

FACULTE DES SCIENCES  
ECONOMIQUES ET DE GESTION  
UNITE DE FORMATION  
DOCTORALE D'ECONOMIE  
MATHEMATIQUE ET  
ECONOMETRIE  
BP : 1365 YAOUNDE  
TEL : +23722062698  
FAX : +23722238428



FACULTY OF ECONOMICS AND  
MANAGEMENT  
GRADUATE PROGRAM IN  
MATHEMATICAL ECONOMICS AND  
ECONIMETRICS  
PO.BOX: 1365 YAOUNDE  
TEL: +23722062698  
Fax: +23722238428

FEUBI PAMEN ERIC PATRICK ([pamenfeubi@yahoo.com](mailto:pamenfeubi@yahoo.com) / University of Yaounde II-Soa)

Pr GANKOU JEAN MARIE ([jeanmariegankou@yahoo.fr](mailto:jeanmariegankou@yahoo.fr) / University of Yaounde II-Soa)

Dr EMINI ARNAULT CHRISTIAN ([ceminia@yahoo.fr](mailto:ceminia@yahoo.fr) / University of Yaounde II-Soa)

**DYNAMIQUE DE LA PAUVRETE NON MONETAIRE AU CAMEROUN ENTRE  
2001 ET 2007: ANALYSE EN CORRESPONDANCES MULTIPLES ET TESTS DE  
DOMINANCE STOCHASTIQUE**

RESUME

A l'aide de l'Analyse en Correspondances Multiples (ACM), ce travail de recherche construit un Indicateur Composite de Pauvreté (ICP) non monétaire. Nous nous servons du logiciel SPAD à cet effet. La comparaison de l'évolution de la pauvreté non monétaire, évaluée à partir de l'ICP, est réalisée à l'aide des tests de dominance stochastique. A ce niveau, nous utilisons le logiciel DAD. En exploitant les données sur un certain nombre de ménages ; données constituées à partir des enquêtes officielles sur les conditions de vie des ménages au Cameroun (ECAM II, ECAM III)<sup>1</sup>, quelque soit le milieu de résidence des ménages, nous présentons un portrait de l'évolution de la pauvreté entre 2001 et 2007. Pour analyser les transitions dans la pauvreté en milieu urbain et en milieu rural au Cameroun, nous suivons les trajectoires des ménages dans le temps.

Une mesure de la pauvreté est un indice permettant de synthétiser l'ensemble des informations disponibles sur la population pauvre. Etant donnés divers indicateurs primaires de bien-être des ménages urbains et ruraux, nous mettons en relief un indicateur composite de pauvreté (ICP) qui résume le bien-être de ces ménages. Le critère principal retenu pour la construction de cet ICP, en ce qui concerne le choix des variables pertinentes, est le critère de consistance ordinale sur le premier axe factoriel (COPA). Ce critère est une condition nécessaire pour que l'ICP ordonne les ménages en fonction de leur niveau de bien-être.

Les résultats montrent que quel que soit l'indice choisi, l'indicateur primaire de bien-être retenu, et quel que soit le seuil de pauvreté de référence choisi, au plan national la

---

<sup>1</sup> ECAM : Enquête Camerounaise Auprès des Ménages. ECAM I (1996), ECAM II(2001), ECAM III (2007).

pauvreté non monétaire entre 2001 et 2007 a connu un accroissement pour les ménages les plus défavorisés initialement en 2001. C'est aussi le cas, dans les centres urbains. Quant aux ménages classés comme riches en 2001, ils connaissent aussi une forte entrée dans la pauvreté non monétaire en 2007. La classe des ménages moyens connaît au niveau national, comme en milieu urbain, une nette amélioration de sa situation. Par contre le nombre de ménages ruraux en situation de pauvreté non monétaire est plus fort en 2007 qu'en 2001 au Cameroun. On peut donc dire que la pauvreté non monétaire tend à devenir un phénomène rural.

Les recommandations de politique économique se déclinent en une amélioration de l'accessibilité aux infrastructures sociales de base, aux infrastructures de communication, l'accroissement de l'électrification, de la qualité de l'habitat et de l'offre en eau potable en zone rurale et en zone urbaine, mais surtout en zone rurale.

**Mots clés** : Pauvreté non monétaire, inégalités, dynamique de la pauvreté, pauvreté transitoire, pauvreté chronique, dominance stochastique, analyse factorielle, ACM, COPA, Cameroun.

#### ABSTRACT

The aim of the present study is to investigate non monetary poverty in Cameroon, focusing on the dynamic of poverty profiles in urban and rural areas, and all over the whole country between 2001 and 2007. Poverty persistence explains the interest and the stakes of the current study. By using data coming from the last two Cameroonians surveys on households standards livings conducted respectively in 2001 (ECAM II) and in 2007 (ECAM III), our objective is to put on evidence the transition or dynamics in poverty, without establishing a poverty line. Having chosen this scope for investigation, we built up a composite index of poverty, from a set of non monetary household's living conditions indicators, by using the multiple component analysis. And through out stochastic dominance tests we compare urban poverty profile, rural poverty profile and then the one of the whole country. All these statements are made for the period between 2001 and 2007. The results show that non monetary poverty has decrease between 2001 and 2007 in urban areas and in the whole country only in middle households classes in Cameroon. For the poor and the rich, non monetary poverty has increased in urban area. It is the same situation as far as the whole country is concerned. We also see that rural non monetary poverty increased over this period of time. Then, we can say that non monetary poverty seem to be a rural phenomenon like the monetary poverty.

The policy recommendations are declined thus improving accessibility to basic infrastructures, to potable water, to electricity and quality of housing in rural areas, and greater jobs creation in urban areas, where inequalities are most noticeable and increasing.

**Keys Words**: Non monetary poverty, inequalities, dynamic of poverty, stochastic dominance, Composite Index of Poverty, Cameroon, Multiple Component Analysis, Ordinal Consistency on the First Factorial Axis.

## INTRODUCTION GENERALE

### CONTEXTE

La réduction de la pauvreté est devenue de nos jours un objectif prioritaire des politiques publiques des Pays en Développement. A cet égard, l'analyse de la pauvreté constitue à la fois une préoccupation majeure et un défi, autant pour les gouvernements que pour leurs partenaires au développement. Pour élaborer des stratégies, des politiques ou des programmes appropriés de réduction de la pauvreté, ils ont besoin de savoir qui sont les pauvres, combien sont-ils, où ils sont et quelles sont leurs caractéristiques<sup>2</sup>.

Au moment où nous rédigeons cet article, la pauvreté demeure donc un thème d'actualité et, notamment, une préoccupation majeure tant au sein de la communauté internationale que pour des gouvernements nationaux à travers le monde, et le Gouvernement Camerounais en particulier. En effet, réunis en Septembre 2000, lors du sommet du millénaire pour le développement, les dirigeants des Etats membres de l'Organisation des Nations Unies (ONU) adoptaient la « Déclaration du Millénaire » dans laquelle ils se fixaient d'ici à l'horizon 2015, huit objectifs de développement. C'est cet ensemble d'objectifs qui porte le nom d'Objectifs du Millénaire pour le Développement (OMD). Le premier de ces huit objectifs s'intéresse justement, comme notre étude, à la pauvreté. Il vise en effet à réduire de moitié l'extrême pauvreté et la faim dans le monde d'ici à l'horizon 2015. En ce qui concerne particulièrement le Cameroun, il s'est aussi inscrit dans ce sillage. Dans la pratique cet engagement du Gouvernement Camerounais se traduit par l'adoption en Novembre 2009 du Document de Stratégie pour la Croissance et l'Emploi<sup>3</sup>(DSCE). Le DSCE rentre en droite ligne de la continuité du Document de Stratégie pour la Réduction de la Pauvreté (DSRP) du Cameroun adopté en Avril 2003. Le DSCE se pose donc comme la feuille de route des autorités Camerounaises dans la poursuite et la réalisation des OMD. Tant il est vrai que le DSCE est la forme révisée du DSRP ou encore un DSRP de deuxième génération d'après les bailleurs de fonds internationaux (FMI et BM).

Au Cameroun, à partir des données harmonisées des enquêtes ECAM I et ECAM II, il est établi que, selon le critère monétaire, 53 Camerounais sur 100 étaient pauvres en 1996, contre 40 sur 100 en 2001 ; soient 13 points de pourcentage de pauvres en moins, en l'espace de cinq ans. Ce recul de l'incidence de la pauvreté entre 1996 et 2001 est beaucoup plus important en milieu urbain, avec 19 points de pourcentage en moins contre 10 de moins en milieu rural. D'autres indicateurs de pauvreté monétaire, l'intensité et la sévérité de la pauvreté, ont également évolué à la baisse au cours de la même période. Pour ce qui est des conditions de vie des ménages, l'évolution est globalement positive surtout en ce qui concerne l'accès aux services d'éducation et de santé<sup>4</sup>. Néanmoins, l'amélioration a été plus importante chez les non pauvres que chez les pauvres. Ainsi, les écarts entre les deux groupes se sont accrus. De même, le milieu urbain a connu une amélioration plus importante que le milieu rural, aggravant ainsi le fossé qui les séparait déjà en 1996.

---

<sup>2</sup> PNUD, 2007, « Mesure de la pauvreté selon la méthode de degré de satisfaction des besoins essentiels : expérience du Niger »

<sup>3</sup> Document de Stratégie pour la Croissance et l'emploi du Cameroun, Novembre 2009, 167 pages.

<sup>44</sup> INS, Cameroun, 2002, « Dynamique de la pauvreté entre 1996 et 2001 »

Courant la période située entre l'année 2001 et l'année 2007, on constate une stabilité du taux de pauvreté monétaire autour de 40% sur le plan national<sup>5</sup>. En zone urbaine, le taux de pauvreté monétaire baisse en passant de 17,9% en 2001 à 12,2% en 2007. Le contraste s'opère en zone rurale où on assiste plutôt à une augmentation du nombre de pauvres. En effet, le taux de pauvreté monétaire est de 52,1% en 2001 contre 55% en 2007. Cet état des choses est la résultante des faibles performances macroéconomiques de l'économie camerounaise sur la période en question<sup>6</sup>. Le rapport national sur le suivi des OMD, élaboré en 2008, montre d'ailleurs qu'il est très improbable pour le Cameroun d'atteindre les cibles fixées d'ici 2015. Ce constat peut être amplifié par les effets néfastes de la récente crise financière internationale. Le DSCE est donc élaboré dans un contexte marqué par le renchérissement du coût de la vie au niveau national, la crise financière internationale, la suite des effets de la crise alimentaire mondiale et les méfaits de la crise énergétique au niveau mondial.

Au final, les préoccupations autour des problèmes de pauvreté semblent renforcées avec les incidences potentiellement négatives de ces crises récentes, et les tendances moroses de la croissance économique au Cameroun depuis la dernière enquête sur les conditions de vie des ménages réalisée en 2007<sup>7</sup>. Globalement, on se trouve alors dans un contexte où la préoccupation pour la réduction de la pauvreté est des plus ardentes, mais où plusieurs indices montrent plutôt que la prévalence de la pauvreté semble augmenter en zone rurale.

## PROBLEMATIQUE

Les rapports des enquêtes conduites au Cameroun entre 2001 et 2007, sur les conditions de vie des ménages et sur la mise en relief du profil de l'évolution de la pauvreté, se sont intéressés, particulièrement, à des aspects monnaie-métriques de la pauvreté. Les résultats présentés dans les rapports de ces enquêtes (ECAM II et ECAM III) révèlent une stabilité du taux de pauvreté monétaire national (40,2% en 2001 et 39,9% en 2007), une baisse en milieu urbain (17,2% en 2001 et 12,2% en 2007). Le contraste dans cette tendance de la pauvreté s'est observé en zone rurale avec une hausse du nombre de pauvres. En effet le taux de pauvreté est passé de 52,1% en 2001 à 55% en 2007<sup>8</sup>. Il ressort de ces résultats que la pauvreté est un phénomène davantage rural. La question centrale à laquelle nous voulons apporter une réponse dans ce travail est donc celle de savoir : la pauvreté non monétaire a-t-elle suivi la même tendance que celle de la pauvreté monétaire entre 2001 et 2007, comme le montrent les résultats de l'INS<sup>9</sup> ? De cette question centrale de notre recherche il ressort un certain nombre de questions secondaires, à savoir : Quelle est la tendance de la pauvreté non monétaire sur le plan national au cours de la période de référence? Quelle est l'évolution de la

---

<sup>5</sup> INS, Cameroun, Juillet 2008, « Tendances, profil et déterminants de la pauvreté au Cameroun entre 2001 et 2007 ». D'après cette même source, le taux de pauvreté national est de 40,2% en 2001 et de 39,9% en 2007.

<sup>6</sup> Pour plus d'informations, voir : République du Cameroun, Novembre 2009 : Document de Stratégie pour la Croissance et l'Emploi.

<sup>7</sup> INS, Cameroun, Juin 2008 « Résultats préliminaires de la troisième enquête camerounaise auprès des ménages ».

<sup>8</sup> INS, Cameroun, Juillet 2008: « Tendances, profil et déterminants de la pauvreté au Cameroun entre 2001 et 2007 ».

<sup>9</sup> INS, Cameroun, Juillet 2008: « Tendances, profil et déterminants de la pauvreté au Cameroun entre 2001 et 2007 ».

pauvreté non monétaire en zone urbaine d'une part et en zone rurale d'autre part entre les deux dates ?

L'objectif principal de cette étude est de mettre en évidence la dynamique de la pauvreté non monétaire au Cameroun entre 2001 et 2007; à partir de la construction un Indicateur Composite de Pauvreté à l'aide de l'analyse factorielle (ACM) et en effectuant des comparaisons via des tests de dominance stochastique. Plus spécifiquement, il est question de :

-Mettre en relief la tendance de la pauvreté non monétaire au niveau national entre 2001 et 2007.

-Apprécier l'évolution de la pauvreté non monétaire en zone urbaine d'une part et en zone rurale d'autre part, sur notre période d'intérêt.

Nous retenons dans le cadre de notre étude, les hypothèses ci-après :

**-H 1 :** La pauvreté non monétaire a la même tendance au niveau national que la pauvreté monétaire entre 2001 et 2007.

**-H 2 :** La pauvreté non monétaire entre 2001 et 2007 est plus forte en zone rurale qu'en zone urbaine.

## REVUE DE LA LITTÉRATURE

Une multitude d'études portant sur l'analyse de la pauvreté au Cameroun ont été menées jusqu'ici. Elles se sont intéressées, selon les cas, à des aspects monnaie-métriques de la pauvreté, à l'analyse spatiale de la croissance pro-pauvre, à la pauvreté en terme de satisfaction des besoins vitaux, au critère genre de la pauvreté, à la distribution des revenus, à la pauvreté en terme de conditions de vie ou en terme de potentialités, à l'importance du capital social religieux dans l'éradication de la pauvreté ; bref on peut dire que la pauvreté au Cameroun dans une acception multidimensionnelle a attiré l'attention de la communauté scientifique.

En ce qui concerne la pauvreté monétaire, nous pouvons évoquer des études telles que celles de la Banque Mondiale (Cameroon, diversity growth and poverty reduction, [2000]<sup>10</sup>, [2001, 2002, 2005]<sup>11</sup>), les rapports issus de la première Enquête Camerounaise Auprès des Ménages (ECAM I, 1996) conduite par la Direction de la Statistique et de la Comptabilité Nationale (DSCN)<sup>12</sup>, Njinkeu et al. (1996), le rapport sur le développement humain du Programme des Nations Unies pour le Développement (PNUD, 2001)<sup>13</sup>, Dubois et Amin (2000), Fambon S. et al (2001), Emini et al (2000, [2004, 2005, 2008]<sup>14</sup>, 2009), et Kanmi F.

---

<sup>10</sup> Cité par Kamgnia Dia et al, Février 2003.

<sup>11</sup> Cité par Manga et Epo, 2007.

<sup>12</sup> Résultats préliminaires de la première enquête camerounaise auprès des ménages, (1997).

<sup>13</sup> Cité par Kamgnia Dia et al, Février 2003.

<sup>14</sup> Cité par Kanmi F., 2007.

(2007). Cette étude s'intéresse particulièrement à la discrimination en genre au Cameroun en ce qui concerne la pauvreté monétaire et les activités des femmes sur le marché du travail. Ces études aboutissent en général aux résultats selon lesquels la pauvreté est plus aigüe en zone rurale et est inégalement répartie suivant les régions du Cameroun. Il en ressort également que les inégalités dans la distribution des revenus sont plus visibles dans les centres urbains et que l'accroissement de la participation féminine dans les activités du secteur informel urbain à faible rendement est une évidence de la féminisation de la pauvreté au Cameroun. En outre, le différentiel de croissance pro-pauvre est très important entre les régions du pays aussi bien en termes de pauvreté monétaire que non monétaire.

D'autres travaux mettent en relief une ligne de pauvreté à travers la méthode basée sur la satisfaction des besoins nutritionnels (F.E.I), comme par exemple ceux de Fambon S. et al (2000)<sup>15</sup>, ou analysent l'impact des échelles d'équivalence<sup>16</sup> sur la répartition spatiale de la pauvreté au Cameroun, suivant une approche dynamique comme Nembot Deffo et al<sup>17</sup>.

La dynamique de la pauvreté au Cameroun a aussi attiré l'attention d'un certain nombre de chercheurs. On peut distinguer, entre autres, l'Institut National de la Statistique (INS, 2002) qui étudie la dynamique de la pauvreté entre 1996 et 2001. Quant à l'impact d'une libéralisation commerciale sur la pauvreté, on peut se référer à Emini et al (2010). A l'aide d'un modèle d'équilibre général calculable<sup>18</sup> avec micro simulation, les résultats révèlent que le scénario de libéralisation retenu se solde par une augmentation nette du nombre de pauvres. L'analyse de la dominance (dominance simple) montre un accroissement de la pauvreté parmi les couches de population les plus démunies et un accroissement de la contribution de la pauvreté rurale à la pauvreté nationale.

Etant donné que chaque groupe de la population peut avoir une perception différente de la pauvreté, l'impact des aspects culturels dans la description de la pauvreté au Cameroun, de la diversité ethnoculturelle et le différentiel de pauvreté multidimensionnelle, ou l'influence de la religion et du capital social (capital social religieux) sur la réduction de la pauvreté des ménages, etc., ont attiré l'attention des auteurs comme Baye Menjo (2003), Ningaye et al (2005), Ndongo Odia et al (2006). Les travaux de ces auteurs montrent que certains traits culturels et normes peuvent perpétuer ou atténuer la transmission de la pauvreté dans la société, et que les variables religieuses impactent positivement la pauvreté des ménages dans la ville de Yaoundé.

Certaines études sont particulièrement basées sur la construction d'un Indicateur Composite de Pauvreté (ICP) pour mieux cerner le caractère multidimensionnel de la pauvreté; en l'occurrence celles de (Foko Tagne et al ([2007])), et de (Njong [2007]). Cette dernière conclut que la pauvreté non-monétaire affecte 80,9 % des ménages tandis que 39,6 %

---

<sup>15</sup> Cité par Borel Foko et al, 2006.

<sup>16</sup> Les échelles d'équivalence permettent de comparer le niveau de vie des ménages disposant de conditions démographiques et de revenus différents, en prenant en compte le coût relatif des enfants par rapport à celui des adultes.

<sup>17</sup> Cité par Ningaye Paul, 2005).

<sup>18</sup> Cours du Docteur Emini, 2008. MEGC : C'est un modèle d'équilibre général. Il prend en compte l'ensemble de l'économie et il détermine les prix relatifs sur tous les marchés, des produits et des facteurs de façon à assurer les équilibres de ces derniers. Un MEGC est un modèle calculable, il permet une analyse quantitative des problèmes économiques qui sont parfois difficiles, voire impossible à étudier sur la seule base d'une modélisation théorique. Il prend en compte tous les flux de l'économie et des possibilités d'ajustement par les prix.

des ménages souffrent de la pauvreté monétaire. Foko Tagne et al (2007) dressent le profil de pauvreté multidimensionnelle non monétaire au Cameroun et en testent la concordance avec le profil de pauvreté monétaire existant. Ils débouchent sur les conclusions selon lesquelles la pauvreté des conditions de vie se traduit par l'exclusion des ménages de la consommation de certaines commodités de base, du fait de l'indisponibilité de celles ci ou de leur faible accessibilité corrélée à cette dernière, et tend à mieux rendre compte de l'état de pauvreté des ménages tel qu'ils le perçoivent. Ces résultats appellent des stratégies mixtes de lutte contre la pauvreté, particulièrement ciblées selon le cycle de vie des individus, la zone agro-écologique et le groupe socioéconomique.

A notre connaissance, très peu d'études se sont intéressées à l'évolution de la pauvreté non monétaire entre 2001 et 2007 au Cameroun. En l'occurrence, Emini et al (2009) sur l'analyse spatiale de la croissance pro pauvre, à travers une double approche monétaire et non monétaire, et Emini et al (2010), portant sur l'impact de la crise économique mondiale 2008-2009 sur la pauvreté des enfants au Cameroun. Ces études bien que traitant de la pauvreté ne se sont pas intéressées aux aspects non monétaires et à l'analyse en dominance stochastique, et aussi sur l'évolution du phénomène sur la période située entre 2001 et 2007. Dans la présente étude, nous utilisons donc notre ICP dans le sens de la dominance stochastique afin de faire des comparaisons inter temporelles de la pauvreté non monétaire au Cameroun sur l'intervalle de temps situé entre 2001 et 2007.

## METHODOLOGIE

La méthodologie de cette recherche relève d'une approche comparative, approche reposant sur l'analyse en dominance stochastique. Pour savoir comment la pauvreté non monétaire a évolué entre 2001 et 2007 au Cameroun, nous procédons à des tests de dominance stochastique. Cette approche exige donc l'usage d'un indice de pauvreté (Indice Composite de Pauvreté, ICP) qui nous permette de faire nos tests de comparaison. Comme l'attention de notre étude est portée sur la pauvreté non monétaire, nous utilisons un ICP non monétaire (ICP multidimensionnel). Dans la littérature (Asselin L.M., 2002), il existe diverses approches de construction d'un ICP que l'on regroupe d'une part en approches basées sur l'entropie et d'autre part en approches centrées autour de l'inertie ou approche factorielle. L'approche d'inertie tire ses fondements de la mécanique statique<sup>19</sup>. Elle repose sur des techniques d'analyse des données d'enquêtes ou encore analyse factorielle (Benzécri et Coll, 1970) et (P Bertier et J M Bouroche, 1975 ; Caillez et J Pages, 1976 ; Volle, 1978). L'analyse factorielle se décompose généralement en trois variantes (Benzécri et coll, 1970), l'Analyse en Composantes Principales (ACP), l'Analyse Canonique Généralisée (ACG), et l'Analyse en Correspondances Multiples (ACM). L'objectif de l'analyse factorielle ou analyse des données d'enquêtes est de pouvoir extraire l'information contenue dans des variables dites préliminaires ou à priori pour décrire la pauvreté, sous une forme plus simplifiée et ordonnée, de résumer l'information à l'aide de nouvelles variables indépendantes appelées variables latentes, de ressortir les proximités entre les variables et entre les individus C'est la raison

---

<sup>19</sup> André Picard, « Mécanique des corps rigides : Statique », 2006.

pour laquelle cette dernière approche est fréquemment utilisée pour la mesure de la pauvreté multidimensionnelle. Il s'agit d'agréger les différentes dimensions directement au niveau des unités primaires, sous la forme d'un indice composite. Plus précisément, Les analyses statistiques multi variées encore appelées analyses factorielles consistent à rendre homogène des données d'enquêtes (sur les conditions de vie des ménages ou des individus) de nature disparate sur plusieurs variables, puis à mettre en évidence des liaisons entre celles-ci. Les méthodes statistiques multi variées sont des techniques permettant de représenter un nuage de points ou un champ de vecteurs situés dans un espace de dimension  $m$ , ( $m > 2$ ) dans un espace de dimension inférieure  $p$  ( $p < m$ ). Elles permettent de visualiser les relations entre plusieurs variables et de résumer ainsi l'information apportée par l'ensemble de ces variables. Dans l'espace des variables, les individus forment autour d'un centroïde, un nuage de points, avec un poids associé à chacun. Il apparaît donc nécessaire d'identifier une méthode appropriée pour déterminer les poids des individus (les ménages dans le cadre de notre étude). L'ACM (Asselin, 2002) est un cas particulier de l'Analyse Canonique Généralisé (ACG) appliquée sur une base de données ne comportant que des variables qualitatives dont les catégories deviennent des variables dichotomiques codifiées en 0 ou 1 par exemple. Il ne sera pas nécessaire pour nous de normaliser les variables car elles sont toutes codifiées en 0 ou 1. Ce processus de codification binaire est une technique reconnue dans tout processus de recherche d'informations. Il permet d'éliminer la linéarité observée dans le cas de l'Analyse en Composantes Principales (ACP), [(Pritchett, 1998), (Stifel, 2000)]. Cette présentation des variables a un avantage par rapport à l'ACP qui s'intéresse aux seules variables quantitatives. En faisant l'ACM on peut inclure aussi bien les variables qualitatives que des variables quantitatives sous leur forme catégorielle obtenue par découpage. C'est la raison pour laquelle c'est cette dernière variante de l'approche d'inertie que nous retenons dans ce papier.

Selon (Lebart et al, 1997 ; Lebart et al, 1995), (cité par Bibi, 2002), on note :

$I$  = Ensemble des individus  $i$  ayant répondu à un questionnaire.  $Card I = n$

$Q$  = Ensemble des questionnaires

$J_q$  = Ensemble des modalités de réponse à la question  $q$ .

$J = \cup \{J_q / q \in Q\}$  est l'ensemble des modalités de réponses à toutes les questions.

$Card J = p$  ;

$X$  = Tableau de réponses à  $n$  lignes et  $p$  colonnes ;  $x_{ij} = 1$  ou  $x_{ij} = 0$  selon que le sujet  $i$  a choisi la modalité de la question  $q$  ou non. Un tel tableau est appelé tableau disjonctif complet. Il est la juxtaposition de  $Q$  sous-tableaux :  $X = [X_1, X_2, \dots, X_q \dots, X_Q]$ .

L'Analyse des Correspondances Multiples est l'analyse du tableau  $X$  ou du tableau  $B = X'X$  appelé tableau de contingence de Burt de terme général :  $b_{jj'} = \sum_{i=1}^n x_{ij}x_{ij'}$ . Il y'a équivalence entre les deux analyses.

Les marges en ligne du tableau  $X$  sont constantes et égales au nombre  $Q$  de questions:

$$x_i = \sum_{j=1}^p x_{ij} = Q$$

Les marges en colonne correspondent au nombre des sujets ayant choisi la modalité  $j$  de la question  $q$  :  $x_j = \sum_{i=1}^n x_{ij}$ .

Pour chaque sous-tableau  $X_q$ , l'effectif total est :  $x_q = \sum_{j \in q} x_j = n$

La somme des marges donne l'effectif total  $x$  du tableau  $X$ , soit :

$$x = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^p x_{ij} = nQ$$

On muni chaque individu  $i$  d'une masse identique égale à  $m_i = \frac{1}{n}$  et chacune des modalités  $j$  est pondérée par sa fréquence  $m_j = \frac{x_j}{nQ}$

Dans  $\mathbb{R}^n$  la distance (distance du Khi-Deux) entre deux modalités s'écrit :

$$d^2(j, j') = \sum_{i \in I} n \left( \frac{x_{ij}}{x_j} - \frac{x_{ij'}}{x_{j'}} \right)^2$$

Dans  $\mathbb{R}^p$ , la distance entre deux individus  $i$  et  $i'$  est donnée par :

$$d^2(i, i') = \frac{1}{Q} \sum_{j \in J} \frac{n}{x_j} (x_{ij} - x_{i'j})^2$$

La distance entre la modalité  $j$  et le centre de gravité du nuage  $g$  s'écrit :

$$d^2(j, g) = nd^2(j, g) = n \sum_{i=1}^n \left( \frac{x_{ij}}{x_j} - \frac{1}{n} \right)^2 = \frac{n}{x_j} - 1$$

En ce qui concerne les axes factoriels et les facteurs, si l'on note par  $D$  la matrice d'ordre  $(j, j')$  ayant les mêmes éléments diagonaux (effectifs correspondant à chacune des modalités) que  $B$ , pour trouver les axes factoriels, on diagonalise la matrice :  $V = \frac{1}{Q} X' X D^{-1}$

Dans  $\mathbb{R}^p$ , l'équation du  $\alpha$ -ième axe factoriel  $u_\alpha$  est :  $\frac{1}{Q} X' X D^{-1} u_\alpha = \lambda_\alpha u_\alpha$

L'équation du  $\alpha$ -ième facteur  $\varphi_\alpha$  s'écrit :  $\frac{1}{Q} D^{-1} X' X \varphi_\alpha = \lambda_\alpha \varphi_\alpha$

De même, l'équation du  $\alpha$ -ième facteur  $\psi_\alpha$  dans  $\mathbb{R}^n$  est :

$$\frac{1}{Q} X D^{-1} X' \psi_\alpha = \frac{1}{Q} X D^{-1} X' = \lambda_\alpha \psi_\alpha$$

Entre les deux facteurs, on a les relations de transition suivantes :

$$\varphi_{\alpha} = \lambda_{\alpha}^{-1/2} D^{-1} X' \psi_{\alpha}$$

$$\psi_{\alpha} = \frac{1}{Q} \lambda_{\alpha}^{-1/2} X \varphi_{\alpha}$$

La coordonnée factorielle de l'individu  $i$  sur l'axe  $\alpha$  s'écrit :

$$\psi_{\alpha i} = \lambda_{\alpha}^{-1/2} \sum_{j=1}^p \frac{x_{ij}}{x_{i.}} \varphi_{\alpha j} = \frac{1}{Q} \lambda_{\alpha}^{-1/2} \sum_{j \in p(i)} \varphi_{\alpha j}$$

Où  $p(i)$  désigne l'ensemble des modalités choisies par l'individu  $i$ . De même la coordonnée de la modalité  $j$  sur l'axe  $\alpha$  est donnée par :

$$\varphi_{\alpha j} = \lambda_{\alpha}^{-1/2} \sum_{i=1}^n \frac{x_{ij}}{x_{.j}} \psi_{\alpha i} = \frac{1}{x_{.j}} \lambda_{\alpha}^{-1/2} \sum_{i \in I(j)} \psi_{\alpha i}$$

Où  $I(j)$  désigne l'ensemble des individus ayant choisi la modalité  $j$ .

L'inertie  $I_n(j)$  de la modalité  $j$  vaut :

$$I_n(j) = m_j d^2(j, g) = \frac{1}{Q} \left(1 - \frac{x_{.j}}{n}\right)$$

L'inertie de la question  $q$  vaut :

$$I_n(q) = \sum_{j \in J_q} I_n(j) = \frac{1}{Q} (J_q - 1)$$

On en déduit que l'inertie totale vaut :

$$I_T = \sum_q I_n(q) = \sum_{j=1}^p \frac{x_{.j}}{nQ} d^2(j, g) = \frac{P}{Q} - 1$$

Cette inertie totale dépend uniquement du nombre de variables et de modalités et non des liaisons entre les variables.

Considérons  $Q$  indicateurs primaires qui reflètent les conditions de vie d'un ménage tels que la source d'approvisionnement en eau, le mode d'éclairage ou même la possession d'un actif (télévision, radio, etc..). Le problème que nous voulons résoudre est le suivant : comment agréger ces indicateurs qualitatifs en un seul indicateur composite simple qui a la propriété d'être un bon résumé de l'information apportée par les indicateurs initiaux ? L'idée basique est donc de résumer l'information apportée par ces indicateurs qualitatifs en un seul indice composite de pauvreté que nous notons  $C_i$ . Pour la suite, nous reconsidérons un certain nombre de notations parmi celles précédemment évoquées:

$J_q$  est le nombre de modalités de l'indicateur  $q$  ;

$W_j^q$  est le poids accordé à la modalité  $j, j \in J_q$  et déterminé de façon non arbitraire par l'ACM ;

$x_j^q$  est une variable prenant la valeur 1 lorsque le ménage  $i$  a adopté la modalité  $j$ , et 0 sinon.

Au final l'ICP pour le ménage  $i$  peut être présenté sous la forme fonctionnelle,

$$C_i = \frac{\sum_{q=1}^Q \sum_{j \in J_q} W_j^q x_j^q}{Q} \text{ ou encore } ICP_i = \frac{\sum_{q=1}^Q \sum_{j \in J_q} W_j^q x_j^q}{Q}$$

Pour le ménage  $i$ , cet indicateur est simplement une moyenne des poids des variables binaires  $x_j^q$ . Le poids  $W_j^q$  à attribuer à chaque composante de l'indice  $C_i$  est le score (coordonnées factorielles sur le premier axe) normalisé ( $\text{score} / \lambda_1^{1/2}$ ) de la modalité  $x_j$  obtenu après application d'une ACM. A ce stade de notre exposé, il apparaît nécessaire d'identifier la méthode appropriée pour déterminer les poids  $W_j^q$ .

Dans la littérature, plusieurs méthodes sont proposées et se basent généralement sur l'analyse statistique multi variée. Sahn et Stifel (2000,2001)<sup>20</sup> proposent d'utiliser la technique de l'AFC pour déterminer les poids  $W_j^q$ . Filmer et Pritchett (1998)<sup>21</sup> préconisent l'ACP<sup>22</sup> pour déterminer les poids  $W_j^q$ . Asselin (2002) fait recours à l'analyse en composantes multiples (ACM) qui est un cas particulier de l'Analyse en Composante Généralisée (ACG) appliquée sur une base de données ne comportant que des variables qualitatives dont les catégories deviennent des variables dichotomiques binaires (codifiées en 0 ou 1). Dans notre étude nous adoptons l'approche d'Asselin (2002), car cette méthode se prête mieux au type de données (ECAM II et ECAM III) dont nous disposons et qui comportent un ensemble de variables binaires représentant les différentes modalités que peuvent prendre les indicateurs primaires reflétant les conditions de vie des ménages urbains au Cameroun sur notre période d'étude (entre 2001 et 2007).

La construction de notre indicateur (ICP) se fait selon une approche dont les étapes sont les suivantes :

i)-On réalise une première ACM sur un ensemble de variables disponibles et pertinentes caractérisant les conditions de vie des ménages. Le premier axe factoriel de cette ACM permet de mettre en exergue le phénomène de la pauvreté et certaines variables d'analyse de l'indicateur composite.

<sup>20</sup> Cité par Manga E. et al (2007).

<sup>21</sup> Cité par Manga E. et al. (2007).

<sup>22</sup> L'étude des phénomènes économiques et plus généralement des phénomènes sociaux, traite de situations très complexes où interviennent de nombreuses données très souvent présentées sous la forme de tableaux numériques difficiles à appréhender ou à synthétiser. L'objectif de l'analyse est d'extraire l'essentiel de l'information contenue dans les tableaux de données, et d'en fournir une représentation imagée se prêtant mieux à l'interprétation. Plus précisément, à partir d'un certain nombre d'informations relatives aux individus ou aux ménages, on cherche à mettre en relief les profils communs en termes de ressemblances et de dissemblances. Au final, on veut extraire la « composante pauvreté » qui puisse être utilisée pour calculer l'indice de pauvreté.

ii)-Suivant un certain nombre de critères tels que celui de la Consistance Ordinale sur le Premier Axe (COPA), les mesures de discriminations, l'étalement sur le premier axe, la fréquence élevée de non-réponse et les fréquences très faibles de certaines modalités, on réduit le nombre de variables issues de la première ACM. Le principal critère que nous utilisons est celui de la Consistance Ordinale sur le Premier Axe (COPA). Cette propriété consiste pour un indicateur partiel à voir sa structure ordinale de bien-être respectée par la structure ordinale des coordonnées de ses modalités sur le premier axe factoriel. Ce critère décrit nettement une situation de bien-être. Les variables possédant la propriété COPA obéissent à la règle suivant laquelle le bien-être se détériore en passant d'une situation de richesse à une situation de pauvreté tout au long du premier axe. Si certaines variables sont donc rejetées suite au critère COPA, elles peuvent être récupérées ou reconsidérées par de nouveaux regroupements de modalités. On réalise ensuite une deuxième ACM. Cette dernière devrait en principe améliorer le pouvoir explicatif du premier axe factoriel.

iii)-A partir des résultats de cette deuxième ACM, on construit l'indicateur composite de pauvreté. On définit également éventuellement un seuil de pauvreté. Il existe une méthode non arbitraire pour la détermination de ce seuil. Elle consiste en une classification des ménages en deux classes selon le critère d'inertie. Notons par  $Q$  par une partition de l'ensemble  $I$  (ensemble des ménages) en  $q$  classes (il est important de noter que dans le cas de notre étude sur les comparaisons de la pauvreté multidimensionnelle au Cameroun, nous prenons  $q=2$ ) ;  $Q$  est un ensemble fini de parties non vides  $q$  de  $I$  deux à deux d'intersection vide et dont la réunion est  $I$ . Ce qui s'écrit :

$$\forall q \in Q: q \subset I, q' \subset Q: q \cap q' = \emptyset \Leftrightarrow q \neq q'; I = \cup \{q / q \in Q\}$$

Soit  $g_q$  le centre de gravité de la classe  $q$ . L'inertie de la classe  $q$  par rapport à son propre centre de gravité  $g_q$  est :

$$I_n(q) = \sum_{x_i \in q} m_q d^2(x_i, g_q) , \text{ et on appelle cette quantité « inertie intra-classe ».}$$

En supposant que les  $g_q$  sont munis des masses  $m_q$ . On peut définir l'inertie des  $g_q$  par rapport au centre de gravité  $g$  du nuage  $N(I)$  :  $I_n(g_q) = \sum_q m_q d^2(g_q, g)$  est appelé « inertie interclasses ». On montre alors que :

$$I_n(g) = I_n(q) + I_n(g_q)$$

La qualité globale d'une partition est liée à l'homogénéité à l'intérieur des classes.  $I_n(g)$  étant une quantité constante, il s'agit par conséquent de minimiser la quantité relative à l'inertie intra-classes, soit encore à maximiser celle relative à l'inertie inter-classes. Le seuil de pauvreté multidimensionnelle est alors déterminé de la façon suivante:

$$\text{Seuil ICP} = \max C_i^P m_i^P + \min C_i^R m_i^R$$

Dans cette relation,  $\max C_i^P$  est la valeur maximale de l'ICP dans la classe pauvre,  $\min C_i^R$  est la valeur minimale de l'ICP dans la classe non-pauvre,  $m_i^P$  est le poids de la classe pauvre,  $m_i^R$  est le poids de la classe non-pauvre. Une fois que le seuil de pauvreté est

déterminé, on peut calculer les indices de pauvreté monétaire de la famille FGT. Pour ce qui est de notre étude, il n'est pas nécessaire d'établir une ligne de pauvreté tant il est vrai que nous procédons à des comparaisons en dominance stochastique, ce qui englobe conséquemment une multitude lignes de pauvreté.

Pour pouvoir apprécier la dynamique de la pauvreté nous procédons à des tests de dominance stochastique en comparant le niveau de cet indice (en représentant cet indice sous forme de courbe) que nous obtenons grâce à l'ACM. Ces tests nous permettent de faire des comparaisons multidimensionnelles de la pauvreté dans le temps pour différents groupes de ménages camerounais suivant la zone de résidence.

Dans la dominance stochastique, on s'intéresse à la distribution d'un indicateur de pauvreté (ICP) dans une population à un instant donné. Ensuite on considère cette même population à une autre date avec le même indicateur. Notons qu'à chaque date, on ne fixe pas de ligne de pauvreté et qu'on tient compte de l'intervalle de variation de l'ICP. La dominance stochastique, nous amène alors à procéder à des comparaisons robustes de la pauvreté au Cameroun, et ensuite dans les zones rurale et urbaine prises séparément. En appliquant les concepts des fonctions d'utilité mesurables au problème des choix parmi des distributions de probabilité de revenus, Quirk et Saposnik (1962) ont contribué à spécifier la théorie de la dominance stochastique. Dans cette recherche, nous étendons l'approche de la dominance pour des comparaisons de pauvreté multidimensionnelle, telle que mise en évidence par Atkinson (1987) et Shorrocks et Foster (1998, a, b, c) dans un cadre unidimensionnel<sup>23</sup>.

Il est souvent difficile lorsque l'on procède à des comparaisons des niveaux de pauvreté, de définir des seuils de pauvreté cardinale. Aussi, les changements de pauvreté observés dans le temps peuvent être sensibles aux choix d'indices, de seuils, voire d'échelle d'équivalence. Une manière de dépasser cette difficulté consiste à adopter une méthode d'analyse ordinale. Ce type de méthode part du constat que la détermination du seuil de pauvreté est entourée d'incertitudes. Pour tenir compte de cela, Atkinson (1987), propose d'utiliser l'approche par la dominance stochastique introduite par Rotschild et Stiglitz (1970) dans le cadre des comportements en univers incertain. Dans le cadre de cette méthode, on cherche à identifier les conditions sous lesquelles on peut comparer deux situations de manière non ambiguë. Lorsqu'on procède à des comparaisons de mesures de la pauvreté entre plusieurs périodes ou entre différents groupes, il est important de tester la résistance des changements observés dans les indices de la pauvreté. En effet, ces changements peuvent dépendre de la ligne de pauvreté choisie, au point que l'utilisation de deux lignes de pauvreté différentes peut indiquer des changements en sens contraire. La comparaison des mesures à l'aide de techniques de dominance stochastique peut aider à estimer la résistance de classements ordinaux de la pauvreté. En outre, afin de faire une comparaison robuste du faible revenu pour deux distributions de revenu, il est important de vérifier que le faible revenu dans l'une des distributions domine toujours le faible revenu dans l'autre, quel que soit le faible revenu utilisé. Cette exigence peut être satisfaite en s'appuyant sur la méthode de dominance stochastique, qui est fondée sur les comparaisons des fonctions de répartition cumulatives de

---

<sup>23</sup> Atkinson et Bourguignon (1982, 1987) ont été les précurseurs de cette approche dans un contexte de bien-être social multidimensionnel. Voir aussi Crawford (1999).

revenus des ménages au sein d'une population. On distingue plusieurs ordres de dominance. Une dominance stochastique de premier ordre implique la comparaison des fonctions de distribution cumulative de l'indicateur de bien-être (revenu ou consommation), pour chacune des périodes (année de l'enquête) ou pour les différents groupes de ménages. Une distribution domine une autre si la fonction de distribution des revenus pour l'année ou le groupe de ménages considérés se situe au-dessus de celle qui correspond à l'autre année ou à l'autre groupe à tous les niveaux de revenu ou de consommation. S'il s'avère que la dominance de premier ordre se confirme pour deux années ou deux groupes différents, il s'ensuit que toutes les mesures de la pauvreté de la classe FGT, à savoir le nombre de pauvres, l'écart de pauvreté et l'écart de pauvreté au carré, de la première année ou du premier groupe sont plus élevés que celles de l'autre année ou de l'autre groupe pour toutes les lignes de pauvreté. Les tests de dominance de deuxième ordre reposent sur l'analyse de courbes dites de « déficit ». Ce sont les intégrales des fonctions de la distribution cumulative des revenus. Elles permettent de déterminer si la pauvreté a reculé ou avancé avec le temps pour toutes les mesures de la pauvreté de l'ordre de l'écart de pauvreté ou d'un ordre supérieur (écart de pauvreté au carré).

Des niveaux de dominance encore plus élevés peuvent être définis, et la dominance stochastique à variables multiples peut être utilisée dans un contexte de distributions multidimensionnelles. Des tests de dominance stochastique séquentielle ont également été développés pour vérifier la résistance des comparaisons de la pauvreté aux différentes hypothèses d'évolution des besoins des ménages en fonction de leur taille, quelles que soient les lignes de pauvreté choisies (pour des applications récentes, voir, par exemple, Duclos et Makdissi, ou Makdissi et Wodon, 2001). L'intérêt de l'analyse en dominance est que la dominance stochastique, pour différents ordres permet d'inférer, pour une large classe d'indices, si la pauvreté, le bien-être ou l'inégalité sont plus ou moins élevés dans une distribution que dans une autre ; résultats valables pour une large classe d'indices suivant l'ordre de dominance retenu. Ce qui facilite le ciblage des pauvres en ce qui concerne les politiques de lutte

D'une façon générale, considérons deux distributions de revenu A et B, dont les fonctions de répartition cumulatives sont  $F^A$  et  $F^B$ , respectivement ; ces fonctions sont supposées continues sur un domaine bien spécifié ;  $[0 \dots \dots x]$ , par exemple. Soit

$$D^1(x) = F(x) \text{ et } D^s(x) = \int_0^x D^{(s-1)}(y)dy \text{ pour tout entier } s \geq 2$$

Nous disons que la distribution B domine stochastiquement la distribution A à l'ordre  $s$  si  $D_A^s(x) \geq D_B^s(x)$  pour tous les seuils de faible revenu du domaine d'intérêt. Graphiquement,  $D^1(x)$  est souvent appelé courbe d'incidence du faible revenu parce qu'il est tracé en portant le taux de faible revenu sur l'axe vertical et le seuil de faible revenu sur l'axe horizontal, ce qui permet au seuil de faible revenu de varier d'une valeur nulle à un seuil de revenu maximal sélectionné arbitrairement. Le graphe de  $D^2(x)$  est habituellement considéré comme la courbe de déficit du revenu par rapport au seuil de faible revenu et le graphe de  $D^3(x)$  est appelé courbe de gravité du faible revenu.

Puisque les deux courbes de densité peuvent être très proches l'une de l'autre, il est nécessaire de déterminer si leur écart est statistiquement significatif. Diverses hypothèses

susceptibles d'être utilisées dans une procédure de test de la dominance stochastique sont proposées<sup>24</sup> dans la littérature. Par exemple, si on emploie une hypothèse nulle de non dominance de B sur A :

$H_0: D_B^S(x) - D_A^S(x) \geq 0$  pour tout "x" sur un domaine d'intérêt. Si l'hypothèse nulle est rejetée, nous pouvons légitimement inférer la dominance de B sur A. Nous pouvons montrer qu'une telle hypothèse est asymptotiquement bornée par le niveau nominal d'un test fondé sur la loi normale standard. Le test s'appuie sur l'approche de la statistique "t" minimale proposée par Kaur, Prakasa-Rao et Singh (1994) pour l'hypothèse nulle contre l'hypothèse alternative de dominance. Ces auteurs calculent la statistique "t" pour chaque valeur de "x" observée dans l'échantillon considéré, et rejettent l'hypothèse nulle de non-dominance et acceptent l'hypothèse alternative de dominance si la valeur de la statistique "t" minimale est significative (importante, significative) au seuil de signification de 5 %. Cette méthode est souvent interprétée comme un test d'intersection-union, parce que la dominance de B sur A peut avoir lieu que si la statistique "t" pour la différence dans toute paire ordonnée est significative<sup>25</sup>.

En réalité, il arrive souvent que deux distributions des revenus se recoupent dans l'intervalle d'intérêt. Le cas échéant, nous observons deux intervalles fermés et obtenons deux statistiques "t" minimales de signe opposé. Si les statistiques "t" minimales sont toutes deux significatives à un certain seuil de signification, nous concluons à la dominance de B sur A sur un domaine (intervalle) de distribution de revenu  $[Z_{min}^B \dots \dots \dots Z_{max}^B]$ , ainsi qu'à la dominance de A sur B entre  $[Z_{min}^A \dots \dots \dots Z_{max}^A]$ .

Par conséquent, la relation de dominance sur le domaine complet est incertaine ou indéterminée. Si cette situation se produit, nous pouvons résoudre le problème en recherchant un ordre plus élevé de dominance stochastique, axé sur une mesure qui accorde plus de poids aux personnes plus pauvres, pour essayer d'arriver à une conclusion catégorique. Dans le cas d'une dominance du deuxième ordre, il s'agit de comparer les courbes de déficit du revenu par rapport au seuil de faible revenu, qui peuvent être tracées en calculant l'aire sous la courbe de la fonction de répartition (courbe d'incidence du faible revenu) et en représentant graphiquement sa valeur en fonction du seuil de faible revenu. De même, nous pouvons employer la dominance du troisième ordre en comparant les courbes de gravité du faible revenu (l'aire sous la courbe du déficit du revenu par rapport au seuil de faible revenu). Si nous n'arrivons pas à rejeter l'hypothèse nulle de non-dominance jusqu'aux conditions de troisième ordre, nous déclarons que les deux distributions du revenu ne sont pas comparables. Si on appelle  $Z^*$  le seuil de pauvreté qui varie entre  $[Z^- \dots \dots Z^+]$ , on peut examiner les classements des différentes distributions de revenu en fonction de l'incidence de la pauvreté dans l'intervalle de  $Z^*$ . Si le résultat en terme de classement de distributions est le même, alors la condition de dominance de premier ordre nous amène à conclure que  $Z^*$  appartient effectivement à l'intervalle  $[Z^- \dots \dots Z^+]$  et qu'une distribution est effectivement dominée par l'autre.

<sup>24</sup> Voir Davidson et Duclos et al. (2000, 2006) pour une discussion plus approfondie des divers tests d'hypothèses.

<sup>25</sup> Il s'agit du contraire d'un test d'union-intersection (Bishop, Smith, et Formby, 1991, par exemple), où la dominance de B sur A peut être déclarée s'il existe au moins une valeur de x telle que  $D_A(x) - D_B(x)$  est rejetée.

Soit A la population en zone urbaine, au Cameroun en 2001 et soit B la population en zone urbaine en 2007. La problématique que soulève notre approche en dominance stochastique est de se demander si la pauvreté est plus faible par exemple; dans la population A que dans la population B. Pour répondre à ce questionnement, on calcule des courbes de dominance à l'ordre  $s = 1$  pour nos deux groupes de population respectivement en 2001 et en 2007, et que nous notons  $F_s^A(x)$  et  $F_s^B(x)$ . Ces courbes sont les fonctions cumulatives de distribution d'un attribut  $x$  (la possession d'un téléphone portable pas ou une caractéristique de l'habitat par exemple). Pour chacun de nos deux échantillons, on ne considère pas un point (un ménage) mais la courbe toute entière. Comme nous nous intéressons à la pauvreté, c'est le concept de dominance restreinte qui est opérant ici. Ces courbes de dominance ont pour expression :

$$F_s(x) = \int_0^x F_{s-1}(t)dt = \frac{1}{(s-1)!} \int_0^x (s-t)^{s-1} f(t)dt$$

Ce sont des fonctions de  $x$  pour un ordre de dominance "s" donné.

Pour développer notre démarche, nous considérons la classe des fonctions de bien-être social  $W(y)$  basée sur un vecteur  $y_A = (y_1, y_2, \dots, y_n)$  de revenus dans la population urbaine par exemple en 2001, et sur un vecteur de revenus  $y_B = (y_1, y_2, \dots, y_j + \eta, \dots, y_n)$  dans la population urbaine en 2007. Nous nous intéressons à la dominance d'ordre 1 avec des indices membres de la classe 1. En effet, ces fonctions respectent un certain nombre de propriétés.

-Le principe de Pareto : Soient  $y = (y_1, \dots, y_n)$  et  $\dot{y} = (y_1, y_2, \dots, y_j + \eta, \dots, y_n)$  où  $\eta > 0$ . La fonction de bien-être social  $W$  respecte le principe de Pareto si et seulement si  $W(y) \leq W(\dot{y})$  pour toutes les paires  $y$  et  $\dot{y}$ .

-Le principe d'anonymat : Soit  $M$  une matrice de permutation de  $n \times n$  et soit  $\dot{y} = My'$ . La fonction de bien-être social  $W$  respecte le principe d'anonymat si et seulement si

$W(y) = W(\dot{y})$  pour toutes les paires  $y$  et  $\dot{y}$ .

-Le principe d'invariance à la population : Soit  $y$  un vecteur de  $2n$  avec  $\dot{y} = (y_1, \dot{y}_1, y_2, \dot{y}_2, \dots, y_n, \dot{y}_n)$  et  $y_j = \dot{y}_j$  pour tout  $j = 1, 2, 3, \dots, n$ . La fonction de bien-être social respecte le principe d'invariance à la population si et seulement si  $W(y) = W(\dot{y})$  pour toutes les paires  $y$  et  $\dot{y}$ .

Par la suite, les fonctions de bien-être social  $W$  qui respectent les principes de Pareto, d'anonymat, et d'invariance à la population sont membres de la classe d'indices de premier ordre.

En ce qui concerne le classement des distributions, les comparaisons ordinales sont préférées aux comparaisons cardinales pour les raisons suivantes :

-il n'y a pas d'unanimité sur le choix de l'indice de pauvreté à utiliser,

-Il n'y a pas d'unanimité sur le seuil de pauvreté.

Les comparaisons ordinales de pauvreté et d'équité sont basées sur des classes d'indice. Ces classes sont basées sur des ordres de jugement normatifs et sont dénotés par  $S = 1, 2, 3, \dots$ . Les tests de dominance d'ordre  $S$  servent à déterminer si un classement ordinal est valide pour tous les indices de pauvreté ou d'équité membres de la classe d'ordre  $S$ . Les tests de dominance sont des tests graphiques. Il suffit de vérifier si les courbes ne se croisent pas, comme dans le cas de la Lorenz dominance<sup>26</sup>. Nous définissons trois hypothèses distinctes pour ce test:

$$-H_0 : \delta_S(x) = F_S^A(x) - F_S^B(x) = 0$$

$$-H_1 : \delta_S(x) = F_S^A(x) - F_S^B(x) \geq 0$$

$$-H_2 : \text{Aucune restriction sur } D^S(x)$$

La première hypothèse signifie que les deux distributions des deux échantillons sont équivalentes et qu'elles ne peuvent pas être distinguées l'une de l'autre. C'est une hypothèse ponctuelle, elle permet de construire un test unilatéral. La deuxième hypothèse stipule que la distribution B domine la distribution A. C'est un test bilatéral. La troisième hypothèse n'implique aucune restriction entre les deux distributions de revenu au sein des groupes de populations en zone urbaine en 2001 et 2007. Aucune ne domine l'autre, il n'est pas possible de procéder à un classement. Pour notre étude, nous nous intéressons à la dominance d'ordre 1, en retenant les hypothèses ci-dessus spécifiées.

#### SOURCE DES DONNEES

Pour construire l'indicateur composite de pauvreté que nous mettons en œuvre dans le cadre de cette recherche, nous exploitons les données des enquêtes auprès des ménages Camerounais, menées en 2001 (ECAM II) et en 2007 (ECAM III).

Le champ de ces deux enquêtes est sur le plan géographique le territoire national. L'opération concerne l'ensemble des ménages ordinaires (par opposition aux ménages collectifs : internats, casernes, hôpitaux, couvents, etc.) résidant sur l'ensemble du territoire national à l'exclusion des membres du corps diplomatique et de leurs ménages.

L'objectif principal de l'enquête ECAM II est de mettre en place les bases d'un dispositif permanent de suivi et d'évaluation des conditions de vie des ménages en général et du programme de réduction de la pauvreté en particulier et fait partie de la composante amélioration de l'information sur la pauvreté, du projet de Partenariat entre les secteurs Public et Privé pour la Croissance et la Réduction de la Pauvreté (PPPCR) conclu entre le Cameroun et la Banque Mondiale en octobre 2000. Sur la base de six GSE (Groupe Sociaux Economique) retenus a priori (indépendant, salarié secteur public, salarié secteur privé, apprenti-stagiaire-aide familial, inactif/chômeur et autres) et à raison d'environ 200 ménages

---

<sup>26</sup> Pour l'analyse de la dominance en ce qui concerne les inégalités, on s'intéresse généralement, la boîte à outils est généralement

par GSE, l'ECAM II réalisée sur le terrain de septembre à décembre 2001, couvre environ 10992 ménages.

Tout comme l'ECAM II, ECAM III contient un certain nombre d'informations sur les conditions de vie des ménages. ECAM III se situe dans le prolongement d'ECAM II, avec un souci de comparabilité, en dépit de quelques aménagements nécessaires au niveau des thèmes ou domaines d'études, du tirage de l'échantillon et du schéma de la collecte. Somme toute, cette enquête est menée dans le même esprit que la précédente. Avec un échantillon encore plus de 12000 ménages enquêtés, cette enquête dans sa dimension budget consommation permet de mettre à jour le profil de pauvreté existant sur l'étendue du territoire national, et est conçu de manière à faciliter des comparaisons entre les deux dates sur l'évaluation de la pauvreté et des inégalités de niveaux de vie au Cameroun.

Dans ce travail, les dimensions que nous retenons pour traiter de la pauvreté non monétaire sont : éducation, santé, accès à l'eau potable, nutrition, habitat, assainissement, énergie, communication, éléments de confort, équipements et autres actifs des ménages. Pour donc mettre en œuvre la démarche que nous retenons dans ce travail, nous nous posons la question de savoir : quelles sont les variables pour mieux informer sur la pauvreté ? Nous retenons quelques variables relatives au bien-être des ménages urbains et des ménages ruraux, et nous mettons en relief les raisons de notre choix.

Les variables qui rentrent dans la construction de notre ICP pour le cas du Cameroun sont ci-dessous illustrées :

<b>Variables pour les ménages camerounais (Urbains+Ruraux) avec ECAM II et ECAM III</b>	<b>Variables pour les ménages urbains camerounais avec ECAM II et ECAM III</b>	<b>Variables pour les ménages ruraux camerounais avec ECAM II et ECAM III</b>
1-Instruction/Education du ménage	1-Instruction/Education du ménage	1-Education/Instruction du ménage
2-Santé du ménage :	2-Santé du ménage :	2-Santé du ménage :
3-Activité du ménage	3-Activité du ménage	3-Activité du ménage
4-Logement du ménage	4-Logement du ménage	4-Logement du ménage
5-Equipements du ménage	5-Equipements du ménage	5-Equipements du ménage
6-Environnement du ménage et assainissement	6-Environnement du ménage et assainissement	6-Environnement du ménage et assainissement
7-Accessibilité aux infrastructures de base	7-Accessibilité aux infrastructures de base	7-Accessibilité aux infrastructures de base
8-Patrimoine matériel et financier ; épargne et capital social du ménage	8-Patrimoine matériel et financier ; épargne et capital social du ménage	8-Patrimoine foncier, accès au crédit pour la production et capital social du ménage/Patrimoine matériel et

		financier ; épargne et capital social du ménage
9-Agriculture et activités du monde rural		9-Agriculture et activités du monde rural

## DEFINITION ET CONCEPTION DE LA PAUVRETE

Comme l'a écrit Paul Valery: « tel mot qui est parfaitement clair quand vous l'entendez ou l'employez dans le langage courant et qui ne donne lieu à aucune difficulté quand il est engagé dans le train rapide d'une phrase ordinaire devient magiquement embarrassant, introduit une résistance étrange, déjoue tous les efforts de définition quand vous le retirez de la circulation pour l'examiner à part et que vous lui cherchez un sens après l'avoir soustrait de sa fonction momentanée »<sup>27</sup>. Le mot «pauvreté» est une illustration qui fonde en raison une telle assertion. En effet, malgré l'abondance des écrits, le concept de pauvreté reste à maints égards imprécis et ambigu. Les analystes reconnaissent qu'il n'existe pas de définition absolue et universelle de la pauvreté (Ravallion [1996], Asselin [2002]). Aussi rencontre-t-on plusieurs définitions de la pauvreté qui renvoient soit à des aspects monétaires (insuffisances des revenus), matériels (absence de certains biens), nutritionnels (calories alimentaires insuffisantes), sanitaires (accès insuffisant aux soins de santé adéquats), culturels (analphabétisme), etc. Ce caractère multidimensionnel de la pauvreté fait aujourd'hui l'objet d'un consensus. Ainsi la pauvreté peut être définie comme un manque, une insuffisance ou une privation de quelque chose, comme l'incapacité d'atteindre un certain bien-être ou un niveau de vie, que l'on peut essayer de capter à partir de critères monétaires, matériels, nutritionnels, sanitaires, culturels, etc...

Dans la littérature, les fondements philosophiques du concept de pauvreté sont nombreux et fournissent plusieurs approches pour définir la pauvreté. On distingue ainsi deux principales écoles de pensée: l'école *welfariste*, et l'école non *welfariste*. Cette dernière école se subdivise en deux approches à savoir l'approche des besoins de base, et l'approche des capacités. Notons ainsi que chaque école conduit à une identification différente des pauvres et a ses recommandations spécifiques en matière de politique de réduction de la pauvreté.

Encore appelée approche utilitariste de la pauvreté, l'approche des *welfaristes* proposée par les néoclassiques (Yaya Koloma, 2008)<sup>28</sup>, prend appui sur la théorie du bien être. Cette approche est ainsi associée au niveau des revenus ou des dépenses de consommation des personnes, à travers une fonction d'utilité définie sur l'ensemble des biens et services capables de rendre compte des préférences de chaque individu pour des ensembles alternatifs de biens et services de consommation. Le consommateur retire une certaine utilité qui est fonction du type et de la quantité des biens consommés d'une part et d'autre part de ses caractéristiques de choix. Formellement, étant donné le vecteur ( $K$ ) représentant les caractéristiques du consommateur, et ( $X$ ) le vecteur des quantités de biens et services disponibles, nous pouvons écrire :

<sup>27</sup> Touhami Abdelkhalek et al (2009).

<sup>28</sup> Cité par Bibi, S. (2002)

$$U = U(X; K) \tag{1}$$

Où  $U(\cdot)$  est la fonction d'utilité. Le consommateur étant rationnel, il cherche à maximiser son utilité en choisissant un vecteur  $Y$  de biens et de services dans  $X$ . Ce choix va dépendre non seulement de son revenu, mais aussi des caractéristiques du consommateur. D'où

$$Y = Y(K; P; R) \tag{2}$$

avec  $K$ , le vecteur des caractéristiques ;  $P$  le vecteur des prix des biens et services ;  $R$  le revenu du consommateur.

Considérons le vecteur des biens et services choisis par le consommateur c'est-à-dire le vecteur  $Y$ . La dépense de consommation liée à ce vecteur  $Y$  s'écrit :

$$D = PY(K, P, R) \quad \text{avec } D \leq R$$

Sous l'hypothèse que tout le revenu est consacré à la consommation, l'inégalité précédente devient :

$$D = PY(K; P; R) = R \tag{3}$$

Les relations (1) et (2) permettent d'écrire :  $U = U(K; P; R)$  (4)

Les relations (3) et (4) entraînent à leur tour la relation :  $U = U(K; P; D)$  (5)

Cette relation (5) n'est valable que si le coût que représente le montant  $D$  est minimum

Dans cette perspective utilitariste maximaliste où le but est d'atteindre le bien-être le plus élevé possible sous contrainte budgétaire, l'approche consiste donc au final à évaluer la pauvreté à partir de préférences ou des choix exprimés par les individus eux-mêmes. En théorie on peut dire qu'il y'a autant de préférences que d'individus, même si celles-ci peuvent faire l'objet de typologies ou de regroupements. D'où la possibilité de construire des indicateurs simples et composites de bien-être sur la base du revenu moyen ou bien des dépenses de consommation évaluée en termes monétaires, après des ajustements qui utilisent les indices de prix à la consommation.

Cette approche présente des limites importantes<sup>29</sup> : elle sous-tend une conception trop étroite du bien-être (Lachaud [1998], Deaton [2003]<sup>30</sup>)<sup>31</sup> et fait abstraction de certains facteurs qui ont vraisemblablement une utilité<sup>32</sup> dont la valeur n'est toutefois pas quantifiable, lorsqu'elle ne se manifeste pas dans le comportement de consommation, comme les biens non marchands et les aspects non matériels de la condition humaine (Ravallion, [1996], Deaton et Muellbauer, [1980]<sup>33</sup>). En outre, considérer le revenu comme seul moyen de ciblage des pauvres réduit l'efficacité des politiques de lutte contre la pauvreté, notamment en asymétrie d'information (Ponty, [1998], Ayadi et al, [2005]). Comme le souligne Sen (1997), le fait de

---

<sup>29</sup> En plus de l'hypothèse de comparabilité interindividuelle des préférences (Arrow, [1963] ; cité par Ravallion, [1996]).

<sup>30</sup> "Even if you have enough goods, they are worth little if you are not healthy enough to enjoy them". (page 12).

<sup>31</sup> Cité par Fusco (2005).

<sup>32</sup> Selon le PNUD (2000, cité par Zerbo [2003] p.4), certains biens ont à la fois une valeur utilitaire directe et une valeur instrumentale dans la réalisation du bien-être : indépendamment de tout autre effet, ils influent directement sur le bien-être, mais sont aussi des moyens d'accès à d'autres biens et peuvent avoir des effets au plan des capacités des individus.

<sup>33</sup> Cité par Borel Foko et al (2006).

disposer d'une consommation élevée ne signifie pas toujours qu'on réalise toutes les aspirations-«*functionings*»- valorisés par la société dans laquelle on vit et qui sont susceptibles de permettre à un individu de mener une vie décente. De plus, ces mesures ne tiennent pas toujours compte du choix des individus qui peuvent décider de réduire volontairement leurs dépenses de consommation en vue de la satisfaction d'un besoin inobservé. Fort de ce constat, il nous semble utile d'examiner la notion de pauvreté vue sous l'angle de l'école non *welfariste*.

En nous inspirant de Ravallion (1996), nous pouvons dire qu'à l'opposé l'école *welfariste* ou utilitariste, se dresse l'école dite non-utilitariste ou non *welfariste*. Cette autre approche conventionnelle préconise d'évaluer la pauvreté selon des normes et valeurs non pas propres à chaque individu, mais d'après un contexte social donné. L'approche non-utilitariste, approche normative, a tendance à mettre en valeur l'idée d'un minimum vital pour se nourrir, se vêtir ou se soigner de manière adéquate, selon les normes propres à chaque société. L'approche non-utilitariste qui insiste sur la multidimensionnalité du bien-être se subdivise en deux approches. Elle peut ainsi être mise en relief en considérant les capacités de l'individu d'une part ou ses besoins d'autre part (Ravallion, 1996).

En ce qui concerne l'approche des besoins essentiels, cette approche a été impulsée par le B.I.T dans les années 1970. Elle permet d'analyser la pauvreté en fonction des critères de satisfaction ou non de certains besoins essentiels qui sont socialement définis dans chaque société. Par exemple, les besoins essentiels peuvent être: « une alimentation adéquate, une bonne santé, savoir lire et écrire, un logement décent, un bon habillement, etc. ». Nous pouvons donc dire, dans le même sillage qu'Asselin et Dauphin (2000), que les pauvres sont ceux qui sont privés d'un ensemble de commodités de base perçues comme préalables à l'atteinte d'une certaine qualité de vie<sup>34</sup>.

Malgré son apparente simplicité, la mise en œuvre de l'approche des besoins pose des problèmes de définition de ce qu'on entend par besoins essentiels. Par exemple, qu'est ce qu'une alimentation adéquate? Quelle est la ration adéquate quantitativement et qualitativement, même au niveau d'une société, en présence notamment de communautés culturellement différentes? C'est la raison pour laquelle ces besoins sont souvent déterminés de manière exogène, par le planificateur, l'analyste ou les experts (nutritionnistes, physiologistes) indépendamment des perceptions des populations. Une autre difficulté, souvent évoquée, concerne l'agrégation de ces besoins en un indicateur de pauvreté et la subjectivité dans les choix des seuils de pauvreté.

Ainsi, comme le souligne, PNUD (2007), sous l'angle des besoins essentiels, il ne peut y avoir de définition universelle de la pauvreté et par conséquent des critères universels d'identification des pauvres. Les critères dépendent de chaque société. Si l'on prend par exemple la notion de « minimum vital », elle renvoie selon Adam Smith<sup>35</sup>, non seulement aux

---

<sup>34</sup> Cité par Foko Borel et al, (2006, page 5).

<sup>35</sup> Cité par PNUD (2007).

«produits de base qui sont indispensables à la subsistance» mais également à tous ceux dont la coutume du pays, quelle qu'elle soit, fait de la carence de ceux-ci une indécence pour les personnes dignes d'estime ». En d'autres termes « la pauvreté économique demande un examen culturel ». Ces réflexions indiquent que les critères économiques et socioculturels doivent être associés pour bien comprendre et mesurer le phénomène de la pauvreté. On peut ainsi dire qu'il n'existe pas de définition absolue et universelle de la pauvreté et que celle-ci est un phénomène multidimensionnel, relatif, subjectif et dynamique :

-Multidimensionnel, parce que c'est un phénomène qui concerne plusieurs aspects de la vie humaine (alimentation, santé, éducation, habillement, loisir, logement, etc. ) ;

-Relatif, du fait que son appréciation et sa perception varient d'un individu à l'autre ; sa conception varie aussi d'une société à l'autre, en fonction des ressources disponibles ;

-Subjectif, car au sein d'une même société, la notion de besoin de base varie d'un individu à un autre. Ainsi chacun sait ce qui est nécessaire ou important pour lui, selon le système de référence social auquel il adhère ;

-Dynamique, parce que la pauvreté est conditionnée par des changements structurels et conjoncturels de nature économique, climatique, politique, culturelle, technologique, etc. Ainsi, c'est un phénomène qui évolue et qui varie selon les époques au gré des circonstances du moment.

Pour l'approche des capacités, l'analyse des capacités considère que le type de vie que mène un individu est fonction de ses capacités à bien combiner ses atouts physiques et intellectuels (savoir-faire ou habileté). Cette combinaison permet à chaque individu d'accéder ou non à un minimum vital dans un contexte social et environnemental donné.

C'est à l'économiste Amartya Sen que l'on doit cette approche<sup>36</sup>. En effet (Foko Borel et al, 2006), dans les années 1980, Amartya Sen rejeta l'utilité comme l'étalon du bien-être, de même que les formules non utilitaristes basées sur les besoins. Pour lui, le bien-être signifie être bien, être en mesure de vivre longtemps, être bien nourri, être en bonne santé, éduqué, etc... Selon Sen, la valeur du niveau de vie n'a rien à voir avec la possession de biens, c'est la faculté qu'ont les individus de fonctionner<sup>37</sup>. La pauvreté devant être perçue comme une privation de cette faculté.

-La capacité renvoie à la liberté que possède l'individu, étant donné d'une part ses caractéristiques (âge, sexe, ethnie, religion, santé, niveau d'instruction, patrimoine, migrant, etc..) et, d'autre part, les opportunités qui lui sont offertes par la société (accès à l'emploi, accès aux infrastructures publiques de base, accès au crédit, sécurité, corruption, pratiques discriminatoires, perception des conditions de vie, etc..), de rechercher le bien-être: choisir parmi tous ses fonctionnements potentiels, ceux qui vont lui permettre de satisfaire ce qu'il a raison de valoriser. Ces fonctionnements peuvent être des plus simples, comme « se nourrir décemment », ou plus compliqués, comme « vivre une vie digne d'être vécue ». Le bien-être

---

<sup>36</sup> Cité par Ravallion, (1996, page 6)

<sup>37</sup> Ce fonctionnement décrit, selon Sen, les différentes choses qu'une personne peut aspirer à être ou faire, ses beings and doings (voir Bertin, 2003, p.5, cité par Foko Borel et al. 2006).

d'un individu est mesuré par l'utilité retirée de ses capacités et des fonctionnements effectivement accomplis. Ainsi en se focalisant sur les réels moyens que possèdent les individus pour convertir leurs ressources en satisfaction, cette approche élargit l'évaluation du bien-être à des aspects autres que monétaires.

-Cependant la mise en œuvre empirique de cette approche pose plusieurs problèmes : (i) le choix de la base informationnelle retenue pour évaluer le bien-être soulève une difficulté d'ordre conceptuelle, et (ii) la construction d'un indicateur synthétique de bien-être pose un problème factuel de choix entre « capacités » ou « fonctionnements » Pour Brandolini et d'Alessio (1998)<sup>38</sup>, se concentrer sur la capacité c'est tenir compte d'alternatives potentielles, infinies, qui ne seront jamais choisies par l'individu (car il ne les valorise pas). Il serait donc nécessaire de se tourner vers les fonctionnements accomplis comme mesure ultime du bien-être.

Au terme de ce paragraphe où nous avons entre autres choses présenté les différentes écoles ou courants de pensée en ce qui concerne l'approche de la pauvreté, notre démarche se situe dans le sillage de l'école des besoins de base. Tant il est vrai que nous nous intéressons au caractère non monétaire de la pauvreté sur le plan national, en milieu rural comme en milieu urbain au Cameroun.

## LES MESURES DE LA PAUVRETE

Ce paragraphe passe en revue les différentes approches rencontrées dans la littérature pour mesurer la pauvreté dans un cadre unidimensionnel d'une part, et d'autre part dans un cadre multidimensionnel.

Dans un cadre unidimensionnel, on distingue les indices de Foster, Greer et Thorbecke (FGT) et la mesure de Sen. Les premiers sont des indicateurs de pauvreté de la famille FGT proposés en 1984 par Foster, Greer, et Eric Thorbecke. Leur formule générique s'énonce comme suit :

$$P_{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{i=q} \left( \frac{Z - Y_i}{Z} \right)^{\alpha} \text{ avec } \alpha \geq 0$$

où "n" représente le nombre d'individus dans la population totale, "Z" le seuil de pauvreté, "Y" l'indicateur de bien-être (généralement le revenu ou la consommation des ménages), "q" le nombre de pauvres dans la population (nombre de personnes dont le revenu est inférieur à Z), "α" est un paramètre qui s'interprète comme le degré d'aversion à l'inégalité en matière de pauvreté. Le choix de "α" est orienté par l'importance accordée à la tranche la plus pauvre de la population. En effet le poids attribué aux pauvres est d'autant plus grand que la valeur de "α" augmente. Selon que "α" soit égal à zéro, un ou deux, on obtient trois indicateurs de pauvreté qui sont complémentaires et tiennent compte des insuffisances de l'indicateur de rang inférieur.

---

<sup>38</sup> Cité par Bertin (2003, page 8) et Foko Borel et al (2006, page 5).

Pour  $\alpha=0$ ,  $P_0$  équivaut à l'incidence de la pauvreté. Cet indice permet de mesurer l'ampleur ou encore l'étendue de la pauvreté dans une population. Il se définit comme la proportion des pauvres dans la population. L'incidence est mesurée par la proportion de la population se situant sous la ligne de pauvreté. Son expression est donnée par  $H = \frac{q}{N}$  où  $q$  et  $N$  représentent respectivement le nombre de pauvres et l'effectif de la population totale.

Pour  $\alpha=1$ ,  $P_1$  équivaut à la profondeur de la pauvreté. Cette profondeur ou gap représente le déficit moyen à combler par les individus considérés comme pauvres pour qu'ils atteignent la ligne de pauvreté. Cette mesure a été introduite en vue de tenir compte à la fois de l'incidence de la pauvreté et de son intensité. On a ainsi la formulation :

$$P_1 = H \times I \text{ avec } I = \frac{1}{qz} \sum_{i=1}^{i=q} (z - y_i) ,$$

où  $H$  désigne l'incidence de la pauvreté et  $I$  l'intensité, cet indicateur correspond aussi au rapport entre le montant minimum pour éradiquer la pauvreté et le montant maximum pour éliminer celle-ci. En effet le montant minimum est celui nécessaire pour l'élimination de la pauvreté en utilisant des ciblage appropriés. Sa valeur est de  $\sum_{i=1}^{i=q} (z - y_i)$ . Tandis qu'en l'absence de tout ciblage, le montant nécessaire est de  $nz$ .

Pour  $\alpha=2$ ,  $P_2$  équivaut à la sévérité de la pauvreté. Cette mesure prend en compte la distribution de l'indice de bien-être entre les pauvres. Elle est influencée par l'inégalité de bien-être, entre les pauvres.

Pour une distribution continue de revenus ou des dépenses, la classe  $P_\alpha$  des mesures de la pauvreté est donnée par :

$$P_\alpha = \int_{y=0}^z \{((z - y)/z)^\alpha f(y)\} dy$$

L'atout majeur des indices FGT est leur propriété de décomposabilité. L'axiome de décomposabilité assure que la pauvreté est additivement décomposable par sous groupe de population, c'est-à-dire que la pauvreté agrégée peut être représentée comme une somme adéquatement pondérée des niveaux de pauvreté dans les différents sous groupes de la population. L'axiome de décomposabilité facilite la construction des profils de pauvreté et permet ainsi de garantir que lorsque la pauvreté augmente dans un sous groupe, la pauvreté globale s'accroît *ceteris paribus*.

Dans l'élaboration de sa mesure, Sen commence par proposer une forme générale pour les indices de pauvreté :

$$P_\alpha = \sum_{i=1}^q (z - y_i) v_i(z, y_i)$$

où  $y_i$  désigne l'indicateur de bien-être, pour l'individu "i" et "q" le nombre de pauvres. Pour sa construction, Sen s'appuie sur trois axiomes que doit vérifier cette mesure (Ponty, 1998) :

L'axiome C : Classement ordinal de privation. Les poids accordés aux individus sont fonction décroissante de leur niveau de bien-être. D'où, plus l'individu est pauvre, ou éloigné du seuil de pauvreté, plus le poids qui lui est accordé est grand. Sen propose à cet effet d'affecter à chaque individu un poids égal à son rang parmi les pauvres.

L'axiome M : Monotonie du bien-être par rapport au revenu. Le bien-être est une fonction strictement croissante du revenu.

L'axiome N : Normalisation des privations absolue. La mesure de la pauvreté est égale au gap de pauvreté si tous les ménages pauvres disposent d'un même revenu. En définitive, Sen obtient l'indicateur suivant :

$$P(y, z) = \frac{2}{(q+1)nz} \sum_{i=1}^q (q+1-i)g_i$$

$$\text{où } g_i = (z - y_i)$$

D'autre part, on peut répartir les différentes approches de mesure de pauvreté multidimensionnelle en deux catégories, les approches axiomatiques et les approches non axiomatiques. La démarche axiomatique provient du souci d'éliminer l'aspect arbitraire dans le choix ou la construction d'une mesure de pauvreté. Elle consiste à se fixer des axiomes que doit vérifier une « bonne » mesure de pauvreté. Comme le souligne Koloma (2008)<sup>39</sup>, il s'agit principalement des axiomes utilisés dans le cadre unidimensionnel. Les approches non axiomatiques peuvent être scindées en deux catégories. Une première catégorie où la méthodologie consiste à utiliser un indicateur agrégé dans chacune des dimensions étudiées pour construire une mesure de pauvreté (utilisation de plusieurs indices unidimensionnels; Ex : IDH, IPH) et une deuxième catégorie où l'on agrège les indicateurs relatifs aux différentes dimensions au niveau des unités primaires (construction d'un indicateur multidimensionnel). Cette dernière approche est fréquemment utilisée pour la mesure de la pauvreté multidimensionnelle. Il s'agit d'agréger les différentes dimensions directement au niveau des unités primaires. En d'autres termes, il s'agit de construire un indicateur composite de pauvreté encore appelé indice micro multidimensionnel de pauvreté. On distingue plusieurs approches pour la construction des indicateurs composites de pauvreté. On peut citer entre autres la méthode des scores, l'ACP non linéaire. Dans les PED trois grandes approches sont généralement utilisées (Ambapour, 2006). Il s'agit précisément de l'approche basée sur la théorie de l'information, de celle fondée sur la théorie des ensembles flous et l'approche de l'inertie. Dans ce qui suit, nous explicitions l'approche d'entropie et l'approche par les ensembles flous, l'approche d'inertie ayant été présentée plus haut.

L'approche d'entropie encore appelée approche par la théorie de l'information tire ses fondements de la mécanique dynamique. C'est Theil qui en 1967 introduit les applications de cette théorie en économie. La mesure d'entropie d'une distribution de probabilité P donnée, se définit comme la mesure de l'incertitude de cette distribution. Il existe plusieurs mesures d'entropie. La plus usitée est celle de Shannon.

<sup>39</sup> Cité par Foko et al, 2006.

Soit  $X$  une variable aléatoire, soit  $\{x_1, x_2, x_3, \dots, x_n\}$  son espace d'arrivée. Posons  $p_i = P\{X = x_i\}$  pour tout  $i = 1 \dots n$

L'entropie de cette distribution de probabilité est donnée par :

$$H(P) = E(h(x))$$

Où  $h(x)$  désigne la quantité d'information associée à la réalisation de l'évènement  $\{X = x\}$ .

Dans le cas de l'entropie de Shannon,  $h\{x\} = \log_2\{x\}$ . D'où l'expression de l'entropie de Shannon<sup>40</sup> :

$$H(P) = \sum_{k=1}^{k=n} p_k \log_2(p_k)$$

Un enseignement important qui ressort de cette théorie est la mesure de la divergence entre deux distributions. On enregistre plusieurs classes de mesures des divergences parmi lesquelles celle de Rényi (voir Asselin, 2002) ou encore celle proposée par Massouni. Considérons deux distributions de probabilité  $P = (p_1 \dots p_n)$  et  $Q = (q_1 \dots q_n)$ . Selon Batana (2007), la classe de mesure de divergence utilisée par Massouni s'exprime comme suit :

$$GE_\gamma(Q, P) = \frac{1}{\gamma(\gamma+1)} \sum_{i=1}^n Q_i \left[ \left( \frac{Q_i}{P_i} \right)^\gamma - 1 \right] \text{ avec } \gamma \neq 0, -1$$

L'idée de Massouni dans le cadre de la construction d'un indicateur multidimensionnel est de minimiser la divergence entre la distribution de l'indicateur composite et les distributions des indicateurs primaires. Soit  $I_k, k \in \{1 \dots K\}$ , une famille d'indicateurs primaires. Soit  $C$  l'indicateur composite, pour mesurer la proximité ou la divergence entre  $C$  et  $I_k$ , Massouni utilise la classe  $GE_\gamma(Q, P)$ . Ainsi la divergence entre  $C$  et  $I_k$  est donnée par

$$GE_\gamma(C, I_k) = \frac{1}{\gamma(\gamma+1)} \sum_{i=1}^n C_i \left[ \left( \frac{C_i}{I_{k,i}} \right)^\gamma - 1 \right]$$

Les différentes dimensions n'ayant pas toutes la même importance dans la mesure de la pauvreté, le choix optimal d'un indicateur composite se fait en minimisant la somme pondérée des divergences entre les distributions des indicateurs primaires et celle de l'indicateur composite. Cet indicateur optimal s'obtient donc en minimisant l'expression

$$GE_\gamma(C, I, \lambda) = \sum_{k=1}^K \alpha_k \left( \frac{1}{\gamma(\gamma+1)} \sum_{i=1}^n C_i \left[ \left( \frac{C_i}{I_{k,i}} \right)^\gamma - 1 \right] \right)$$

avec  $\alpha_k, k = 1 \dots K$  qui désigne le poids accordé à l'attribut  $k$ .

D'après Asselin (2002), la solution générale est donnée par

<sup>40</sup> On utilise très souvent le logarithme népérien.

$$C_i = \left( \sum_{k=1}^K \alpha_k I_{k,i}^{-\gamma} \right)^{-1/\gamma} \text{ avec } \gamma \neq 0, -1$$

L'une des principales critiques adressées à l'encontre de l'approche d'entropie est l'aspect arbitraire dans la détermination des différents poids accordés aux attributs

La théorie des ensembles flous quant à elle permet d'identifier les personnes pauvres par leur degré de possession d'un attribut. Elle a été développée par Zahed en 1965. En 1990, Cerioli et Ziani développent une première méthode multidimensionnelle pour mesurer la pauvreté basée sur cette théorie. Dagum et Costa (2004) ont ensuite introduit les indices unidimensionnels pour mesurer l'état de privation de chaque attribut pour l'ensemble de la population, permettant de mesurer la contribution de chaque dimension à la pauvreté globale. Mussard et Pi Alperin (2006) ont pu alors proposer une décomposition synthétique qui combine à la fois le rôle des groupes de population et les dimensions de la pauvreté dans l'explication de la pauvreté totale. Les partisans de cette approche estiment que la transition entre la pauvreté et la non-pauvreté est continue. Comme les contributions calculées sont normalisées et bornées dans  $[0;1]$ , les changements dans les indices concernent des valeurs très petites. Il est assez restrictif d'établir une frontière nette entre la pauvreté et la non-pauvreté, de faire une partition dichotomique de la population selon les critères pauvres/non-pauvres. Selon cette approche la pauvreté n'est pas une propriété que l'on possède ou pas. Résumons les principales notions concernant cette approche de la pauvreté multidimensionnelle.

Soit  $A = \{a_1, a_2, \dots, a_n\}$  l'ensemble des ménages situés dans un espace économique, et soit  $X = \{X_1, \dots, X_j, \dots, X_m\}$ , un vecteur d'ordre  $m$  des attributs socio-économiques sélectionnés pour étudier la pauvreté de  $A$ . Appelons  $B$  un sous ensemble flou de  $A$  tel que chaque  $a_i \in B$  présente un degré de privation dans au moins un des  $m$  attributs inclus en  $X$ .

La fonction d'appartenance au sous-ensemble flou  $B$  du  $i$ -ème ménage, ( $i = 1 \dots n$ ) par rapport au  $j$ -ième attribut ( $j = 1 \dots m$ ), est définie de la manière suivante

$$x_{ij} : \mu_B \left( X_j(a_i) \right), \quad 0 \leq X_{ij} \leq 1 \quad (1)$$

Avec :

- $X_{ij} = 1$ , si le  $i$ -ème ménage n'a pas le  $j$ -ième attribut,

- $X_{ij} = 0$ , si le  $i$ -ème ménage possède le  $j$ -ième attribut,

- $0 \leq X_{ij} \leq 1$ , si le  $i$ -ème ménage possède le  $j$ -ième attribut avec une intensité comprise entre  $(0 ; 1)$

La fonction d'appartenance du  $i$ -ème ménage au sous ensemble flou  $B$ , mesure le ratio de pauvreté multidimensionnelle du ménage  $a_i$  où  $w_j$  est le poids attaché au  $j$ -ième attribut. Cette fonction peut être définie comme le poids moyen de  $X_{ij}$  :

$$\mu_B(a_i) = \frac{\sum_{j=1}^m x_{ij} w_j}{\sum_{j=1}^m w_j} \quad 0 \leq \mu_B(a_i) \leq 1 \quad (2)$$

Plus précisément,

$-\mu_B(a_i) = 0$  , si  $a_i$  possède les  $m$  attributs,

$-\mu_B(a_i) = 1$ , si  $a_i$  est totalement dépourvu des  $m$  attributs,

$-0 \leq \mu_B(a_i) \leq 1$ , si  $a_i$  est partiellement privé de quelques attributs, mais pas totalement démunis de tous les  $m$  attributs.

$w_j$  est le poids de l'attribut  $j$ , et  $w_j \in [0; 1]$

Le poids des pondérations dépend du contexte social et des croyances du chercheur. Lelli (2000), et Cerioli et Zani (1990) proposent d'utiliser un poids égal à l'inverse de la population des individus pauvres en termes de l'attribut considéré :

$$w_j = \log \left[ \frac{\sum_{i=1}^n g(a_i)}{\sum_{i=1}^n x_{ij} g(a_i)} \right] \geq 0 \quad (3)$$

En imposant :

$-\sum_{i=1}^n g(a_i) \geq 0$  pour exclure les attributs  $X_i / x_{ij} = 0$ , c'est-à-dire qu'on exclut les attributs dont le niveau de privation est nul pour les ménages.

$$-\sum_{i=1}^n g(a_i) = n.$$

Les pondérations  $w_j$  dépendent négativement du degré de privation en terme des attributs  $X_j$ . Plus la fréquence de privation est importante, plus la valeur de  $w_j$  est proche de 0. Ainsi si un grand nombre de ménages ne possède pas un attribut  $X_j$ , alors cet attribut ne se présente pas comme une source importante de privation. (Exemple : une voiture de moins de 5ans). Par contre lorsqu'une grande proportion de la population jouit du service public d'électricité, à titre d'exemple, le sentiment de privation des ménages qui en sont exclus est très intense.

La théorie des ensembles flous permet aussi de déterminer un indice multidimensionnel représentant le degré de privation du  $j$ -ième attribut pour la population des  $n$  ménages :

$$\mu_B(X_j) = \frac{\sum_{i=1}^n x_{ij} g(a_i)}{\sum_{i=1}^n g(a_i)} \quad (4)$$

Où  $g(a_i) / \sum_{i=1}^n g(a_i)$  est la fréquence relative associée à l'observation de l'échantillon  $a_i$  de la population.

L'indice de pauvreté multidimensionnelle de la population  $A$  peut être définie comme une moyenne pondérée de  $\mu_B(a_i)$  donné par :

$$\mu_B(a_i) = \frac{\sum_{j=1}^m x_{ij} w_j}{\sum_{j=1}^m w_j}$$

Et aussi une moyenne pondérée des indices unidimensionnels pour chaque attribut  $[\mu_B(x_j)]$  :

$$\mu_B = \frac{\sum_{i=1}^n \mu_B(a_i)g(a_i)}{\sum_{i=1}^n g(a_i)} = \frac{\sum_{j=1}^m \mu_B(x_j)w_j}{\sum_{j=1}^m w_j} (5)$$

L'analyse des résultats obtenus de  $\mu_B(x_j)$  pour  $[j=1.....m]$ , donne la possibilité aux décideurs d'identifier la pauvreté et d'intervenir structurellement pour la réduire.

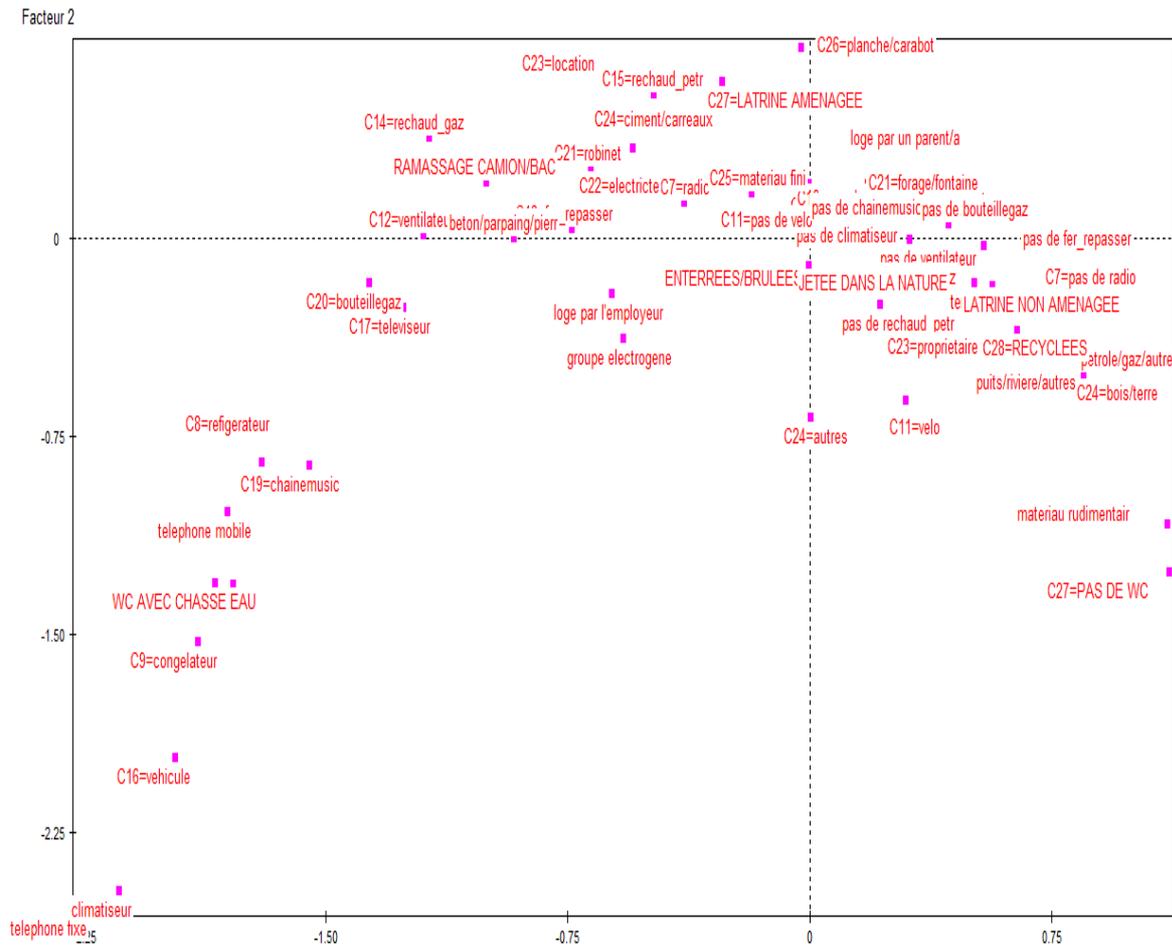
Sur la base de ce que nous avons énoncé tout au long de cette section, nous considérons la mesure de la pauvreté dans un cadre multidimensionnel, quelque soit le milieu de résidence. En ce qui concerne l'approche, nous retenons une approche non axiomatique basée sur la construction d'un indicateur multidimensionnel de pauvreté via la méthode de l'inertie, à partir des données camerounaises. Cet indicateur nous permet par la suite de procéder à des comparaisons multidimensionnelles de la pauvreté non monétaire au Cameroun entre 2001 et 2007 à travers l'analyse de dominance stochastique.

### PRESENTATION DES RESULTATS

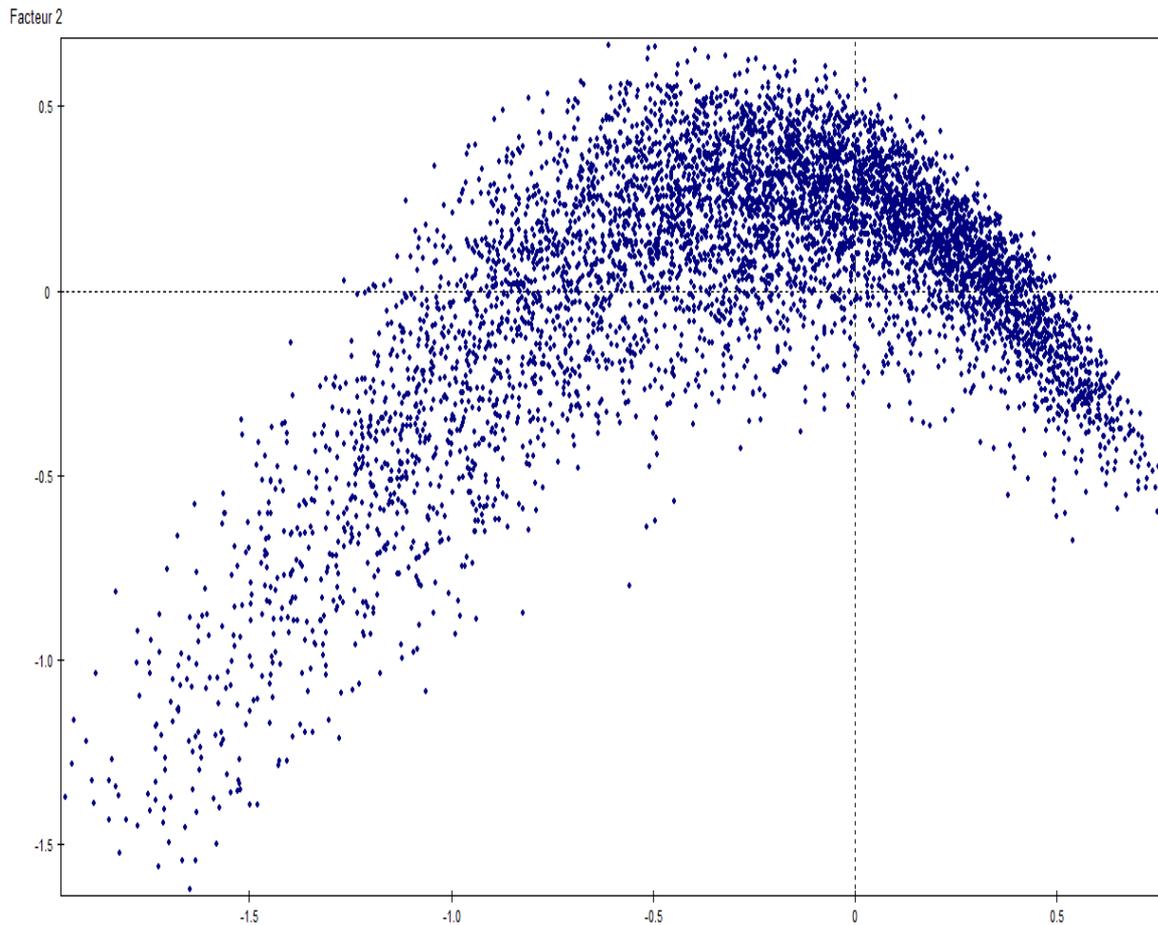
Dans cette section nous mettons en exergue les différents résultats de notre étude, et par la suite nous procédons à leur interprétation.

#### RESULTATS DE L'ACM AVEC ECAM II (urbain + rural)

Figure 1 : Nuage des variables de la première ACM avec ECAM II :



Source : Traitements effectués par l’auteur à l’aide des données ECAM II et du logiciel SPAD

Figure 4.2 : Nuage des points de la 1<sup>ère</sup> ACM des ménages avec ECAM II

Source : Traitements effectués par l'auteur à l'aide des données ECAM II et du logiciel SPAD

Toutefois pour plus de précisions dans la description de la pauvreté non monétaire, nous devons recourir à une seconde ACM.

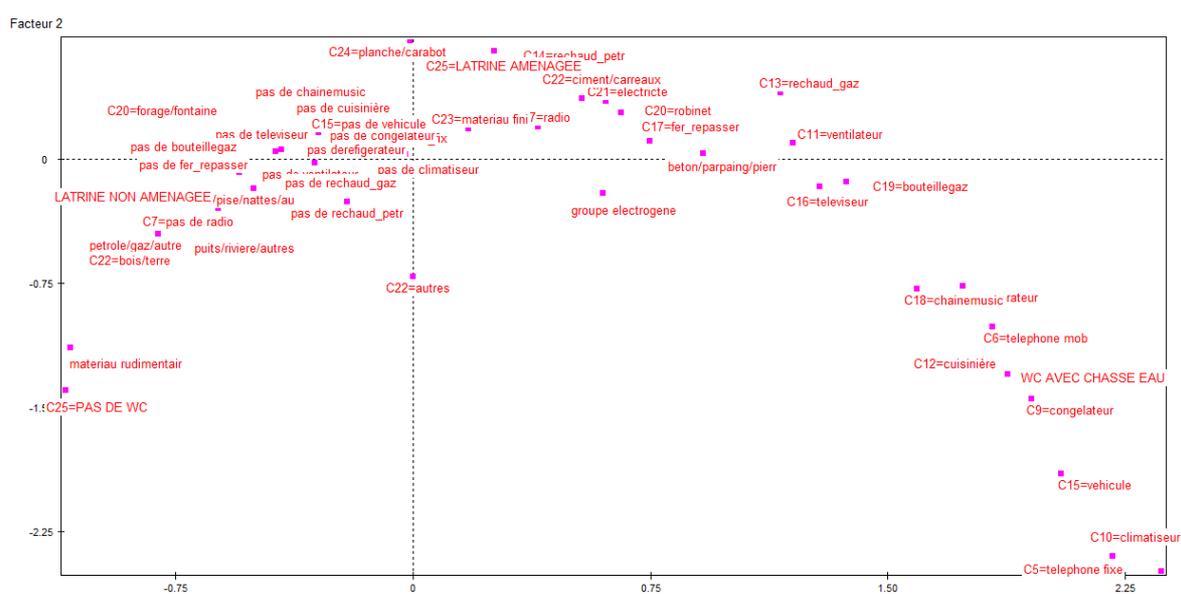
Comme nous l'avons mentionné dans notre méthodologie, l'ACM se déroule en deux étapes. La première étape de l'ACM permet d'abord de contrôler et d'appuyer la sélection des variables retenues à priori. C'est la raison pour laquelle il s'avère nécessaire de tester empiriquement la pertinence de chaque variable dans la description de la pauvreté et son caractère discriminant. Les variables n'apportant aucune information sont simplement éliminées. Le principal critère que nous utilisons ici est celui de la Consistance Ordinale sur le Premier Axe (COPA) qui décrit nettement une situation de bien-être ou de pauvreté. Les variables qui ont cette propriété obéissent à la règle selon laquelle le bien-être des ménages se détériore en passant d'une situation de non pauvreté à une situation de pauvreté tout au long du premier axe de l'ACM.

En appliquant le critère de la COPA, nous retirons de la liste précédente trois variables : le statut d'occupation du logement, la possession d'un vélo/bicyclette, le mode d'évacuation des ordures ménagères.

Une ACM finale réalisée sur les 21 variables retenues conduit à une variation haussière du pouvoir explicatif du premier axe factoriel, passant de 22,70% à 28,59%, et une augmentation du pouvoir explicatif du deuxième axe factoriel de 7,69% à 9,62%. Dans le nouveau plan factoriel, il s'opère une séparation entre les ménages pauvres et les ménages non pauvres. Ils sont opposés sur le premier axe factoriel. Toutes les variables vérifient la propriété COPA. Comme le montre la figure 4.3 ci dessous, la projection du nuage des variables ainsi retenues montre que celles qui décrivent une situation de pauvreté sont placées à gauche et que celles qui décrivent une situation de non pauvreté sont placées à droite.

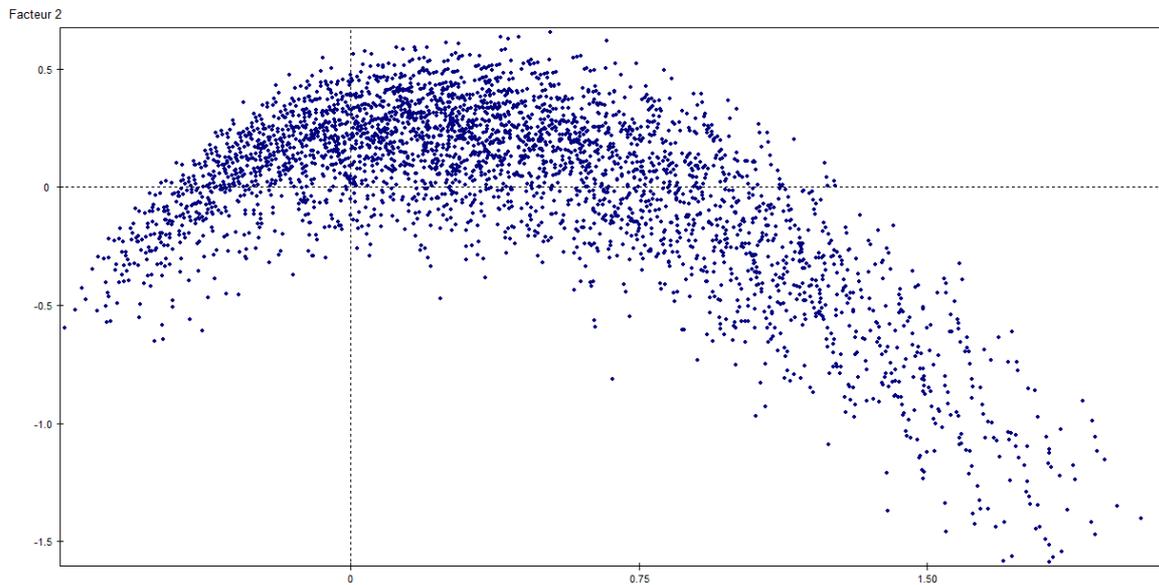
Dans le cadre de cette ACM, le choix des variables pertinentes ayant servi à la construction de l'ICP est dicté par le critère dit de Consistance Ordinale sur le Premier Axe (COPA). Ce critère est une condition nécessaire pour que l'ICP ordonne les ménages en fonction de leur niveau de bien-être. A la suite de l'ACM que nous avons réalisé sur les ménages (urbains+ruraux) du Cameroun en 2001 (ECAM II), nous en avons retenus 10975, tous les ménages ayant un poids uniforme égal à 1. Et en raison de l'étalement des variables les mieux représentées par rapport au premier axe factoriel, on remarque que la pauvreté est définie dans le plan 1x2 par deux quadrants : le quadrant (-,-) et le quadrant (-, +). La pauvreté est déterminée ici par les caractéristiques de l'habitat (matériaux rudimentaires, pas de W C, etc..) et la non possession d'équipements de confort par les ménages (réfrigérateur, bouteille à gaz, etc. ..) Et la non pauvreté est définie par le quadrant (+,-) et le quadrant (+, +). Les ménages classés comme non pauvres possèdent des logements confortables et disposent d'équipements tels que : véhicule, chaîne musicale, téléphone mobile, etc... Quant au nuage des individus, il se présente comme ci-dessous (figure 4.4). Le nuage des points-individus montre qu'un plus grand nombre de ménages se trouve dans une situation de non pauvreté.

Figure 3 : Nuages des variables de la 2<sup>e</sup> ACM des ménages (ruraux+urbains) avec ECAM II



Source : Traitement des données par l'auteur à l'aide du logiciel SPAD

Figure 4 : Nuage des points de la 2<sup>e</sup> ACM des ménages (ruraux+ urbains) avec ECAM II



Source : Traitements effectués par l'auteur à l'aide des données ECAM II et du logiciel SPAD

#### RESULTATS DE L'ACM AVEC LES MENAGES URBAINS EN 2001(ECAM II urbain)

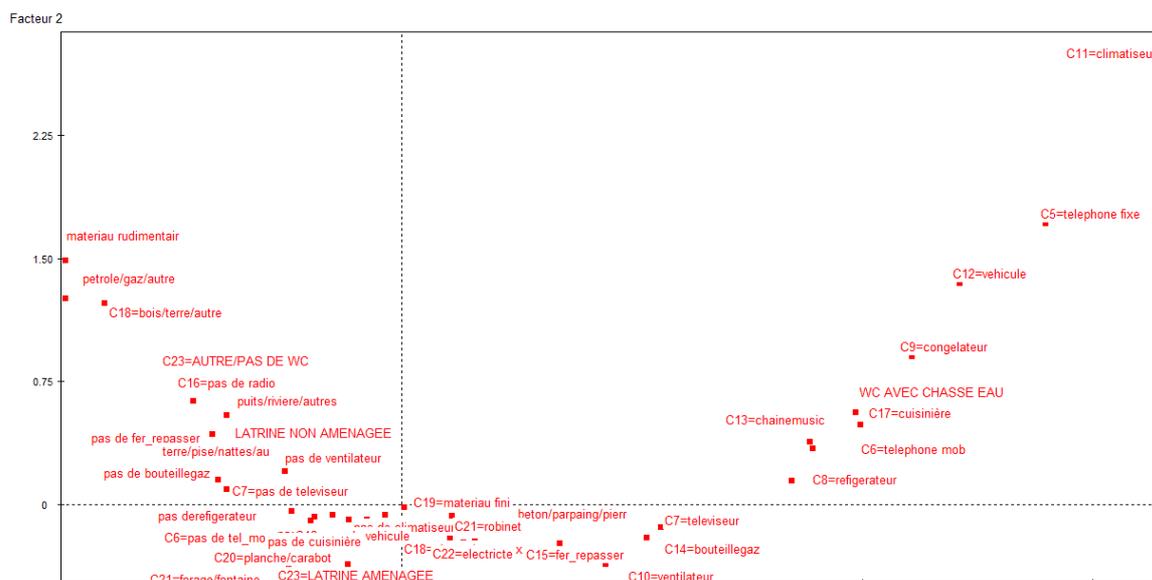
Figure 5 : Nuage des variables de la 1<sup>ère</sup> ACM des ménages (urbains) avec ECAM II



sont opposés sur le deuxième axe factoriel. Toutes les variables vérifient la propriété COPA. Comme le montre la figure 4.7 ci dessous, la projection du nuage des variables ainsi retenues montre que celles qui décrivent une situation de pauvreté sont placées à gauche et que celle qui décrivent une situation de non pauvreté sont placées à droite.

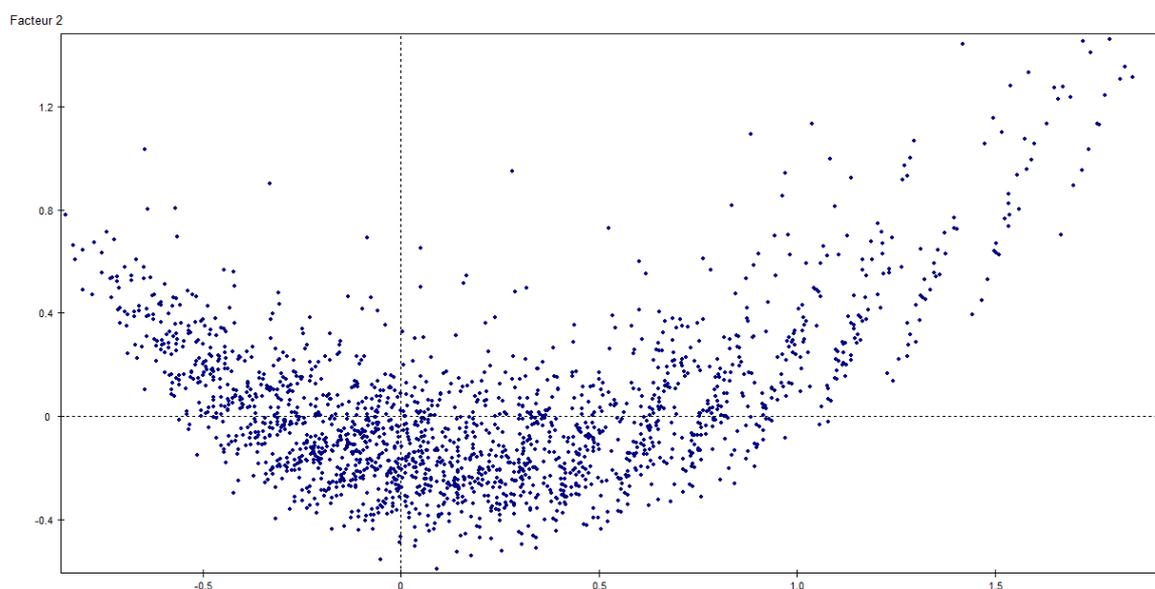
A partir des 6009 ménages urbains recensés en 2001, l'ACM et le critère COPA nous ont permis de sélectionner 19 variables pertinentes sur la base du critère de consistance ordinale sur le premier axe factoriel du nuage des points-variables pour la construction de l'ICP. Ce critère nous permet d'ordonner les ménages en fonction de leur niveau de bien-être. L'orientation des variables suivant le premier axe factoriel (figure 4.7), on remarque que la pauvreté est définie dans le plan 1x2 par deux quadrants : le quadrant (-, +) c'est-à-dire  $F_1 < 0$  et  $F_2 > 0$  et le quadrant (-, -). Cette pauvreté est essentiellement définie par les caractéristiques de l'habitat et la non possession de certains équipements comme le fer à repasser, le ventilateur, la bouteille à gaz, etc..... Et la non pauvreté est définie par le quadrant (+, +) et le quadrant (+, -), et s'explique par la possession d'un certain nombre d'équipements de confort par les ménages. Le nuage des points-individus se présente comme sur la figure 8.

Figure 7 : Nuage des variables de la 2<sup>e</sup> ACM des ménages urbains avec ECAM II



Source : Traitements effectués par l'auteur à l'aide des données ECAM II (urbain) et du logiciel SPAD

Figure 8 : Nuage des points de la 2<sup>e</sup> ACM des ménages urbains ) avec ECAM II



Source : Traitements effectués par l'auteur à l'aide des données ECAM II (urbain) et du logiciel SPAD.

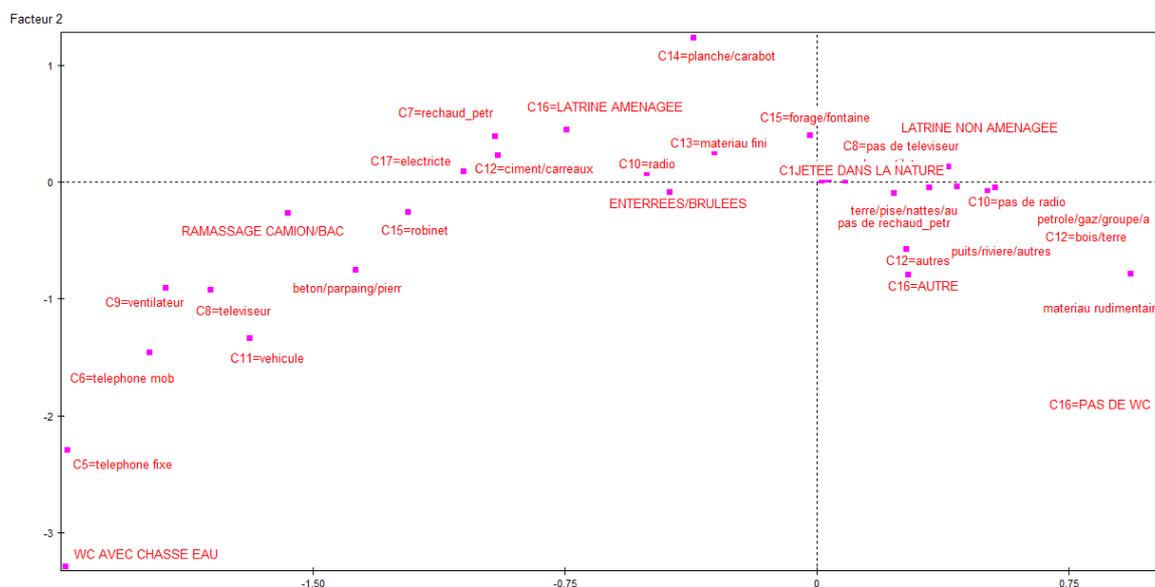
RESULTATS DE L'ACM SUR LES MENAGES RURAUX EN 2001 (ECAM II rural)



pertinente et à un accroissement de la contribution du premier axe factoriel à l'inertie totale du nuage des points. En effet on passe de 21,27% à 25,16% pour ce premier axe factoriel. L'importance du deuxième axe passe de 7,47% à 8,53%. Dans le nouveau plan factoriel, il s'opère une séparation entre les ménages pauvres et les ménages non pauvres. Ils sont opposés sur le premier axe factoriel. Toutes les variables vérifient la propriété COPA. La projection du nuage des variables ainsi retenues sur la figure 11 ci-dessous, montre que celles qui décrivent une situation de non pauvreté sont placées à gauche et que celles qui décrivent une situation de pauvreté sont placées à droite.

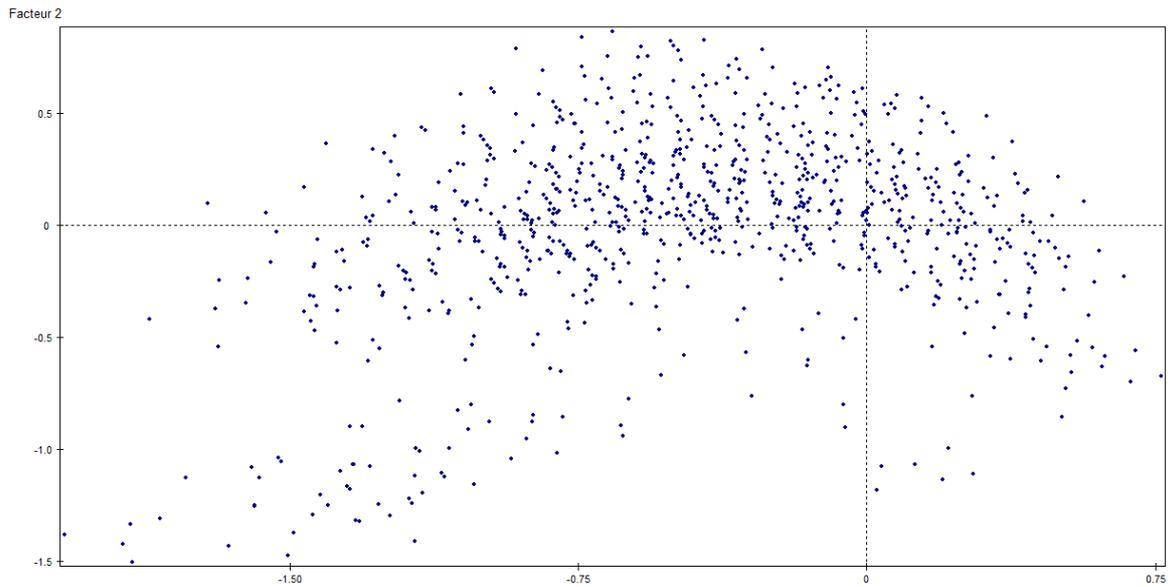
Notre étude a couvert 4967 ménages enquêtés en zone de résidence rurale en 2001. L'ACM et le critère COPA nous ont permis de sélectionner 14 variables pertinentes pour la construction de l'ICP. Les variables les mieux représentées sont dans le plan négatif. Donc plus l'ICP d'un ménage est faible (négatif) plus son bien-être est important. Cette orientation des variables suivant le premier axe factoriel (figure 11), fait remarquer que la pauvreté est définie dans le plan 1x2 par deux quadrants : le quadrant (+,-) et le quadrant (+, +). Et la non pauvreté est définie par le quadrant (-,-) et le quadrant (-, +). Dans le quadrant (+, +) c'est-à-dire pour  $F_1 > 0$  et  $F_2 > 0$  et le quadrant (+,-) c'est-à-dire  $F_1 > 0$  et  $F_2 < 0$ , la pauvreté non-monnaire est essentiellement définie par les variables caractérisant les équipements des ménages, les caractéristiques du logement. Les ménages ruraux non pauvres ont par exemple accès au téléphone mobile, bénéficient des services d'un camion de ramassage des ordures, ont accès à l'électricité, etc... Le nuage des points des ménages ruraux suit la même orientation (figure 12).

Figure 11. Nuage des variables de la 2<sup>ème</sup> ACM des ménages ruraux avec ECAM II



Source : Traitements effectués par l'auteur à l'aide des données ECAM II (rural) et du logiciel SPAD

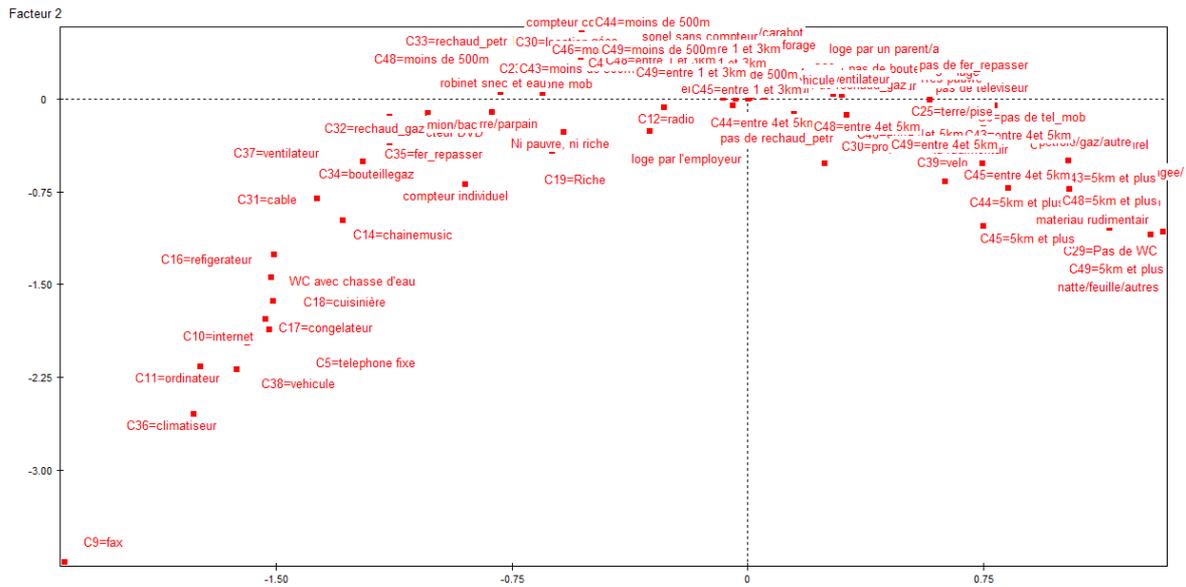
Figure 12. Nuage des points de la 2<sup>ème</sup> ACM des ménages ruraux avec ECAM II



Source : Traitements effectués par l'auteur à l'aide des données ECAM II (rural) et du logiciel SPAD

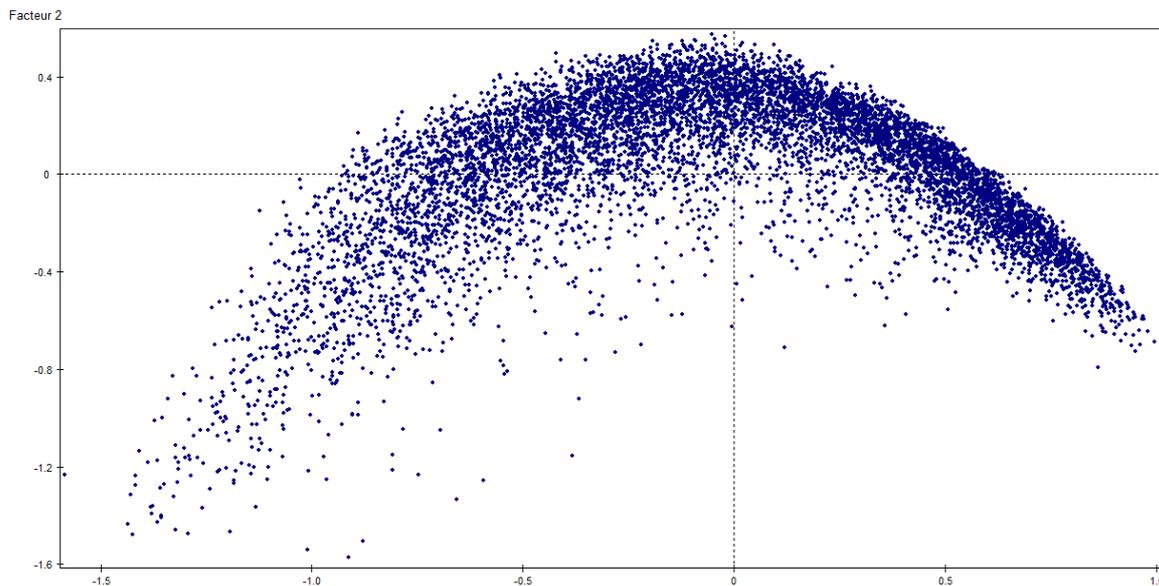
RESULTATS DE L'ACM AVEC LES MENAGES CAMEROUNAIS URBAINS + RURAUX EN 2007 (ECAM III Urbain + rural)

Figure 13 :Nuage des variables de la 1<sup>ère</sup> ACM des ménages (ruraux+urbains) avec ECAM III



Source : Traitements effectués par l’auteur à l’aide des données ECAM III (rural+urbain) et du logiciel SPAD

Figure 14 :Nuage des points de la 1<sup>ère</sup> ACM des ménages (ruraux +urbains) avec ECAM III

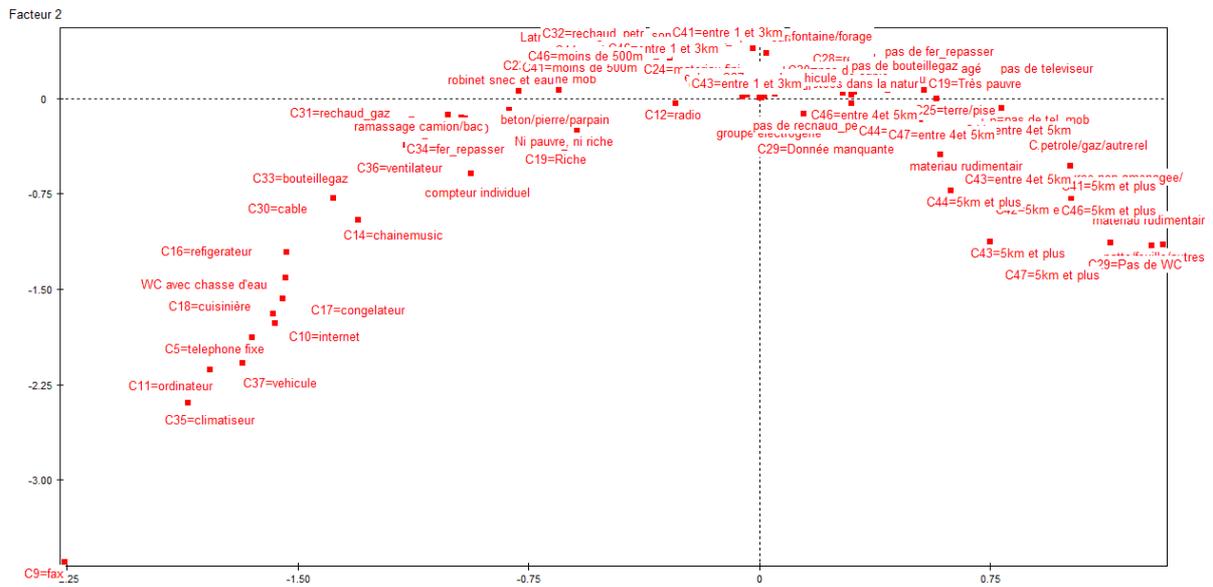


Source : Traitements effectués par l’auteur à l’aide des données ECAM III (rural+urbain) et du logiciel SPAD.

La deuxième ACM réalisée élimine des variables ayant un moindre pouvoir explicatif notamment le statut d’occupation du logement et la possession d’un vélo/bicyclette et conduit à une variation haussière du pouvoir explicatif du premier axe factoriel, passant de 18,33% à 19,40 %, et une augmentation du pouvoir explicatif du deuxième axe factoriel de 6,22% à 6,52 %. Cette ACM finale sur les ménages (urbains+ruraux) couverts par ECAM III, chaque

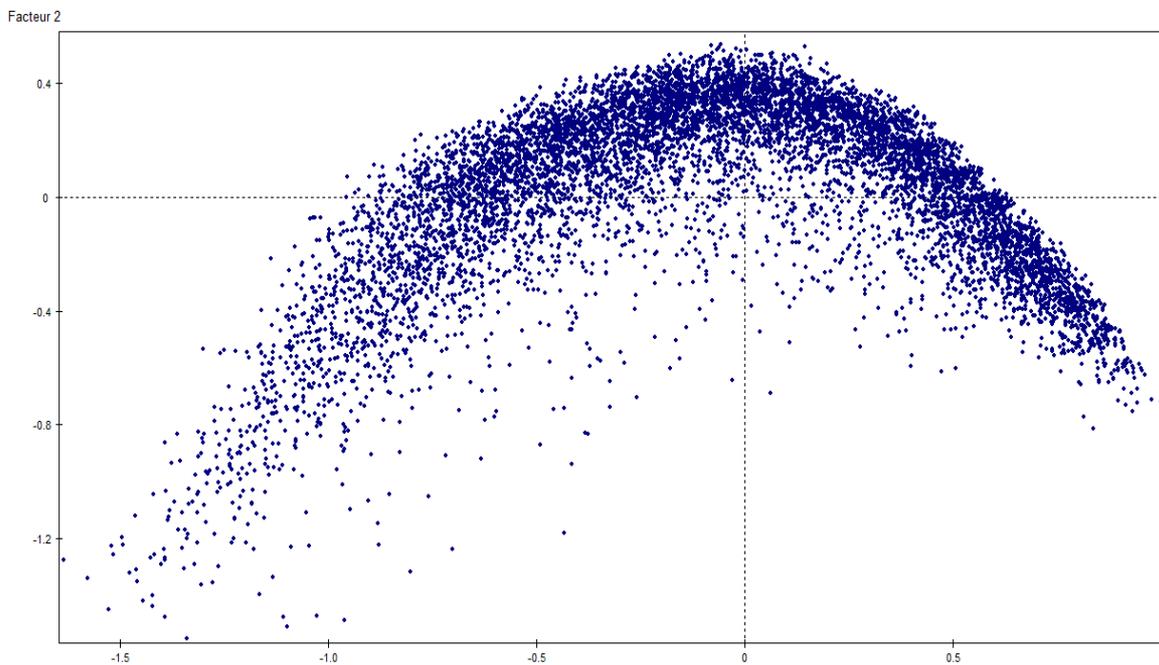
ménage étant observé suivant 34 variables, nous a permis de retenir 11227 ménages. Tous les ménages ont un poids uniforme égal à 1. En reconsidérant la pauvreté comme un phénomène social dont la manifestation la plus générale est le dénuement profond associé à un état de manque et de privation relatif à un ensemble de besoins fondamentaux (revenus, nutrition, alimentation, accès aux bénéfiques des services sociaux de base, possession d'actifs, etc.), et compte tenu de la consistance ordinale des variables sur le premier axe factoriel, les variables les mieux représentées se situent dans le plan négatif comme l'indique la figure 15 ci-dessous. Autrement dit, celles qui décrivent une situation de non pauvreté sont placées à gauche et que celles qui décrivent une situation de pauvreté sont placées à droite. La représentation du nuage de points des ménages est la suivante (figure 16) et donne les mêmes indications.

Figure 15 : Nuage des variables de la 2<sup>ème</sup> ACM des ménages (ruraux +urbains) avec ECAM III



Source : Traitements effectués par l’auteur à l’aide des données ECAM III (rural+urbain) et du logiciel SPAD

Figure 16 : Nuage des points de la 2<sup>ème</sup> ACM des ménages(ruraux +urbains) avec ECAM III



Source : Traitements effectués par l’auteur à l’aide des données ECAM III (rural+urbain) et du logiciel SPAD

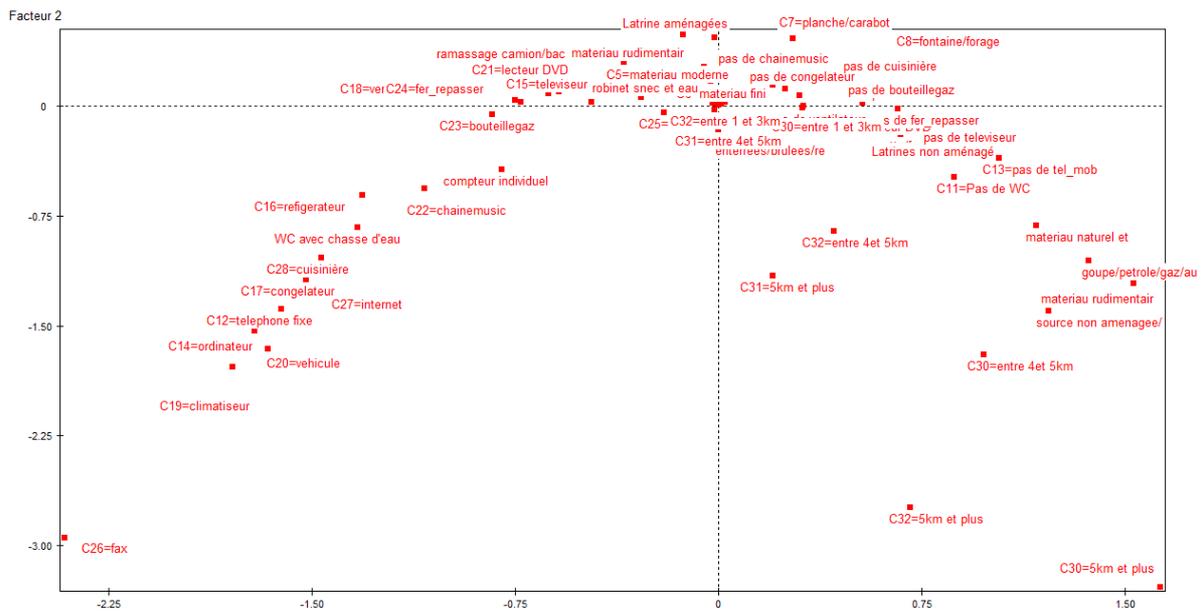


centre de santé le plus proche, et la distance du logement à l'établissement primaire public le plus proche. Cette ACM finale réalisée sur ces variables montre une augmentation du pouvoir explicatif du premier axe factoriel, passant de 14,34% à 17,94%, et une augmentation du pouvoir explicatif du deuxième axe factoriel de 6,40% à 7,26%. Dans le nouveau plan factoriel, il s'opère une séparation entre les ménages pauvres et les ménages non pauvres. Ils sont opposés sur le premier axe factoriel. Toutes les variables vérifient la propriété COPA. Comme le montre la figure 19 ci dessous, la projection du nuage des variables ainsi retenues montre que celles qui décrivent une situation de pauvreté sont placées à droite et que celles qui décrivent une situation de non pauvreté sont placées à gauche.

L'implémentation de l'ACM et le critère COPA nous ont permis de sélectionner 27 variables pertinentes pour la construction de l'ICP. Le nuage des variables retenues pour les 6247 ménages urbains camerounais en 2007 (ECAM III) montre que les variables les mieux représentées sont dans le plan négatif. Donc plus l'ICP d'un ménage est faible (négatif) plus son bien-être est important. Ceci fait remarquer que la pauvreté non-monnaire est définie dans le plan 1x2 par deux quadrants. Le quadrant (+, +) c'est-à-dire pour  $F_1 > 0$  et  $F_2 > 0$  et le quadrant (+,-) c'est-à-dire  $F_1 > 0$  et  $F_2 < 0$ . La pauvreté non-monnaire est essentiellement définie par les variables caractérisant les équipements des ménages, les caractéristiques du logement et la distance du logement aux infrastructures de base. La non pauvreté est définie par le quadrant (-, -) et le quadrant (-, +).

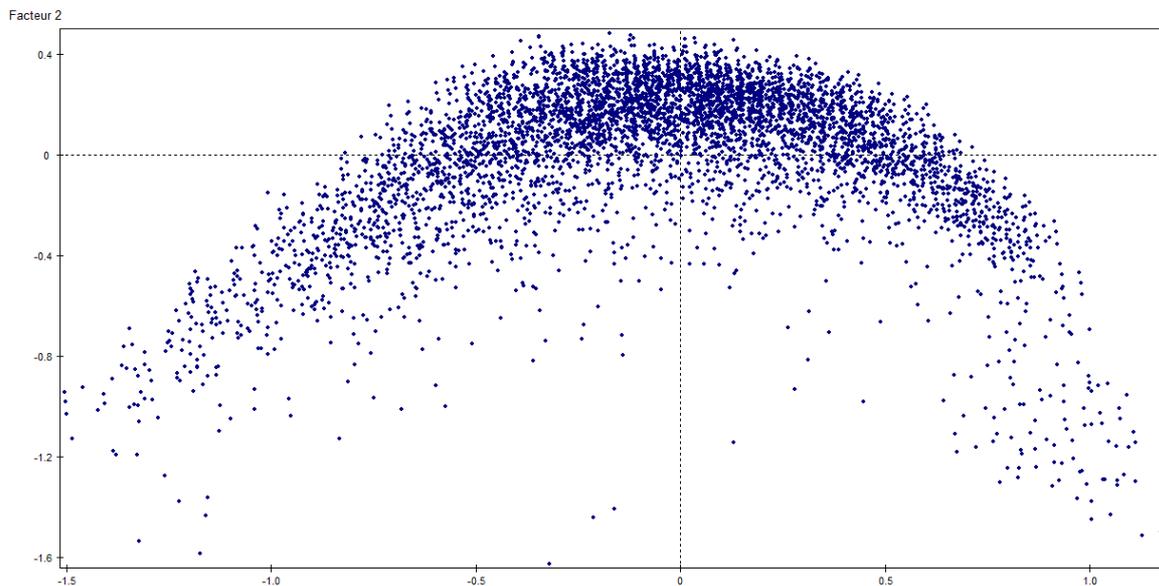
Le nuage des points-individus montre que les ménages qui se trouvent dans la pauvreté se ressemblent. C'est ce qu'illustre la figure 20 ci-dessous.

Figure 19 : Nuage des variables de la 2<sup>ème</sup> ACM des ménages urbains avec ECAM III



Source : Traitements effectués par l’auteur à l’aide des données ECAM III (urbain) et du logiciel SPAD

Figure 20 : Nuage des points de la 2<sup>ème</sup> ACM des ménages urbains avec ECAM III



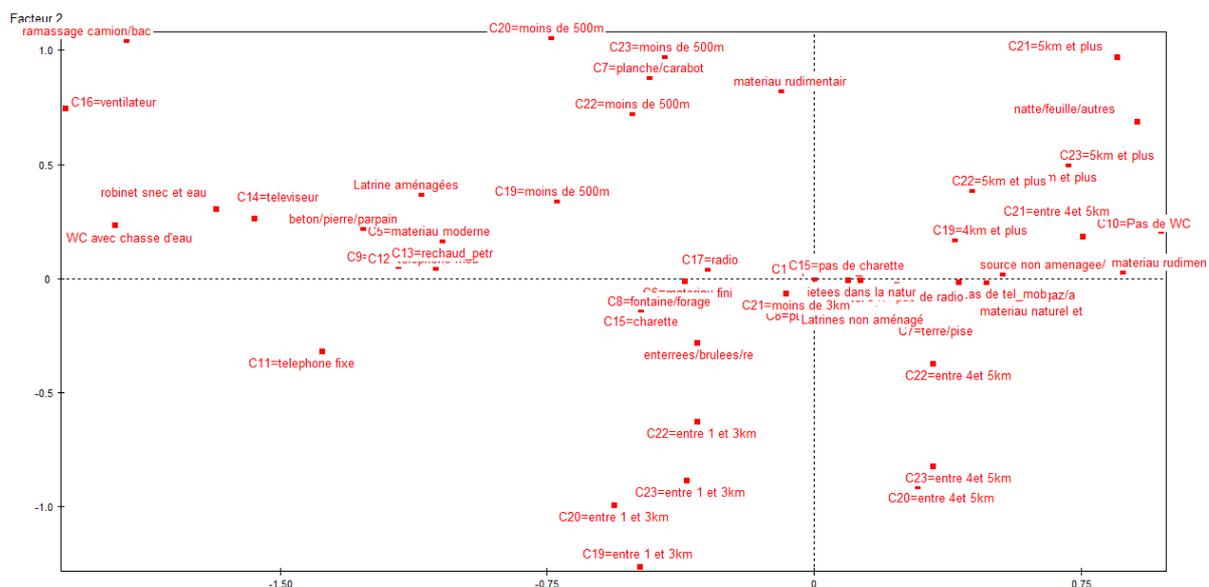
Source: Traitements effectués par l’auteur à l’aide des données ECAM III (urbain) et du logiciel SPAD.

RESULTATS DE L’ACM AVEC LES MENAGES RURAUX EN 2007 (ECAM III rural)



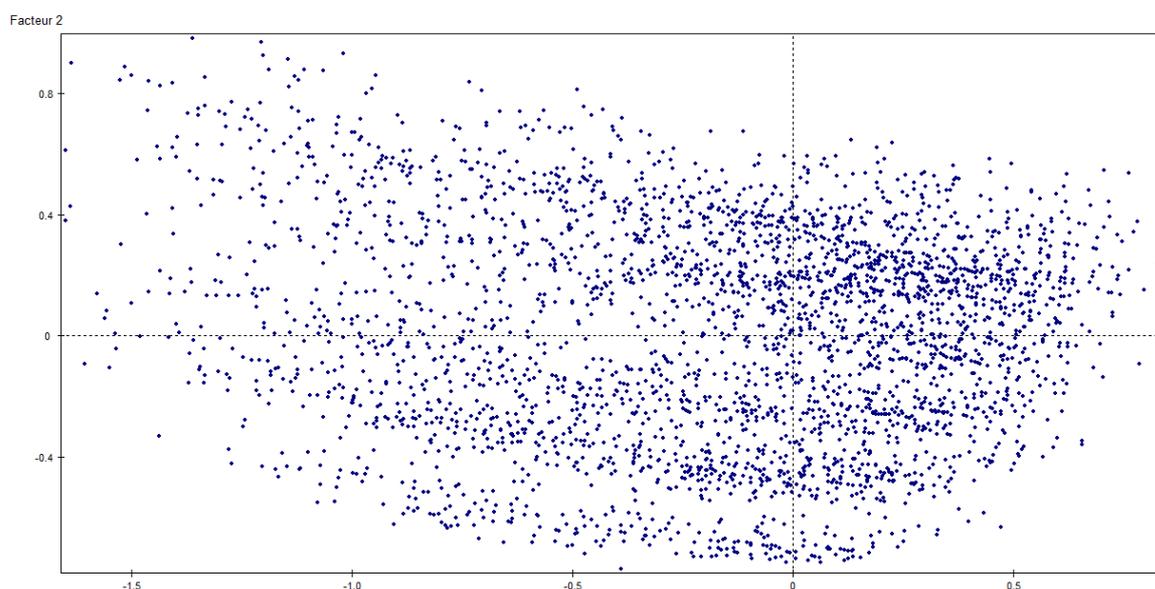
l'élevage, pratique de la sylviculture, pratique de l'apiculture. La deuxième ACM conduit à une variation haussière du pouvoir explicatif du premier axe factoriel, passant de 12,80% à 15,95%, et une augmentation du pouvoir explicatif du deuxième axe à l'inertie totale du nuage des points. En effet on passe de 5,31% à 6,93% pour ce deuxième axe factoriel. Dans le nouveau plan factoriel, il s'opère une séparation entre les ménages pauvres et les ménages non pauvres. Ils sont opposés sur le premier axe factoriel. Toutes les variables vérifient la propriété COPA. La projection du nuage des variables ainsi retenues sur la figure 23 ci-dessous, montre que celles qui décrivent une situation de non pauvreté sont placées à gauche et que celles qui décrivent une situation de pauvreté sont placées à droite. Plus précisément, la figure 23 ci-dessous du nuage des points des 19 variables caractéristiques des 6247 ménages ruraux de l'enquête ECAM III, montre que suivant l'orientation du premier axe factoriel, la pauvreté est représentée par les quadrants (+,+) et (+, -). La pauvreté non-monnaire est essentiellement définie par les variables renvoyant aux caractéristiques du logement des ménages, et la distance du logement par rapport aux infrastructures de base. Le nuage des points représentant les ménages ruraux est ci-dessous illustré par la figure 4.24, et montre les mêmes orientations de la pauvreté et de la non pauvreté non monétaire.

Figure 23 : Nuage des variables de la 2<sup>ème</sup> ACM des ménages ruraux avec ECAM III



Source : Traitements effectués par l’auteur à l’aide des données ECAM III (rural) et du logiciel SPAD.

Figure 24 : Nuage des points de la 2<sup>ème</sup> ACM des ménages ruraux avec ECAM III



Source : Traitements effectués par l’auteur à l’aide des données ECAM III (rural) et du logiciel SPAD.

### INTERPRETATION DES COURBES DE DOMINANCE STOCHASTIQUE

Les résultats des différentes ACM ci-dessus présentés sur la pauvreté non monétaire au Cameroun entre 2001 et 2007, ne dépendent d’aucune ligne de pauvreté de référence. Les interprétations qu’on en fait sont donc les mêmes quelque soit le seuil de pauvreté retenu.

Pour comparer de façon robuste les niveaux de pauvreté non monétaire entre 2001 et 2007 sur le plan national, et suivant le milieu de résidence des ménages camerounais, nous faisons appel aux tests de dominance stochastique. Cette approche englobe un large éventail de seuils de pauvreté sur lesquels les résultats restent valides. Notons que les résultats de nos tests de dominance restent vrais pour tous les indices de pauvreté respectant le principe de la monotonie et de symétrie. En effet, selon le principe de symétrie, la croissance de revenu d'un ménage pauvre n'affecte pas les indices de pauvreté, à moins que ce ménage sorte de la pauvreté. De la même manière, la baisse de revenu d'un ménage classé comme non pauvre n'affecte pas les indices de pauvreté, à moins que ce ménage migre dans la pauvreté. Sur la base des indicateurs composites de pauvreté (ICP) construits respectivement pour les bases de données ECAM II, et ECAM III, le logiciel DAD nous aide à dessiner les courbes de dominance de pauvreté ci-dessous illustrées (courbe en bleu=ECAM II ; courbe en rouge=ECAM III) :

#### COURBES DE DOMINANCE DE PAUVRETÉ ECAM II RURAL/ECAM III RURAL

La figure 25 ci-dessous montre que la courbe de dominance de la population ECAM II rurale,  $F^A$  (courbe en bleue) et la courbe de dominance de la population ECAM III rurale,  $F^B$  (courbe en rouge), se coupent à partir du point où on a une valeur de l'ICP= 0,00. Du fait de ce croisement des courbes, et en nous référant à Atkinson (1987), on ne saurait parler de dominance stricte de l'une sur l'autre. Notre test de dominance sera valable sur l'intervalle [0,00....2,00].

La courbe de dominance de la population ECAM II  $F^A$  (courbe en bleue) ne domine pas strictement la courbe de dominance de la population ECAM III,  $F^B$  (courbe en rouge). Car ces courbes se coupent en un point  $Z=0,00$  suffisamment élevé ( $Z$  étant ici la valeur de l'ICP). Au-delà de ce point notre test graphique (test de dominance stochastique) nous révèle une dominance restreinte de la courbe  $F^A$  sur la courbe  $F^B$ . En ce sens que la courbe  $F^A$  domine la courbe  $F^B$  pour toutes les valeurs  $Z_i$  de  $Z$  supérieures ou égales à 0,00. Cela signifie que pour tout seuil de pauvreté compris dans cet intervalle, le nombre de ménages pauvres en zone rurale en 2007 est plus élevé que le nombre de ménages ruraux pauvres en 2001. Ce résultat restera vrai pour tous les indices de pauvreté respectant le principe de la monotonie et de symétrie. En effet, selon le principe de symétrie, la croissance de revenu d'un ménage pauvre n'affecte pas les indices de pauvreté, à moins que ce ménage sorte de la pauvreté. De la même manière, la baisse de revenu d'un ménage classé comme non pauvre n'affecte pas les indices de pauvreté, à moins que ce ménage migre dans la pauvreté. Somme toute, pour des valeurs élevées de l'ICP, la pauvreté non monétaire s'est aggravée en zone rurale de 2001 à 2007. Les ménages initialement pauvres sont devenus encore plus pauvres.

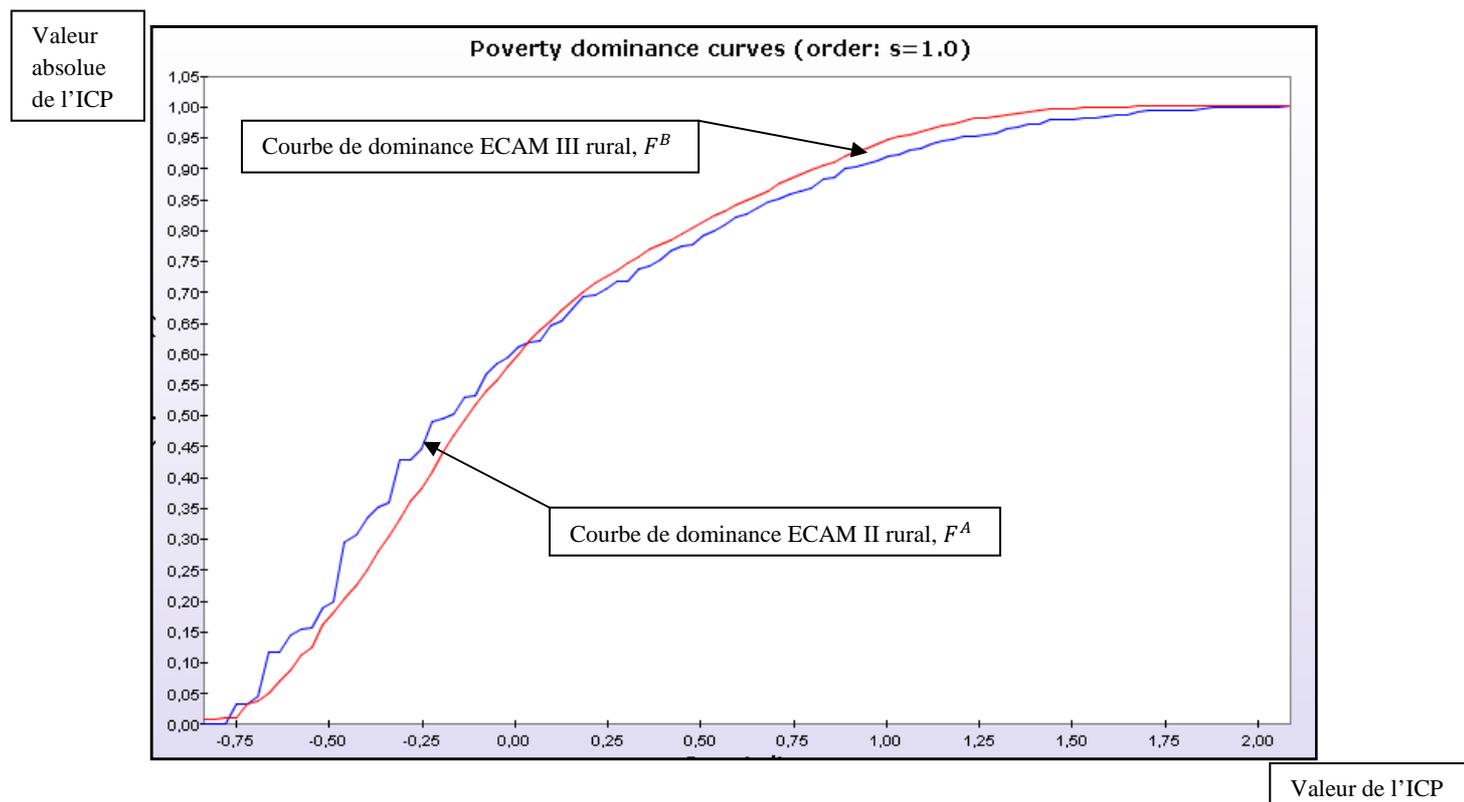
En effet, étant donné que les indicateurs de pauvreté non monétaire regroupent les attributs relatifs aux conditions d'existence des ménages, les résultats de l'enquête ECAM II en zone rurale (2001)<sup>41</sup> révèlent, par exemple, que 77% des ménages possèdent un habitat avec un sol en terre. En ce qui concerne l'environnement sanitaire 0,8% des ménages

---

<sup>41</sup> Cité par Emini et al, (2009), page 12.

disposent d'un WC avec chasse d'eau, 68% de ménages disposent de latrines non aménagées et 11% vivent sans WC. Aussi, 87% de ces ménages ruraux jettent leurs ordures dans la nature, 84,6% n'ont pas accès à l'eau potable, 75,1% n'ont pas accès à l'électricité. Des résultats de l'enquête ECAM III réalisée en 2007, (Emini et al, 2009), il ressort entre autres choses que la qualité de l'habitat des ménages ruraux ne s'est pas améliorée entre 2001 et 2007 : 75,5% de ces ménages habitent des maisons dont le sol est en terre, 78,6% de ménages ruraux vivent en 2001 dans des maisons construites en terre battue ou en brique de terre contre 80,2% en 2007. Quant à l'environnement sanitaire ou encore conditions sanitaires, en 2007, 0,6% de ménages ruraux disposent d'un WC avec chasse d'eau contre 0,8% en 2001, 71,2% de ménages ruraux disposent de latrines non aménagées contre 68% en 2001, et 17% vivent sans WC alors qu'ils n'étaient que de 11% en 2001. De plus on note une grande précarité en ce qui concerne l'accès à l'eau potable et à l'électricité par rapport à l'année 2001 : 73,8% des ménages ruraux s'approvisionnent en eau auprès des puits, sources ou rivières ; dans les régions sémi-rurales et rurales respectivement, 48,2% et 14% des ménages ont accès à l'électricité. Au final, en 2007, 71% des ménages ruraux utilisent le pétrole lampant comme mode d'éclairage. Ces résultats montrent la variation haussière de la pauvreté non monétaire en milieu rural entre 2001 et 2007 et sont donc semblables à ceux issus de notre test de dominance stochastique tel qu'illustré par la figure 25 suivante.

Figure 25 : Courbes de dominance de pauvreté ECAM II rural/ECAM III rural



Source : Calcul effectués par l’auteur à l’aide des données ECAM II et ECAM III, à l’aide du logiciel DAD.

COURBE DE DOMINANCE DE PAUVRETE ECAM II URBAIN/ECAM III URBAIN

La figure 26 montre la courbe de dominance des ménages urbains d’ECAM II,  $F^A$  (courbe en bleue) et la courbe de dominance des ménages urbains d’ECAM III,  $F^B$  (courbe en rouge). Ces fonctions cumulatives se coupent en deux points, le point ICP= -0,5 et le point ICP= 0,4. Ce dernier est le plus significatif, c’est le point à partir duquel nous faisons notre test graphique. A partir de ce point, la courbe,  $F^A$  domine la courbe  $F^B$ .

Avant de procéder au test de dominance stochastique du premier ordre qui est un test graphique, délimitons d’abord le domaine de validité de notre test. Les courbes cumulatives d’ECAM II,  $F^A$  (en bleue) et d’ECAM III  $F^B$  (en rouge) sont représentées sur l’intervalle [-2,00...1, 75] qui représente l’intervalle de variations des valeurs de l’ICP obtenu à partir de l’ACM sur nos deux bases de données. C’est sur ce domaine que nous effectuons notre test de dominance. Graphiquement,  $F^B$  n’est pas strictement située en dessous de  $F^A$  sur notre domaine de validité. Donc la distribution de revenu dans la population B ne domine pas strictement la distribution de revenu dans la population A. Par conséquent les ménages urbains camerounais ne sont pas strictement plus ou moins pauvres en 2007 qu’en 2001.

En fonction de la valeur de l’ICP, nous pouvons dire que pour des valeurs de l’ICP comprises entre [-1,00...-0,75],  $F^A$  domine  $F^B$ . Donc dans les classes de ménages les plus démunies, la pauvreté non monétaire s’est aggravée en zone urbaine entre 2001 et 2007. Pour

les classes intermédiaires (classes moyennes), c'est-à-dire dans l'intervalle  $[-0,50...0,40]$  de l'ICP, la courbe d'ECAM III domine la courbe d'ECAM II. Dit autrement, la classe moyenne voit son nombre de ménages en situation de pauvreté non monétaire diminuer entre 2001 et 2007. Par contre pour un ICP prenant une valeur au-delà de 0,40 la courbe de pauvreté de 2001 domine celle de 2007. Dans ce groupe de ménages très peu touchés par la pauvreté non monétaire, le nombre d'entrées dans la pauvreté en 2007 est supérieur à celui de 2001. Il nous semble nécessaire de mentionner que ces résultats ou ces comparaisons restent valables quelque soit l'indicateur primaire de bien être pris en compte. Donc la dynamique de la pauvreté non monétaire urbaine entre 2001 et 2007 dépend de la catégorie de ménages considérée.

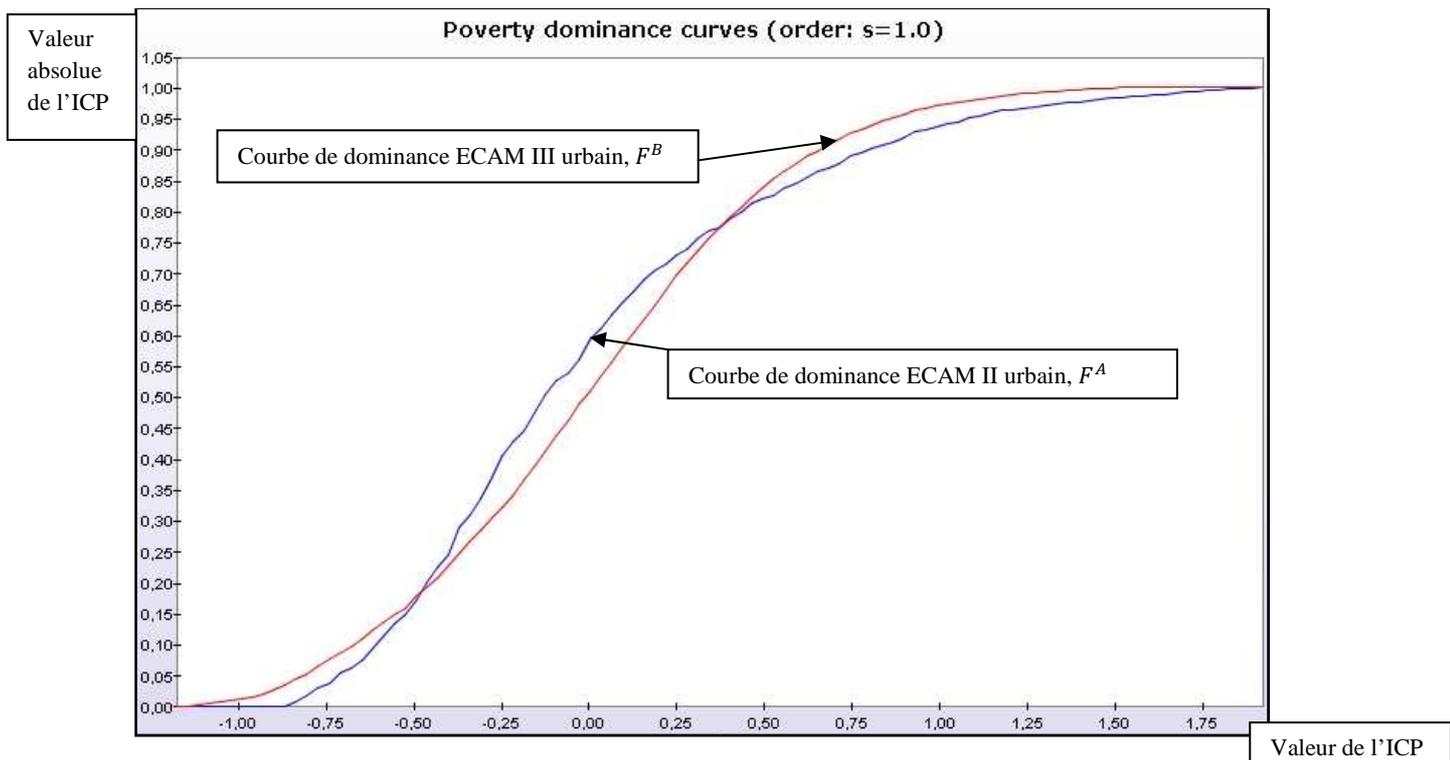
Selon les résultats de l'enquête ECAM II (2001)<sup>42</sup> en ce qui concerne l'habitat des ménages urbains, 12% d'entre eux disposent d'un habitat avec sol en terre, 45% disposent de maisons avec murs en terre battue ou en brique de terre. 22,2% des ménages des centres urbains n'ont pas accès à l'eau potable, et 14,8% n'ont pas accès à l'électricité. Les rapports de l'enquête ECAM III sur les conditions de vie des ménages, conduite en 2007 au Cameroun montrent qu'en zone urbaine<sup>43</sup>, 14,8% des ménages habitent des maisons dont le sol est en terre contre 12% en 2001, 51% des ménages habitent des maisons construites en terre battue ou en briques de terre (ils étaient 45% en 2001). 15,7% des ménages urbains disposent d'un WC avec chasse eau, 36,7% de ménages urbains évacuent leurs déchets domestiques grâce aux services de ramassage par camions, 58,6% des ménages ont accès à l'électricité contre 85,2% en 2001, et 18,8% n'ont pas accès à l'eau potable (ils étaient 22,2% en 2001). Au final, nous pouvons dire, à la lumière de notre test de dominance stochastique (figure 26) et de ces statistiques que dans l'ensemble la qualité de l'habitat urbain s'est détériorée entre 2001 et 2007, ainsi que la fourniture de services sociaux tels que l'électricité et on note une légère augmentation de la fourniture d'eau potable de 77,8% en 2001 à 81,2% en 2007.

---

<sup>42</sup> Cité par Emini et al (2009), pages 12 et 13.

<sup>43</sup> Cité par Emini et al, 2009, page 16.

Figure 26 : Courbes de dominance de pauvreté ECAM II urbain/ECAM III urbain



Source : Traitements effectués par l’auteur à l’aide des données ECAM II urbain et ECAM III urbain, à l’aide du logiciel DAD.

COURBES DE DOMINANCE DE PAUVRETE ECAM II /ECAM III

Les courbes de dominance stochastique, obtenues à l’aide du logiciel DAD, sont données par la figure 27. La courbe cumulative ( $F^B$ ) ou courbe de dominance dans la population B extraite de la base de données ECAM III (courbe en rouge) et la courbe cumulative en bleue ( $F^A$ ) de distribution des revenus (courbe de dominance) de la population A obtenue à partir de la base de données ECAM II (courbe en bleue). Aucune courbe ne domine strictement l’une. En effet les restrictions entre ces courbes varient suivant la marge de variation des valeurs de l’ICP. Donc, en ce qui concerne les positions respectives de ces courbes, elles varient suivant les valeurs de l’indicateur composite de bien-être (ICP). Toutefois, à partir du point supérieur ICP=0,60 la courbe  $F^B$  est au dessus de la courbe  $F^A$ .

La courbe cumulative ( $F^B$ ) ou courbe de dominance dans la population B construite à partir des ICP de la base de données ECAM III (courbe en rouge) ne domine pas strictement la courbe cumulative en bleue ( $F^A$ ) ou courbe de dominance de pauvreté de la population A obtenue à partir de la base de données ECAM II (courbe en bleue). Ces deux courbes se croisent par endroit le long de l’intervalle, [-1,0...2,0], de variation de l’ICP.

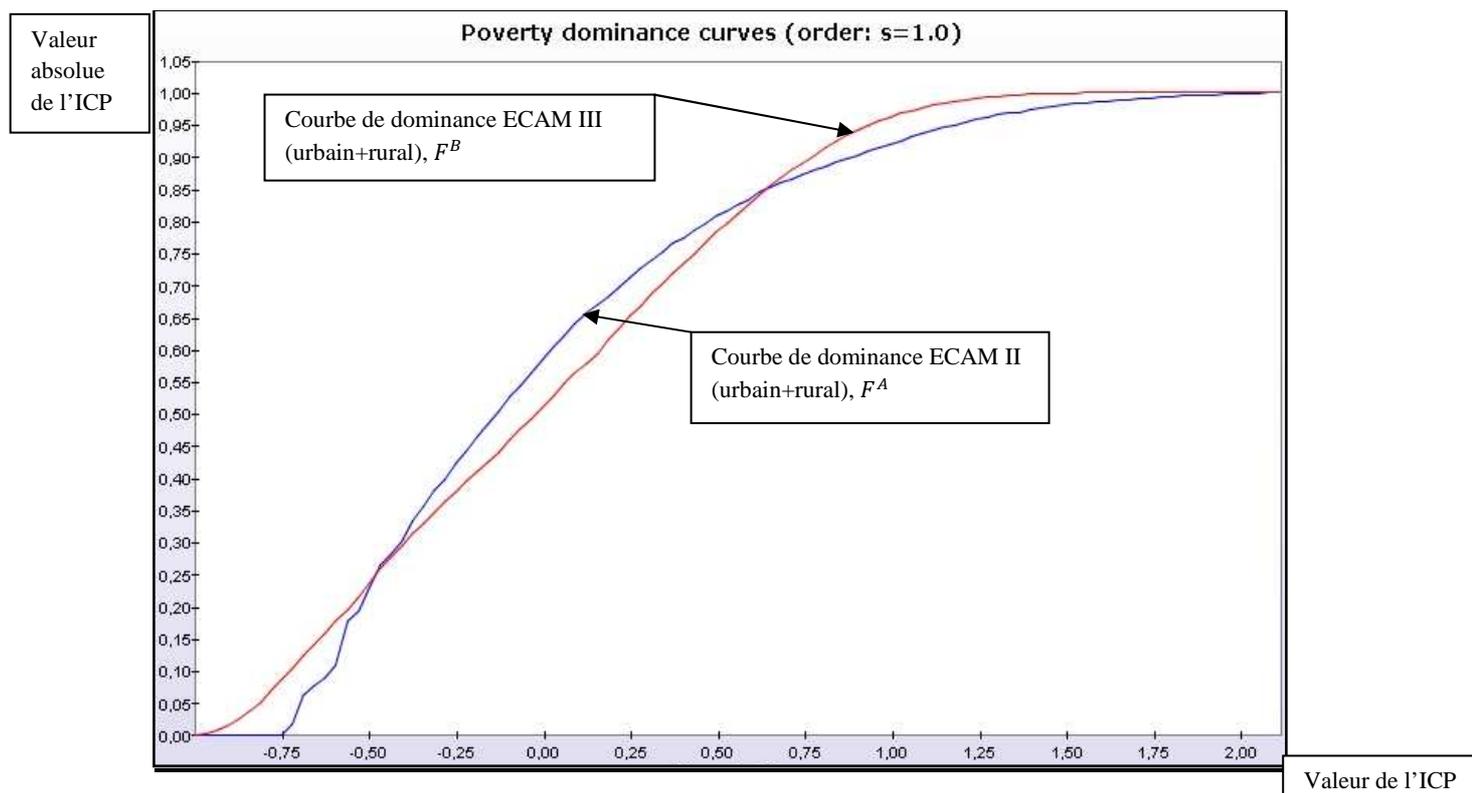
Les ménages ayant un ICP compris entre [-1,0..-0,50] sont les plus enclins à la pauvreté suivant la construction de notre ICP. La courbe  $F^A$  domine la courbe  $F^B$ . Le nombre de ces ménages en situation de pauvreté non monétaire en 2007 est plus élevé. Les couches sociales les plus défavorisées connaissent donc une plus grande entrée dans la pauvreté en

2007 qu'en 2001. Pour un ICP compris dans l'intervalle  $[-0,50..0,60]$ , on a à faire aux ménages ayant un niveau de vie moyen. On assiste donc pour cette catégorie de ménages à une dominance de la courbe de pauvreté ECAM III sur la courbe de pauvreté ECAM II. Le nombre de sorties de la pauvreté est plus élevé en 2007 qu'en 2001. Dit autrement le nombre de ménages d'un niveau de vie moyen en situation de pauvreté non monétaire est plus élevé en 2001 qu'en 2007. Par contre pour le groupe des ménages « riches », c'est-à-dire pour l'intervalle  $[0,60..2,00]$  de valeurs de l'ICP, la pauvreté non monétaire a augmenté entre 2001 et 2007.

Les résultats de l'enquête ECAM II conduites en 2001 (Emini et al, 2009), stipulent que, relativement à la qualité de l'habitat sur le territoire national camerounais, 38,4% des ménages sans distinction du milieu de résidence disposent d'un logement avec sol en terre, 45% des ménages ont une maison avec des murs en terre battue ou en brique de terre. Seulement 9,5% des ménages disposent d'un WC avec chasse eau en 2001 au Cameroun et 19,9% de ménages (essentiellement urbains) bénéficient de la collecte de leurs ordures ménagères par des camions. Quant à l'accès à l'eau potable et à l'électricité, respectivement 48,6% et 40,2% des ménages en sont exclus. A la suite de la troisième enquête camerounaise auprès des ménages (ECAM III) réalisée en 2007 sur toute l'étendue du territoire national et comme le fait remarquer Emini et al (2009), il ressort que la qualité de l'habitat ne s'est guère améliorée entre 2001 et 2007, car en 2007 plus 37% des ménages habitent des maisons avec un sol en terre. En ce qui concerne les matériaux des murs 51% des ménages habitent des logements construits en briques de terre ou en terre battue (on comptait 45% de ménages dans ce statut en 2001). La proportion de ménages disposant d'un WC avec chasse eau est de 9,3% en 2007, contre 9,5% en 2001. L'accessibilité à l'eau et à l'électricité est encore précaire au Cameroun en 2007. En effet, plus de 40% des ménages n'ont pas accès à l'eau potable et 39,9% utilisent un mode d'éclairage autre que l'électricité (le pétrole lampant par exemple).

En somme ces statistiques confirment les résultats de notre test de dominance stochastique (figure 27). Dit autrement la situation des ménages classés comme pauvres sur le plan non monétaire en 2001, s'est aggravée en 2007. Celle des ménages d'un niveau de vie moyen ou intermédiaire s'est quelque peu améliorée. Par contre, on note en 2007 une entrée dans la pauvreté non monétaire des ménages autrefois « riches » en 2001.

Figure 27 : Courbes de dominance de pauvreté ECAM II/ECAM III



Source : Calcul effectués par l’auteur à l’aide des données ECAM II (rural+urbain) et ECAM III (urbain+rural), à l’aide du logiciel DAD.

### CONCLUSION

Au terme de notre recherche dont l’objectif global était de mettre en relief la dynamique de la pauvreté au Cameroun, et suivant le milieu de résidence (urbain ou rural) et au cours de laquelle nous avons construit un ICP par la technique de l’ACM, et sachant que l’ICP représente la valeur agrégée et pondérée de plusieurs indicateurs primaires de bien-être et qu’il est défini pour chaque unité (ménage) des populations étudiées ; Il ressort de nos investigations sur la période d’étude, 2001-2007, que la mesure adoptée pour le phénomène qu’est la pauvreté détermine de fait la robustesse ou la qualité du résultat obtenu. En effet nous aboutissons aux conclusions suivant lesquelles :

Entre 2001 et 2007, la pauvreté non monétaire s’est aggravée en zone rurale. En milieu rural, le nombre de ménages ruraux en dessous du seuil de pauvreté en 2007 est nettement plus élevé que le nombre de ménages pauvres en zone rurale en 2001. Cet accroissement du niveau de pauvreté non monétaire est dû en grande partie aux caractéristiques du logement des ménages, à la non possession d’un certain nombre d’équipements de confort (poste radio, téléviseur, téléphone, etc.), à la distance du logement par rapport aux infrastructures de base telles que les établissements scolaires, les centres de santé et pharmacie, les routes bitumées,

les marchés de produits alimentaires, l'accès ou non, et à la distance du logement à une source d'eau potable aménagée, la fourniture d'électricité la pratique de l'agriculture, etc.

Dans les centres urbains, le niveau de pauvreté non monétaire entre 2001 et 2007, a connu une variation dépendant de chaque catégorie de ménages (les pauvres, la classe moyenne, les riches). Les couches sociales les plus défavorisées ont vu leur niveau de privation s'aggraver de 2001 à 2007. Quant aux ménages moyens ils connaissent une baisse significative de la pauvreté non monétaire. Car il y a une stricte amélioration des conditions de vie de ces ménages. Lesquelles conditions de vie sont fonction, pour l'essentiel, des caractéristiques du logement des ménages et des équipements dits de confort, et la distance par rapport aux infrastructures de base, etc. Alors que l'on note une plus grande entrée des ménages « riches » dans la pauvreté non monétaire. A ce niveau, ces résultats confortent notre deuxième hypothèse postulant un plus fort accroissement du niveau de pauvreté non monétaire en zone rurale qu'en zone urbaine de 2001 en 2007.

Au niveau national, la pauvreté non monétaire ne s'est pas maintenue (dominance restreinte) de 2001 à 2007, dans tous les groupes de ménages, contrairement à la légère baisse en termes monétaires conformément à notre première hypothèse de départ [pour plus de précisions voir « Tendances, profil et déterminants de la pauvreté au Cameroun entre 2001 et 2007 » INS, 2008, et Emini et al, (2009)]. Globalement, au plan national, la dominance de la pauvreté varie en fonction des couches sociales considérées. Les ménages les plus défavorisés (initialement pauvres en 2001) connaissent une augmentation de leur niveau de pauvreté non monétaire en 2007. Les ménages classés comme appartenant à la classe moyenne connaissent une amélioration de leur situation de 2001 à 2007 ; c'est la situation inverse pour les ménages aisés ou « riches » entre les deux dates. Dans l'ensemble, ces résultats au niveau national contrastent avec notre première hypothèse stipulant une légère baisse de la pauvreté non monétaire entre les deux dates pour l'ensemble des ménages camerounais.

Au final, nous pouvons dire que l'allure des courbes de dominance de pauvreté au niveau national est plus proche des courbes de dominance de pauvreté en zone urbaine que de celles des ménages ruraux, ceci entre 2001 et 2007. Donc l'évolution de la pauvreté en milieu urbain est pratiquement semblable à la tendance observée au niveau national. La contribution des ménages les plus démunis à la pauvreté non monétaire nationale et urbaine est beaucoup plus importante. Celle des classes de ménages riches est aussi assez significative. Les ménages moyens ont plutôt une contribution moindre. Toutefois en 2001, comme en 2007, le niveau de pauvreté est en moyenne toujours plus élevé dans les campagnes que dans les centres urbains. Dans ces derniers, c'est le phénomène d'inégalités et de disparités dans la répartition des richesses qui prédomine. Quelque soit le seuil de pauvreté fixé, quelque soit l'indice retenu parmi la classe d'indicateurs d'ordre 1, la pauvreté non monétaire au Cameroun tend donc à être davantage considérée comme un phénomène davantage rural entre 2001 et 2007. Tant il est vrai que la dominance stochastique fournit des résultats robustes en termes de comparaisons des niveaux de pauvreté. Plus encore, ces résultats restent valables pour tous les indices de pauvreté respectant le principe de la monotonie et de symétrie. En effet, selon le principe de symétrie, l'augmentation du revenu d'un ménage pauvre n'affecte pas les indices de pauvreté, sauf si ce ménage sort de la pauvreté. Aussi, la variation baissière

du revenu d'un ménage classé comme non pauvre, n'affecte pas les indices de pauvreté, à moins que ce ménage migre dans la pauvreté. La monotonie quant à elle stipule que le bien-être est une fonction strictement croissante du revenu.

### RECOMMANDATIONS

Il ressort de notre étude entre autres recommandations à l'endroit des professionnels de la politique économique et des pouvoirs publics, celles-ci-dessous :

1)- En ce qui concerne l'identification ou le ciblage des pauvres, le résultat de la dominance stochastique facilite le choix de l'indice de pauvreté, en vue de définir des politiques de lutte. Car quelque soit l'indice retenu, la dominance stochastique montre qu'on obtient le même classement des distributions cumulatives de revenus entre les groupes de populations.

2)-Les pouvoirs publics devraient mener des actions spécifiques en faveur des zones rurales, notamment en ce qui concerne le renforcement de leurs capacités de production et de leur productivité. En élaborant et en conduisant des politiques spécifiques à chaque secteur d'activités en milieu rural, afin d'accroître le pouvoir d'achat des populations rurales. Ceci leur permettrait d'acquérir un certain nombre d'équipements de confort dont la non possession justifie leur état de pauvreté (pauvreté non monétaire), tel que le montre notre étude.

3)-Des mesures spécifiques devraient aussi être prises en ce qui concerne la demande et l'offre d'habitat adéquat, l'accès aux infrastructures sociales de base en milieu de résidence urbain et rural. De même, en zone rurale comme en zone urbaine, mais beaucoup plus en zone rurale, des mesures devraient être prises dans le sens de l'amélioration de l'accès des populations à l'eau potable, à l'électricité, et aux moyens de communication.

4)-La communauté scientifique gagnerait en terme de résultats robustes à intégrer des outils comme la dominance stochastique ou l'approche d'inertie dans les études sur la pauvreté. Et il serait plus judicieux d'étudier la pauvreté sous l'angle non monétaire, car cette approche permet de mieux capter les déterminants du bien-être des ménages.

### REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

**Abdelkhalek Touhami et Fouzia Ejjanou (2009)**, « Approche multidimensionnelle de la pauvreté : Présentation théorique et application au cas de la ville de Marrakech », 16th annual conference, equity and economic development, 42 pages.

**Akoété Ega A., et Kossi Agbeviabe D., (2009)**, « Profil de la pauvreté infantile dans quatre pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine : une analyse comparative basée sur l'approche multidimensionnelle de la pauvreté », Revue africaine de l'intégration, volume N° 1, Janvier, 2009, 61 pages.

**André Picard, (2006)**, « Mécaniques des corps rigides: Statique », Editeur, Loze-Dion, 95 rue Saint Sylvestre, Longueuil (Québec), J4H2W1DITEUR, 511Pages.

**Asselin, L. M. et Dauphin, A. (2000)**, Mesure de la pauvreté : un cadre conceptuel. Centre Canadien d'Etude et de Coopération internationale. CCECI. Canada, pages 50-86

**Asselin, L.M. (2002)**, «Pauvreté multidimensionnelle», Institut de Mathématique Gauss, Québec, Canada. Pages 89-96.

**Atkinson, A (1987)**. On the measurement of poverty. Volume.55. P.P. 749-764.

**Atkinson, A et F. Bourguignon (1982)**, “The Comparison of Multidimensional Distribution of Economic Status”. In: *Review of Economic Studies*, Vol. 49: pp.183-201.

**Atkinson, A. B. (2003)**, «Multidimensional Deprivation: Contrasting Social Welfare and Counting Approaches »*Journal of Economic Inequality*, vol.1, Pages 51-65.

**Ayadi et al. (2005)**, « analyse multidimensionnelle de la pauvreté en Tunisie entre 1988 et 2001 par une approche non-monnaire », poverty monitoring, measurement and analysis (PMMA) work, Tunisia, 24pages.

**Banque Mondiale, (2001)**, «Combattre la pauvreté », Rapport sur le développement humain, Paris, Eska, page 229.

**Banque Mondiale, (2002)**, «Rapport sur le développement dans le monde», Washington, Editions Eska, page 228.

**Banque Mondiale, (2005b)**, «Rapport sur le développement dans le monde », Washington, Editions Eska, page 232.

**Batana, Y-M, (2007)** « Dominance stochastique et pauvreté multidimensionnelle dans les pays de l'UEMOA », CIPREE, Université Laval, Canada .38pages.

**Baye, M.F. (1998)**, “Inequality and the Degree of Poverty Among the Public Sector Workers in Cameroun “. *Nigeria Journal of Economic and Social Studies*, vol.40, n°3, pp.433-452.

**Baye, M.F. (2003)**, “Globalization, Institutional Arrangements and Poverty in Rural Cameroon”, *Africa Development*, vol 28, N°3 et 4, pp.112-141.

**Benhabib et al. (2007)**, “The analysis of poverty dynamics in Algeria: A multidimensional approach”, Laboratory MECAS, University of Tlemcen, Algeria, 27pages.

**Benzecri, J.P., Coll. (1973)**, « L'analyse des données : l'analyse des correspondances », Tome 2, Dunod, Paris, 418 pages.

**Bibi, S., (2002)**. Mesurer la pauvreté dans une perspective multidimensionnelle : une revue de la littérature, Faculté des sciences économiques et de gestion de Tunis et CREFA –CIPREE, Université Laval, Canada, 42 pages.

**Bishop, J.A., K.V. Chow and B. Zheng (1995)**, « Statistical Inference and Decomposable Poverty measures », *Bulletin of Economic Research*, Vol. 47, Pages 329-340.

**Bishop, J.A., J.P. Fomby and B. Zheng (1997)**, « Statistical Inference and the Sen Index of Poverty », *International Economic Review*, Vol 38, Pages 381-387.

**Borel Foko, Francis Ndém, Rosine Tchakoté, (Juin, 2006)**, «Pauvreté et inégalités des conditions de vie au Cameroun: Une approche micro multidimensionnelle »,5th PEP Research Network general meeting, Addis Abeba Ethiopia.50 pages.

**Bosco, J., Faye, B., Faye, S., (2005)**. Pauvreté multidimensionnelle au Sénégal: Une approche non-monnaire par les besoins de base. Communication à la conférence PEP, Brasilia, Brésil 29-31 Août 2005, 27 pages.

**Bourguignon, chakravarty.** (1998), “The measurement of multidimensional poverty”, Delta Working Paper.85 pages.

**Bourguignon, F., Chakravarty, S.R** (2002). Multidimensional Poverty Orderings. *DELTA* Centre Canadien d’Etude et de Coopération international, 87 pages.

**Cerioli, A. et Zani, S. (1990)**,”A Fuzzy Approach to the Measurement of Poverty”, *Income and Wealth Distribution, Inequality and Poverty*,(eds.) Dagum, C .and Zenga, M *studies in Contemporary Economics*, Springer Verlap, Berlin, 114 pages.

**Chappiero Martinetti, E. (2005)**, “Capability Approach and Fuzzy Sets Theory” in LEMMI, A and BETTI, G.,Fuzzy set approach to multidimensional poverty measurement, springer, London. 126 pages.

**Chiappero Martinetti, E. (2000)**,”A Multidimensional Assessment of Well-Being Based on Sen’s Functioning Approach” , *Rivista Internazionale di Scienze Sociali*,Vol.108, pp.207-239.

**Chiappero Martinetti, E.(1994)**,”A New Approach To Evaluation of Well-Being and Poverty by Fuzzy Set Theory”, *Gionale degli Economisti e Annali di Economie*,Vol.53,pp.367-388.

**Cheli, B., et Lemmi, A. (1995)**,”A Totally Fuzzy and Relative Approach to the Multidimensional Analysis of Poverty”, *Economic Notes*, Vol.24, pp.115-134.

**Costa, M. (2002)**,”A Multidimensional Approach to the Measurement of Poverty”, *Integrated Research Infrastructure in the Socio-Economic Sciences*, Luxembourg, N°.5., 25 pages.

**Costa, M. (2003)**,”A comparison Between Uni-dimensional And Multidimensional Approaches to the Measurement of Poverty”,*Integrated Research Infrastructure in the Socio Economic Sciences*, 29 pages.

**Dagum C., and Costa M., (2004)**, "Analysis and Measurement of Poverty. Univariate and Multivariate Approaches and their Policy Implications, A case of Study: Italy", In Dagum C. and Ferrari G. (eds.); *Household Behaviour, Equivalence Scales, Welfare and Poverty*, Springer Verlag, Germany, pp.221-271.

**Dagum, C. (2002)**, “Analysis and Measurement of Poverty and Social Exclusion Using Fuzzy Set Theory, Application and Policy Implications”, University of Bologna. 305 pages.

**Direction de la Statistique et de la Comptabilité Nationale (DSCN) du Cameroun, (1997),** «Résultats préliminaires de la première enquête camerounaise auprès des ménages », 53 pages.

**Dubois, J-L et Amin, A. (2000).** « Evolution de la pauvreté au Cameroun : où en Sommes-nous ? », CEPED-IFORD, Paris. Page 402.

**Duclos Jean-Yves et Araar Abdelkrim, (2006),** “Poverty and equity: Measurement, policy and estimation with DAD”, Springer/IDRC 2006, ISBN0-38733-317, e-ISBN 1-55250-229-5, 416 pages.

**Emini et al, (2010 a),** «Libéralisation commerciale et pauvreté en Afrique : Le cas du Cameroun », Pages 121-172 in J. Cokburn, B. Décaluwé, et I. Fofana, (2010), «Libéralisation commerciale et pauvreté en Afrique», Presses Universitaires de Laval, Québec, Canada et Centre de Recherche sur le Développement International (CRDI), Ottawa, Canada. 297 pages

**Emini et al, (2010 b),** «Incidences de la crise économique mondiale 2008-2009, et des options de politique de réponse sur la pauvreté des enfants au Cameroun », Innocenti Working Paper N° IWP-2010-04, 65 pages.

**Emini et al. (2009),** “Analyse spatiale de la croissance pro-pauvres au Cameroun: une double approche monétaire et non monétaire”.211 pages.

**Emini, (2000),** “Libéralisation commerciale et pauvreté en Afrique: cas du Cameroun”. Pages 186-238 .

**Fambon, S., Amin, A.A., Baye, M.F., Noumba, I., Tamba, I et Tawah, R. (2001),** « Pauvreté et répartition des revenus au Cameroun durant les Années 90 », cahier de recherche, N°01-06 du CREFA, département d'économie, Université de Laval, 167 pages.

**Fambon et al. (2003),** « Réformes économiques et pauvreté au Cameroun durant les années 80 et 90 ».Cahier de recherche N°01-06 du CREFA, Département d'économie, Université de Laval, Canada, 18 pages.

**Fambon et al. (2001)** « Pauvreté et répartition des revenus au Cameroun durant les années 1990 ». 16 pages.

**Feunou, K. (2007),** « Pauvreté monétaire et activités des femmes sur le marché du travail: Le rôle de la discrimination en genre au Cameroun », 89 pages.

**Foko, T. et al, (2007),** « Pauvreté et inégalités des conditions de vie au Cameroun : Une analyse micro multidimensionnelle »,58 pages.

**Foster, J.E., Greer, J., Thorbecke E. (1984).** “A class of decomposable poverty measures”. *Econometrica*, 52, Numéro 3, pages 761-767.

**Foster, J., and Shorrocks, A.F., (1988),** « Poverty Orderings », *Econometrica*, Volume 56, pages 173-177.

**Foster, J., and Shorrocks, A.F.**, (1990), « Poverty Indices and Decomposability », in *Measurement and Modelling in Economics*, G.D. Myles (Editor), Elsevier Science Publishers B.V. (North-Holland), Pages 109-129.

**Fusco, A. (2005)**, «La Contribution des Analyses Multidimensionnelles à la Compréhension et à la Mesure du Concept de Pauvreté : Application Empirique au Panel Communautaire des Ménages», thèse en français pour l'obtention du Doctorat en Sciences Economiques, Université de Nice– Sophia Antipolis, France.

**Institut National de la Statistique (INS), Cameroun, (2008)**, « Tendances, profil et déterminants de la pauvreté au Cameroun entre 2001 et 2007 » 108 pages

**Institut National de la Statistique, Cameroun, (2007)**, « Tendances, profil et déterminants de la pauvreté au Cameroun en 2007 », 108 pages.

**Institut National de la Statistique, Cameroun, (2002a)**, « Evolution de la pauvreté au Cameroun en 1996 et 2001 », 53 pages.

**Kamgnia, D.B. Douya, E., et Ongolo, Z.V. (Février, 2003)**, « Des stratégies de lutte contre la pauvreté au Cameroun : une analyse en équilibre général calculable », réseau Politiques Economiques et Pauvreté, 14 pages.

**Kolm, S. C. (1977)**, “Multi-dimensional Egalitarianism”. In: *Quarterly Journal of Economics*, Vol.91: pp.1-13.

**Lachaud, J. P. (1999)**, «Le différentiel spatial de pauvreté au Burkina Faso : capacité versus dépenses », in RASEG Presses universitaires de Yaoundé.vol 1, n° 2, 20pages.

**Lachaud, J.P. (2000)**, « Dépenses des ménages, développement humain et pauvreté au Burkina Faso : substitution ou complémentarité ? », Doc. Travail, CED, Université Montesquieu-Bordeau IV. 35 pages.

**Lelli S. (2000)**. “Factor Analysis vs. Fuzzy Sets Theory: Assessing the Influence of Different Techniques on Sen’s Functioning Approach”, *Discussion Paper Series DPS 01.21*, November 2001, Center for Economic Studies, Catholic University of Louvain.

**Maasoumi, E. (1986)**, “The measurement and Decomposition of Multi-dimensional Inequality”, *Econometrica*, Vol.54, N°4, pp. 991-997.

**Maasoumi, E. (1989)**, “Composite Indices of Income and other Development Indicators: A General Approach”, *Research on Economic Inequality*, Vol.1, pp.269-286.

**Maasoumi, E. et Nickelsburg, G. (1988)** “Multivariate Measures of Well-being and an Analysis of Inequality in the Michigan Data”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.6, pp.327-334.

**Manga Eteme et Epo Nga, (2007)**, «Pauvreté multidimensionnelle au Cameroun : Une alternative par l’Analyse en Composantes Principales », 18 pages.

**Mussard, S., Pi Alperin, M.N. (2005).** Multidimensional Decomposition of Poverty: a Fuzzy Set Approach; Paper presented at International Conference in Memory of Two Eminent Social Scientists: C. Gini and M. O. Lorenz: Their Impact in XX-th Century Development of Probability Statistics and Economics, Univesita Degli Studi de Siena.

**Mussard, S., Pi Alperin, M.N. (2006).** Théorie des ensembles flous et décomposition multidimensionnelle de la pauvreté : le cas du Sénégal. Cahier de recherche 05-03. Université de Sherbrooke.

**Ningaye, P. (2005),** « Diversité ethno-culturelle et différentiel de pauvreté multidimensionnelle au Cameroun », Poverty Monitoring Measurement and Analysis (PMMA) Network ,66 p.

**Ningaye, p., et Ndanyou, I. (2006),** multidimensional poverty in Cameroon: its determinants and spatial distribution, final report, AERC, Nairobi, Kenya. 60 pages.

**Njinkeu D., et E., Bamou, (1996),** « Trade and exchange rate policy, options for the CFA countries: Simulations with a CGE model for Cameroon ». Revised final report, AERC, 37 pages.

**Njong, M.A. (2007),** “multidimensional spatial poverty comparisons in Cameroon”, final report submitted to AERC Research workshop, Nairobi Kenya, December, 68 pages.

**Njong, M.A. (2008),** “Spatial and inter-temporal sources of multidimensional poverty trends in Cameroon, 1996-2001”, thesis, 157pages.

**Organisation Mondiale de la Santé (OMS, 1995),** « An evaluation of infant growth, the use and interpretation of anthropometry in infants », Bulletin of the world health organization, 73, pages 165-174.

**PNUD, (2007),** « Mesure de la pauvreté selon la méthode de degré de satisfaction des besoins essentiels : expérience du Niger », 214 pages.

**Ponty, N., (1998),** « Mesurer la pauvreté dans un pays en développement ». Economie et Statistique, N° 90-91, INSEE, Paris, Pages 53-67.

**Ram, R. (1982),** « Composite Indices of Physical Quality of Life, Basic Needs Fulfilment, and Income: A Principal Component Representation », Journal of Development Economics, vol.11, 227-48.

**Ravallion Martin (1998),** « Poverty lines in theory and practice, Leaving Standard Measurements Surveys (LSMS), Working paper 133 ». The World Bank, Washington, D.C.

**Ravallion Martin, (1996),** « Comparaisons de la pauvreté, concepts et méthodes ». Document de travail LSMS N°122, Banque mondiale, Washington D-C.

**Ravallion, M et G. Datt (1991),** « Growth and redistribution components of changes in poverty measures: a decomposition with application to Brazil and India in the 1980s, LSMS Working paper, N° 83, The World Bank.

**Rawls J. (1971)** “Theory of Justice”, Londres, Belknap Press, 239 pages.

**Robeyns, I. (2005)**, “Selecting capabilities for quality of life measurement”, Social Indicators Research, 74(1): pp.191-215.

**République du Cameroun, (2009)**, “Document de Stratégie pour la Croissance et l’Emploi”, 167 pages.

**Sen, A. (1993)**, “Internal Consistency of Choice”, Econometrica, Vol. 8, N°3, pp.495-521

**Sen, A. (1992)**, Inequality Re-examined, Harvard, Harvard University Press. P.66.

**Sen, A. (1983)** «Poor relatively speaking», Oxford Economic Papers, vol.35, n°2, p. 153-169.

**World Bank, (1995)**, “Cameroon, diversity, growth and poverty reduction”, Report N° 13167.

**World Bank, (2005)**, “Introduction to poverty analysis”, Washington, World Bank Institute, page 218.

**Zadeh, L.A. (1965)**, “Fuzzy Sets”, in Information and Control, Vol.8, pp. 338-353