

---

## I. Introduction

---

Selon le Conseil européen de décembre 1984, sont considérées comme pauvres les personnes dont les ressources (matérielles, culturelles et sociales) sont si faibles qu'elles sont exclues des modes de vie minimaux acceptables dans la société (Loisy, 2000). Selon Sen (1987), « la pauvreté n'est pas qu'une question de revenu. C'est aussi être exclu des grandes décisions qui touchent à sa propre vie et ne plus être représenté auprès des instances politiques locales ou nationales ». La pauvreté peut être perçue comme un manque de moyens empêchant les individus d'accéder à un « standard de niveau de vie minimum ». Deaton<sup>1</sup>(2010) fait remarquer que : « nous disposons aujourd'hui de mesures du développement économique plus nombreuses et plus précises que jamais. Avec le temps, les enquêtes auprès des ménages se sont multipliées. Celles-ci fournissent non seulement des données sur les revenus et les dépenses des ménages, mais aussi des mesures directes de la santé, liées en particulier à l'anthropométrie, à la mortalité infantile et juvénile ou aux niveaux subjectifs de bien-être et de vécu affectif. Pour la première fois, nous pouvons compiler des cartes mondiales reprenant les multiples composantes du bien-être humain ».

De cette manière, la dimension subjective est la visible préoccupation de la presque totalité de pays du globe à l'heure actuelle. Pour la République Démocratique du Congo, depuis 1999, elle s'est lancée dans un processus vaste et profond de réformes politiques, économiques et sociales (Ministère du Plan, 2005), notamment : l'accord de paix et de réconciliation nationale de 2002, l'allègement de la dette, l'élaboration du Document Stratégique de Croissance et de Réduction de la Pauvreté en 2006, etc.

Cependant, le pays reste marqué par une pauvreté de masse et de grandes disparités de niveaux de revenu entre milieu urbain et milieu rural. En effet, les résultats obtenus du DSCR en juillet 2006 montrent qu'au plan social, la situation actuelle est marquée par une pauvreté accrue : la proportion de personnes vivant en dessous du seuil de pauvreté (80 % en 2001 et 70,68 % en 2005), accusent davantage de disparités. De même, la qualité et l'accès aux services sociaux de base se sont dégradés. La précarité de la situation sociale est exacerbée par la prévalence élevée de la pandémie du VIH/SIDA, la destruction et le manque d'entretien des infrastructures sociales, l'existence d'un nombre élevé de sinistrés victimes des conflits (déplacés intérieurs et

---

<sup>1</sup> Angus Deaton est l'Américano-Britannique qui a remporté le prix Nobel d'économie 2015 pour ses recherches sur la consommation, en particulier celle des pauvres, étudiant par exemple la relation entre les revenus et le nombre de calories consommées. Ce professeur, né à Édimbourg en Écosse et qui travaille à l'université de Princeton aux États-Unis, a été primé "pour son analyse de la consommation, de la pauvreté et du bien-être".

réfugiés extérieurs) ainsi qu'un accroissement considérable du nombre d'orphelins et d'enfants de la rue (Ministère du Plan, 2006). Selon une autre étude en Mars 2009, la pauvreté est une réalité qui concerne plus de 71% de la population congolaise (PNUD, 2009).

La pauvreté est 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 des besoins fondamentaux : revenus, nutrition, alimentation, accès aux bénéfices des services sociaux de base, possession d'actifs, etc. (Kouglo et al, 2006).

De façon générale, la pauvreté correspond à une ou plusieurs situations jugées "inacceptables" ou "injustes" sur les plans économique et social (Asselin et al., 2000).

En République Démocratique du Congo, plusieurs études ont tenté d'aborder la question de la pauvreté, mais ces études ont beaucoup plus axé leur analyse sur l'approche unidimensionnelle de la pauvreté, c'est-à-dire la dimension monétaire du phénomène (c'est le cas avec Katshungu, 2001 ; Mpembele, 2003 ; Mullen et al., 2005 ; Nzita et al., 2008 ; Moumami, 2010 ; Kodila, 2010).

Les études sur la pauvreté multidimensionnelle sont récentes. En effet, elles ont été propulsées suite aux travaux de Sen dont la contribution fut l'amélioration de la définition ainsi que l'identification des populations vulnérables et indigentes. Ainsi, l'objectif des approches multidimensionnelles était de dépasser les limites des approches unidimensionnelles basées le plus souvent sur les ressources monétaires (le revenu ou la consommation). Il s'agit selon Sen, de mesurer directement le bien-être comme un phénomène multidimensionnel en observant les facultés des individus et des ménages, notamment leurs capacités de se définir une vie plus ou moins décente. Suite aux travaux de Sen, beaucoup d'études ont été menées pour appréhender le phénomène de pauvreté non plus seulement sous l'aspect monétaire mais en intégrant également l'aspect multidimensionnel.

Plusieurs approches sont donc utilisées pour appréhender le phénomène. L'approche la plus répandue est celle qui utilise la technique d'analyse factorielle pour le calcul d'un indicateur de bien-être. Cette approche a l'avantage de permettre un choix optimal des dimensions pertinentes de la pauvreté, tout en évitant la redondance de l'information (Asselin, 2002; Sahn et Stifel, 2000 ; Ki et al., 2004).

Ainsi, Touhami et Fouzia (2009) mesurent et analysent la pauvreté multidimensionnelle au Maroc dans la ville de Marrakech en construisant un indice composite de pauvreté à partir de plusieurs méthodes statistiques avancées, notamment l'analyse des correspondances multiples (ACM) et deux méthodes de classification (la classification ascendante hiérarchique (CAH) et une méthode de partition). Les résultats obtenus font ressortir une forte disparité, en termes de pauvreté non monétaire, entre les communes de la ville en 2004. Selon le cas étudié en détail, l'étendue entre la commune qui couvrirait le moins de pauvres (Gueliz) et celle qui abriterait le plus de plus de pauvres (Annakhil) est de 18,40 points de pourcentage. Ces résultats sont aussi largement différents en termes d'incidence de ceux obtenus par le Haut-commissariat au Plan à travers la carte de pauvreté basée sur une approche monétaire pour la même année (2004). C'est d'ailleurs cette technique que beaucoup d'auteurs utilisent et continuent d'utiliser pour analyser la pauvreté multidimensionnelle dans beaucoup de pays.

Ambapour (2006) a construit un indicateur composite de la pauvreté multidimensionnelle au Congo Brazzaville à partir des indicateurs non monétaires de bien-être, en utilisant une technique moderne de l'analyse des données, l'analyse des correspondances. L'étude a révélé que les ménages congolais ne sont pas concernés par le même type de pauvreté. Trois types de pauvreté non monétaire ont été décelés : une pauvreté du point de vue des infrastructures, une pauvreté traduisant la vulnérabilité de l'existence humaine et une pauvreté du point de vue du confort des ménages. Par ailleurs, l'incidence de la pauvreté avec une classification hiérarchique des ménages, correspond au poids de la classe pauvre de l'ordre de 70.67%.

Koloma (2008), en explorant l'aspect multidimensionnel de la pauvreté non monétaire au Mali a essayé de calculer un indice micro-multidimensionnel qui lui a permis d'estimer la pauvreté à 75,2% avec un fort différentiel de pauvreté non monétaire urbain-rural. Ce différentiel étant imputable à la dimension éducation. Par ailleurs, ce qui distingue cette étude des autres est l'accent mis sur le genre. Ainsi, l'étude donne un niveau de pauvreté selon le genre de 41,2% pour les hommes et de 63,8% pour les femmes en milieu urbain, et, respectivement, de 86,4% et 97,1% en milieu de rural. Finalement, il ressort de son analyse la nécessité de porter une attention particulière à la dimension éducation, notamment en faveur des zones rurales.

Sami et Lahga (2008), quant à eux, adoptent une démarche axiomatique pour comparer la pauvreté bidimensionnelle, incluant le revenu et l'éducation, en Afrique du Sud et en Égypte. Les principaux résultats sont : pour des seuils de pauvreté modérés, la pauvreté monétaire est plus importante en Afrique du Sud mais la pauvreté en termes de nombre d'années d'études est plus élevée en Égypte. Cette conclusion rend difficile l'établissement d'un classement ordinal cohérent des deux pays en termes de

pauvreté globale. Le recours à la théorie de dominance stochastique a confirmé cette difficulté. Il n'en demeure pas moins qu'un classement cohérent peut être obtenu si on accepte certaines limitations au niveau du choix des seuils de pauvreté et des modes d'agrégation des différentes dimensions du bien-être.

Osman et al. (2006) construisent un indice de richesse des ménages égyptiens combinant des indicateurs relatifs à la possession de différents actifs et aux caractéristiques socioéconomiques des ménages en utilisant l'analyse en composante principale. Cela leur a permis d'obtenir des indices composites de pauvreté qu'ils testent en utilisant les courbes ROC (Receiver Operating Characteristic) afin d'identifier la ligne de démarcation entre les pauvres et l'exclusion des non pauvres. Il faut remarquer que les auteurs précédents ont fait une analyse statique de la pauvreté.

Kouglo et al. (2007), par contre, font une analyse intertemporelle de la pauvreté multidimensionnelle et de l'inégalité basée sur l'indice de richesse au Togo entre 1988 et 1998. À partir d'une décomposition de l'indice de pauvreté, les auteurs montrent que la pauvreté est inégalement répartie sur le territoire national avec une forte intensité dans les zones rurales et dans les savanes. Leur résultat est bien en adéquation avec plusieurs autres études réalisées sur les pays africains. En effet, il s'est avéré que la pauvreté est beaucoup plus rurale qu'urbaine si l'on tient compte de l'aspect multidimensionnel du phénomène.

Les causes de la pauvreté étant multiformes et diverses, il est reconnu aujourd'hui que la recherche de la croissance basée uniquement sur l'accroissement des revenus ne sauraient résoudre efficacement et durablement le problème de la pauvreté et assurer aux populations un développement humain durable. En effet, des nombreuses politiques de développement économique et social mises en œuvre dans le cadre de lutte contre la pauvreté ont montré leurs limites étant donné la complexité du phénomène de pauvreté à savoir qu'elle n'est seulement pas d'ordre monétaire mais elle est multidimensionnelle. Malheureusement, malgré que très peu de travaux, notamment ceux réalisés par le FMI(2013), le PNUD(2009) et la BAD(2010), ont permis d'apprécier le phénomène de pauvreté en R.D.C en recourant à l'approche monétaire caractérisée d'unidimensionnelle, il n'existe pas assez de travaux ayant porté sur l'évaluation de la pauvreté multidimensionnelle. Marivoet et Keje (2011) ont fait une analyse multidimensionnelle de la pauvreté en R.D.C. Leur étude a porté sur l'approfondissement du profilage géographique de la pauvreté en R.D.C et a montré que les ménages dans le milieu urbain disposent d'un ensemble des avoirs plus important, de telle sorte qu'ils sont moins vulnérables aux chocs et plus capables de poursuivre une meilleure vie que leurs homologues ruraux.

Notre étude, cependant, se propose donc d'effectuer une analyse comparative du phénomène de pauvreté multidimensionnelle dans le temps, c'est -à-dire elle essaie de voir s'il y a eu ou non aggravation de l'état de pauvreté. En se fixant l'objectif de décrire et d'analyser l'ampleur et l'évolution des phénomènes de pauvreté multidimensionnelle au cours de cette dernière décennie en R.D.C, la présente recherche répond à deux questions principales. La question de la mesure et de l'analyse de l'incidence de la pauvreté selon le milieu de résidence et/ou la région économique ; et celle de la détérioration du bien-être de la population au cours de la dernière décennie.

---

## II. Outils de mesure de la Pauvreté et Méthodologie de l'étude

---

La revue de la littérature permet de distinguer deux sortes d'outils de mesure de la pauvreté multidimensionnelle, à savoir : les indicateurs<sup>2</sup> composites de niveau de vie et les indices composites de la pauvreté.

### II. 1- L'indicateur composite de Pauvreté

Dans le cas de l'indicateur composite de pauvreté, on distingue deux principales approches : l'approche d'entropie et l'approche d'inertie. L'approche d'entropie est issue de la mécanique dynamique et l'approche d'inertie tire son origine du champ de la mécanique statique. A côté de ces deux approches, il sied d'ajouter l'approche par la théorie des ensembles flous.

#### II. 1- 1 La théorie de l'information : les mesures d'entropie

Cette théorie, originellement développée dans le domaine des sciences de la communication<sup>3</sup>, a été adaptée par Theil (1967) à l'économie. Maasoumi (1993) et Deutsch et Silber (2005) en exposent les principes de base. Soit  $P_i = \text{prob}(x = x_i)$ ,  $i = 1; \dots; n$  la probabilité que le résultat d'une expérience soit  $x_i$  avec  $0 \leq p_i \leq 1$ . On suppose alors une fonction  $g(p_i)$  qui capte l'information générée par l'expérience comme une fonction de probabilité. Lorsque la probabilité a priori d'un évènement est élevée, on s'attend moins à une modification des attentes par les résultats de l'expérience. Par exemple, si  $P_k = 1$  pour un  $k$  donné et  $P_j = 0$  pour les autres  $j \neq k$ , alors la réalisation d'un évènement  $X_k$  ne contient aucune information. Ainsi, on pose  $g(\cdot)$  est une fonction décroissante  $g(1) = 1$  et  $g(0)$  tend vers l'infini.

L'information anticipée d'une expérience est finalement définie par :

$$H(P) = \sum_{i=1}^n P_i g(P_i) \geq 0, P = (P_1, \dots, P_n) \quad (\text{II. 1})$$

---

<sup>2</sup> Un indicateur composite de niveau de vie est défini pour chaque unité d'une population donnée et représente la valeur agrégée de plusieurs indices de niveau de vie mesuré sur une population donnée.

<sup>3</sup> Cette approche est issue de la mécanique dynamique. Elle est beaucoup exploitée dans la théorie statistique de l'information.

Maassoumi (1993) définit l'entropie comme la mesure de l'incertitude ou de la volatilité associée à une variable aléatoire. Lorsque  $g(P_i) = -\log(P_i)$ ,  $H(P)$  est connu comme étant l'entropie de Shannon. Dans ce cas, pour un événement sûr, par exemple  $P = (0, 1, 0, \dots, 0)$ , on a  $H(P) = 0$  alors que  $H(P) = \max. H(P) = \log n$  pour des événements équiprobables où  $P_i = 1/n$  pour tout  $i$ . on a alors  $0 \leq H(P) \leq \log n$ . On définit alors des mesures pour capter les divergences entre distributions. Soit une distribution a priori  $P = (P_1, \dots, P_n)$  et en supposant que l'on recoit une information de nature à modifier cette distribution en une distribution a posteriori  $Q = (Q_1, \dots, Q_n)$ , la mesure de divergence  $D(P, Q)$  entre les deux distributions est donnée par :

$$D(Q, P) = \sum_{i=1}^n Q_i \log \frac{Q_i}{P_i} \quad (\text{II. 2})$$

Maasoumi (1986) propose une classe alternative de mesures basée sur la famille de l'entropie généralisée :

$$GE_\gamma(Q, P) = \frac{1}{\gamma(\gamma + 1)} \sum_{i=1}^n Q_i \left[ \left( \frac{Q_i}{P_i} \right)^\gamma - 1 \right], \text{ avec } \gamma \neq 0, -1 \quad (\text{II. 3})$$

L'adaptation d'une telle théorie aux mesures de pauvreté multidimensionnelle repose sur la procédure suivante : supposons qu'on dispose de  $n$  individus indicés par  $i$ , avec  $i = 1, \dots, n$  et de  $m$  attributs de bien-être indicés par  $j$ , avec  $j = 1, \dots, m$ ,  $x_{ij}$  représente alors la valeur d'un attribut  $j$  pour l'individu  $i$ . La première étape consiste à agréger le vecteur d'attributs  $(x_{i1}, \dots, x_{im})$  de l'individu  $i$  en une valeur unique  $x_{ic}$ . L'idée suggérée par Maasoumi (1986) et Maasoumi et Nickelsburg (1988) est de trouver un vecteur  $x_c = (x_{1c}, \dots, x_{nc})$  qui reflète le plus possible le niveau de bien-être procuré à chaque individu par l'ensemble de ses attributs. Il s'agit dans ce cas de minimiser la fonction d'entropie généralisée suivante :

$$(Q, P) = \frac{1}{\gamma(\gamma + 1)} \sum_{i=1}^n \alpha_j \left\{ \left[ \left( \frac{x_{ic}}{x_{ij}} \right)^\gamma - 1 \right] \right\}, \text{ avec } \gamma \neq 0, -1 \quad (\text{II. 4})$$

avec  $\alpha_j$  le poids de l'attribut  $j$ .

La solution du cas général ( $\gamma \neq 0, -1$ ) de cette minimisation est donnée par :

$$x_{ic} \alpha \left[ \sum_{j=1}^m \delta_j (x_{ij})^{-\gamma} \right]^{-\frac{1}{\gamma}} \text{ avec } \delta_j = \frac{\alpha_j}{\sum_{j=1}^m \alpha_j} \quad (\text{II. 5})$$

L'étape suivante consiste à identifier les critères de définition de la pauvreté. Pour Asselin (2002), cette démarche souffre d'un problème d'indétermination lié à la nature paramétrique des mesures proposées. De plus, il existe le problème de détermination des poids des attributs dans un sens moins arbitraire. Les méthodes d'inertie apportent une piste de solutions à cette seconde préoccupation.

## II. 1- 2 Aperçu de l'approche d'inertie

Cette approche basée sur les techniques de construction d'échelle multidimensionnelle (MDS) et les Analyses Multivariées (MAV) propose des méthodologies permettant d'éliminer autant que possible l'arbitraire dans le calcul d'un indicateur composite. On retrouve chez Meulman (1992), Volle (1993) et Ram (1982) une approche complète de l'approche d'inertie.

Les analyses multivariées, connues aussi sous le nom d'analyses factorielles ou multicritères, sont des techniques permettant de représenter un nuage de points ou un champ de vecteur situé dans un espace de dimension  $m$  ( $m > 2$ ) dans un espace de dimension inférieure, égale à  $p$  ( $p < m$ ). En général,  $p$  est une droite ou un plan. Elles permettent de visualiser les relations entre

plusieurs variables et de résumer ainsi l'information apportée par l'ensemble de ces variables. Leur application a été rendue possible grâce au développement de l'informatique.

Considérons un tableau de mesure décrivant  $N$  individus à l'aide de  $J$  variables. Dans ce tableau, chaque individu  $i$  ( $i=1$  à  $N$ ) est décrit par une ligne de  $J$  coordonnées et il peut être représenté par un point dans un espace à  $J$  dimensions. De même, chaque variable  $j$  ( $j=1$  à  $J$ ) est décrite par une colonne de  $N$  coordonnées et elle peut être représentée dans un espace à  $N$  dimensions. Dans l'espace des variables (espace de dimension  $J$  dans lequel sont représentés les individus), les individus forment autour d'un centroïde un nuage de points selon la métrique utilisée, correspondant à l'inertie totale du nuage de point.

Les interrelations entre les différentes variables et les différents individus dans ces espaces de dimension  $N$  et  $J$  ne sont pas directement appréhendables si  $N$  et  $J$  sont supérieurs à 3. Il faut donc faire des projections dans un sous-espace optimal de dimension inférieure tout en minimisant la perte d'inertie du nuage source et en ne conservant que l'essentiel de l'information. L'inertie correspond à l'étalement du nuage de points dans l'espace de projection.

Plus cette inertie est élevée, plus le nuage source est produit correctement et plus les relations entre les différentes variables sont visibles. La maximisation de l'inertie conduit à la recherche de vecteurs propres (vecteurs directeurs du sous-espace optimal) de la matrice des données, associés aux premières valeurs propres (les valeurs propres de la matrice des données mesurent l'inertie du nuage de points protégés). Les objectifs recherchés en relation avec le type de données (variables continues et variables nominales), conduisent à plusieurs techniques d'analyses factorielles : l'Analyse en Composantes Principales (ACP), l'Analyse des Correspondances Multiples (ACM cas d'ACG). En analyses factorielles, les deux grandes techniques de base sont ACP et ACG. L'ACP utilise la métrique euclidienne avec des variables quantitatives, ces variables sont normalisées si elles n'ont pas les mêmes unités de mesure. Elle s'intéresse aux corrélations entre variables deux à deux et tente de dégager une vision commune de l'ensemble des variables sous forme de combinaison linéaire non redondante appelée facteur. Quant à l'ACG, elle considère deux groupes de variables et analyse les corrélations entre les variables de deux groupes. Elle utilise la métrique de Mahalanobis et cherche un sous-ensemble de variables à corrélation maximale.

L'Analyse des Correspondances Multiples est un cas particulier de l'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. Ici la métrique utilisée

est celle de Mahalanobis. Il est nécessaire de normaliser les variables car elles sont toutes codifiées en 0 ou 1. Ce processus de codification binaire est une technique très ancienne reconnue dans tout processus de recherche informationnelle. De plus, il permet d'éliminer la linéarité observée dans le cas de l'ACP ou de l'ACG. Cette présentation des variables a un avantage très particulier par rapport à l'ACP qui exige aux variables d'être quantitatives. En ACM, on peut inclure aussi bien des variables qualitatives ainsi que les variables quantitatives sous leur forme catégorielle obtenue par redéfinition des modalités (recodage).

La technique ACM, méthodologie retenue dans cette étude, est celle qui est plus adaptée si les indicateurs primaires de la pauvreté peuvent être codifiés sous forme binaire. On obtient alors une base de données multidimensionnelle où tous les indicateurs primaires sont codifiés en 0 ou 1. Avec K indicateurs et n individus, chaque unité de la population peut être représentée par un vecteur-ligne de dimension (1, K). De même, chaque indicateur catégoriel peut être représenté par un vecteur-colonne de dimension (n, 1). Les relations entre les variables et/ou individus ne sont pas directement appréhendables dans cet espace de dimension (n, K). Comme toutes les autres techniques d'analyses factorielles, l'ACM recherche un sous-espace optimal dans lequel on peut dépister les liaisons (non linéaires) entre indicateurs, entre individus ou entre indicateurs et individus. Le processus de recherche du sous-espace optimal passe par la maximisation de l'inertie du nuage de points. Ce qui conduit à la recherche de vecteurs propres de la matrice des données associés aux premières valeurs propres qui mesurent l'inertie du nuage de points projetés. Le premier vecteur propre associé à la première valeur propre (la valeur propre la plus élevée) aussi appelé le premier axe factoriel a un sens particulier. C'est l'axe en direction duquel l'étalement du nuage de points est maximal. Sur le premier axe issu de la projection du nuage de variables, chaque indicateur catégoriel a une coordonnée factorielle encore appelée score. Ce score est synonyme de l'importance de l'indicateur sur le premier axe factoriel. Le poids recherché dans la forme fonctionnelle de l'indicateur composite à ce score normalisé (rapport entre le score et la valeur propre).

## **II. 2- Méthodologie retenue**

Cette recherche utilise une méthode essentiellement analytique basée sur l'Analyse des Correspondances Multiples, en sigle ACM, appliquée sur les périodes avant et après 2005 (et avant 2012) de la base 1-2-3. Cette analyse nous permettra d'agréger les différentes dimensions de la pauvreté non monétaire en vue de construire un indicateur composite de pauvreté. En effet, en

retenant l'approche non monétaire de la pauvreté basée sur les besoins fondamentaux ou vitaux, la présente étude conceptualise le bien-être dans l'espace des accomplissements en opposition à l'approche monétaire.

Ensuite, en vue de déterminer les facteurs explicatifs de la pauvreté des ménages, la modélisation par la méthode Logit sera utilisée.

En fait, l'analyse factorielle des correspondances (AFC) et son extension, l'analyse des correspondances multiples (ACM), sont des outils d'analyse des relations s'établissant entre deux ou plusieurs variables qualitatives sans leur attribuer les rôles de dépendantes et d'indépendantes comme dans les analyses de régression (Costa et Stroobant, 2013).

Comme pour l'ACP, l'hypothèse à la base des analyses factorielles (aussi appelées analyses dimensionnelles) est que, si plusieurs variables sont associées entre-elles, cela est dû à une ou plusieurs dimensions ou facteurs sous-jacents qui leur sont communs.

L'objectif de l'analyse de correspondance multiple, également connue sous le nom d'analyse d'homogénéité, est de rechercher les quantifications optimales dans la mesure où les modalités sont le plus possible séparées les unes des autres. Les objets de la même modalité doivent donc être représentés proches les uns des autres et les objets de modalités différentes doivent être représentés aussi éloignés que possible. Le terme « homogénéité » fait également référence au fait que l'analyse est d'autant plus réussie que les variables sont homogènes, c'est-à-dire lorsqu'elles partitionnent les objets en classes ayant les mêmes modalités ou des modalités similaires (Meulman et Heiser, 2011).

Dans cette optique, la présente section essaie de présenter la méthodologie en ACM.

## **II. 2. 1- Sélection des variables initiales**

L'identification des dimensions part toujours d'un choix de variables. Ainsi, la méthodologie développée pour atteindre les objectifs de cette étude consiste à utiliser une technique permettant d'agréger les différentes dimensions de la pauvreté non monétaire en vue de construire un indicateur composite de pauvreté. En effet, en retenant l'approche non monétaire de la pauvreté basée sur les besoins fondamentaux ou vitaux, la présente étude conceptualise le bien-être dans l'espace des

accomplissements en opposition à l'approche monétaire. Dans cette perspective, nous prenons en compte les principaux domaines et/ou dimensions repris dans le tableau 2.1.

A côté de ces dimensions, reprises dans le tableau ci-dessous, qui permettent d'exécuter notre ACM, nous retiendrons d'autres variables (sexe du chef de ménage, sa religion, son niveau d'instruction, situation matrimoniale, etc.) qui vont nous servir à faire tourner notre modèle LOGIT.

En outre, le profilage géographique de la pauvreté sera réalisé en considérant d'un côté le milieu de résidence (urbain ou rural) et de l'autre la région économique (provinces).

**Tableau II. 1 : Description des Variables relatives aux Dimensions non monétaires**

Dimensions et Variables retenues	Nombre de Modalités
<p><b>Eléments du confort, d'équipement et autres actifs</b></p> <p>Micro-ordinateur Fer à repasser Réchaud Ventilateur Garde-robe Congélateur Lit/matelas Cuisinière Réfrigérateur Table Chaise</p>	22
<p><b>Communication et transport</b></p> <p>Appareil TV Radio Téléphone portable Voiture privée Bicyclette Cyclomoteur/vélomoteur</p>	12
<p><b>Energie</b></p> <p>Connexion avec l'électricité Energie pour la cuisine Mode d'éclairage</p>	16
<p><b>Habitat et assainissement</b></p> <p>Type d'habitat Matériaux des murs Nature du sol Nature du toit</p>	29
<p><b>Source d'eau</b></p> <p>Approvisionnement en eau</p>	11

Soit 5 dimensions retenues, 25 variables et un total de 90 Modalités.

Source: Construit par l'auteur à partir de Enquête 1-2-3, 2012

## **II. 2- 2 Construction de l'Indicateur Composite de Pauvreté (ICP)**

Nous avons dit un peu plus haut que parmi les approches méthodologiques d'agrégation identifiées dans la littérature, nous pouvons citer principalement l'approche d'entropie et l'approche d'inertie. Et si la première approche est issue de la mécanique dynamique, la seconde découle de la mécanique statique. C'est cette dernière qui est principalement basée sur les techniques d'analyse multidimensionnelle dite encore analyse factorielle. L'approche d'inertie fait recours aux principales techniques que sont : l'analyse en composante principale (ACP), l'analyse canonique généralisée (ACG) et l'analyse des correspondances multiples (ACM). Ainsi, l'approche d'inertie repose sur une méthodologie permettant de construire un indicateur composite avec le moins d'arbitraire possible dans la définition de la forme fonctionnelle. Elle permet aussi de faire un choix optimal des dimensions pertinentes de la pauvreté tout en évitant la redondance de l'information. La technique d'analyse factorielle retenue pour l'étude est celle de l'analyse en correspondance multiple (ACM) étant donné que les indicateurs initiaux de la pauvreté tels que collectés auprès des ménages sont sous forme qualitative et peuvent être codifiés sous forme binaire.

Par l'ACM, l'étude dispose de critères pour sélectionner les variables pertinentes qui vont servir à la consistance de l'ICP. Le Principal critère généralement utilisé et retenu dans cette étude est celui de Consistance Ordinale sur le Premier Axe factoriel, en sigle COPA, qui décrit nettement une situation de bien-être.

Les variables qui ont la propriété COPA obéissent à la règle selon laquelle le bien-être se détériore en passant d'une situation de richesse à une situation de pauvreté tout au long du premier axe. Pour les variables dichotomiques, la propriété COPA signifie tout simplement que la modalité décrivant une situation de bien-être se trouve du côté des riches sur le premier axe et celle décrivant la situation de pauvreté se trouve du côté des pauvres. Les autres critères de second ordre concernent les mesures de discriminations, l'étalement sur le premier axe, la fréquence élevée de non-réponse et les fréquences très faibles de certaines modalités. Au cas où certaines variables se trouvent être rejetées suite au critère COPA, elles peuvent être récupérées ou reconsidérées en procédant à de nouveaux regroupements des modalités.

### **II. 2. 3- Forme fonctionnelle de l'indicateur composite de pauvreté**

Il s'agit de définir un indicateur composite pour chaque unité d'une population donnée. La forme fonctionnelle de l'indicateur composite est tout simplement la moyenne des poids des catégories qui est lui-même la moyenne des scores normalisés. Si  $m$

désigne l'indice d'un ménage donné et  $C_m$  sa valeur pour l'indicateur composite ;  $C_m$ , la forme fonctionnelle de l'indicateur, tel que définie par Asselin (2002) est :

$$C_m = \frac{\sum_{k=1}^K \sum_{jk=1}^{Jk} W_{jk}^k I_{jk}^k}{K} \quad (\text{II. 6})$$

Où

K= nombre d'indicateurs catégoriels ;

Jk= nombre de catégories de l'indicateur k ;

W= poids (score de premier axe normalisé) de la catégorie Jk ;

I= variable binaire, prenant la valeur 1 lorsque l'unité a la catégorie Jk.

#### II. 2. 4- Techniques de mesure ou d'estimation de l'indice de pauvreté

Avec l'indicateur composite  $C_i$  calculé, il est alors possible de calculer les indices de pauvreté standard, une fois qu'il a été déterminé un seuil de pauvreté. Pour cette détermination, et pour des raisons de robustesse, nous considérons d'une part, l'approche de seuil relatif et d'autre part, l'approche de seuil absolu. A l'instar de Sahn et Stifel (2000) et Booysen et al. (2004), dans le cadre de l'approche de pauvreté relative, deux seuils de pauvreté sont définis. Le premier seuil est fixé pour chaque année au 25ème percentile de la distribution de richesse tandis que le second seuil est fixé au 40ème percentile. Cette approche de détermination du seuil est justifiée par son application sur deux bases de données d'années différentes en supposant que les poids sont constants d'une année à une autre. Toutefois, l'application de cette approche tend à sous-estimer le seuil de pauvreté lorsque le niveau de vie de la population est généralement faible.

Une seconde approche de détermination du seuil de pauvreté est celle qui consiste à considérer un seuil absolu de pauvreté. Cette approche fait recours à un ménage de référence non pauvre à qui on attribue certains traits caractéristiques en termes de possession d'actifs non monétaires. La moyenne des poids relatifs aux modalités de ces caractéristiques va constituer un seuil appelé **S1**. On calcule ensuite pour chaque individu un indicateur composite (**ICP1**) en considérant les poids des modalités retenues pour l'individu de référence. De même, on calcule un autre indicateur composite (**ICP2**) à partir des poids des autres

modalités non précédemment retenues. Le seuil **S2** va être la moyenne des **ICP2** pour tout **ICP1** inférieur à **S2**. Le seuil absolu se calcule comme **S= S1+S2**.

Autrement dit et au niveau géographique approprié, on a :

$$Z = \frac{\text{MaxP} + \text{MinNP}}{2} \quad (\text{II. 7})$$

avec Z le seuil de pauvreté multidimensionnelle, MaxP la valeur maximale de l'ICP\* dans le groupe des « ménages pauvres » et MinNP la valeur minimale de l'ICP\* dans le groupe des ménages non pauvres.

Une fois que le seuil de pauvreté a été défini et après translation<sup>4</sup> qui rend positif l'indicateur composite, on calcule les indices de pauvreté. Parmi les différentes mesures de pauvreté sur la base des indices, la présente étude choisit la mesure proposée par Foster-Greer-Thorbecke (1984), dit Indice FGT. Ce choix est guidé par le fait que cet indice possède plusieurs propriétés dont celle d'être décomposable ; ce qui permet de comparer le niveau de pauvreté entre des groupes spécifiques de ménages (ménages ruraux, ménages urbains). L'indice FGT peut être calculé suivant la formulation ci-après :

$$P(\alpha, z) = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^H \left( \frac{G_h}{Z} \right)^\alpha \quad \text{avec } \alpha \geq 0 \quad (\text{II. 8})$$

---

<sup>4</sup> La valeur de l'ICP déduite d'une ACM peut-être négative (cas des ménages les plus pauvres selon l'approche multidimensionnelle). Cependant, pour pouvoir utiliser les mesures usuelles en matière de pauvreté, nous allons déduire un ICP\*, qui est une simple translation de l'ICP de base.

Ainsi pour chaque ménage, la valeur de l'ICP\* est égale à celle de l'ICP augmentée de la valeur absolue de la plus faible valeur négative de l'ICP de base. En procédant ainsi nous obtenons un ICP\* dont toutes les valeurs sont positives par construction. L'ordre du niveau de bien-être des ménages restant bien sûr inchangé entre l'ICP et l'ICP\*. Un ICP\* dont la valeur est nulle reflète un état de pauvreté plus élevé tandis qu'un ICP\* dont la valeur s'éloigne de 0 en sens positif exprime l'état inverse.

où  $\alpha$  est une mesure de la sensibilité de l'indice de pauvreté,  $z$  est le seuil de pauvreté,  $G_j$  est l'écart de pauvreté de l'individu  $j$  c'est-à-dire  $G_j = z - ICP_j^*$ .

Pour faire bref,  $N$  est le nombre de ménages dans l'espace géographique considéré,  $z$  le seuil de pauvreté multidimensionnelle associé sur l'axe  $ICP^*$  et  $\alpha \geq 0$  est un coefficient d'aversion à la pauvreté multidimensionnelle pouvant prendre l'une des valeurs 0, 1 ou 2. Il s'agit alors de l'indice numérique, de l'indice de profondeur ou encore de l'indice de sévérité de la pauvreté multidimensionnelle.

Les principales questions auxquelles on peut être soumis lorsque l'on parle de la pauvreté sont : le nombre de pauvres, la profondeur de la pauvreté observée (mesurée par la valeur per capita des ressources nécessaires pour éliminer la pauvreté) et la sévérité (gravité) de la pauvreté. Quelques indices sont utilisés dans la littérature pour tenter de répondre à ces interrogations, il s'agit des indicateurs tels que :

- ✚ L'indice FGT (0)<sup>5</sup> ou indice numérique pour dénombrer les pauvretés ;
- ✚ L'indice FGT (1) ou écart moyen de pauvreté, qui donne une estimation de la quantité moyenne de ressources nécessaires pour éliminer la pauvreté ;
- ✚ L'indice FGT (2), qui tient compte de l'inégalité de la distribution des dépenses de consommation des pauvres ;
- ✚ Le coefficient de contribution d'un groupe ou d'une région à la pauvreté nationale par la décomposition des outils mentionnés plus haut.

L'analyse par l'indice FGT peut être renforcée par l'utilisation des courbes FGT, ce qui permet de traiter de la dominance en pauvreté des distributions des  $ICP$  les unes par rapport aux autres. Ainsi donc, les courbes FGT(0) permettent d'étudier la dominance stochastique de premier ordre, c'est-à-dire de constater que la proportion de pauvres dans une distribution A est robustement ou non plus élevée que celle dans la distribution B pour tout seuil de pauvreté n'excédant pas un seuil  $z$  donné. Les courbes FGT(1) amènent à constater ou non que l'écart de pauvreté dans la distribution A est robustement plus élevée que dans la distribution B (dominance stochastique de second ordre selon l'approche primale). Il s'agit là de la dominance

---

<sup>5</sup> FGT (0) indique la valeur de FGT lorsque  $\alpha=0$  et ainsi de suite.

stochastique de second ordre que l'on peut observer aussi avec les courbes CPG (écart cumulé de pauvreté). Enfin, les courbes FGT(2) permettent de se prononcer sur la sévérité de la pauvreté d'une distribution par rapport à une autre (Kouglo, 2006).

## **II. 2 - 5 Modélisation économétrique**

L'analyse empirique des facteurs explicatifs de la pauvreté des ménages sera faite dans l'objectif de voir les caractéristiques des ménages qui expliquent leur état de pauvreté. L'idée est de caractériser ces ménages au travers des facteurs comme le niveau d'instruction du chef de ménage, sa situation actuelle, son sexe, son statut matrimonial, sa religion, etc. Autrement dit, il s'agira de voir si un ménage dont le chef a un niveau universitaire a plus de chance d'être pauvre qu'un ménage dont le chef a un niveau secondaire ou primaire.

Cette analyse empirique des facteurs explicatifs de la pauvreté est faite à partir d'une estimation économétrique à l'aide du modèle *Logit* simple. Comme nous l'avons déjà signalé, le choix de ce modèle est fondé sur le fait qu'il facilite l'interprétation des résultats. La variable dépendante de notre modèle sera constituée des scores pondérés de l'ensemble des dimensions pour chaque ménage.

Ici, il s'agit de raisonner en termes de ménages plus pauvres/moins pauvres. Puisque les ménages ont été distribués sur un continuum de bien-être compris entre 0 et 1.

---

### **III. Données utilisées et analyses préliminaires**

---

#### **III. 1- Données**

Les données nécessaires à la réalisation de cette étude sont celles d'enquêtes collectées dans le pays. Il s'agit de l'Enquête 1-2-3. Une de forces majeures de ces études est la standardisation de certaines sections de l'étude permettant une comparaison sur des questions spécifiques. Etant donné le centre d'intérêt de l'étude sur les tendances du niveau de pauvreté non monétaire dans le temps, les deux récentes Enquêtes 1-2-3 effectuées sur la R.D.Congo ont été retenues. Il s'agit en particulier de celles de 2005 et de 2012.

Concrètement, il s'agit d'une enquête à trois phases, c'est-à-dire elle est un ensemble de trois enquêtes emboîtées, à savoir : une enquête sur l'emploi, le chômage et les conditions d'activité et de vie de la population (Phase I), une autre sur le secteur informel (Phase II) et une troisième sur la consommation des ménages (Phase III). L'enquête Emploi est une enquête statistique auprès des ménages de l'ensemble du pays qui collecte des informations sur l'offre de travail et le mode d'insertion des individus sur le marché du travail. La phase III de l'enquête 1-2-3 est une enquête sur la consommation et les conditions de vie des ménages. Elle procède de la méthode des enquêtes dites à plusieurs passages.

Poursuivant l'objectif de fournir les données quantitatives qui concourent à une meilleure connaissance des conditions de vie de la population en vue d'en tenir compte dans le processus de planification du pays, l'enquête 1-2-3 de 2005 comme celle de 2012 a couvert tout le territoire national et tous les ménages ordinaires résidant sur l'ensemble du territoire à l'exclusion des membres des ménages du corps diplomatique. Le ménage est à la fois, une unité de sondage et l'unité de collecte (ou d'observation). Les observations sur l'habitat, les équipements du logement, les dépenses indivisibles du ménage ont porté sur l'unité de collecte « ménage » tandis que les caractéristiques sociodémographiques, les dépenses individuelles, les activités économiques, les revenus etc. ont été collectés auprès de l'individu.

De ce fait, le territoire national a été découpé en 11 strates, l'enquête pouvant être réalisée indépendamment dans une quelconque de ces strates. Il s'agit des 11 provinces du pays. Les parties urbaines des provinces sont constituées des villes

statutaires et des cités tandis que l'ensemble des villages forme le milieu rural de la RDC. Chaque ville statutaire, l'ensemble des cités et chaque district rural sont des sous strates de l'univers.

Afin de disposer d'un échantillon aléatoire stratifié représentatif à plusieurs degrés, la taille globale de l'échantillon a été répartie entre strates. En milieu urbain des provinces (villes et cités), hors Kinshasa, au premier degré, il a été tiré dans chaque province toutes les villes statutaires et deux cités, à probabilités proportionnelles à la taille de la population des cités. Quatre quartiers de chacune de ces villes ou cités ont été tirés au second degré à probabilités proportionnelles à la taille en population des quartiers. Au troisième degré, un tirage systématique de 30 ménages à probabilités égales a été effectué dans chaque quartier échantillon après avoir dénombré tous ses ménages.

En milieu rural des provinces, il a été tiré, au premier degré, deux secteurs par district à probabilités proportionnelles à la taille en population des secteurs. Au deuxième degré, dans les secteurs échantillons, on a procédé au tirage des villages à probabilités proportionnelles à la taille en population.

Ensuite, les ménages ont été dénombrés dans chaque village échantillon. Au troisième degré, il a été procédé au tirage systématique de 15 ménages à probabilités égales dans chaque village ainsi tiré et dénombré.

Le plan d'échantillonnage ci-dessus a permis d'obtenir un échantillon représentatif pour chacune des provinces avec un minimum de 1.000 ménages pour chacune d'elles. Tenant compte de la charge de travail d'une équipe d'enquêteurs, on a obtenu un échantillon de 13 688 ménages pour l'ensemble du pays pour la phase I et 12 098 ménages pour la phase III.

### **III. 2- Analyses Préliminaires**

Comme nous l'avons dit un peu plus loin, l'analyse factorielle des correspondances (AFC) et son extension l'Analyse des Correspondances Multiples (ACM) sont des outils d'analyse des relations s'établissant entre deux ou plusieurs variables qualitatives sans leur attribuer les rôles de dépendante et d'indépendante(s) comme dans les analyses de régression. Comme pour l'ACP, l'hypothèse à la base des analyses factorielles est que, si plusieurs variables sont associées entre elles, cela est dû à une ou plusieurs dimension(s) ou facteur(s) sous-jacents qui leur sont communs.

Dans la présente étude, une ACM a été réalisée sur 25 variables actives issues de de la base de données de l'enquête 1-2-3, totalisant 90 modalités comme nous l'avons dit ci-dessus. Outre ces variables, les variables, « milieu de résidence » et « région économique », ont été utilisées comme variables illustratives, c'est-à-dire elles ne contribuent donc pas à la construction des dimensions, mais seront projetées sur les Plans Factoriels.

Quant au nombre de dimensions, le nombre maximal de facteurs que peut extraire une ACM est égal au nombre de modalités (M) moins le nombre de variables (V), soit dans ce cas-ci 90-25, ce qui donne 65. Ce nombre est bien entendu trop important et le souci de synthétiser cet espace multidimensionnel de façon optimale conduit à retenir les facteurs les plus performants, statistiquement parlant, en termes de synthèse de l'information et ceux qui ont du sens par rapport à l'espace variables initial.

Le problème à résoudre concerne les variables à retenir. Plusieurs critères peuvent ainsi être utilisés pour contourner ce problème. L'inertie totale du nuage de points peut être utilisée. Cette inertie dépend du nombre total de modalités (M) et du nombre total de variables (V), et est trouvée comme suit :

$$I = \frac{(M - V)}{V}$$

Dans le cas sous examen, nous avons :

$$I = \frac{(90 - 25)}{25} = 2,6 \approx 3$$

La règle est ainsi simple, « on retient en général les variables ayant une valeur propre supérieure à 1 ou encore une inertie supérieure à  $1/V$ , soit une inertie supérieure à l'inertie moyenne d'une variable active. Dans ce cas-ci, cette valeur-seuil s'établit à  $1/25$ , soit 0,04.

Dans le cadre de cette étude, on comparera la moyenne de deux dimensions retenues à 1. Si cette moyenne est supérieure à 1, la variable sera retenue et sinon, la variable sera supprimée lors de la projection sur le deuxième Plan Factoriel.

L'étude se propose d'adapter le programme méthodologique de Dagum<sup>6</sup> et Costa (2004) basée sur les ensembles flous au cas d'une analyse des correspondances multiples, complétée par les méthodes de décomposition introduites par Mussard et Alperin (2005). Elle développe un modèle multidimensionnel de pauvreté introduisant une statique comparative de la pauvreté mettant en exergue les dimensions caractéristiques liées au logement (Type d'habitat, Matériaux des murs des logements, Nature du sol, Type des toilettes ou Aisance, Nature des toitures, Énergie utilisée pour la cuisson et l'éclairage, Mode d'évacuation des ordures, Approvisionnement en eau, etc. qui sont les indicateurs du bien-être des ménages<sup>7</sup>); le niveau d'instruction, les groupes province, milieu de résidence, genre, religion qui contribuent à accroître le montant de la pauvreté totale. Les résultats mis en évidence permettront aux décideurs de mettre en place des politiques socio-économiques permettant la réduction de l'intensité de la pauvreté.

En outre, pour conduire une ACM, on suppose que l'on dispose de N individus (ménages de la ville de Kinshasa dans notre cas) décrits par p variables qualitatives notées  $X_1, X_2, \dots, X_p$ . Si les variables ne sont pas qualitatives à la base (continues ou discrètes avec plusieurs modalités), elles sont alors « recodifiées » de façon appropriée en des variables catégorielles (classes) avant l'analyse. On désignera alors par X le tableau des données obtenues à partir des observations de ces p variables sur l'ensemble des N individus. C'est donc une matrice de N lignes et P colonnes. Le tableau ou la matrice X est donc la base de données de l'ACM à conduire.

Soit Q l'ensemble des P variables considérées (Cardinal Q est égal à P). Pour chacune des P variables de l'ensemble Q ( $p = 1, \dots, P$ ), on considère l'ensemble  $J_p$  de toutes les modalités possibles associées à la variable qualitative p. On note ensuite par J

---

<sup>6</sup>La méthodologie adaptée dans ce travail du Programme Méthodologique de Recherche (PMR) proposé par Camilo Dagum en 2002 pour analyser et mesurer la pauvreté, se présente en neuf étapes: (i) Identification de la population étudiée; (ii) La notion de pauvreté de l'approche multivariée ; (iii) Choix des attributs socio-économiques par rapport à l'état de pauvreté ; (iv) Détermination de l'échelle équivalente ; (v) Spécification du seuil de pauvreté ; (vi) Mesure de la pauvreté avec l'approche l'ACM ; (vii) Détermination de l'indice de pauvreté multidimensionnelle de la population pour chaque attribut ; (viii) Les Vecteurs de scores et leur application à la mesure de la pauvreté ; et enfin (ix) Implications des politiques.

<sup>7</sup>Le ménage est défini comme un groupe de personnes, apparentées ou non, qui vivent habituellement ensemble et mettent en commun tout ou partie de leurs ressources pour subvenir à leurs besoins essentiels tels que l'alimentation et le logement. Ces personnes reconnaissent l'autorité d'une seule et même personne appelée chef du ménage.

l'ensemble « union des modalités » de toutes les variables. À partir du tableau des données de base X, on définit un nouveau tableau avec des caractéristiques particulières.

On sait que la contribution de la modalité j est autant plus grande que sa fréquence d'apparition est faible (Annexe 1).

Sur le plan pratique, ceci implique que les modalités à faible effectifs risquent d'avoir trop d'importance dans la définition des axes factoriels. Ainsi nous avons effectué une première ACM en analysant les résultats, les modalités à faible fréquence ont été éliminées.

Plus concrètement, une première ACM sur Vingt-cinq attributs et un total de nonante modalités nous a permis d'éliminer deux attributs. Il s'agit de l'attribut « bicyclette » et l'attribut « cyclomoteur/véломoteur », car en effet leur moyennes de deux dimensions étaient inférieures à un. Ce qui a fait que l'ACM finale soit effectuée sur Vingt-trois attributs comme repris dans le tableau III.1. Ce premier plan permet d'observer que l'état de richesse se trouve être décrit par les indicateurs négativement corrélés au premier axe factoriel et, d'autre part, l'état de pauvreté par des indicateurs positivement corrélés à cet axe. Cette première ACM sur les dimensions non monétaires a contribué au choix final des variables non monétaires par l'application du critère relatif à la Consistance Ordinale sur le Premier Axe (COPA).cette propriété consiste pour un indicateur partiel à voir si sa structure ordinale des coordonnées (scores) de ses modalités sur le premier axe factoriel.

**Tableau III. 1 Poids (Scores) des actifs suite aux ACM**

Actifs	ACM 1			ACM 2		
	Dim. 1	Dim. 2	Scores	Dim. 1	Dim. 2	Scores
Type d'habitat	0.298	0.223	0.261	0.299	0.224	0.261
Matériaux des murs	0.462	0.310	0.386	0.463	0.310	0.387
Nature du sol	0.391	0.315	0.353	0.393	0.314	0.354
Nature du toit	0.419	0.255	0.337	0.420	0.254	0.337
Energie pour la cuisine	0.401	0.246	0.324	0.403	0.245	0.324
Mode d'éclairage	0.378	0.301	0.340	0.380	0.301	0.340
Approvisionnement en eau	0.430	0.290	0.360	0.432	0.289	0.361
Appareil TV	0.309	0.234	0.271	0.307	0.237	0.272
Bicyclette	0.001	0.004	0.003	-	-	-
Chaise	0.054	0.110	0.082	0.054	0.108	0.081
Climatiseur	0.055	0.053	0.054	0.055	0.054	0.055
Congélateur	0.229	0.188	0.209	0.228	0.191	0.210
Cuisinière	0.132	0.118	0.125	0.132	0.120	0.126
Fer à repasser	0.188	0.224	0.206	0.188	0.222	0.205
Lit / Matelas	0.048	0.159	0.104	0.048	0.157	0.103
Microordinateur	0.088	0.100	0.094	0.087	0.102	0.095
Radio simple / Cassette	0.047	0.170	0.108	0.047	0.165	0.106
Réchaud à Gaz / à pétrole	0.258	0.128	0.193	0.256	0.131	0.194
Table	0.094	0.126	0.110	0.095	0.123	0.109
Téléphone portable	0.172	0.189	0.180	0.171	0.188	0.180
Ventilateur	0.301	0.186	0.244	0.300	0.190	0.245
Voiture privée	0.084	0.110	0.097	0.084	0.112	0.098
Garde-robe	0.112	0.140	0.126	0.111	0.141	0.126
Réfrigérateur	0.106	0.078	0.092	0.105	0.079	0.092
Cyclomoteur / Vélomoteur	0.002	0.013	0.007	-	-	-
Active Total	5.059	4.271	4.665	5.056	4.257	4.657
% of Variance	20.236	17.082	18.659	21.985	18.510	20.247

Source : Calcul de l'auteur à partir de l'enquête 1-2-3 2012

La procédure Holmas de SPSS présente d'une manière très précise les modalités des différentes variables en deux groupes distincts selon le niveau de bien-être, et à la lecture des modalités y affèrent, on retrouve naturellement les caractéristiques de deux types de ménages (pauvres et non pauvres). Ainsi, l'analyse du poids des actifs (scores) non monétaires obtenus avec la Première ACM relève l'inconsistance des actifs : « bicyclette » et « cyclomoteur ». Ce qui entraîne son élimination lors d'une Deuxième ACM. Cette ACM finale portant sur 23 variables actives et 86 modalités, a abouti à l'accroissement du pouvoir explicatif du Premier Axe Factoriel, soit de 27,236% à 30,985% pour la dimension 1 et de 18,5% à 21,510% pour la seconde (Tableau 3. 2). Il est à signaler également qu'au cours de cette ACM finale, l'orientation des axes n'a pas changé. Toutefois pour l'analyse, on a procédé à une réorientation du premier Axe Factoriel en positionnant les pauvres à gauche et les non pauvres à droite.

En plus, les variables retenues ont un pouvoir discriminant important, car le pouvoir discriminant montre la dispersion des modalités dans une dimension ou dans un axe. L'Analyse des Correspondances Multiples effectuée donne les Axes Factoriels et les projections de chaque variable sur les Axes Factoriels. Les résultats de cette analyse nous informent sur les valeurs propres, le taux d'inertie, les corrélations entre les variables initiales et les axes, la représentation des modalités sur les axes, etc.

Les valeurs propres permettent de rendre compte de l'importance relative de chaque dimension dans la part d'information statistique prise en compte par la solution.

Le taux d'inertie est le rapport entre la valeur propre avec la somme totale des valeurs propres, cette quantité constitue une mesure de la part de variabilité globale prise en compte par cet axe ou la part d'information contenue dans cet axe. Le tableau suivant donne les deux axes factoriels, les valeurs propres correspondances ainsi que le taux d'inertie lié à une valeur propre.

**Tableau III. 2 Récapitulatif des Modèles**

Dimension	PLAN1				PLAN1			
	$\alpha$ coupes	Val. P	Inertie	% Var.	$\alpha$ coupes	Val. P	Inertie	% Var.
1	0.836	5.059	0.202	27.236	0.839	5.056	0.220	30.985
2	0.798	4.271	0.185	18.510	0.800	4.257	0.185	21.510
Moyenne	0.818a	4.665	0.187	20.247	0.821a	4.657	0.202	20.247

Les  $\alpha$ coupes représentent les  $\alpha$  de Cronbach. Val. P les valeurs propres. % Var. les pourcentages de la variance expliquée. et PLAN1 et PLAN1 respectivement le Premier Plan Factoriel et le Deuxième Plan Factoriel.

Source : Calcul de l'auteur à partir de l'enquête 1-2-3 2012

La présente recherche utilise le coefficient de Cronbach<sup>8</sup> comme indicateur des échelles de mesure. Il s'agit en effet d'une méthode éprouvée et utilisée dans la plupart des travaux de recherche actuels (Evrard et al., 1997) malgré ses limites (Peterson, 1994 ; Thiétart, 1999) et l'existence d'indices concurrents ( exemple, le Rhô de Joreskog, 1971; Osburn, 2000). Ce coefficient est une estimation de la variance du score total de l'échelle due à tous les facteurs communs propres aux items de l'échelle testée. Il permet de vérifier si les énoncés d'une échelle de mesure ou d'un indicateur partagent des notions communes, c'est à dire si chaque item présente une cohérence avec l'ensemble des autres énoncés de l'échelle. En pratique, l' «  $\alpha$  de Cronbach » est un nombre inférieur à 1 qui doit être le plus élevé possible. Ainsi, plus  $\alpha$  se rapproche de 1, plus les items ou les indicateurs sont corrélés entre eux et plus l'échelle a une cohérence interne. Si le score d'  $\alpha$  est satisfaisant, alors les items ou les indicateurs sont cohérents entre eux et peuvent être additionnés pour former un score global puisqu'ils sont admis à mesurer un même

<sup>8</sup> Le coefficient  $\alpha$  de Cronbach, parfois appelé simplement coefficient  $\alpha$ , est une statistique utilisée en psychométrie pour mesurer la cohérence interne (ou la fiabilité) des questions posées lors d'un test (les réponses aux questions portant sur le même sujet devant être corrélées). Sa valeur s'établit entre 0 et 1, étant considérée comme "acceptable" à partir de 0,7. Il permet donc l'estimation de la fidélité du score à un test (Lee Cronbach, 1951).

phénomène. Donc selon le tableau ci-dessus, les deux dimensions de deux Axes<sup>9</sup> nous donnent un coefficient supérieur à 0,7, c'est-à-dire une cohérence interne des modalités d'un indicateur qui peuvent être agrégés pour en former un seul.

Les deux dimensions de l'ACM finale nous donnent une quantité d'information d'environ 52%, dont 30,985% d'informations sont renfermés par la deuxième dimension. Cette dimension peut servir d'Indicateur Composite de la pauvreté (ICP).

Concernant les mesures de discrimination des indicateurs sur les axes, nous remarquons que la variable « Matériaux des murs » discrimine le mieux les ménages sur les premier et deuxième axes, suivie des variables l'approvisionnement en Eau, nature du toit, type de sol et mode d'éclairage. D'une façon générale, les indicateurs considérés ont un pouvoir discriminatif important sur le premier axe et le deuxième axe, excepté les variables « bicyclette » et « cyclomoteur/vélocycle » qui ont été éliminées.

Ainsi, les deux dimensions retenues permettent de prendre en compte 52% du taux d'inertie totale à travers une représentation graphique plane interprétable en termes de distances entre observations. Ce taux est utilisé pour exprimer ou apprécier la qualité de la représentation des modalités ou des individus sur le plan 1 × 2. Nous remarquons ainsi une situation de pauvreté dans le troisième et deuxième quadrant, une situation de pauvreté moyenne dans le premier quadrant et de non pauvreté dans le quatrième. Cela montre que la première dimension explique en quelque sorte le bien-être. Plus une modalité a une valeur très élevée, plus elle exprime une situation de non pauvreté. Les modalités se retrouvant concentrées au centre posent un problème de codification effectué et le poids par rapports aux effectifs n'est pas équitable à chaque modalité (voir Graphique 1. 1 en Annexes).

---

<sup>9</sup> Bien que les deux axes aient donné l' $\alpha$  de Cronbach supérieur, l'étude porte sur le deuxième axe factoriel car il donne un important pouvoir explicatif (ACM finale).

---

#### **IV. Analyse empirique et présentation des résultats**

---

La justification de la présente recherche est, faute d'une étude faisant l'analyse de la pauvreté dans le temps, de réaliser une statique comparative de la pauvreté en R.D.Congo afin de combler ce vide.

Dans cette optique, la présente section décrit et analyse l'ampleur et l'évolution des phénomènes de pauvreté multidimensionnelle au cours de cette dernière décennie, à partir de deux bases d'enquête 1-2-3 (2005 et 2012). Il s'agira donc de construire un Indicateur Composite de la Pauvreté qui nous permettra de réaliser cette statique comparative.

Disons que cette analyse se fera principalement suivant la région économique (les 11 provinces) et la zone de résidence (rural, urbain).

Ainsi à partir des poids des actifs générés par l'ACM finale, nous avons calculé pour chaque ménage un Indicateur Composite de Pauvreté (ICP) en fonction des caractéristiques en termes de possession de biens et services du ménage. La forme fonctionnelle de l'indicateur composite a été tout simplement la moyenne des poids des catégories qui est lui-même la moyenne des scores normalisés telle que indiquée à la relation (II.6).

L'analyse du tableau IV. 1 fait ressortir un accroissement de l'Indicateur Composite de Pauvreté entre 2005 et 2012 en milieu rural et dans les régions économiques, excepté les provinces de l'Equateur et de Bandundu. En d'autres termes, entre les deux années, l'Indice des actifs de richesse non monétaires des populations en milieu rural et dans les régions économiques, excepté l'Equateur, s'est amélioré faisant passer les populations d'un état de pauvreté aiguë vers un état de moindre pauvreté (car en effet, la Province de l'Equateur présente un indice moyen de pauvreté de -0.14 en 2005 contre -0.18 en 2012 et pour le Bandundu, les indices d'actifs moyens pour les années 2005 et 2012 sont respectivement de 0.04 et 0.03 ; c'est-à-dire que ces indices diminuent). Toutefois, on note de fortes divergences selon le milieu de résidence et la région économique. En effet, suivant le milieu de résidence, on observe qu'en moyenne les populations en milieu urbain ont un indice d'actifs non monétaires plus élevé que celles en milieu rural, contre une faible variation favorable en milieu urbain, soit un indice moyen de 0,57 en milieu urbain contre celui de -0.41 en milieu rural en 2005, et encore de 0.59 contre -0.04 en 2012.

**Tableau IV. 1 Quelques statistiques descriptives de l'ICP**

	Année 2005				Année 2012			
	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
<b>Région économique</b>								
Kinshasa	0.38	0.71	-0.61	3.55*	0.41	0.62	-0.61	3.56*
Bas-Congo	0.22	0.39	-0.61	3.1*	0.28	0.38	-0.61	3.9*
Bandundu	0.04	0.19	-0.61	0.7*	0.03	0.24	-0.61	0.5*
Equateur	-0.14	0.41	-0.61	1.2*	-0.18	0.43	-0.61	1.0*
Province Orientale	0.19	0.24	-0.61	1.74*	0.27	0.31	-0.61	1.77*
Nord-Kivu	0.14	0.33	-0.61	2.1*	0.22	0.37	-0.61	2.9*
Maniema	-0.23	0.32	-0.61	1.9*	0.04	0.33	-0.61	2.1*
Sud-Kivu	0.28	0.26	-0.61	1.9*	0.36	0.29	-0.47	2.5*
Katanga	0.30	0.31	-0.61	2.3*	0.37	0.40	-0.47	2.1*
Kasaï-Oriental	0.11	0.27	-0.61	1.5*	0.21	0.31	-0.47	2.8*
Kasaï-Occidental	0.18	0.21	-0.61	2.4*	0.25	0.24	-0.47	3.0*
<b>Milieu de résidence</b>								
Urbain	0.57	0.73	-0.61	6.1*	0.59	0.57	-0.47	5.9*
Rural	-0.41	0.31	-0.61	2.57*	-0.04	0.35	-0.47	2.70*

Source : Calcul de l'auteur à partir de l'enquête 1-2-3 de 2005 et 2012

Disons en fin que la répartition des ménages selon la région économique fait ressortir les constats selon lesquels les ménages de Kinshasa présentent un Indice moyen d'actifs plus élevé que ceux d'autres.

Quant à l'estimation des indices de pauvreté, nous avons commencé par déterminer le seuil de pauvreté. Pour ce faire, il y a deux approches : l'approche de pauvreté relative, selon laquelle deux seuils de pauvreté peuvent être définis. Le premier seuil est fixé pour chaque année au 25ème percentile de la distribution de richesse tandis que le second seuil est fixé au 40ème percentile. Toutefois, l'application de cette approche tend à sous-estimer le seuil de pauvreté lorsque le niveau de vie de la population est généralement faible.

Une seconde approche de détermination du seuil de pauvreté, retenue dans le cadre de cette étude, est celle qui consiste à considérer un seuil absolu de pauvreté. Cette approche fait recours à un ménage de référence non pauvre à qui on attribue certains traits caractéristiques en termes de possession d'actifs non monétaires.

La valeur de l'ICP déduite d'une ACM peut-être négative (cas des ménages les plus pauvres selon l'approche multidimensionnelle). Cependant, pour pouvoir utiliser les mesures usuelles en matière de pauvreté, nous allons déduire un ICP\*, qui est une simple translation de l'ICP de base. Ainsi pour chaque ménage, la valeur de l'ICP\* est égale à celle de l'ICP augmentée de la valeur absolue de la plus faible valeur négative de l'ICP de base. En procédant ainsi nous obtenons un ICP\* dont toutes les valeurs sont positives par construction. L'ordre du niveau de bien-être des ménages restant bien sûr inchangé entre l'ICP et l'ICP\*. Un ICP\* dont la valeur est nulle reflète un état de pauvreté plus élevé tandis qu'un ICP\* dont la valeur s'éloigne de 0 en sens positif exprime l'état inverse. C'est ce tableau des ICP translatés qui nous permettra de déduire le seuil de la pauvreté. Disons que la plus faible valeur absolue négative de l'ICP de base est  $|-0.61|$ .

**Tableau IV. 2 Valeurs des ICP translatés (ICP\*)**

	Année 2005		Année 2012	
	Minimum	Maximum	Minimum	Maximum
<b>Région économique</b>				
Kinshasa	0	4.16*	0	4.17*
Bas-Congo	0	3.71*	0	4.51*
Bandundu	0	1.31*	0	1.11*
Equateur	0	1.81*	0	1.61*
Province Orientale	0	2.35*	0	2.38*
Nord-Kivu	0	2.71*	0	3.51*
Maniema	0	2.51*	0	2.71*
Sud-Kivu	0	2.51*	0.14	3.11*
Katanga	0	2.91*	0.14	2.71*
Kasaï-Oriental	0	2.11*	0.14	3.41*
Kasaï-Occidental	0	3.01*	0.14	3.61*
<b>Milieu de résidence</b>				
Urbain	0	6.71*	0.14	6.51*
Rural	0	3.18*	0.14	3.31*

Source : Calcul de l'auteur à partir de l'enquête 1-2-3 de 2005 et 2012

Le tableau ci-dessus (IV. 2) des ICP translatés montre que les ménages congolais vivent une situation allant d'un état de pauvreté plus élevé à celui d'une absence de pauvreté que ce soit en milieu rural qu'en milieu urbain. En d'autres termes, la vie de la population congolaise est telle qu'il y a coexistence des pauvres et des riches dans les régions de résidence (rural, urbain).

Ceci étant, il y a lieu de calculer le seuil de pauvreté multidimensionnelle en R.D.C suivant la forme fonctionnelle exprimée dans la relation (II. 7). Ce seuil, qui nous permettra d'estimer les Indices Multidimensionnels de Pauvreté, est égal à 3.35 (soit  $6.71 - 0/2$ ).

Connaissant le seuil de pauvreté multidimensionnelle en R.D.C et compte tenu d'une translation qui a rendu positif l'indicateur Composite, les Indices de Pauvreté ont été estimés en partant de la relation (II. 8) proposée par Foster-Greer-Thorbecke (1984),

dit Indice FGT<sup>10</sup>. Ce choix est guidé, comme nous l'avons déjà dit un peu plus loin, par le fait que cet indice possède l'avantage d'être décomposable ; ce qui nous a permis de comparer le niveau de pauvreté dans les milieux de résidence (rural, urbain) et les régions économiques (les 11 provinces) en R.D.C.

Ainsi, l'estimation des Indices de Pauvreté montre l'ampleur de la pauvreté en R.D.C. Cette analyse montre que plus ou moins 70% des ménages congolais vivent sous le seuil national de pauvreté. La répartition spatiale de ce phénomène montre que le milieu rural est plus affecté que le milieu urbain. Cette disparité entre milieu rural et milieu urbain est également perceptible à travers la distribution de la pauvreté selon les provinces. Ainsi, nous pouvons distinguer des provinces plus affectées par le phénomène de pauvreté multidimensionnelle de celles qui s'en sortent. L'écart entre-elles dépasse, dans certains cas, 30 points de différence.

Ces disparités entre milieu rural et milieu urbain, soutenues par celles des provinces, peuvent faire distinguer trois classes ou catégories possibles selon les taux de pauvreté comme l'indique le tableau IV. 3:

- La première catégorie reprend les provinces dont le taux de pauvreté est inférieur à 50%. Elle est formée de la Ville de Kinshasa et des provinces de Maniema et de Kasai-Occidental ;
- Une seconde catégorie met en exergue les provinces dont le taux de pauvreté est compris entre 50% et 75%, formée des provinces de Nord-Kivu, Bas-Congo et Katanga ;
- Enfin, la dernière catégorie dont le taux de pauvreté est supérieur à 75%, se compose des provinces de Sud-Kivu, Bandundu et Equateur.

---

<sup>10</sup> Notons que la présente étude ne calcule que l'indice FGT lorsque  $\alpha=0$ , car les cas de  $\alpha=1$  et 2 posent beaucoup de problèmes d'interprétation.

**Tableau IV. 3 Les Indices de Pauvreté Multidimensionnelle en R.D.C**

<b>Milieu de Résidence</b>	<b>P<sub>0</sub></b>
National	69.7
Urbain	59.1
Rural	70.8
<b>Région économique</b>	
Kinshasa	41.4
Bas-Congo	72.3
Bandundu	90.1
Equateur	93.2
Province Orientale	71.7
Nord-Kivu	63.9
Maniema	43.6
Sud-Kivu	76.1
Katanga	73.8
Kasaï-Oriental	53.1
Kasaï-Occidental	44.0

Source : Calcul de l'auteur

Nous pouvons dire que l'analyse de la répartition de la pauvreté multidimensionnelle dans le pays montre que toutes ses régions sont touchées par ce phénomène. La région Nord-Ouest (l'Equateur) et la région Est (Bandundu) ont atteint de taux de pauvreté élevés, soit une proportion de plus de 90% de la population touchée par ce phénomène. Les autres provinces du pays ne sont épargnées comme nous pouvons le voir dans le tableau ci-dessus.

Cependant, la Ville de Kinshasa, quant à elle, présente un niveau de pauvreté relativement bas. Ceci se justifie par le fait que, considérée comme Capital politique et économique du pays, cette Ville est dotée d'infrastructures et de facilités pour l'accès aux services privés et publics et à l'emploi plus importants, ce qui, en quelque sorte, réduit l'ampleur de ce phénomène.

Qu'à cela ne tienne, la pauvreté reste toujours une réalité à Kinshasa car il y a encore une proportion de 42.5% de la population qui en souffre.

#### IV. 1- Estimation économétrique de la Pauvreté Multidimensionnelle en R.D.Congo

L'analyse empirique des facteurs explicatifs de la pauvreté des ménages est faite dans l'objectif de voir les caractéristiques des ménages qui expliquent leur état de pauvreté. L'idée est de caractériser ces ménages à travers des facteurs comme le niveau d'instruction du chef de ménage, sa situation actuelle, son sexe, son statut matrimonial, sa religion, etc. Autrement dit, il s'agit de voir si un ménage dont le chef a un niveau d'étude universitaire a plus de chance d'être pauvre qu'un ménage dont le chef a un niveau secondaire ou primaire.

Cette analyse empirique des facteurs explicatifs de la pauvreté est faite à partir d'une estimation économétrique à l'aide d'une analyse Logit. Comme nous l'avons déjà signalé, le choix de ce modèle est fondé sur le fait que la variable dépendante est binaire, facilitant ainsi l'interprétation des résultats. La variable dépendante de notre modèle est constituée des scores pondérés de l'ensemble des dimensions pour chaque ménage.

Ici, il s'agit de raisonner en termes de ménages plus pauvres ou moins pauvres. Puisque les ménages ont été distribués sur un continuum de bien-être compris entre 0 et 1 et en considérant les  $\alpha$  de Cronbach définis plus haut, un ménage sera considéré comme plus pauvre lorsque son score pondéré est supérieur ou égal à 0,5<sup>11</sup>. Dans ce cas, le ménage la valeur 1 et il prend la valeur 0 au cas contraire. Donc, la variable dépendante pour exécuter le Logit, que l'on peut noter par Y, se présente comme suit :

$$Y = \begin{cases} 1 & \text{si score pondéré} \geq 0.5 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Il sied de signaler que ce modèle comprend des variables indépendantes définies comme suit : (i) Urbain : cette variable prend la valeur 1 si l'individu réside dans le milieu urbain, et 0 sinon ; (ii) masculin : cette variable prend la valeur 1 si l'individu est du sexe masculin, et 0 sinon ; (iii) le reste des variables (Sans religion, Catholique, Kimbanguiste, Musulman, Protestant, Célibataire, Divorcé, Marié, Union libre, Primaire, Secondaire, Universitaire, Postuniversitaire, Actif occupé, Chômeur et Inactif) représente

---

<sup>11</sup> Cette valeur est retenue car elle constitue la médiane du continuum de bien-être des ménages.

des indicateurs liés à la religion, à la situation matrimoniale, au niveau d'instruction et à la situation actuelle. Chacune des variables est égale à 1 si l'individu possède l'attribut indiqué, 0 sinon. Ce choix des variables dichotomiques implique que la constante représente en fait les caractéristiques de la classe de référence.

L'estimation des coefficients du modèle Logit donne les résultats présentés dans le tableau IV. I. I. Le test de rapport de vraisemblance [Prob. (chi2) = 0,000 ] au seuil de 5% indique que le modèle est globalement significatif. Par conséquent, au moins une des variables indépendantes explique la probabilité d'un ménage d'être plus pauvre.

Concernant la significativité individuelle des coefficients, les résultats du test de Wald au seuil de 5% indiquent que les coefficients des modalités suivantes : Divorcé & Séparé, Universitaire et Postuniversitaire ne sont pas significatifs. Les coefficients de toutes les autres variables sont significatifs.

Ainsi, le calcul des effets marginaux (comme repris dans le tableau IV. I. I) permet d'être plus précis et plus expressif quant à l'influence des différentes variables sur la variable dépendante. Les résultats issus du calcul des effets marginaux appellent les observations suivantes :

S'agissant du milieu de résidence des ménages, il influence à la baisse la probabilité d'un ménage d'être pauvre lorsqu'il s'agit du milieu urbain, comparativement au milieu rural pris comme modalité de référence. Cela signifie que la probabilité pour un ménage habitant le milieu urbain d'être plus pauvre diminue comparativement à son homologue habitant le milieu rural. Cette baisse s'établit à 0,031.

En ce qui concerne la variable sexe du chef de ménage, elle influence à la hausse dans le cas d'un chef de ménage homme la probabilité que ce ménage soit plus pauvre, comparativement à un ménage dirigé par une femme qui est la modalité de référence. Il est à remarquer dans le tableau IV. I. I que cette probabilité augmente de 0,0039 lorsqu'on passe d'un chef de ménage femme à un chef de ménage homme.

Pour ce qui est de la religion du chef de ménage, l'on peut noter que toutes les modalités influencent à la hausse la probabilité pour un ménage d'être plus pauvre comparativement aux ménages qui sont sans religion (considéré comme modalité de

référence). Mais, il faut signaler que lorsqu'on passe des ménages d'une religion à une autre, la hausse de la probabilité n'est pas la même.

Lorsqu'on s'intéresse à la situation matrimoniale du chef de ménage, il ressort du calcul des effets marginaux que les modalités « célibataire, divorcé et union libre » influencent à la baisse la probabilité d'un ménage d'être pauvre comparativement aux modalités « marié monogame et marié polygame » qui influencent à la hausse. Notons que ceci peut s'expliquer par le fait que les ménages congolais sont grands de taille. Autrement dit, toutes choses égales par ailleurs, un ménage dont le chef est marié a plus de chance d'être plus pauvre qu'un ménage dont le chef est célibataire, divorcé ou uni librement.

**Tableau IV. I. I Analyse de la probabilité d'être plus pauvre en R.D.C**

Variables indépendantes	Coefficient	Z	Effet Marginal	P> z
Constante	-3,910711***	-8,89		0,0000
<b>Milieu de résidence</b>				
Urbain	-0,611630***	-13,88	-0,0306481	0,0000
Rural	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<b>Sexe</b>				
Masculin	0,0816561***	2,72	0,0039198	0,0090
Féminin	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<b>Religion</b>				
Catholique	0,1720379***	3,01	0,0073934	0,0120
Kimbanguiste	0,7486705***	7,31	0,0539547	0,0000
Musulman	2,5170890***	30,65	0,3708067	0,0000
Protestant	1,0576310***	21,55	0,0816275	0,0001
Sans religion	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<b>Situation matrimoniale</b>				
Célibataire	-0,202687***	-1,99	-0,0115408	0,0440
Divorcé & Séparé	-0,316099***	-1,90	-0,162171	0,0570
Marié Monogame	0,2321945***	2,27	0,0135401	0,0170
Union libre	-1,969859***	-6,95	-0,0572673	0,0000
Marié Polygame	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<b>Niveau d'instruction</b>				
Postuniversitaire	1,17909***	2,89	0,1162714	0,0042
Secondaire	-0,0933908***	1,43	-0,0013000	0,0030
Universitaire	-1,001043***	1,07	-0,0011002	0,0031
Primaire	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<b>Situation actuelle</b>				
Actif occupé	-0,32602***	-5,99	-0,0177202	0,0000
Chômeur	0,485609***	3,74	1,0311025	0,0401
Inactif	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.

Wald ch<sup>2</sup> (19) = 2513,38 Prob > ch<sup>2</sup> = 0.0000 ; Réf : Modalité de référence. \* Significativité au seuil de 5%.

Source : Calcul de l'auteur sur base des données d'Enquête 1-2-3

Si l'on s'intéresse au niveau d'instruction du chef de ménage, l'on remarque que les modalités « Primaire (modalité de référence) et Secondaire » influencent à la hausse la probabilité pour un ménage ayant cette modalité d'être pauvre comparativement aux modalités « universitaire et postuniversitaire » qui influencent à la baisse (il s'agit d'une légère baisse). Autrement dit, les ménages ayant un niveau d'étude primaire ou secondaire sont susceptibles d'être plus pauvres que ceux ayant d'autres niveaux un peu supérieurs.

Lorsqu'on passe ensuite à la situation du chef de ménage, nous remarquons que les inactifs et les chômeurs sont plus pauvres s'il faut les comparer aux actifs occupés.

Pour finir, il convient de noter que la plupart des variables qui contribuent à l'explication de la pauvreté des ménages n'ont pas les mêmes effets. Parmi les variables qui influencent à la baisse la probabilité d'être pauvre, on peut distinguer celles à grand effet (cas de modalités postuniversitaire, universitaire, célibataire et actif occupé) de variables à effet faible (cas de modalités union libre et milieu urbain). Il en est de même des variables qui influencent positivement la probabilité d'être pauvre.

---

## V. Conclusion et Implications de politique économique et sociale

---

Faute d'une étude faisant l'analyse de la pauvreté dans le temps, la présente recherche s'est fixée l'objectif de faire une statique comparative de la pauvreté multidimensionnelle en République Démocratique du Congo. Spécifiquement, il a été question de faire une exploration multidimensionnelle de la pauvreté à partir des analyses factorielles, de construire un indicateur composite de pauvreté afin d'analyser la probabilité d'être pauvre en R.D.Congo et, de mesurer et d'analyser l'incidence de la pauvreté selon le milieu de résidence et la région économique en R.D.Congo.

Pour saisir de façon empirique l'ampleur et l'évolution des phénomènes de pauvreté multidimensionnelle au cours de la période avant et après 2005 (et avant 2012) en R.D.Congo, cette étude a suivi une méthodologie essentiellement analytique axée sur l'analyse des correspondances multiples et sur l'analyse logit. Disons que l'analyse factorielle sur les dimensions non monétaires de la pauvreté a commencé par une première ACM sur vingt-cinq attributs et un total de nonante modalités, ce qui nous a permis d'éliminer deux attributs. Il s'agit de l'attribut « bicyclette » et l'attribut « cyclomoteur/vélocycle ». L'ACM finale a été effectuée ainsi sur vingt-trois attributs. Ce premier plan a fait observer que l'état de richesse se trouve être décrit par les indicateurs négativement corrélés au premier axe factoriel et, d'autre part, l'état de pauvreté par des indicateurs positivement corrélés à cet axe. Cette première ACM sur les dimensions non monétaires a contribué au choix final des variables non monétaires par l'application du critère relatif à la Consistance Ordinale sur le Premier Axe (COPA). Ainsi donc, l'analyse a consisté à estimer un modèle de pauvreté multidimensionnelle en retenant les équations sur l'indicateur composite de Pauvreté (ICP), ce qui nous a permis de faire la statique comparative de la pauvreté, sur les Indices de Pauvreté (qui ont nécessité avant tout la translation de l'ICP afin d'estimer le seuil de pauvreté) et aussi les quelques équations exhibant la probabilité d'être pauvre en R.D.Congo selon les caractéristiques des ménages.

La méthodologie ainsi utilisée a permis d'obtenir les principaux résultats suivants :

Considérant les spécificités des poids des actifs générés par l'ACM finale, qui ont permis de calculer pour chaque ménage un ICP en fonction des caractéristiques en termes de possession de biens et services du ménage, l'analyse a fait ressortir un accroissement de l'ICP entre 2005 et 2012 en milieu rural et dans les régions économiques, excepté les provinces de l'Equateur et de Bandundu. En d'autres termes, entre les deux années, l'Indice des actifs de richesse non monétaires des populations en

milieu rural et dans les régions économiques, excepté l'Equateur et le Bandundu, s'est amélioré faisant passer les populations d'un état de pauvreté aiguë vers un état de moindre pauvreté (car en effet, la Province de l'Equateur présente un indice moyen de pauvreté de -0.14 en 2005 contre -0.18 en 2012 et pour le Bandundu, les indices d'actifs moyens pour les années 2005 et 2012 sont respectivement de 0.04 et 0.03 ; c'est-à-dire que ces indices diminuent). Toutefois, on note de fortes divergences selon le milieu de résidence et la région économique. En effet, suivant le milieu de résidence, on observe qu'en moyenne les populations en milieu urbain ont un indice d'actifs non monétaires plus élevé que celles en milieu rural, contre une faible variation favorable en milieu urbain, soit un indice moyen de 0,57 en milieu urbain contre celui de -0.41 en milieu rural en 2005, et encore de 0.59 contre -0.04 en 2012.

D'autre part, après translation (qui a rendu positif l'ICP) et l'estimation du seuil de pauvreté en R.D.Congo (soit un seuil de 3.55 points de pourcentage), les Indices de pauvreté multidimensionnelle ( $P_0$  dans le cas échéant) ont fait ressortir l'ampleur de la pauvreté en R.D.C. ; Car en effet, cette analyse a montré qu'environ 70% des ménages congolais vivent sous le seuil national de pauvreté, et la répartition spatiale de ce phénomène a montré aussi que le milieu rural est plus affecté que le milieu urbain. Au niveau des régions administratives, nous avons distingué les provinces plus affectées par le phénomène de pauvreté multidimensionnelle (Sud-Kivu, Bandundu et Equateur) de celles qui s'en sortent (Kinshasa, Maniema et Kasai-Occidental). L'écart entre-elles dépasse, dans certains cas, 30 points de différence.

En outre, en considérant l'analyse empirique des facteurs explicatifs de la pauvreté des ménages, dite « analyse de la probabilité d'être pauvre en R.D.Congo », les calculs des effets marginaux ont permis d'élucider qu'en ce qui concerne la variable sexe du chef de ménage, la probabilité que ce ménage soit pauvre est à la hausse dans le cas d'un chef de ménage homme, comparativement à un ménage dirigé par une femme. Pour ce qui est de la religion, toutes les modalités influencent à la hausse la probabilité pour un ménage d'être pauvre comparativement à la modalité « sans religion » qui influence à la baisse. Lorsqu'on s'intéresse à la situation matrimoniale du chef de ménage, les modalités « marié monogame et marié polygame » influencent à la hausse la probabilité d'un ménage d'être pauvre contrairement aux modalités « célibataire, divorcé et union libre », qui influencent à la baisse, et le niveau d'instruction a fait remarquer que les modalités « Primaire et Secondaire » influencent à la hausse la probabilité pour un ménage d'être pauvre. Pour le milieu de résidence, la probabilité d'être pauvre est à la baisse lorsqu'il s'agit du milieu urbain, comparativement au milieu rural pris comme modalité de référence.

Par ailleurs, l'analyse de la répartition de la pauvreté multidimensionnelle dans le pays montre que toutes ses régions sont touchées par ce phénomène. La région Nord-Ouest (l'Equateur) et la région Ouest (Bandundu) ont atteint de taux de pauvreté élevés, soit une proportion de plus de 90% de la population touchée par ce phénomène. Les autres provinces du pays ne sont épargnées.

Cependant, la Ville de Kinshasa, quant à elle, présente un niveau de pauvreté relativement bas. Ceci se justifie par le fait que, considérée comme Capital politique du pays, cette Ville est dotée d'infrastructures et de facilités pour l'accès aux services privés et publics et à l'emploi plus importants, ce qui, en quelque sorte, réduit l'ampleur de ce phénomène.

Au vu de ces résultats, il y a lieu de formuler un certain nombre de pistes de politiques de développement socio-économique, à l'endroit des acteurs de développement (Etat, ONG, Populations) en vue de réduire l'incidence de la pauvreté en R.D.Congo :

- ***Favoriser les activités génératrices de revenu en milieu rural***

La promotion des activités génératrices de revenus en milieu rural permettrait sans doute aux populations de disposer plus de moyens financiers pour acquérir des biens durables nécessaires pouvant améliorer leur bien-être.

- **Promouvoir une politique de l'habitat**

Ces logements seront mis à la disposition prioritairement des ménages les plus nécessiteux puisqu'une attention particulière doit être portée à la dimension « type de l'habitat ». Ceci permettra aussi la viabilisation des zones déshéritées en énergie électrique, eau et assainissement.

Une politique économique qui réserverait une place de choix au secteur de développement de l'habitat aura un impact élevé sur la réduction de la pauvreté. En effet, lorsque le secteur du logement est actif, c'est le secteur du bâtiment qui se développe en entraînant tous les autres petits métiers connexes tels que la maçonnerie, la menuiserie, la ferrallerie, la plomberie, l'alimentation, l'eau, etc.

- ***Intensifier les actions de réduction de pauvreté en faveur du milieu rural***

Le milieu rural est traditionnellement reconnu en RDC comme un milieu pauvre. La discrimination de la population en deux : population urbaine et population rurale est la principale source devant la pauvreté. En termes de politique de réduction de la pauvreté en RDC, s'il y a donc quelque chose d'urgent à faire c'est d'établir des priorités et d'orienter des actions concrètes et sérieuses vers ces régions (il s'agit là donc des politiques ciblées).

- **Accroître l'accès des populations à l'eau potable**

Le problème d'eau a certes été depuis longtemps une des préoccupations de l'Etat, des ONG et des collectivités locales, mais il existe un grand fossé entre les besoins et les réalisations. Il convient donc de renforcer les actions déjà entreprises en vue de mettre à la disposition des populations de l'eau potable en investissant davantage dans les infrastructures d'eau et en multipliant les implantations des forages et puits protégés.

- **Maitriser la démographie sur le territoire national**

Ceci permettra de contrôler et réduire la forte croissance démographique qui est comme principale cause de la pauvreté en milieu urbain. En outre, l'État pourra poursuivre la réhabilitation des infrastructures de base en milieu rural tout en décourageant les jeunes qui ont tendance à faire de l'exode rural en RDC. Ceci suppose que la mise en œuvre du plan de relance du secteur agricole soit effective et que le suivi des paysans soit effectué par les agents qui en ont la charge.

- **Promouvoir l'accès de l'éducation pour tous**

Toutes choses égales par ailleurs, un niveau d'instruction plus élevé devrait s'accompagner d'une amélioration du bien-être général, suite à l'exercice des fonctions plus exigeantes et donc plus rémunératrices.

Il est bien vrai que de l'école à l'exercice d'une fonction, il y a toute une myriade d'étapes à traverser et des conditions à remplir. Et dans un pays où, il y a une arithmie totale entre éducation (niveau d'instruction), emploi et niveau des salaires, l'impact du niveau d'instruction sur le bien-être n'est pas directement perceptible. Ceci constitue une bonne raison pour remettre en cause la politique éducative en vigueur qui ne répond pas aux impératifs d'amélioration des conditions de vie des populations et de

réduction de la pauvreté. Il y a nécessité de réorienter cette politique vers des objectifs visant à améliorer son efficacité en termes de création d'activités plus porteuses en conformité avec le produit du système éducatif.

L'éducation a depuis longtemps été reconnue comme un facteur déterminant du niveau de développement de tout pays. Elle sous-tend le concept de capital humain, gage de croissance économique. Ainsi, les politiques éducatives mises en œuvre par l'Etat, les ONG et les Collectivités locales méritent d'être poursuivies et consolidées. Pour ce faire, l'Education de base doit être rendue obligatoire et gratuite pour tous. Un accent particulier devra être mis sur la scolarisation des filles.

---

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

---

- Akinboade A. (2005), Les femmes, la pauvreté et le commerce informel en Afrique orientale et australe, *Revue internationale des sciences sociales* n°184, pp. 274-301.
- Alkire, S. and Foster, J. (2009), *Counting and Multidimensional Poverty Measurement*, OPHI WORKING PAPER N°32, Oxford University Press.
- Alkire, S. et Santos, M.E. (2010), *Acute Multidimensional Poverty: a new index for developing countries*, OPHI WORKING PAPER N° 38, Oxford University Press.
- Ambapour, S. (2006), *Pauvreté multidimensionnelle au Congo : Une approche non monétaire*. Document de Travail n° 13/2006, BAMSI, Brazzaville.
- Ambapour, S. (2009), *Théorie des ensembles flous : une application à la mesure de la pauvreté au Congo*, Document de Travail n° 16/2009, BAMSI, Brazzaville.
- Ambapour, S., Rufin B. (2012), *Mesures de la pauvreté au Congo (utilisant la logique floue)*, *Journal Afrika Statistika*, Vol. 7, 2012, pp. 410-425.
- Aouni Belaïd, Bettahar Samir, Belmokadem Mostéfa. (2002), *Mesure de la pauvreté à l'aide des sous-ensembles flous*. ASAC Winnipeg, Manitoba, School of Commerce and Administration, Laurentian University ; Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, Université de Tlemcen, Algérie.
- Asselin, L. (2002), *Multidimensional Poverty : Theory*, Institut de Mathématique Gauss.
- Bakary Doucouré, F. (2008), *Méthodes économétriques + programmes, Cours- Applications-Corrigés*, Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, Université Cheikh Anta Diop, Dakar.
- Banque Mondiale (2007), *Poverty diagnostic, République du Congo*, report no. 36489, Democratic republic of Congo, *Agricultural Sector Review*, Report n° 30215-ZR - (2010) *Doing Business*, IFC.
- Belhadj, B., Matoussi, M.S. (2006), *Mesure floue de la pauvreté*, Miméo, Institut Supérieur de Gestion de Tunis.
- Belhadj, B., Matoussi, M.S. (2007), *Proposition d'un indice flou de pauvreté en utilisant une fonction d'information*, Miméo, Setit.
- Bertin, A., Leyle, D. (2007), "Mesurer la pauvreté multidimensionnelle dans un pays en développement, Démarche méthodologique et mesures appliquées au cas de l'Observatoire de Guinée Maritime, Miméo, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- Bertin, Alexandre (2005), *Quelle perspective pour l'approche par les capacités ?* *Revue Tiers Monde*, 2005/2 n°182, pp. 385-406.

Bibi Sami, El Lahga Abdel Rahmen. (2008), Comparaisons ordinales robustes de la pauvreté multidimensionnelle : Afrique du sud et Égypte, Revue d'économie du développement, 2008/1 Vol.22, pp. 5-36.

Bibi Sami. (2002), Mesurer la pauvreté dans une perspective multidimensionnelle : une revue de la littérature, Faculté des Sciences Économiques et de Gestion de Tunis, et CRÉAFA-CIRPÉE, Université Laval, Québec, Canada.

Body L. et al. (2006), "Analyse comparative de l'état de pauvreté et d'inégalité au Togo : une approche multidimensionnelle basée sur l'indice de richesse, PR-PMMA 414, Rapport Final, PEP.

Boniface Essama-Nsaah (2000), Inégalité, Pauvreté et bien-être social : Fondements analytiques et normatifs, De Boeck & Larcier s.a, 1ère édition, 219p.

Briand Virginie et Herman Mbonyo (2012), Croissance économique comme un instrument pour la réduction de la pauvreté, dans Johannes Herderschee, Daniel Mukoko Samba et Moïse Tshimenga Tshibangu (éditeurs), Résilience d'un Géant Africain Accélérer la Croissance et Promouvoir en République Démocratique du Congo, Volume I Synthèse, contexte historique et macroéconomique, MEDIASPAUL, Kinshasa, pp. 224-268.

Campbell B. et al.(2007), Réduction de la pauvreté en Afrique: selon quel agenda de développement? Quelques leçons à tirer de la production du coton et de l'or au Mali et au Burkina-Faso, Cahiers de la CHAIRE C-A. POISSANT Collection Recherche, N°01F, P. 4.

Cerioni, A., Zani, S. (1990), A fuzzy approach to the measurement of poverty, In C. Dagum, M. Zenga (Eds) "Income and Wealth Distribution, Inequality and Poverty", Studies in Contemporary Economics, Springer-Verlag Berlin Heidelberg, pp. 272-284.

Chameni N.C., Miamo W.C. (2010), Determinants of the level of inequality and poverty in Cameroon: A multidimensional decomposition analysis, MPRA Paper N°25215, Université de Dschang et Université de Yaoundé II.

Chevrie, F., Guély, F. (1998), Logique floue. Cahier Technique Schneider n°191.

Conférence des Nations Unies sur le commerce et le développement (2002), De l'Ajustement à la réduction de la pauvreté : Qu'y a-t-il de nouveau ?, New York et Genève.

Costa R. et Masuy-Stroobant G. (2013), Pratique de l'analyse des données, Centre de recherche en démographie et sociétés, Louvain-la-Neuve, P.P. 57-62.

Coudouel A. et al., (2002), Mesure et analyse de la pauvreté, in Recueil de référence pour les stratégies de lutte contre la pauvreté, chapitre 1, Banque mondiale, Washington DC, avril 2002.

Coulibaly S. (2008), Note pour l'analyse de la pauvreté pour des perspectives de comparaison régionale : proposition méthodologique, AFRISTAT, Série méthode N°XX, P. P. 75-88.

Cousineau J. M. (2009), Les déterminants de la pauvreté : Une étude de l'incidence de la pauvreté au sein des familles québécoises sur la période 1976-2006 », Université de Montréal, aout 2009.

Desbois D. (2008), L'analyse des correspondances multiples à la Hollandaise : introduction à l'analyse d'Homogénéité, Revue MODULAD, N° 38, P.P. 194-220.

Diallo F. L. (2006), Analyse de la pauvreté multidimensionnelle en Guinée : approche par les ensembles flous, DEA-PTCI, UCAD.

Diallo F. L., Hamani O. (2010), Tendances de la pauvreté au Sénégal entre 1994 et 2001: une approche multidimensionnelle basée sur les ensembles flous, Consortium pour la recherche économique et sociale (CRES), MIMAP/SENEGAL, n° 2010/21.

Foster, J. E, A. F. Shorrocks (1991), Subgroup Consistent Poverty Indices. *Econometrica*, 59, 687-709.

Foster, J. E., Greer, J, E. Thorbecke (1984), A Class of Decomposable Poverty Measures, *Econometrica*, 52, 761-766.

Guiga, H., Ben Rejeb, J. (2011), Pauvreté multidimensionnelle en Tunisie : une approche non monétaire appliquée au Centre-Est de la Tunisie, Unité de Recherche « Tourisme et Développement », Faculté de Droit et des Sciences Économiques et Politiques de Sousse, Tunisie.

Houngpodote, H. (2009), "Analyse multidimensionnelle de la pauvreté au Bénin : Une approche par les sous-ensembles flous, Document de Recherche, Bénin.

Jacquet P. et al. (2004), Amartya Sen, la pauvreté comme absence de capacité. C.E.R.A.S. Projet, 2004/3 n°280, pp. 72-77.

Johannes, H., Kai-Alexander, K., Daniel Mukoko, S. (2012), Rapport de synthèse, dans Johannes Herderschee, Daniel Mukoko Samba et Moïse Tshimenga Tshibangu (éditeurs), Résilience d'un Géant Africain : Accélérer la Croissance et Promouvoir l'emploi en République Démocratique du Congo, Volume I Synthèse, contexte historique et macroéconomique, MÉDIASPAUL, Kinshasa, 91 p.

Kalonji N. (1984), La pauvreté dans les quartiers périphériques de Kinshasa, Laboratoire d'analyses sociales de Kinshasa, Volume 1, N°3, Mai-juin 1984.

KI. B, Faye. S, Faye. B. (2005), Pauvreté multidimensionnelle au Sénégal : une approche non monétaire par les besoins de base, Document de recherche N°2005-05, PEP.

Kodila Tedika, O. (2010), Pauvreté en République Démocratique du Congo : Un rapide état de lieux. Document de Travail/Working Paper 1/10, Mai, Congo Economic Review.

Koloma. Y. (2008), Contribution à l'analyse de la pauvreté non-monnaire micromultidimensionnelle au Mali. DT/142/2008, Université Montesquieu-Bordeaux IV.

Kpodar Kangni (2007), Manuel d'initiation à Stata (version 8), CERDI/CNRS, 97 p.

Krivine J.L. (2009), Logique et Théories Axiomatiques, Document de Travail, Université Paris 7.

Loisy C. (2000), Pauvreté, précarité et exclusion. Définitions et concepts, DREES,, 2000.

Maniata N. (2013), Théorie des ensembles flous et Mesure de la pauvreté multidimensionnelle en R.D.Congo, Mémoire fait pour l'obtention du diplôme de licence en Economie Mathématique, UNIKIN, 2013.

Marie-Hélène de Sède-Marceau (2010/2011), Introduction à la statistique descriptive : De la donnée à la connaissance : traitement, analyse et transmission, Notes de cours de Master AGPS, CTU.

Maweki, Y. (2008), Comparaisons multidimensionnelles de bien-être et de pauvreté : méthodes, inférence et applications, Thèse pour le Doctorat Économique, Université Laval, Faculté des Sciences Sociales, Québec, Canada.

Meulman, J. et Heiser, W. (2011), IBM SPSS Catégories 20, P.P. 233-248.

Miceli, D. (1997), Mesure de la pauvreté : théorie et application à la Suisse, Thèse de Doctorat n° 460, Université de Genève.

Miceli, D. (1998), Measuring poverty using fuzzy sets, Natsem, Discussion Paper n°. 38.

Ministère du Plan/RDC (2006), Document de la Stratégie de Croissance et de Réduction de la Pauvreté, Kinshasa.

Ministère du Plan/RDC (2011), Document de la stratégie de croissance et de réduction de la pauvreté (seconde génération), Kinshasa.

Ministère du Plan/RDC (2007), Enquête Démographique et de Santé (EDS), Kinshasa.

Moumami Ahmed (2010), Analyse de la pauvreté en République Démocratique du Congo, Working Papers Series N°112, African Development Bank, Tunis, Tunisia.

Mussard, S., Pi Alperin, M.N (2005), Théorie des ensembles flous et décomposition multidimensionnelle de la pauvreté : le cas du Sénégal. GRÉDI, Cahier de Recherche/ Working paper 05-03, Université de Sherbrooke.

Pi Alperin M. (2008), A comparison of multidimensional deprivation characteristics between natives and immigrants in Luxembourg', IRISS WP 2008-14.

Pi Alperin, M.N. (2008), Computing multidimensional poverty indices using fuzzy sets theory (The MPI Program), CEPS/INSTEAD. LAMETA, Université de Montpellier I.

Pi Alperin, M.N., Seyte, F., Terraza, M. (2005), Mesure multidimensionnelle de la pauvreté en Argentine, LAMETA, Université de Montpellier I.

Pi Alperin, M.N., Terraza, M. (2007), Test d'inférence statistique de l'indice multidimensionnel flou de pauvreté appliqué à l'Argentine, Document de Recherche n° 2007-01, LAMETA, Université de Montpellier.

PNUD (2013), Lutte contre la pauvreté, Se construire grâce aux centres communautaires polyvalents dans l'est de la République Démocratique du Congo, publié le 30 janvier in [www.cd.undp.org](http://www.cd.undp.org) (25-02-2013).

Ravallion, M, S. Chen (1997), What Can New Survey Data Tell Us About Recent Changes in Distribution and Poverty? World Bank Economic Review, 11, 357-382.

Sabina A., « Mesurer la pauvreté multidimensionnelle : les limites », Conférence AFD-EUDN, Université de Oxford, 2010, P.P. 4-18.

Smahi Ahmed (2009/2010), Microfinance et Pauvreté : Quantification de la Relation sur la population de Tlemcen, Thèse pour le Doctorat en Sciences Économiques, Université Abou Bekr Belkaïd de Tlemcen, Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, Tlemcen.

Sy Ibrahima (2012), La pauvreté multidimensionnelle au Sénégal entre 2002 et 2006 : une analyse par l'approche des ensembles flous, Laboratoire LEAD, Université Toulon.

Szeles, M. (2004), Multidimensional Poverty Comparisons within Europe: Evidence from the European Community Household Panel, IRISS Working Paper Series No 2004-05.

Tafesse Alemayehu Seyoum (2011), Commentaires : « Mesurer la pauvreté multidimensionnelle : les limites ». Revue d'économie du développement, 2011/2 Vol.25. International Food Policy Research Institute, De Boeck Université.

Touhami, A., Fouzia, E. (2009), Approche multidimensionnelle de la pauvreté : Présentation théorique et application au cas de la ville de Marrakech, Economic Research Forum 16th Annual conference on Equity and Economic development, Cairo, Egypt.

UEMOA (2001), Outils d'analyse de la pauvreté, Notes d'informations statistiques, N° 517, P.P. 4-21.

UNICEF (2008), Pauvreté des enfants et disparités en République Démocratique du Congo, Kinshasa, Décembre, P. P. 27-36.

Valérie, B., Claude, B. (2007), Analyse de l'impact de la croissance sur la pauvreté et identification des stratégies de croissance bénéfique aux pauvres (« pro-poor Growth strategies »), Étude des cas pour six pays partenaires méditerranéens : Égypte, Israël, Liban, Maroc, Tunisie et Turquie. Research n° FEM31-06R, CEMAFI, Université de Nice Sophia Antipolis, France.

Vero, J., Werquin, P. (1997), Un réexamen de la mesure de la pauvreté : comment s'en sortent les jeunes en phase d'insertion ? Économie & Statistique, n° 308-309-310, pp. 143-158.

Youssoufou, H. D. (2012), L'indice de pauvreté multidimensionnelle : entre acceptabilité et réfutabilité, Université de Tahoua (Niger), Colloque international.

Zadeh, L.A. (1965), Fuzzy sets, Information and Control, vol. 8, pp. 338-353.