	0.29	0.13
Cibitoke	0.68	0.27	0.12	0.61	0.17	0.06
Gitenga	0.83	0.35	0.18	0.74	0.26	0.12
Kayanza	0.79	0.35	0.18	0.71	0.25	0.11
Karuzi	0.88	0.42	0.23	0.79	0.31	0.15
Kirundo	0.90	0.46	0.26	0.85	0.36	0.18
Makamba	0.65	0.25	0.12	0.51	0.16	0.07
Muramvya	0.80	0.33	0.16	0.70	0.24	0.10
Muyinga	0.88	0.40	0.21	0.80	0.30	0.13
Mwaro	0.68	0.25	0.12	0.57	0.17	0.07
Ngozi	0.86	0.39	0.20	0.77	0.29	0.13
Rutana	0.82	0.36	0.19	0.72	0.27	0.12
Ruyigi	0.86	0.41	0.22	0.79	0.31	0.15
Région Naturelle						
Nord	0.86	0.40	0.21	0.79	0.30	0.14
Est	0.70	0.28	0.13	0.59	0.19	0.08
Sud	0.86	0.40	0.22	0.77	0.31	0.14
Ouest	0.68	0.27	0.13	0.58	0.18	0.07
Centre	0.81	0.35	0.18	0.72	0.26	0.11
Milieu de résidence						
Urbain	0.39	0.19	0.08	0.35	0.12	0.06
Rural	0.80	0.35	0.18	0.71	0.25	0.11
Ensemble	0.78	0.34	0.17	0.69	0.25	0.11

Source : Calculs avec DAD à partir de l'enquête QUIBB 2006.

Tableau 1.2 : Profil de la pauvreté monétaire selon le sexe ; le niveau d'éducation et le statut matrimonial du chef de ménage

Echelle	Sans échelles			Echelle Empirique		
	PO	P1	P2	P0	P1	P2
Indices						
Sexe						
Homme	0.78	0.34	0.17	0.69	0.25	0.11
Femme	0.78	0.33	0.17	0.70	0.26	0.12
Niveau d'éducation						
Jamais allé à l'école	0.85	0.39	0.20	0.78	0.29	0.13
Maternelle	1.00	0.57	0.33	1.00	0.44	0.21
Primaire	0.75	0.31	0.15	0.63	0.21	0.09
Secondaire	0.38	0.13	0.06	0.28	0.09	0.03
Supérieur	0.06	0.03	0.02	0.04	0.02	0.01
Autre	0.84	0.37	0.19	0.75	0.27	0.12
Statut matrimonial						
Jamais marié	0.63	0.27	0.13	0.60	0.21	0.09
Marié monogame	0.79	0.34	0.18	0.69	0.25	0.11
Marié polygame	0.82	0.36	0.19	0.72	0.27	0.12
Divorcé& séparé	0.77	0.32	0.16	0.64	0.24	0.11
Veuf	0.77	0.32	0.17	0.69	0.25	0.11
Ensemble	0.78	0.34	0.17	0.69	0.25	0.11

Source : Calculs avec DAD à partir de l'enquête QUIBB 2006.

Annexe 2 : Résultats du profil de la pauvreté non monétaire

Indices et contribution	PO	P1	P2	Contribution absolue	Contribution relative
Province					
Bubanza	0.80	0.34	0.18	0.03	0.04
Bujumbura Mairie	0.06	0.01	0.00	0.00	0.00
Bujumbura Rural	0.73	0.29	0.15	0.06	0.09
Bururi	0.56	0.21	0.11	0.03	0.05
Cankuzo	0.89	0.41	0.23	0.02	0.03
Cibitoke	0.68	0.27	0.14	0.03	0.05
Gitega	0.77	0.31	0.16	0.07	0.10
Kayanza	0.67	0.23	0.10	0.05	0.07
Karuzi	0.86	0.33	0.16	0.04	0.06
Kirundo	0.81	0.37	0.20	0.06	0.09
Makamba	0.53	0.21	0.11	0.02	0.03
Muramvya	0.75	0.25	0.12	0.03	0.04
Muyinga	0.72	0.28	0.14	0.05	0.08
Mwaro	0.70	0.26	0.12	0.02	0.03
Ngozi	0.77	0.30	0.15	0.06	0.09
Rutana	0.70	0.32	0.19	0.02	0.03
Ruyigi	0.83	0.39	0.23	0.03	0.05
Région Naturelle					
Nord	0.74	0.29	0.15	0.25	0.35
Est	0.58	0.24	0.13	0.09	0.12
Sud	0.85	0.40	0.23	0.06	0.08
Ouest	0.59	0.23	0.12	0.13	0.20
Centre	0.78	0.29	0.15	0.17	0.24
Milieu de résidence					
Urbain	0.10	0.02	0.01	0.00	0.00
Rural	0.74	0.30	0.15	0.70	100

Sexe					
Homme	0.69	0.27	0.14	0.59	0.83
Femme	0.76	0.33	0.18	0.11	0.16
Niveau d'éducation					
Jamais allé à l'école	0.80	0.34	0.19	0.26	0.38
Maternelle	1.00	0.42	0.19	0.00	0.00
Primaire	0.63	0.23	0.12	0.21	0.30
Secondaire	0.20	0.06	0.02	0.00	0.01
Supérieur	0.04	0.03	0.02	0.00	0.00
Autre	0.77	0.31	0.16	0.20	0.30
Statut matrimonial					
Jamais marié	0.71	0.28	0.15	0.01	0.01
Marié monogame	0.69	0.27	0.14	0.55	0.78
Marié polygame	0.66	0.24	0.11	0.02	0.03
Divorcé/séparé	0.75	0.34	0.19	0.01	0.01
veuf	0.77	0.34	0.19	0.10	0.15
A-t-il fréquenté l'école ?					
Oui	0.65	0.27	0.13	0.44	0.62
Non	0.80	0.34	0.19	0.26	0.37
Ensemble	0.70	0.28	0.15	0.70	1.0

Calculs avec DAD à partir de l'enquête QUIBB 2006.