

*PMMA Network Session Paper*

# **Pauvreté multidimensionnelle des enfants et des ménages Analyse appliquée à la République Centrafricaine**

Serge Matchinidé  
Narentinoudjou Titi Vinaha  
Steve Apété-Matongo  
Eugène Zabolo



*A paper presented during the 5th PEP Research Network General Meeting,  
June 18-22, 2006, Addis Ababa, Ethiopia.*

# **Pauvreté multidimensionnelle des enfants et des ménages**

## **Analyse appliquée à la République Centrafricaine**

Proposition de recherche présentée au réseau PEP

Par

Serge Matchinidé  
*Ingénieur statisticien économiste*  
[smatchinide@yahoo.fr](mailto:smatchinide@yahoo.fr)

Narentinoudjou Titi Vinaha  
*Finissante à l'Ecole nationale de travailleurs sociaux spécialisés de Dakar, Sénégal.*

Steve Apété-Matongo  
*DEA en statistique et Econométrie*

Eugène Zaboló  
*Master en Econométrie et Analyse économique*

15 mai 2006

Version révisée N° 2

**Résumé :** Les études sur la pauvreté des enfants, selon une approche à la fois centrée sur l'enfant et multidimensionnelle, ne sont pas très nombreuses, notamment dans les pays africains. Les études qui s'intéressent à la situation particulière des enfants se fondent plus souvent sur une mesure *unidimensionnelle* du bien être des enfants (comme la malnutrition, l'éducation ou le travail des enfants) ou sur une mesure *indirecte* de leur bien être (en faisant l'hypothèse qu'un enfant est pauvre s'il vit dans un ménage pauvre). Ceci pourrait s'expliquer par deux raisons : i) les trois grandes approches économiques d'appréhension de la pauvreté ne s'intéressent pas spécifiquement à la situation des enfants, ii) les données souvent disponibles sont collectées (et certains biens consommés) au niveau du ménage. La convention relative au droit des enfants offre un cadre conceptuel permettant de mesurer *directement* la pauvreté des enfants. En outre, l'enquête MICS-UNICEF de l'année 2000 pour la RCA, spécialement conçue pour permettre le suivi des objectifs relatifs au sommet mondial sur l'enfance, permet de dériver une mesure *directe* de cette pauvreté, et dans un cadre multidimensionnel. Pour ce faire, un indicateur composite de pauvreté est calculé à partir d'une méthode factorielle (Asselin (2002)), pour les enfants (séparément pour les enfants de moins de 5 ans et ceux de 5-14 ans) et pour les ménages. Le profil de pauvreté des ménages constitue une *pseudo actualisation* du profil de pauvreté monétaire qui date de l'année 1996, quand bien même il décrit d'autres manifestations (non monétaires) de la pauvreté en RCA. Il est utilisé pour éprouver l'hypothèse sur les interactions entre pauvreté des ménages et pauvreté des enfants.

## Sommaire

0. ...	Introduction générale et éléments de contexte .....	2
1. ...	Les principales questions de recherche et objectifs du projet .....	3
2. ...	Revue critique de la littérature .....	3
2.1	<i>Les travaux sur la RCA</i> .....	3
2.2	<i>Le cadre conceptuel usuel d'appréhension de la pauvreté</i> .....	4
2.3	<i>Les études en rapport avec la pauvreté des enfants</i> .....	5
3. ...	Contribution empirique de la recherche .....	5
4. ...	Implications en termes de politique économique .....	7
5. ...	Méthodologie .....	7
5.1	<i>Construction d'un indicateur non monétaire de bien être</i> .....	7
5.2	<i>Elaboration du profil de pauvreté des enfants et des ménages</i> .....	10
5.3	<i>Tester la concordance entre la pauvreté des enfants et des ménages</i> .....	12
6. ...	Données nécessaires et sources disponibles .....	17
6.1	<i>Structure de la base de données MICS-RCA (2000)</i> .....	17
6.2	<i>Plan de sondage du MICS RCA (2000)</i> .....	17
7. ...	Stratégie de dissémination des résultats .....	18
8. ...	L'équipe de recherche .....	18
9. ...	Contribution du projet au développement de capacités .....	19
10. ...	Problèmes éthiques, sociaux, environnementaux ou de genre .....	19
11. ...	Liste de projets passés, actuels et soumis dans des domaines .....	20
12. ...	Références bibliographiques .....	21
13. ...	Annexe .....	24

## 0. Introduction générale et éléments de contexte

La République Centrafricaine (désigné RCA par la suite) est un pays d'Afrique centrale, enclavé, faiblement peuplé (4 millions d'habitants environs en 2004 soit 6 habitants au km<sup>2</sup>), considéré comme étant l'un des plus pauvres au monde, puisque classé 171<sup>ème</sup> sur 177 selon l'indicateur de développement humain du PNUD (2005). Elle a une économie essentiellement agricole (le coton, le café, le tabac et le bois sont les principaux produits d'exportation) et qui repose en partie sur l'exploitation de ressources minières et diamantifères.

Cette économie connaît depuis de nombreuses années une situation de crise profonde dont les fondements tiennent aussi bien à l'arrivée aux limites des mécanismes économiques traditionnels qu'aux multiples soubresauts qui ont marqué la sphère politique. Depuis les années 80, le PIB par habitant n'a cessé de se détériorer, allant de 480 US\$ en 1980 à 309 US\$ en 2003. En dépit des réformes, le pays éprouve de sérieuses difficultés économiques et sociales. Le taux de pression fiscale qui ne représente que 12% du PIB en 2002 (Banque mondiale (2004)) est l'une des plus faibles au monde<sup>1</sup>. Le poids de la dette (119% du PIB en 2004) constitue un véritable goulot d'étranglement (Zone Franc (2004)).<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Ce taux est tombé à moins de 10% après 2003

<sup>2</sup> Cf. [www.izf.net](http://www.izf.net)

Etant donné que la population centrafricaine est jeune (environ 50% de la population est âgée de moins de 18 ans, 16% de moins de 5 ans, chiffres qui sont supérieurs aux valeurs médianes mondiales, 38 et 11% respectivement (UNICEF (2005)), les jeunes en général, et les enfants en particulier, sont les plus affectés par les problèmes sociaux dus aux difficultés macroéconomiques que connaît le pays. Pourtant, les analyses disponibles sur la pauvreté en RCA (et comme dans la plupart des pays en développement) se consacrent davantage à la situation des ménages qu'à celle des individus qui la compose, et particulièrement celle des enfants. Adopter le point de vue de l'enfant nécessite de tenir compte de plusieurs éléments et notamment, que l'enfant est une *personne* (avec des droits et des besoins spécifiques), en *situation de dépendance* (de sa famille, de son environnement, etc.) et une *personne en devenir* (CREC (2005)) sur laquelle repose le développement futur de toute une nation. D'où la nécessité de porter une attention toute particulière sur cette frange de la population.

## 1. Les principales questions de recherche et objectifs du projet

L'objectif principal de cette étude est d'analyser la pauvreté des enfants centrafricains âgés de 0 à 14 ans,<sup>3</sup> selon une approche à la fois **centrée sur l'enfant et multidimensionnelle**. Cette analyse consistera particulièrement à :

- Construire une mesure micro multidimensionnelle du bien être des enfants
- Dresser un profil de pauvreté des enfants
- Identifier des facteurs associés à la pauvreté des enfants
- Construire un indicateur composite de pauvreté des ménages et tester la concordance entre le profil de pauvreté des enfants et celui des ménages
- Proposer des politiques ciblées, en fonction des carences identifiées, selon les caractéristiques des enfants, de leurs ménages et de leur environnement.

## 2. Revue critique de la littérature

### 2.1. Les travaux sur la RCA : Aucune prise en compte des besoins spécifiques des enfants dans un cadre multidimensionnel

Les estimations récentes de l'ampleur de la pauvreté monétaire en RCA découlent de projections à partir des études réalisées en 1992/1993 (enquête légère sur la consommation des ménages), en 1995/1996 (enquête intégrale sur les conditions de vie des ménages, ECAM) et sur les résultats préliminaires de l'enquête sur les conditions de vie en milieu et rural conduites en 2003 (PNUD (2004)). Ces estimations suggèrent que la proportion des individus vivant avec moins d'un dollar PPA par jour est passée de 67% en 1993 à 71% en 2004 (UNDAF (2004)). Les pauvres consacrent jusqu'à 77% de leur revenu à l'alimentation, comparé à 63% en 1993. Les inégalités sont très fortes; en 1996, les 20% les plus pauvres de la population ne consommaient que 2% des dépenses totales, contre 65% pour les 20% les plus riches. L'ECAM de 1995/1996 indique que 49% de la population vit en dessous du seuil de pauvreté national, 57% en zone rurale et 36% en zone urbaine. A cette date, la pauvreté était plus élevée dans les ménages de grande taille (PAD (2000)). En 2003, 73% des ménages ruraux vivent en dessous du seuil de pauvreté calculé pour la zone rurale<sup>4</sup> (PNUD (2004)).

<sup>3</sup> Dans la suite du texte, cette tranche d'âge est scindée en deux; les enfants âgés de moins de 5 ans, et ceux de 5 à 14 ans, puisqu'ils n'ont visiblement pas les mêmes besoins ou «droits». Par exemple, la question du travail des enfants ou de la fréquentation scolaire, pertinente pour le second groupe ne l'est pas pour autant pour le premier.

<sup>4</sup> Soit une consommation effective inférieure à 43 194 FCFA par équivalent adulte pendant le trimestre précédent l'enquête.

Les régions du Nord et de l'Est du pays sont les plus pauvres. La part des moins de 15 ans dans la population totale est toujours plus importante dans les ménages pauvres, ce qui est une «trace» de fécondité élevée chez les pauvres.

Le taux de pauvreté de 1996 est sans doute sous estimé par rapport à la période actuelle, compte tenu de la réduction du PIB/tête ces dernières années<sup>5</sup>. Les estimations du PNUD (2005) indiquent une aggravation de la sécurité humaine, plaçant le pays parmi les 10 pays les plus pauvres au monde. Avec un taux de mortalité infanto juvénile de 180 pour mille en 2003, la RCA est le 18ème pays du monde (dans un classement de 192 pays) ayant la performance la plus modeste en terme de bien être des enfants (UNICEF (2005)). Toujours selon l'UNICEF, 39% des enfants de moins de 5 ans souffrent d'un retard de croissance, 56% des enfants centrafricains âgés de 5 à 14 ans sont engagés dans des activités propres au travail des enfants. Le chiffre est de 57% parmi les filles et 54% chez les garçons.

En 2005, une analyse de pauvreté non monétaire multidimensionnelle a été menée sur la base des données du recensement général de la population de 2003 (RGPH 03), à partir des données sur logement, le cadre de vie et les biens d'équipement du ménage. Quoique les données de ce recensement ne s'y prêtent guère, elle conclut que la pauvreté d'existence affecte environ 50,3% de la population Centrafricaine, a un caractère rural (70,4% de la population rurale est pauvre contre 4 fois moins dans la population urbaine) et les ménages les plus frappés sont ceux dirigés par des femmes particulièrement celles en rupture d'union. En outre selon cette analyse, le niveau d'instruction du chef de ménage a un effet important sur la pauvreté.

## **2.2. Le cadre conceptuel usuel d'appréhension de la pauvreté ne s'intéresse pas spécifiquement à la situation des enfants**

Ce cadre peut être scindé selon trois écoles, celle des *welfarist*, des *besoins de base* et des *capacités* (Asselin et Dauphin (2000)). Selon le cadre *welfarist*, est considéré pauvre tout individu qui se situe en deçà d'un minimum de bien être économique : au vu de ses ressources (revenu ou consommation), il choisit parmi tous les vecteurs de biens et services accessibles celui qui maximise sa satisfaction. Non seulement ce comportement «maximisateur» ne s'applique pas directement aux enfants (ces décisions échoient généralement aux parents), ce cadre reconnaît que les préférences sont variables d'un individu à un autre. Toutefois, si la prise en compte des inégalités intra ménages (via des échelles d'équivalence) constitue une solution à ce problème, elle reste limitée, puisqu'elle n'offre en aucun cas une mesure directe du bien être des enfants.

L'école des besoins de base apporte une critique au caractère subjectif du welfarisme; le pauvre est ici un individu privé d'un minimum de commodités de base jugées préalables à l'atteinte d'une certaine qualité de vie. Les commodités suggérées comprennent la nourriture, l'eau potable, des aménagements sanitaires, un logement, des services de santé et d'éducation de base, un service de transport public, etc. Ces commodités sont à l'évidence d'une utilité variable selon l'âge et le genre. Une autre difficulté se situe au niveau du choix de ces commodités et de leur agrégation, si besoin est, en un indicateur composite de pauvreté.

L'école des capacités insiste sur les moyens (habilités humaines) dont disposent les individus pour convertir leurs ressources en satisfaction. Cette école a reçu un écho favorable auprès du PNUD qui publie depuis 1990 une série d'indicateurs composites dont l'indice de

---

<sup>5</sup> Baisse conjuguée avec une inégalité initiale forte.

développement humain et l'indicateur de pauvreté humaine, l'IPH, calculé<sup>6</sup> à partir de la probabilité de décéder avant 40 ans, du taux d'analphabétisme et d'un sous indicateur composite mesurant la malnutrition des enfants de moins de 5 ans, l'accès aux services de santé et à l'eau potable. L'IPH a l'avantage conceptuel de constituer un indicateur composite à même de rendre compte de la situation des enfants. Toutefois, en plus de l'arbitraire dans les pondérations de ses sous composantes (voir Asselin (2002) pour une solution à ce problème) et de son caractère exclusivement macro, Minvielle et Bry (2003) ont souligné, dans le cas du Sénégal, que cet indicateur est «phagocyté» par l'un de ces composants : le taux d'analphabétisme des adultes<sup>7</sup>.

### **2.3. Les études en rapport avec la pauvreté des enfants : Des approches unidimensionnelles ou des mesures indirectes du bien être des enfants**

Les études sur la pauvreté des enfants, selon une approche à la fois centrée sur l'enfant et multidimensionnelle, ne sont pas très nombreuses, notamment dans les pays africains. Ces études se distinguent selon qu'elles se fondent sur des mesures directes du bien être des enfants (dans une approche uni ou multidimensionnelle) ou sur des mesures indirectes de leur bien être. Ces mesures sont indirectes lorsqu'elles supposent une relation étroite entre le bien être du ménage et celui des enfants : les enfants pauvres sont des enfants qui vivent dans des ménages pauvres (Bradbury et al (1999), Jeandidier et alii (2003), Micklewright (2003), Rizk (2003), Corak (2005)). Ces études qui portent essentiellement sur les pays riches font une hypothèse assez forte qui n'est pas nécessairement assurée si les comportements internes à la famille peuvent alléger (altruisme) ou aggraver (fortes inégalités dans l'allocation des ressources) les conséquences sur les enfants de la pauvreté subie par leurs parents. Une étude récente en Afrique du sud (Cassiém et alii (2000)) fait cette hypothèse pour la mesure de la pauvreté monétaire des enfants (*income child poverty*) mais introduit aussi des mesures directes du bien être des enfants (malnutrition, éducation, violences et crimes contre les enfants) ainsi qu'un indicateur composite de pauvreté des ménages qui permet de calculer l'incidence de la pauvreté des enfants, comme dans Haarmann (1999).<sup>8</sup>

D'autres études se focalisent sur une dimension particulière du bien être des enfants : malnutrition, éducation des enfants (Lachaud (2000), Kobiané (2003)), travail des enfants, etc. Ces résultats dénotent que l'incidence de l'insuffisance pondérale et de l'absence d'immunisation est plus forte dans les ménages qui occupent des logements précaires (Lachaud (1998)), que le retard de croissance est négativement corrélé au niveau de vie du ménage (Lachaud 2000 et 2003), que l'urbanisation s'accompagne d'une réduction des niveaux d'émaciation, d'insuffisance pondérale et de retard de croissance, sans différences significatives selon le sexe de l'enfant (Lachaud (2002)), qu'en plus du niveau de vie du ménage, l'éducation de la mère et l'existence d'infrastructures de soins de santé sont des facteurs qui contribuent à la prévention des problèmes de malnutrition chez les enfants de moins de 5 ans (Ahovey et Vodounou (2003)). Des études en relation avec le travail des enfants tendent à montrer que l'incidence du travail des enfants croît avec le risque de pauvreté du ménage<sup>9</sup> (Diallo (2001), Shafiq (2003), Bougroum et alii (2004),

<sup>6</sup> Il s'agit ici de l'IPH calculé pour les pays en développement.

<sup>7</sup> Ils estiment à 0,96 la corrélation entre l'indicateur de pauvreté humaine et le taux d'analphabétisme des adultes ; à 0,57 la corrélation avec la probabilité de décéder avant l'âge de 40 ans ; à 0,61 la corrélation avec le sous indicateur composite.

<sup>8</sup> Cité par Cassiém et alii (2000, p. 24). Cet indicateur combine les dépenses du ménage, les caractéristiques du logement (type, équipements, source d'énergie pour la cuisine), les variables de santé (mode d'accès à l'eau, type de services de santé auxquels le ménage a accès, type de toilette utilisé); et des indicateurs d'opportunités d'emploi (rapport de dépendance économique, capital éducatif des adultes du ménage). Pour chacune de ces dimensions, des scores allant de 1 à 5 sont attribués et, in fine, les enfants sont pauvres si leur ménage l'est.

<sup>9</sup> L'axiome de luxe est ainsi vérifiée, en accord avec les hypothèses du modèle théorique de Basu et Van (1998).

Lachaud (2004)). Ces études s'accordent aussi sur le fait que le travail des enfants est un phénomène complexe dont la pauvreté des ménages n'est qu'un des facteurs explicatifs.

D'après une étude conduite par l'Unicef, les enfants dont les deux parents sont décédés sont moins scolarisés, le taux de fréquentation scolaire des enfants est plus élevé dans les ménages de taille supérieure ou égale à 12 personnes (69,5%), le taux d'abandon est plus élevé pour les filles (14,4%) que pour les garçons (10,2%). A partir de 10 ans, les abandons sont fréquents, surtout chez les filles (Unicef-RCA 2004).

### 3. Contribution empirique de la recherche

#### 3.1. Exploiter un cadre conceptuel indiqué pour l'évaluation de la pauvreté des enfants

Même si on a un cliché de la pauvreté multidimensionnelle avec l'analyse des données du recensement de 2003,<sup>10</sup> la littérature sur la pauvreté, on a pu le noter, ne traite pas suffisamment la situation particulière des enfants, et encore moins selon une approche à la fois multidimensionnelle et qui tienne compte des droits spécifiques de ces enfants et de leur environnement. Les autres études qui font référence à la pauvreté des enfants ont deux principales limites : certaines font l'hypothèse d'une étroite correspondance entre le bien être du ménage et celui des enfants du ménage; d'autres se focalisent sur une seule dimension du bien être des enfants. Dans le premier cas, on fait face à la difficulté classique liée à l'évaluation empirique du niveau de bien être des individus alors que les informations sont collectées (et certains biens sont consommés collectivement) au niveau des ménages. Cette étude se propose de **mesurer directement le bien être des enfants**. Dans le second cas, il peut être possible d'adopter une **approche qui tienne compte directement de la multidimensionnalité du bien être des enfants**.

La convention relative au droit des enfants suggère de mesurer directement la pauvreté de ces derniers et en relation avec «leurs» droits. Cette convention offre ainsi une base conceptuelle permettant de mesurer la pauvreté des enfants. La pauvreté des enfants doit alors évaluer leur accès à un certain nombre de droits économiques et sociaux (Gordon, Pantazis et Townsend (2001)). Ces auteurs ont regroupé 27 indicateurs, régulièrement renseignés par le PNUD et/ou la Banque mondiale, en 7 thématiques basées chacune sur un ou deux articles issus de la déclaration universelle des droits de l'homme (droit à la vie, droit à l'absence de discrimination, droit à des conditions de vie adéquates, droit à la sécurité sociale, économique et culturelle, droit à un accès équitable aux services publics, droit à l'éducation, droit de participer à la vie culturelle). 10 de ces 27 indicateurs sont des mesures directes du droit des enfants, les 17 autres s'appliquent aussi aux adultes (comme c'est le cas de la probabilité de décéder avant l'âge de 40 ans ou du taux d'accès à l'eau potable). A partir d'un sous ensemble des 10 indicateurs directs, ces auteurs construisent un indicateur composite d'accomplissement des droits des enfants<sup>11</sup> qu'ils utilisent pour classer 47 pays africains. La RCA figure dans le tiers des pays en queue du classement. La méthode de calcul de cet indicateur composite mérite des approfondissements pour réduire l'arbitraire dans la formule d'agrégation (voir Asselin 2002). Il est aussi nécessaire d'approfondir ce diagnostic à un niveau désagrégé, au niveau des ménages et des enfants, de sorte à saisir les disparités aussi bien entre les préfectures que selon certaines caractéristiques des ménages et des enfants.

<sup>10</sup> Ce rapport d'analyse a été élaboré avec la participation de C. Vodounou en 2005 (RGPH 03)

<sup>11</sup> Pour chacun des indicateurs C retenus, un Z-score est calculé  $(C - \text{moyenne}) / (\text{écart type})$  par rapport à l'échantillon des pays. Ces Z-scores sont ensuite agrégés *simplement* pour obtenir l'indicateur composite.

### 3.2. Dresser un portrait multidimensionnel de la pauvreté des ménages

La littérature sur la pauvreté en RCA est dominée par l'approche monétaire, au sens où le ciblage des pauvres se fonde sur le niveau de consommation. Ceci suppose une conception trop étroite du bien être alors que de travaux empiriques récents soulignent que la pauvreté est multidimensionnelle (voir par exemple Lachaud 2000, Razafindrakoto et Roubaud 2001, Ki et alii 2005, Foko et alii 2005). Sur ce point, le cadre conceptuel *traditionnel* insiste déjà sur le caractère multidimensionnel de la pauvreté. Ceci dit, le profil de pauvreté monétaire de 1995/96 devrait être «actualisé»<sup>12</sup> pour rendre compte des impacts des événements douloureux du milieu et de la fin de la décennie. En effet dès lors qu'il est susceptible de connaître des variations conjoncturelles considérables, le portrait de la pauvreté doit être réévalué (voir Filmer et Pritchett (2001) sur ce point dans le cas du Maroc). Des études récentes soulignent que dans un contexte d'absence de données monétaires (ou si elles ne sont pas suffisamment fiables), un indice composite fondé sur les conditions de vie et le patrimoine des ménages constitue un indicateur proxy du bien être de long terme des ménages (Sahn et Stiefel (2001)). Cet indice sera calculé pour la RCA. Il permettra de dresser un portrait complémentaire de l'état de la pauvreté en RCA. Un autre élément est la possibilité de tester empiriquement l'implication usuelle selon laquelle *les enfants issus de ménages pauvres sont pauvres*.

## 4. Implications en termes de politique économique

En optant pour une analyse de la pauvreté (des enfants et des ménages) dans une approche multidimensionnelle non monétaire, nous admettons implicitement que la pauvreté présente des visages multiformes que l'approche monétaire seule est incapable de révéler. Aussi, on peut faire l'hypothèse que l'efficacité des politiques et stratégies de lutte contre la pauvreté est tributaire de l'efficacité dans le ciblage des pauvres. Ceci est d'autant plus plausible que dans le contexte de pays en développement comme la RCA, il est plus facile d'identifier un individu privé d'une commodité donnée qu'un individu ayant un niveau de revenu faible.

Sachant qu'un profil de pauvreté monétaire (pour le milieu rural) est disponible pour l'année 2003, la présente étude décrira d'autres manifestations de la pauvreté (celles non monétaires) en RCA, tout en s'inscrivant dans une logique de complémentarité avec l'étude de la pauvreté multidimensionnelle de 2003 (RGPH 03). Ensuite, elle offrira une meilleure lecture de la pauvreté des enfants (tant par sa mesure que par la mise en évidence des facteurs de risque de pauvreté des enfants) et permettra au décideur de juger de la pertinence d'assimiler la pauvreté des enfants, en général, à celle des ménages auxquels ils appartiennent.

Enfin, si les résultats de cette étude pourraient alimenter le cadre stratégique de lutte contre la pauvreté en RCA en cours de préparation, il permettront en particulier de mieux documenter les stratégies sectorielles existantes (santé, éducation, développement rural, environnement, emploi, etc.), spécifiquement, les stratégies visant directement, ou indirectement, l'amélioration du bien-être des enfants. Car, il faut dire que depuis 1990, la lutte contre la pauvreté fait partie des axes prioritaires d'intervention des pouvoirs publics centrafricains et de leurs partenaires techniques et financiers. Cet engagement s'est traduit dans un premier temps par l'élaboration en 1999 d'un Plan National de Lutte contre la pauvreté (PNLCP) puis, en 2000, par le lancement du processus d'élaboration du Cadre Stratégique de Lutte contre la

---

<sup>12</sup> Il ne s'agira vraiment pas d'une actualisation, au sens où le nouveau profil de pauvreté sera monétaire et fondé sur la même méthodologie que celle à la base du profil de pauvreté de 1995/96. Le terme actualisation renvoie simplement au fait qu'il s'agira d'un profil estimé sur une base de donnée relativement récente, fût-elle sur la base d'une méthodologie différente.

Pauvreté (CSLP) qui exige une analyse de situation fondée sur des statistiques fiables et récentes.

## 5. Méthodologie

Pour atteindre les objectifs de ce travail, il est indispensable de construire un indicateur de bien être des enfants et des ménages, de définir des seuils de pauvreté robustes aux comparaisons de pauvreté, tant au niveau des enfants que des ménages.

### 5.1. Construction d'un indicateur non monétaire de bien être

#### 5.1.1. Indicateurs composites de bien être des enfants de 0-14 ans

Le ciblage des 0-14 ans est guidé, entre autres raisons, par l'importance accordée à cette tranche d'âge dans quasiment toutes les préoccupations en rapport avec le travail des enfants.<sup>13</sup> Dans cette étude, cette tranche d'âge est scindée en deux; les enfants âgés de 0 à 4 ans (c'est-à-dire la petite enfance), et ceux de 5 à 14 ans (l'enfance), puisqu'ils n'ont visiblement pas les mêmes besoins ou «droits». Par exemple, la question du travail des enfants ou de la fréquentation scolaire, pertinente pour le second groupe ne l'est pas pour autant pour le premier.

##### a) Le cas des enfants de 0 à 4 ans

Dans un premier temps, on adopte ici une approche opérationnelle pour mesurer directement le bien être des enfants de moins de 5 ans. Les indicateurs pris en compte résultent d'un compromis entre i) les indicateurs théoriques relatifs aux droits des enfants<sup>14</sup> et ii) les indicateurs opérationnels définis lors du sommet mondial sur les enfants tenu en 1990 à New York<sup>15</sup>. On situe l'analyse dans le cadre conceptuel des «besoins de base» comme dans Townsend (1987)<sup>16</sup>. Gordon, Pantazis et Townsend (2001) retiennent huit dimensions clé du bien être des enfants. Certaines de ces dimensions ne s'appliquent pas directement aux enfants de moins de 5 ans (accès à l'information, à l'éducation) et reflètent davantage un contexte plus ou moins favorable à leur bien être (disponibilité d'infrastructures socio communautaires comme une école primaire ou un centre de santé, niveau d'éducation des parents, etc.).<sup>17</sup> Plus généralement, les dimensions retenues s'adaptent bien à la mesure multidimensionnelle de la pauvreté des enfants au niveau national et non au niveau individuel (par exemple, les tranches d'âge pertinentes ne sont pas les mêmes pour les questions anthropométriques ou pour l'accès à l'éducation primaire). C'est pourquoi, pour ce qui est de la pauvreté des enfants de moins de 5 ans, nous ne retiendrons que 5 dimensions (cf. tableau 1).

Ces dimensions sont mesurées à travers des indicateurs qui peuvent être rendus dichotomiques. Par exemple, un enfant qui souffre d'une malnutrition chronique ou d'un retard de croissance a un indicateur taille/âge à moins de 90% de la médiane de référence<sup>18</sup>

<sup>13</sup> Dans l'enquête MICS RCA 2000 (cf. section 6 du document), ce sont les enfants de 5 à 14 ans qui sont éligible pour le module portant sur le travail des enfants.

<sup>14</sup> Cf. déclaration universelle des droits de l'homme et convention relative aux droits des enfants.

<sup>15</sup> Les données MICS du début des années 2000 permettent d'obtenir jusqu'à 63 des 75 indicateurs relatifs à ce sommet. Voir <http://www.childinfo.org/eddb/index.htm> pour plus de détails.

<sup>16</sup> Cité par Gordon, Pantazis et Townsend (2001).

<sup>17</sup> Le cadre microéconomique considère ces facteurs comme des déterminants du statut nutritionnel des enfants (Deaton (1997), Lachaud (2000), Ahoey et Vodounou (2003)).

<sup>18</sup> La population de référence internationale du NCHS (National Center for Health Statistics) est supposée saine et bien nourrie. Les tableaux du NCHS suggèrent plusieurs manières d'appréhender la malnutrition des enfants : en pourcentage de

pour le rapport taille/âge, ou à deux écarts type au-dessous d'elle. Cet indicateur traduit un état de déficience nutritionnelle lié à de fréquents épisodes de malnutrition aiguë ou à de longues périodes de déficience alimentaire, souvent combinés à une mauvaise santé persistante ou périodique dans les premières années de la vie. Cette forme de malnutrition est plutôt inhérente au statut de santé de *longue période*. Cet indicateur sera préféré aux autres indicateurs (poids/âge d'insuffisance pondérale ou poids/taille d'émaciation) qui sont relativement sensibles aux *fluctuations de court terme* des possibilités d'accès à la santé ou au fait d'une *privation soudaine* de nourriture.

Tableau 1 : Indicateurs pour l'analyse et la mesure de la pauvreté des enfants (moins de 5 ans)

Dimension	Indicateurs	Source des données (MICS 2000)
Alimentation	Taille pour âge*	Module sur l'anthropométrie (Questions Q4, Q6 et Q7)
Eau potable	Principale source d'eau potable Temps mis pour aller chercher de l'eau potable	Module sur l'eau et les sanitaires (Q214 et Q218)
Sanitaires	Existence et type de toilettes utilisées Localisation des toilettes	Module sur l'eau et les sanitaires (Q220 et Q221)
Santé	L'enfant est-il immunisé contre les maladies suivantes : diphtérie, tuberculose, rougeole, poliomyélite ? L'enfant a-t-il pris des vitamines ? L'enfant a-t-il été allaité ? Le ménage utilise-t-il du sel iodé ?	Module sur la vaccination (Q241 à Q252) Module sur la vitamine A (Q28) Module sur l'allaitement (Q31) Module sur l'iodation du sel (Q224)
Cadre de vie	Indice de peuplement du logement Nature du mur Nature du sol et Nature du toit	Module d'informations sur le ménage (Q10, Q11, Q25, Q26, Q27)

Source : Sélection des auteurs sur la base d'un recoupement de la littérature avec les informations du MICS 2000 en RCA.

Note : \* Nous ne considérerons pas les indicateurs poids pour âge et poids pour taille puisqu'ils dépendent fortement de la période de collecte des données. **On cherche à saisir l'état de santé de « long terme » des enfants.**

Comment agréger ces indicateurs dichotomiques en un indicateur composite simple qui a la propriété d'être un bon résumé de l'information apportée par les indicateurs initiaux ? Asselin (2002) utilise une méthode factorielle (l'Analyse des correspondances multiples ou ACM) pour produire un tel indicateur. Il est simple parce qu'il est une combinaison linéaire des indicateurs initiaux ; il en est un bon résumé dès lors qu'il est la structure principale commune (au sens qu'il est aussi lié que possible) aux indicateurs initiaux. L'expression analytique de l'indicateur composite ICP pour un individu (enfant) (i) s'écrit :

$$C_i = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \sum_{j_k=1}^{J_k} W_{j_k}^k I_{i,j_k}^k$$

Où  $W_{j_k}^k$  désigne le score normalisé de la catégorie  $j_k$  de la variable  $k$  sur le premier axe de l'ACM de  $X$  et  $I_{i,j_k}^k$  une variable binaire 0/1 égale à 1 si (i) a la catégorie  $j_k$  et 0 sinon.  $K$  est le nombre de variables primaires retenues.

L'ACM est fréquemment utilisée dans l'élaboration des indicateurs composites de pauvreté. Des détails méthodologiques sont par exemple explicités dans Asselin (2002) ou Bry (1995),

---

la médiane de la population de référence, en centile de la population de référence ou en nombre d'écarts types au dessus ou au dessous de la médiane de la population de référence (le Z-score). La présente étude privilégiera le Z-score, puisqu'il s'agit d'un indicateur normalisé. Par exemple, le Z-score du retard de croissance de l'individu  $i$  est donné par (Taille de  $i$  – valeur médiane de la taille des enfants du même âge dans la population de référence) / écart type de la population de référence. L'enfant est mal nutri lorsque son Z-score est inférieur à -2 et sévèrement mal nutri lorsque son Z-score est inférieur à -3.

des applications empiriques sur des données de pays africains sont présentées dans Booyesen et *alii* (2005), Ki et *alii* (2005) ou Diagne et *alii* (2005) pour ne citer que ceux là. La technique ACM est présentée en annexe.

Pour que l'ICP soit considéré comme un indicateur de pauvreté, il est nécessaire qu'il vérifie la condition dite *COPA* (Consistance ordinale par rapport au premier axe factoriel), puisqu'il est nécessaire que le bien-être exprimé par les indicateurs, pris individuellement, se dégrade lorsqu'on se déplace le long du premier axe factoriel (Asselin (2002)).

### b) Le cas des enfants de 5-14 ans

La méthodologie étant similaire à celle présentée au point précédent, l'ICP des enfants de 0 à 14 ans sera construit sur la base des variables répertoriées dans le tableau 2 ci-après. Par rapport au tableau précédent, on note, en particulier, l'apparition des variables scolaires et celles relatives au travail des enfants.

Tableau 2 : Indicateurs pour l'analyse et la mesure de la pauvreté des enfants (de 5-14 ans)

Dimension	Indicateurs	Source des données (MICS 2000)
Education	Fréquentation de l'école au moins une fois dans la vie; niveau d'étude atteint Fréquentation actuelle de l'école; niveau d'étude atteint	Module sur l'éducation (Questions Q19, Q20; Q22, Q25)
Travail des enfants	Travail en dehors du ménage pendant la semaine précédent l'enquête Travail en dehors du ménage pendant l'année précédent l'enquête	Module sur le travail des enfants (Questions Q31, Q33)
Eau potable	Principale source d'eau potable Temps mis pour aller chercher de l'eau potable	Module sur l'eau et les sanitaires (Q214 et Q218)
Sanitaires	Existence et type de toilettes utilisées Localisation des toilettes	Module sur l'eau et les sanitaires (Q220 et Q221)
Santé	Le ménage utilise t-il du sel iodé ?	Module sur l'iodation du sel (Q224)
Cadre de vie	Indice de peuplement du logement Nature du mur Nature du sol Nature du toit	Module d'informations sur le ménage (Q10, Q11, Q25, Q26, Q27)

Source : Sélection des auteurs à partir de la littérature, du questionnaire et de la base de données du MICS RCA 2000

### 5.1.2. Indicateur composite du bien être des ménages

La méthodologie reste la même que précédemment, à la seule différence que les variables actives dans l'analyse seront légèrement différentes. A la suite de Sahn et Stiefel (2001), Filmer et Pritchett (2001), on ajoute aux indicateurs précédemment sélectionnés, ceux du patrimoine ainsi que certaines caractéristiques du logement. Toutefois, dans cet ensemble, on supprime les dimensions alimentation et santé, pour éviter les biais de sélection d'échantillon (Foko et *alii*). Selon le degré de consistance de l'indicateur composite de pauvreté, on jugera de la nécessité de conduire l'analyse au niveau national ou selon le milieu de résidence (voir Diagne et *alii* 2005).<sup>19</sup>

Tableau 3 : Liste des variables sélectionnées pour construire l'indice de bien-être des ménages

Dimension	Indicateurs	Source des données (MICS 2000)
Eau potable	Principale source d'eau potable Temps mis pour aller chercher de l'eau potable	Module sur l'eau et les sanitaires (Q214 et Q218)
Sanitaires	Existence et type de toilettes utilisées Localisation des toilettes	Module sur l'eau et les sanitaires (Q220 et Q221)
Cadre de vie	Indice de peuplement du logement Nature du sol, du mur et du toit Source d'éclairage Mode d'énergie pour la cuisine	Module d'informations sur le ménage (Q11, Q10, Q25-27, Q40-43, Q44-48)
Patrimoine	Moyens de locomotion (bicyclette, mobylette, moto, voiture) Equipements productifs (charrue, pousse) Confort (poste radio, téléviseur, réfrigérateur) Fer à repasser	Module d'informations sur le ménage (Q31-34, Q35-36, Q28, Q37-38, Q29)

Source : Sélection des auteurs à partir de la littérature, du questionnaire et de la base de données du MICS RCA 2000

Il est possible d'inclure dans l'indice composite de pauvreté des ménages des variables comme le capital éducatif du ménage (comme dans Haarman 1999) ou des variables proxy de la disponibilité d'infrastructures socio communautaires. L'option que nous prenons est de les isoler comme potentielles variables explicatives du statut de pauvreté des enfants.

## 5.2. Elaboration du profil de pauvreté des enfants et des ménages

On commence par la détermination d'un seuil de pauvreté, les profils sont déduits à partir des indices FGT de Foster, Greer et Thorbecke (1984).

### 5.2.1. Seuils de pauvreté

Que ce soit au niveau des enfants (moins de 5 ans ou 5-14 ans) ou des ménages, deux seuils de pauvreté seront calculés. Le premier est un seuil absolu, plus en ligne avec la situation d'extrême pauvreté de la majorité de la population centrafricaine. On choisira un individu de référence (enfant ou ménage) qui a accès à un niveau de bien être qu'on peut juger *souhaitable* pour atteindre une certaine qualité de vie. Ce pourrait être un enfant en situation de déprivation modérée, ou un ménage ayant accès à un sous ensemble de commodités de base. Un autre seuil sera calculé via une Classification Ascendante Hiérarchique des enfants et des ménages (Lebart, Morineau et Piron (1997), Escofier et Pagès (1998)) le long du

<sup>19</sup> Ceci dit, nous souhaitons conduire l'analyse au niveau national, pour éviter d'alourdir la présentation, puisque l'un des objectifs visés est de mettre en regard le profil de pauvreté des enfants avec celui des ménages.

premier axe factoriel.<sup>20</sup> Cette méthode a comme avantage de constituer des classes d'individus (enfants ou ménages) aussi homogènes que possible du point de vue de leur niveau de bien être. Le seuil de pauvreté est alors fixé de sorte que les individus ayant les conditions de vie les plus spartiates présentent un bien être inférieur à ce seuil.

### 5.2.2. Profils de pauvreté

La formulation générale des indices de pauvreté FGT (Foster, Greer, Thorbecke) est la

suivante :  $P_\alpha = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^q \left( \frac{z - C_i}{z} \right)^\alpha$ , où  $z$  est le seuil de pauvreté,  $N$  le nombre d'individus dans

la population,  $q$  le nombre de pauvres (sans nuire à la généralité, on suppose que le bien être croît lorsque  $C$  augmente).  $\alpha > 0$  un paramètre exprimant l'aversion à l'inégalité en matière de pauvreté. Pour  $\alpha = 0$ , l'indice exprime l'incidence de la pauvreté. Pour  $\alpha = 1$ , l'indice exprime la profondeur de la pauvreté. Dans le cas où l'indicateur de bien être est «monétaire», elle traduit la quantité de ressources requise pour amener les pauvres à la ligne de pauvreté. Pour  $\alpha = 2$ , l'indice exprime la sévérité de la pauvreté et tient compte de l'inégalité de bien être parmi les pauvres.

Dans cette étude le paramètre d'intérêt est  $\alpha = 0$ . Il est vrai, la pertinence économique des indices FGT pour  $\alpha > 0$ , dans le cas où l'indicateur de bien être est «non monétaire», n'est pas évidente. Toutefois, en cas de besoin, on pourrait être amené à effectuer des tests de dominance à un ordre  $s > 0$  (cf. 5.2.3).

Les indices FGT sont décomposables en sous-groupes de population et de cette façon, on peut calculer la contribution d'un sous-groupe de la population à la pauvreté de l'ensemble de la population dès lors que les sous-groupes sont définis de manière exhaustive et exclusive. En

effet, on peut écrire :  $P_\alpha = \sum_{i=1}^m \theta_i P_{(\alpha,i)}$ ; avec  $m$  le nombre de sous-groupes et  $\theta_i$  la part du sous-

groupe  $i$  dans la population totale, sachant que  $\sum_{i=1}^m \theta_i = 1$ . La contribution relative du sous-

groupe  $i$  à la pauvreté de l'ensemble de la population  $P_\alpha$  est donc égale à :  $\gamma_i = \frac{\theta_i P_{(\alpha,i)}}{P_\alpha}$ .

Cette propriété est fondamentale pour l'élaboration des profils de pauvreté. Dans cette étude, **le profil sera construit selon des caractéristiques de la population n'ayant pas contribué à la construction de l'indicateur de bien être**. C'est le cas du milieu de résidence, de la préfecture d'appartenance, de la taille du ménage, du sexe et de l'âge du chef de ménage, du sexe de l'enfant.

### 5.2.3. Tests de dominance

Pour tester la robustesse des comparaisons de pauvreté aux seuils de pauvreté retenus, on effectue des tests de dominance (Ravallion (1996)). On compare les courbes  $FGT_\alpha$  selon des groupes de populations (on va néanmoins privilégier le milieu de résidence et les régions administratives et les préfectures) lorsque le seuil de pauvreté varie dans un domaine de variation «raisonnable». On parlera de test de dominance i) au premier ordre lorsque  $\alpha = 0$ , ii) au second ordre lorsque  $\alpha = 1$ , iii) au troisième ordre si  $\alpha = 2$ .

<sup>20</sup> Sachant que cet axe factoriel, moyennant certaines propriétés (pouvoir de synthèse, pouvoir de discrimination, pouvoir hiérarchique), et sera assimilé à un axe de pauvreté (Asselin (2002)).

Dans ce qui suit, nous procédons à une brève présentation de l'analyse de dominance reprise dans Ayadi, Naouel et El Lahga (2005). Considérons deux distributions de bien-être dont les fonctions de distribution cumulatives sont données par  $F_A$  et  $F_B$  définies sur un intervalle positif. Les courbes de dominance stochastique sont définies par :  $D_A^1(x) = F_A(x) = \int_0^x dF_A(x)$ , et d'une manière itérative, définissons  $D_A^s(x) = \int_0^x D_A^{s-1}(y)dy$ , pour  $s \geq 2$ . On dit que la distribution  $A$  domine (strictement) la distribution  $B$  à l'ordre  $s$  si  $D_A^s(x) \leq D_B^s(x)$ , pour  $x \in [0, z_{\max}]$ , où  $z_{\max}$  est un seuil de pauvreté déterminé. Davidson et Duclos (2000)<sup>21</sup> montrent que  $D^s(x)$  peut être exprimée comme  $D^s(x) = \frac{1}{(s-1)!} \int_0^x (x-y)^{s-1} dF(y)$ . Un estimateur de  $D^s(x)$  basé sur un échantillon aléatoire de taille  $n$  *indépendant identiquement distribué* peut s'exprimer comme  $\hat{D}^s(x) = \frac{1}{n(s-1)!} \int_0^x (x-y)^{s-1} d\hat{F}(y)$ , où  $\hat{F}$  est la distribution cumulative empirique de l'indicateur de bien-être  $y_i$ .

### 5.3. Tester la concordance entre les profils de pauvreté des enfants et des ménages et identifier des déterminants de la pauvreté des enfants

L'intérêt dans cette démarche est l'analyse de la corrélation entre les deux statuts possibles de pauvreté pour les enfants (en distinguant à chaque fois les moins de 5 ans des 5 à 14 ans). D'une part, ce statut découle d'une *évaluation directe* du bien-être de l'enfant, d'autre part, il est *hérité* du statut de pauvreté du ménage auquel il appartient. In fine, les études de corrélations porteront sur le sous groupe des enfants munis de leur double statut vis à vis de la pauvreté (direct et hérité).

#### 5.3.1. Analyses de concordance

L'idée est de mettre à l'épreuve l'hypothèse, fréquente dans la littérature, selon laquelle les enfants issus d'un ménage pauvre le sont aussi. Sachant qu'un indicateur de bien être des enfants (en distinguant à chaque fois les moins de 5 ans des 5 à 14 ans) et des ménages est disponible, on peut les confronter dans le tableau 4. La liaison entre ces deux indicateurs est explorée à travers des tests de corrélation et des régressions non paramétrique, complétés par l'estimation d'un modèle log - linéaire et une analyse factorielle de correspondances (AFC).<sup>22</sup> Enfin, pour tester la robustesse des résultats obtenus, l'analyse de concordance sera menée entre les indicateurs de bien-être des enfants et un *nouvel indicateur composite de pauvreté des ménages*, construit exclusivement sur un sous-ensemble de variables disjoint de celui ayant permis de construire les mesures de bien-être des enfants.<sup>23</sup> L'ancien indicateur de bien être des ménages, construit sur la base de toute l'information du tableau 3, sera toujours utilisé pour l'élaboration du profil de pauvreté des ménages.

<sup>21</sup> Cités par Ayadi, Naouel et El Lahga (2005).

<sup>22</sup> L'intérêt d'utiliser tous ces outils simultanément provient du fait que i) les tests de corrélation pourraient nous suggérer l'existence d'une liaison non linéaire entre les deux indicateurs (il suffira de comparer les coefficients de corrélation linéaire de Pearson à ceux de Spearman par exemple), ii) les modèles log-linéaires et les AFC nous permettront alors de décomposer la liaison non linéaire entre ces deux indicateurs.

<sup>23</sup> En effet, les dimensions « eau potable », « sanitaires », « indice de peuplement du logement », « nature du toit » (du sol et du mur du logement) sont communes aux indicateurs de bien-être des enfants et celui des ménages construit pour l'élaboration du profil de pauvreté des ménages (cf. tableaux 1, 2, 3).

### 5.3.1.1 Tests non paramétriques

Deux tests sont envisagés : le test de Spearman et celui de Kendall (Voir encadré 1).

#### Encadré 1 : Principes des tests de Spearman et de Kendall

i) **Principe du test de Spearman.** Formellement, soit  $R_i$  (resp.  $S_i$ ) le rang de  $X_i$  (resp.  $Y_i$ ) dans l'échantillon  $(X_1, \dots, X_n)$  (resp.  $(Y_1, \dots, Y_n)$ ). On note  $\rho$  le coefficient de corrélation linéaire théorique entre  $R_i$  et  $S_i$  :

$$\rho = \frac{E((R_i - E(R_i))(S_i - E(S_i)))}{\sqrt{V(R_i)V(S_i)}}, \text{ qui mesure la monotonie de la liaison entre } X \text{ et } Y. \text{ On cherche à tester } H_0 : \rho$$

= 0 contre  $H_1 : \rho \neq 0$ . Le test est fondé sur l'estimateur de  $\rho$ , le coefficient de corrélation linéaire empirique entre les

rangs : 
$$\rho_n = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (R_i - \bar{R}_n)(S_i - \bar{S}_n)}{\sqrt{V_n(R)}\sqrt{V_n(S)}} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (R_i - \frac{n+1}{2})(S_i - \frac{n+1}{2})}{\frac{(n-1)(n+1)}{12}}. \text{ Sous } H_0, \text{ on a}$$

$E(\rho_n) = 0$  et  $V(\rho_n) = \frac{1}{n-1}$  et que la loi de  $\rho_n$  sous  $H_0$ , tabulable si  $n$  petit, est asymptotiquement :

$\sqrt{n-1} \rho_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{Loi} \mathcal{N}(0, 1)$ . La région critique du test de l'hypothèse  $H_0 : \rho \leq 0$  contre  $H_1 : \rho > 0$  est

$$W_\alpha = \left\{ \sqrt{n-1} \rho_n > u_{1-\alpha} \right\}, u_{1-\alpha} \text{ est le fractile d'ordre } 1-\alpha \text{ de la loi normale centrée réduite.}$$

ii) **Le Test de Kendall** vise à nuancer les conclusions du test de Spearman. Il est fondé sur une mesure de corrélation : le  $\tau$  de Kendall. Formellement, une paire d'observations d'un couple de variables aléatoires continues  $(X, Y)$  :  $\{(X_1, Y_1), (X_2, Y_2)\}$  est dite *discordante* si et seulement si on a  $(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) < 0$ . Ce test, dans notre travail, vise à évaluer la fréquence des situations où il existe des couples d'enfants  $(i, j)$  pour lesquels le niveau de bien-être de  $i$  est supérieur à celui de  $j$  (ou inversement) tandis que l'*ICP* du ménage de  $i$  est inférieur à celui du ménage de  $j$  (ou inversement). Pour calculer le  $\zeta_n$  empirique de Kendall, on procède comme suit :

i) On ordonne les observations selon les valeurs croissantes de  $X$ , et on associe à chacune le rang  $S_j$  de  $Y_j$ .

ii) Ensuite, pour chaque paire  $(i, i')$  avec  $i < i'$ , on note :  $\delta_{ii'} = 1$  si  $S_i < S_{i'}$ ;  $\delta_{ii'} = -1$  si  $S_i > S_{i'}$ .

Et on calcule ensuite :  $U = \sum_{i < i'} \delta_{ii'}$ ,  $\tau_n = \frac{U}{\frac{n(n-1)}{2}}$ ,  $\frac{n(n-1)}{2}$  étant le nombre total de paires d'observations.

Sous l'hypothèse d'indépendance entre  $X$  et  $Y$ , on a  $\tau = E(\tau_n) = 0$ , ainsi que la convergence en loi suivante :

$$S = \sqrt{\frac{9n(n-1)}{2(2n+5)}} \tau_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{Loi} \mathcal{N}(0, 1). \text{ Ceci fournit les régions critiques de tests convergents au niveau } \alpha :$$

$$H_0 : \tau \leq 0 \text{ contre } H_1 : \tau > 0 : W_\alpha = \left\{ \sqrt{\frac{9n(n-1)}{2(2n+5)}} \tau_n > u_{1-\alpha} \right\}.$$

### 5.3.1.2 Régression non paramétrique

En reprenant les notations de Duclos et Araar (2004), lorsqu'on procède à une régression non paramétrique, on cherche à déterminer la réponse  $m(x) = E(y|x)$  d'une variable endogène  $y$  à une variable exogène  $x$ . La régression consiste donc à évaluer le lien entre la mesure directe du bien-être des enfants et celui de leur ménage (mesure indirecte). (cf encadré 2)

#### Encadré 2 : Principes de base des techniques de régressions non paramétriques

Supposons que les deux variables admettent une fonction de densité jointe  $f(x, y)$ . Si la fonction de densité marginale  $f(x)$  est toujours positive, alors  $m(x)$  peut s'exprimer par  $m(x) = \frac{\int yf(x, y)dy}{f(x)}$ . Dans la pratique, on ne dispose pas d'un échantillon d'observations de  $y$  pour une valeur donnée de  $x$ , mais plutôt le couple  $\{(x_i, y_i), i = 1, \dots, n\}$  observés ou estimés sur  $n$  périodes. Sur un tel échantillon, on souhaite estimer  $y_i = m(x_i) + \varepsilon_i, i = 1, 2, \dots, n, E(\varepsilon_i)=0$ . Pour cela, il faut estimer les fonctions de densité correspondantes : l'estimateur de Kernel est donné par  $\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n w_i K\left(\frac{x-x_i}{h}\right)$ , où  $h$  est un paramètre de lissage et  $K(\cdot)$  une fonction de pondération (ou fonction de Kernel) qui permet de lisser la fonction de densité. On impose à cette fonction la contrainte d'être positive et d'intégrale unitaire, symétrique à zéro (de sorte que les points en dessous de  $x$  aient la même pondération que ceux équidistants au dessus de  $x$ ) et décroissante selon la valeur absolue de ses arguments (Deaton 2003, p. 173). On estime alors  $m(x)$  par (estimateur non paramétrique de Nadaraya-Watson, cf. Duclos et Araar 2004) :  $\hat{m}(x) = \left(nh\hat{f}(x)\right)^{-1} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) y_i$ .

La mise en œuvre de cette méthode soulève quelques difficultés d'ordre statistique, notamment le choix de la fonction de pondération  $K(\cdot)$  et le paramètre de lissage  $h$ .<sup>24</sup> A titre d'exemple, on trouve une application de ces techniques dans Deaton (2003), Ndang et alii (2005) ou Ki et alii (2005).

### 5.3.1.3 Modélisation log-linéaire

On dispose d'une autre procédure permettant encore une fois d'éprouver l'hypothèse selon laquelle les enfants issus d'un ménage pauvre le sont systématiquement. Il s'agit de mettre en œuvre une modélisation log-linéaire. Dans cette modélisation un facteur d'interaction entre deux variables dichotomiques (statut de pauvreté intrinsèque des enfants et statut de pauvreté hérité du ménage) sera estimé. La procédure permettra alors de conclure quant à la significativité de ce coefficient. Le tableau 4 suivant présente les effectifs relatifs aux différents cas.

Tableau 4 : Croisement du niveau de bien être des ménages et des enfants\*

		Niveau de bien être des enfants (mesure indirecte, héritée du ménage)	
		Pauvre	Non Pauvre
Niveau de bien être des enfants (mesure directe)	Pauvre	A	B
	Non Pauvre	C	D

\*On distingue à chaque fois les moins de 5 ans des 5 à 14 ans

<sup>24</sup> Le logiciel DAD permet d'estimer le paramétrage de lissage optimal. En outre, il y est possible de corriger l'estimation par les observations aux extrémités.

L'objectif ici est la mise en œuvre du test de nullité du coefficient d'interaction entre les deux indicateurs de bien-être (des variables dichotomiques) que sont : statut de pauvreté intrinsèque des enfants et statut de pauvreté hérité du ménage. A partir du tableau de contingence précédent, on fait l'hypothèse que chaque effectif est la réalisation d'une variable aléatoire dont le logarithme de l'espérance peut s'écrire sous la forme d'une somme de quatre coefficients correspondant à quatre effets spécifiques : un effet global, un effet de la première variable, un effet de la seconde variable et un effet conjoint.

Formellement, soient les variables dichotomiques suivantes :

- $y_1$  : Niveau de bien-être des ménages où vit l'enfant
- $y_2$  : Niveau de bien-être des enfants mesuré directement

On notera  $p_{ij}$  la probabilité suivante :  $p_{ij} = P(y_1 = i, y_2 = j)$

L'objectif consiste à décomposer  $\log p_{ij}$  de la manière suivante :

$$\log p_{ij} = \alpha + \alpha_1(i) + \alpha_2(j) + \alpha_{12}(i, j)$$

On identifie alors les effets :

- $\alpha$  : effet global
- $\alpha_1$  : effet marginal dû à la première variable
- $\alpha_2$  : effet marginal dû à la seconde variable
- $\alpha_{12}$  : effet conjoint des deux variables

Les valeurs des  $p_{ij}$  seront estimées par la méthode de maximum de vraisemblance dans le modèle saturé et on fera pour cela l'hypothèse que cette dernière est multinomiale. On trouvera sous hypothèse d'indépendance

$$\hat{p}_{ij} = \frac{n_i \cdot n_j}{n} \quad i = 0, 1 \text{ et } j = 0, 1$$

Où  $n_i$  est l'effectif marginal de la modalité  $i$  de  $y_1$ ,  $n_j$  l'effectif marginal de la modalité  $j$  de  $y_2$  et  $n_{ij}$  l'effectif conjoint des modalités  $i$  et  $j$ . Les contraintes de compensation des effets vont simplifier les expressions et par la même occasion nous permettre d'obtenir les estimateurs des coefficients par projection.

Deux tests peuvent alors être faits :

- le premier est un test d'indépendance de Khi deux, équivalent asymptotique du test de Wald de nullité de l'effet conjoint  $\alpha_{12}$
- le second porte sur le signe de l'effet conjoint  $\alpha_{12}$

### 5.3.2. Déterminants de la pauvreté des enfants

On peut supposer que le profil de pauvreté des enfants (moins de 5 ans et 5-14 ans) reste assez descriptif. Par exemple, s'il montre qu'il y a plus d'enfants pauvres en milieu rural, il ne permet pas d'affirmer que la localisation du ménage constitue un facteur de risque de pauvreté. Pourtant, l'identification de tels facteurs est utile pour l'action. Une approche économétrique devient nécessaire.

Nous adaptons le cadre d'analyse de la demande de santé d'un enfant (Deaton (1997), Lachaud (2000), Ahoey et Vodounou (2003)) à cette étude. La fonction de demande de santé est dérivée de la maximisation d'une fonction d'utilité du ménage dont les arguments sont la consommation des biens, le loisir, la qualité de la nourriture et le nombre d'enfants. Elle s'écrit  $h_i = h(x_i, x_h, x_c, \varepsilon_i)$  (1); où  $x_i$  désigne un ensemble de caractéristiques de l'enfant

(âge, sexe),  $x_h$  et  $x_c$  respectivement les **caractéristiques du ménage ou des parents** (taille du ménage et structure démographique du ménage, éducation du père et de la mère, âge de la mère, niveau d’alphabétisation de la mère, niveau d’éducation le plus élevée dans le ménage, **indice de richesse du ménage**, etc.) et **de l’environnement ou de la communauté** (milieu de résidence, région administrative, région sanitaire, existence d’une école primaire, d’un centre de santé, distance de l’école, du centre de santé, etc.),  $\varepsilon_i$  est l’erreur aléatoire qui reflète l’hétérogénéité du bien être des enfants et des facteurs inobservables.

Ici, on suppose que la variable de niveau de vie du ménage (l’indice de richesse) n’est pas endogène au modèle.<sup>25</sup> Le vecteur  $x_h$  est constitué de variables strictement exogènes.<sup>26</sup> Dans cette étude, la forme fonctionnelle du modèle (1) exprime le **risque pour un enfant d’être pauvre en fonction des caractéristiques individuelles** de l’enfant même, de celles de **sa mère et du ménage** ainsi que de **celles de l’environnement**. Le modèle logistique s’écrit alors  $\text{Log} \left[ \frac{P_i}{1 - P_i} \right] = h_i = X\beta + v_i$ .  $P_i$  est la probabilité que l’enfant  $i$  soit pauvre,  $X = (x_i, x_h, x_c)$  et  $\beta$  un vecteur de paramètres à estimer. On s’intéressera en particulier à l’impact du niveau de vie du ménage sur le niveau de vie des enfants.

Toutefois, on peut penser que les observations d’un même ménage et a fortiori, d’un même contexte sont loin d’être indépendantes. En effet, les enfants d’un même contexte font face aux mêmes politiques sanitaires, hydrauliques; les enfants d’un même ménage et de même mère peuvent avoir tendance à connaître la même attention, etc. La non prise en compte de cette corrélation conduit à une sous estimation de la variance des coefficients. Nous lèverons l’hypothèse d’indépendance des observations d’une même région sanitaire, tout en supposant que les observations restent indépendantes d’une région sanitaire à une autre.<sup>27</sup> La correction d’hétéroscédasticité (Huber 1967 et White 1980) sera systématiquement appliquée.

On peut imaginer que la recherche des déterminants de la pauvreté des enfants par une modélisation de type logistique conduit à une perte d’information, la variable dépendante, ayant été scindée en deux classes -pauvre et non pauvre- sur la base de l’indicateur composite de bien-être des enfants. Suivant Ahoey et Vodounou (2003), nous testerons la solidité des prédictions des modèles logistiques à celles des modèles linéaires, la variable dépendante étant l’indicateur composite de bien-être des enfants (en distinguant à chaque fois, comme indiqué en introduction à la section 5.3, les enfants de moins de 5 ans de ceux de 5-14 ans).

<sup>25</sup> Dans le cas plus général où on utilise le revenu ou la dépense du ménage, l’endogénéité vient du fait que la femme (la personne en charge de l’enfant) choisit simultanément entre travailler et consacrer son temps à prendre soin de l’enfant. Ce problème ne se pose pas lorsqu’on introduit les revenus autres que ceux du travail (les transferts), ou un indice de richesse.

<sup>26</sup> Les données MICS renseignent la présence d’un téléviseur ou d’un poste radio, mais ne renseignent ni sur la fréquence d’écoute ou de suivi de l’information. Cette base ne renseigne pas le statut des adultes par rapport au marché du travail. Cette variable est potentiellement explicative du statut de pauvreté des enfants (cf. Axiome de luxe) mais est endogène au modèle.

<sup>27</sup> Une autre possibilité consisterait en l’estimation d’un modèle à trois niveaux : enfants, ménages, région sanitaire.

## 6. Données nécessaires et sources disponibles

Il existe en RCA deux types de données qui nous permettraient d'atteindre nos objectifs : les données EDS (démographiques et santé) de 1994/95 et les données MICS (Multiple Indicator Cluster Survey) de l'année 2000. L'avantage du MICS est double. Il est spécialement conçu pour permettre le suivi des objectifs relatifs au sommet mondial sur l'enfance. En outre, il s'agit de données suffisamment récentes qui soient disponibles et représentatives au niveau national, selon le milieu urbain et rural, ainsi qu'au niveau des 17 préfectures, donc des 7 régions administratives du pays.

### 6.1. Structure de la base de données MICS-RCA (2000)

Quatre fichiers sont disponibles (Ménage, individus, femmes, enfants). A titre de synthèse, les informations renseignées ont une structure hiérarchique à trois niveaux :

#### **Questionnaire ménage**

Cadre d'information sur le ménage

Feuille d'enregistrement des ménages (tous les résidents) et les questions sur les orphelins (0-14 ans)

Module sur l'éducation : niveau atteint (âge 5 ans ou plus), fréquentation scolaire (âges 5-17 ans)

Module sur le travail des enfants (âgés de 5 à 14 ans), sur l'eau et les sanitaires (tous les ménages), sur l'iodation du sel (tous les ménages)

#### **Questionnaire de la femme (femmes en âge de reproduction, 15-49 ans)**

Informations démographiques (toutes les femmes éligibles, 15-49 ans)

Module sur la mortalité des enfants (toutes les femmes éligibles)

Module sur l'anatoxine tétanique (toutes les mères ayant une naissance au cours de la dernière année)

Module sur la santé de la mère et du nouveau-né (toutes les mères ayant donné naissance à un enfant au cours de la dernière année)

Module sur l'utilisation de la contraception (femmes actuellement mariées, 15-49 ans)

Module sur le VIH/SIDA (toutes les femmes de 15-49 ans)

#### **Questionnaire des enfants de moins de cinq ans**

Module sur l'enregistrement des naissances et l'éducation des enfants en bas âge

Six autres modules sur la Vitamine A, l'allaitement, le traitement des maladies, le paludisme (pour les zones à haut risque), la vaccination et sur l'anthropométrie.

### 6.2. Plan de sondage du MICS RCA (2000)

La base de sondage du MICS est celle issue de la cartographie du recensement général de la population et de l'habitation de l'année 1988. 33 strates ont été constituées (Bangui, le milieu urbain et le milieu rural de chacune des 16 autres préfectures). Il a été procédé au tirage des Aires de Dénombrement (AD) par strate, la méthode de tirage étant celle de sondage à deux degrés. Au 1<sup>er</sup> degré, dans chaque strate, un certain nombre d'AD ont été tirés avec une probabilité proportionnelle à la taille des AD. Au 2<sup>nd</sup> degré, un certain nombre de ménages à l'intérieur de chaque AD échantillon ont été tirés avec une probabilité proportionnelle à la taille des ménages. Puis, tous les membres des ménages ont été systématiquement enquêtés. Dans les faits, 14 552 ménages sur les 19 753 qui étaient prévus ont été enquêtés, soit un taux de couverture de près de 74%. Respectivement 14 300 enfants de moins de 5 ans et 32 236 enfants de 5-14 ans ont été enquêtés.

Les poids de pondération des ménages et des enfants seront pris en compte, pour assurer un caractère national de l'analyse.

## 7. Stratégie de dissémination des résultats

Les destinataires des résultats de cette étude sont essentiellement des politiques et acteurs de terrain, mais aussi les milieux scientifiques et des grands réseaux de recherche.

S'agissant du gouvernement, il s'agira, au niveau national, de diffuser les résultats auprès du secrétariat permanent du cadre stratégique de lutte contre la pauvreté (qui se chargera, en particulier de les diffuser à son tour auprès des ministères sectoriels éducation, santé, famille et enfance, etc.), et contribuer ainsi à l'élaboration des stratégies de lutte prenant en compte la dimension non monétaire de la pauvreté des enfants. Un atelier de présentation des résultats sera organisé à cet effet.

Les services de documentation de la division de statistique et de démographie du Ministère du plan seront aussi les destinataires des résultats de l'étude, sachant que ce sont leurs propres données qui ont été mobilisées dans le cadre de l'étude.

Il est également envisagé l'organisation de séminaires et de conférences afin de discuter avec les partenaires du gouvernement centrafricain, acteurs sur le terrain de la réduction de la pauvreté tels le PNUD, l'UNICEF, le BIT, la Banque Mondiale, etc. Ce sera une occasion d'échanges pour parvenir à dégager des lignes d'actions efficaces après débats et discussions.

S'agissant maintenant de la communauté scientifique, il est envisagé la diffusion des résultats sous la forme appropriée (documents de travail, bulletins et cahiers de recherche) dans les milieux de recherche universitaires et dans des grandes revues scientifiques. L'équipe comptera particulièrement, à travers le réseau Internet, sur le soutien du PEP pour une large diffusion des résultats.

## 8. L'équipe de recherche

L'équipe est composée de quatre jeunes chercheurs :

### **MATCHINIDE Serge, Monsieur**

Ingénieur statisticien économiste

Enseignant de statistique à l'ENEA (Ecole nationale d'économie appliquée de Dakar, Sénégal)

Il s'occupera des traitements des données, l'ACM devant permettre la mise en place de l'indicateur composite de pauvreté multidimensionnelle des enfants et celui des ménages, ainsi que l'analyse du profil de pauvreté. En outre, tout le travail de recherche déterminant se fera par ses soins, appuyé par messieurs Apété et Zabolo. Tout le travail de recherche documentaire se fera également sous sa coordination.

### **NARENTINOUDJOU Titi Vinaha, Madame, âgée de moins de 30 ans**

Elève en troisième année de l'ENTSS (Ecole nationale de travailleurs sociaux spécialisés de Dakar, Sénégal). Elle obtiendra son diplôme à la fin de cette année.

Elle puisera dans toute son expérience dans le travail au bénéfice des enfants auquel elle a participé dans son cursus. Elle fera une analyse critique des résultats et aura également à orienter la formulation des recommandations finales et à établir les contacts nécessaires à une

efficace diffusion des résultats. Sous l'encadrement de monsieur MATCHINIDE, Vinaha procédera à quelques analyses statistiques intermédiaires.

**APETE-MATONGO Steve, Monsieur, âgé de moins de 30 ans**

Titulaire d'un DEA en statistique et Econométrie obtenu à l'Université Gaston Berger de Saint Louis au Sénégal.

Enseignant vacataire de Statistique à l'Ecole Supérieure Polytechnique de Dakar

Il apportera son appui à la mise en œuvre des tests non paramétriques ainsi qu'à la modélisation logistique. Avec les autres membres de l'équipe, il contribuera à l'interprétation des résultats ainsi que la formulation des recommandations issues des résultats. M. Steve a déjà eu une première expérience en analyse de pauvreté lors d'un travail initiatique à la recherche pendant la préparation de son DEA.

**ZABOLO BABA Eugène, Monsieur**

Titulaire d'un Master en Econométrie et Analyse économique, d'un DEA en Mathématiques obtenu à l'Université Gaston Berger de Saint Louis au Sénégal.

Assez habile dans les techniques d'analyse de données multidimensionnelles, son concours va s'avérer utile dans la mise en œuvre de l'ACM. Il pourra également contribuer utilement à la revue documentaire et à l'interprétation des résultats de la régression logistique.

## **9. Contribution du projet au développement de capacités pour les chercheurs et leurs institutions**

La réalisation de la présente étude permettra aux membres de l'équipe de recherche

- d'être mieux outillés dans la compréhension des différents aspects de la pauvreté selon l'approche multidimensionnelle
- de s'habituer à l'analyse et à l'interprétation des données multidimensionnelles portant sur le bien être des ménages et des enfants
- de parvenir à formuler des recommandations et des lignes d'actions pour aider les gouvernants dans leurs tâches relatives aux politiques de développement social
- d'être en mesure de tenir des conférences et débats sur les questions de la réduction de la pauvreté
- de développer, de manière générale, notre engouement et nos aptitudes pour la recherche
- de nous familiariser avec le logiciel DAD pour l'analyse de données statistiques sur la pauvreté

## **10. Problèmes éthiques, sociaux, environnementaux ou de genre**

La RCA traversait une période de fortes turbulences au moment où les données MICS 2000 ont été collectées, turbulences dues aussi bien aux différents soubresauts sociopolitiques des années 1996 à 1998 qu'à la crise économique. En outre, on se situe en pleine période post électorale (des élections présidentielles ont eu lieu vers fin 1999 dans ce pays) caractérisée souvent (surtout en Afrique) par des actions publiques à vocation purement électoraliste, en

direction des plus démunis. Nous espérons que les résultats de la présente étude serviront à améliorer la situation des plus pauvres, sur une base factuelle et objective.

## **11. Liste de projets passés, actuels et soumis dans des domaines connexes impliquant un ou plusieurs membres de l'équipe**

Monsieur Serge Matchinidé a participé à une étude portant sur une analyse comparative de la pauvreté urbaine dans trois capitales africaines (Abidjan, Bamako et Dakar) en 2002. L'objectif était de voir si les investissements publics ont toujours l'impact souhaité sur la croissance et, par ricochet, le niveau de vie des ménages. Sur la base des données de la Banque Mondiale (1960-1998) on a pu montrer à l'aide d'un modèle empirique, que les dépenses d'investissement publiques n'ont pas toujours l'incidence voulue sur le bien-être des plus démunis.

## 12. Références bibliographiques

- Ahovey E-C. et C. Vodounou, 2003, «Pauvreté multidimensionnelle et santé de l'enfant : quelques évidences de l'enquête démographique et de santé du Bénin de 2001», INSAE.
- Asselin L-M. et A. Dauphin, 2000, «Mesurer la pauvreté : un cadre conceptuel», CECI.
- Asselin L-M., 2002, « Pauvreté multidimensionnelle : théorie », programme MIMAP-CRDI
- Ayadi M., Chtioui N. et A. El Lahga, 2005, «Analyse multidimensionnelle de la pauvreté en Tunisie entre 1988 et 2001 par une approche non-monnaire». Proposition de recherche PEP, Juin 2005. ([www.pep-net.org](http://www.pep-net.org))
- Bougroum M. et IBROUK A., 2003, «Les déterminants du travail des enfants et analyse microéconomique de la demande d'éducation non formelle au Maroc : Cas du secteur l'artisanat », Proposition de communication pour les VI journées du réseau AED.
- Booyesen F., Van der Berg S., Burger R., Von Maltitz M. et G. Du Rand, 2005, «Trends in poverty and inequality in seven African countries». Revised draft final report, Pep Network.
- Bradbury B. and JÄntti M., 1999, «Child Poverty across Industrialized Nations », Innocenti Occasional Papers, Economic and social policy Series no.71.
- Bry X., 1995, Analyses factorielles simples, Economica.
- Cassiem S., H. Perry, M. Sadan and Judith Streak, 2000, «Child poverty and the budget in South Africa», Institute for democracy in South Africa. ([www.hri.ca/children/welfare/Safrica\\_povertybudget.pdf](http://www.hri.ca/children/welfare/Safrica_povertybudget.pdf)).
- Corak M., 2005, «Principles and practicalities in measuring child poverty for the rich countries», Innocenti working paper 2005-01. ([www.unicef-icdc.org/publications/pdf/iwp\\_2005\\_01.pdf](http://www.unicef-icdc.org/publications/pdf/iwp_2005_01.pdf)).
- CREC, 2005, « Estimer la pauvreté des enfants », dossier numéro 2 du Conseil de l'emploi, des revenus et de la cohésion sociale. ([www.cerc.gouv.fr/dossiers/pauvreteenfants.pdf](http://www.cerc.gouv.fr/dossiers/pauvreteenfants.pdf))
- Deaton A, 1997, *The analysis of household surveys : A microeconomic approach to development policy*. Banque mondiale.
- Diagne O. et S. Faye, 2005, «Le noyau dur de la pauvreté au Sénégal», Rapport intérimaire, PEP.
- Diallo Y. et K-S. Koné, 2001, « Pauvreté des ménages et phénomène du travail des enfants en Côte d'ivoire », CED Université Montesquieu-Bordeau IV.
- Duclos J-Y., Arrar A. and C. Fortin, 2005, «DAD : a software for distributive analysis», MIMAP-IDRC, Université Laval.
- Duclos, J. Y. and A. Abdelkrim, 2004, *Poverty and equity, Policy and Estimation with DAD*. Preliminary version. CIRPEE, Université Laval.
- Filmer D. et Lant H. Pritchett, 2001, «Estimating wealth effects without expenditure data-or tears : an application to educational enrolments in states of India». *Demography*, Volume 38-Number 1, February 2001:115 –132.
- Foko B. et alii, 2005, «Pauvreté et inégalités des conditions de vie au Cameroun : Une approche micro multidimensionnelle», Rapport intérimaire, pr-pmma 023, Réseau PEP. ([www.pep-net.org](http://www.pep-net.org))
- Gourieroux C., 1995, *Econométrie des variables qualitatives*, Economica Paris
- Gordon D., C. Pantazis, P. Townsend, C. Namazie and S. Nandy, 2001, «Child rights and child poverty in developing countries : summary report to UNICEF», Centre for International poverty research, University of Bristol.
- Jeandidier B., A. Reinstadler, J-C. Ray et J-L. Kop, 2003, « Pauvreté des enfants en France et en Europe », Colloque sur les enfants pauvres en France.

- Ki J-B., Faye B. et S. Faye, 2005, «Pauvreté multidimensionnelle au Sénégal : Approche non monétaire fondée sur les besoins de base», Rapport final, pr-pmma 044, Réseau PEP. ([www.pep-net.org](http://www.pep-net.org))
- Kobiané J-F., 2003, « Pauvreté, structures familiales et stratégies éducatives à Ouagadougou », INSD.
- Lachaud J-P., 1998, «La pauvreté en Mauritanie : une approche multidimensionnelle», DT n°31, CED, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- \_\_\_\_\_, 2000, «Dépenses des ménages, développement humain et pauvreté au Burkina Faso : substitution ou complémentarité ?», CED, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- \_\_\_\_\_, 2002, «Urbanisation, malnutrition des enfants et genre au Burkina Faso, une approche économétrique spatiale », CED, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- \_\_\_\_\_, 2003, «La dynamique de l'inégalité de la malnutrition des enfants en Afrique. Une analyse comparative fondée sur une décomposition de régression », CED, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- \_\_\_\_\_, 2004, «Le travail des enfants et la pauvreté en Afrique : un examen appliqué au Burkina Faso », CED, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- Lecoutre, J. P. et P. Tassi, 1987, *Statistique non-paramétrique et Robustesse*, Economica.
- Menvielle J-C. et X. Bry, 2003, « Critique de l'indicateur de pauvreté humaine du PNUD et proposition d'un indice synthétique de pauvreté humaine », Cahier du C3ED N° 03-02.
- Micklewright J., 2003, « Pauvreté des enfants dans les pays anglo-saxons », Colloque sur les enfants pauvres en France.
- Ndang, T. S., Toinar M. A. et N. S. Djindil, 2005, «A qui profitent les dépenses sociales au Tchad ? Une analyse d'incidence à partir de données d'enquêtes». Rapport intérimaire, PEP, version de Juin 2005. ([www.pep-net.org](http://www.pep-net.org))
- PNUD-Centrafricaine, 2004, *Profil de pauvreté en milieu rural*, Document provisoire
- PNUD, 2005, *Rapport mondial sur le développement humain 2005. La coopération internationale à la croisée des chemins : L'aide, le commerce et la sécurité dans un monde marqué par les inégalités*, Economica, Paris.
- Programme pour le développement de la République Centrafricaine (2001-2010), 2000, Exposé du gouvernement lors de la troisième Conférence des Nations Unies sur les Pays les Moins Avancés (Bruxelles, 14-20 Mai 2001).
- Ravallion M., 1996, «Comparaisons de la pauvreté; Concepts et méthodes», Document de travail LSMS N°122, Banque mondiale, Washington D-C.
- Razafindrakoto M. et F. Roubaud, 2001, «Les multiples facettes de la pauvreté dans un pays en développement, le cas de la capitale malgache», Dial. DT/2001/07.
- Rizk C., 2003, « Les enfants pauvres : quartier et qualité du cadre de vie », Colloque sur les enfants pauvres en France.
- RGPH 2003. Situation des enfants en RCA. Rapport d'analyse thématique. Bangui. Juin 2005
- RGPH 2003. Pauvreté d'existence des ménages en Centrafrique. Rapport d'analyse thématique. Bangui. Juin 2005
- Sahn D. et D. Stiefel, 2001, «Exploring alternative measures of welfare in the absence of expenditure data». Cornell University.
- Shafiq N., 2003, «Child Laborers and Out of School Children in Bangladesh : A Statistical Analysis »
- UNDAF-RCA, 2004, *Plan cadre d'assistance des Nations Unies au Développement 2004-2006*
- UNICEF-RCA, 2004, *La scolarisation des filles. Bangui*
- UNICEF, 2005, *La situation des enfants dans le monde : L'enfance en péril*

## 13. Annexes

### Analyse de correspondances multiples

Considérons une matrice de dimension  $N \times J$  décrivant  $N$  individus à l'aide de  $J$  variables. Chaque individu  $i$  est décrit par une ligne de  $J$  chiffres. Dans le cadre de cette étude, l'individu est une personne et les variables sont des indicateurs primaires de conditions de vie des individus. Les  $N$  individus forment un espace vectoriel de dimension  $J$ .

Chaque individu peut être représenté par un point dans un espace de dimension  $J$ . Dans cet espace de variables les individus forment autour d'un centroïde un nuage de points. La somme pondérée des distances au centroïde, selon la métrique utilisée, correspond à l'inertie du nuage de points.

Lorsque la dimension de l'espace des variables est élevée ( $J > 3$ ) les relations entre individus et variables deviennent difficiles à appréhender. D'où la nécessité de trouver une procédure qui consiste à résumer l'information véhiculée par les  $J$  variables initiales à l'aide d'un petit nombre de variables composites ou facteurs. Les techniques d'analyse factorielle offrent une telle procédure qui consiste à projeter le nuage initial de points de l'espace de dimension  $J$  dans un sous-espace optimal  $L$  de dimension  $p$  avec  $p < J$ , tout en conservant l'essentiel de l'information, ou encore en minimisant la perte d'inertie du nuage initial. Ainsi, le sous-espace  $L$  formé de  $p$  droites ou axes factoriels  $u_\alpha$  vérifiant  $L = u_1 \oplus \dots \oplus u_p$ . Plus l'inertie du nuage projeté est élevée plus le nuage source est reproduit correctement dans le nouvel espace. L'implémentation d'une telle procédure peut s'effectuer à l'aide de plusieurs techniques d'analyse factorielle, telles que l'analyse en composante principale (ACP) ou l'analyse de correspondance multiple (ACM).

Dans le cadre de ce travail, nous avons un ensemble de variables binaires décrivant les différentes modalités que peuvent prendre les indicateurs primaires des conditions de vie des individus. Par conséquent la technique la plus appropriée consiste à l'utilisation d'une ACM. Cette technique consiste à maximiser l'inertie du nuage de point projeté sur  $L$  en utilisant une métrique particulière, ce qui conduit à chercher les vecteurs propres  $u_\alpha$  (vecteurs directeurs du sous-espace optimal) associés aux valeurs propres  $\lambda_\alpha$  de la matrice initiale des données. Le premier vecteur propre associé à la première valeur propre (la valeur la plus élevée) est appelé premier axe factoriel. Cet axe a un sens particulier. C'est l'axe en direction duquel l'étalement du nuage de points est maximal. Sur le premier axe, chaque variable a une coordonnée factorielle appelée aussi score, qui reflète l'importance de la variable sur le premier axe factoriel. Le poids que nous cherchons à déterminer pour chaque variable dans l'indicateur composite de bien-être  $A_i$  n'est autre que le score normalisé de cette variable, c'est-à-dire le rapport entre le score et la valeur propre.

Formellement considérons une ACM incluant  $K$  variables et  $P$  modalités, avec  $N$  individus. L'inertie totale à expliquer vaut  $(P/K) - 1$ . Si  $Z$  désigne le tableau disjonctif complet de mesure dont le terme général s'écrit :  $z_{ij} = 1$  ou  $z_{ij} = 0$ ,  $D$  la matrice diagonale ayant les éléments de la diagonale du tableau de Burt, l'équation du  $\alpha^e$  axe factoriel qui maximise l'inertie du nuage des variables en direction d'un vecteur  $u_\alpha$  est donnée par :

$$K^{-1} Z' Z D^{-1} u_\alpha = \lambda_\alpha u_\alpha$$

Où  $u_\alpha$  est un vecteur propre de la matrice d'inertie  $K^{-1} Z' Z D^{-1}$  et  $\lambda_\alpha$  est la valeur propre associée au vecteur propre  $u_\alpha$ . Pour trouver les axes factoriels,  $u_\alpha$ , on diagonalise la matrice  $K^{-1} Z' Z D^{-1}$ .

### Facteurs et composantes principales

L'équation du  $\alpha^e$  axe factoriel  $\Phi_\alpha = D^{-1} u_\alpha$  maximisant le nuage de variable s'écrit :

$$K^{-1} Z' Z D^{-1} \Phi_\alpha = \lambda_\alpha \Phi_\alpha$$

De même, l'équation du  $\alpha^e$  facteur  $F_\alpha$  maximisant le nuage des individus s'écrit :

$$K^{-1} Z' Z D^{-1} F_\alpha = \lambda_\alpha F_\alpha$$

Les facteurs  $\Phi_\alpha$  et  $F_\alpha$  représentant respectivement les coordonnées factorielles des variables et des individus dans leurs espaces respectifs. Les relations de transitions entre  $\Phi_\alpha$  et  $F_\alpha$  s'écrivent respectivement :

$$\begin{aligned} \Phi_\alpha &= (\lambda_\alpha)^{-1/2} D^{-1} Z' F_\alpha \\ F_\alpha &= (\lambda_\alpha)^{-1/2} K^{-1} Z \Phi_\alpha \end{aligned}$$

Les coordonnées factorielles d'un individu  $i$  sur un axe  $a$ , correspond aussi à la valeur de l'indice de bien-être, est donnée par :

$$F_{\alpha i} = (\lambda_{\alpha})^{-1/2} K^{-1} \sum \Phi_{\alpha j} \times I_j$$

Avec :

$K$  le nombre total de variables,

$\lambda_{\alpha}$  valeur propre, l'inertie expliquée par l'axe  $\alpha$ ,

$\Phi_{\alpha j}$  le score de la modalité  $j$  sur l'axe  $\alpha$ ,

$I_j$  vaut 1 si l'individu a la modalité  $j$ , et 0 sinon.

La distance d'une modalité  $j$  au centre de gravité vaut  $d^2(j, G) = (N/N_{.j}) - 1$ , avec  $N$  le nombre total d'individus,  $N_{.j}$  la fréquence absolue de la modalité  $j$ ,  $f_{.j}$  la fréquence relative de la modalité  $j$ .

### Qualité de représentation

Pour mesurer la qualité de représentation d'une modalité sur l'axe  $\alpha$  on utilise le cosinus carré défini par  $\text{Cos}^2_{\alpha j}$

$$= \frac{\Phi_{\alpha j}^2}{d^2(j, G)}$$

et qui mesure la part de l'inertie restituée par l'axe  $\alpha$  du sous espace de projection  $L$ . Une modalité

est pertinente si elle a une bonne qualité de représentation donc un  $\sum \text{Cos}^2$  élevé. Un autre critère pour mesurer la qualité de représentation d'une modalité est relative à l'inertie de l'axe factoriel qui est défini par  $\text{Ctr}_{\alpha j}$

$$= \frac{f_{.j} \Phi_{\alpha j}^2}{\lambda_{\alpha} \times K}$$

Ce critère permet en fait de classer l'ensemble des modalités en fonction de leur apport d'inertie à la

constitution de chaque axe factoriel. Plus la contribution d'une modalité est forte, plus elle a de l'importance dans la définition de l'axe.

### Calcul de l'indice de bien-être

La forme fonctionnelle de l'indice de bien être d'un individu  $i$  est donné par :

$$C_i = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \sum_{j_k=1}^{J_k} W_{j_k}^k I_{i, j_k}^k$$

L'indice  $C_i$  d'un individu est tout simplement la moyenne des poids des variables binaires  $I_{i, j_k}^k$ .

Une propriété importante que toute variable incluse dans l'indice composite doit vérifier est la Consistance ordinaire sur le premier axe (COPA). Cette propriété consiste pour une variable à voir sa structure ordinaire de bien-être respectée par la structure ordinaire des scores de ses modalités. Afin de vérifier cette propriété, on peut procéder à une première ACM en utilisant toutes les variables candidates et à vérifier pour chacun la COPA. Dans le cas où certaines variables ne satisfont pas la COPA, on peut procéder à un changement de codage adopté préalablement, regrouper certaines modalités ou bien éliminer une sous population de l'échantillon des individus. Si toutes les corrections précédentes n'aboutissent pas, il faut tout simplement éliminer la variable en question.