



HAL
open science

Impact des échelles d'équivalence sur la répartition spatiale de la pauvreté au Cameroun : une approche dynamique

Luc Nembot Ndeffo, Ngangue Ngwen, Pierre Joubert Nguetse Tegoum, Cyrille Bergaly Kamdem, Marianne Makoudem, . Poverty And Economic Policy

► To cite this version:

Luc Nembot Ndeffo, Ngangue Ngwen, Pierre Joubert Nguetse Tegoum, Cyrille Bergaly Kamdem, Marianne Makoudem, et al.. Impact des échelles d'équivalence sur la répartition spatiale de la pauvreté au Cameroun : une approche dynamique. , 36 p., 2007. hal-02824938

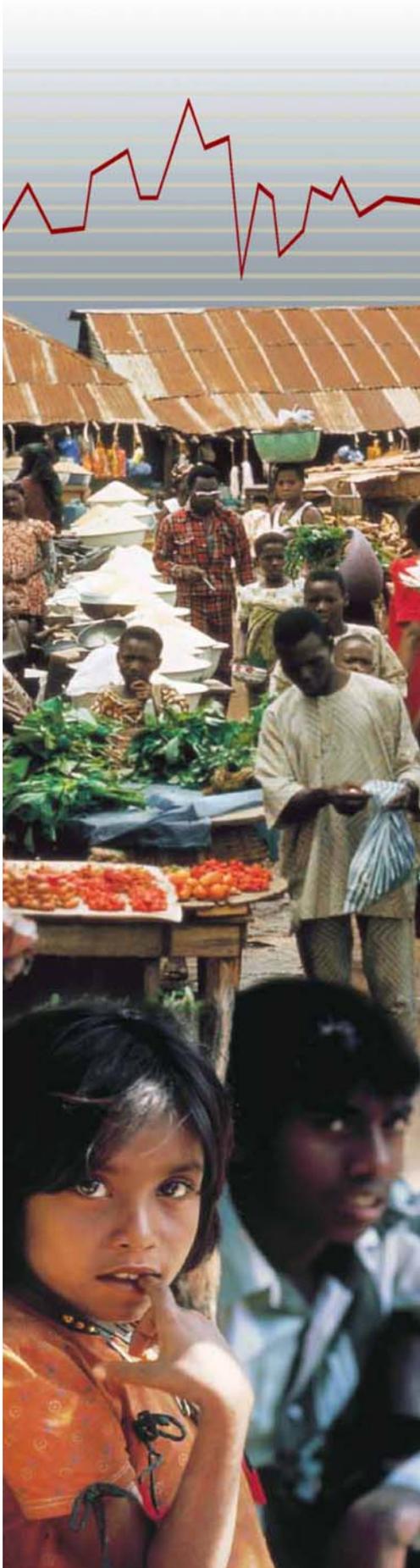
HAL Id: hal-02824938

<https://hal.inrae.fr/hal-02824938v1>

Submitted on 6 Jun 2020

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



IDRC photo: N. McKee

Politiques **E**conomiques et **P**auvreté
overty and **E**conomic **P**olicy

Cahier de recherche PMMA 2007-04

Impact des échelles d'équivalence sur la répartition spatiale de la pauvreté au Cameroun : Une approche dynamique

Luc NEMBOT NDEFFO
Ngangue NGWEN
Pierre Joubert NGUETSE TEGOUM
Cyrille Bergaly KAMDEM
Marianne MAKOUDEM

Février 2007

Luc NEMBOT NDEFFO (F. S. E. G. Université de Dschang)
ndefluc@yahoo.fr

Ngangue NGWEN (F. S. E. G. Université de Yaoundé II)
ngwenn@yahoo.fr

Pierre Joubert NGUETSE TEGOUM (Institut National de la Statistique; Yaoundé)
de_nquetse@yahoo.fr

Cyrille Bergaly KAMDEM (F. S. E. G., Université de Yaoundé II)
bergaly@yahoo.fr

Marianne MAKOUDEM (F.S.E.G., Université de DSCHANG)
makoudem2005@yahoo.fr

Résumé

Le problème que pose la présente étude est celui de la prise en compte du coût relatif des enfants par rapport à celui des adultes et des économies d'échelles dans l'appréciation du bien-être des ménages. Les résultats issus des échelles empiriques construites à cet effet montrent que les ménages dirigés par les femmes sont plus pauvres que ceux dirigés par les hommes. La pauvreté est plus ambiante dans les zones rurales, dans les ménages dont le chef est analphabète et dans les ménages dont le chef exerce dans le secteur informel. En ce qui concerne la dynamique, les résultats montrent que la pauvreté a augmenté au Cameroun entre 1996 et 2001. Bien que certains résultats confortent ceux issus des échelles « Recommended Dietary Allowances » (RDA) utilisées par l'Institut national de la Statistique, d'autres les remettent en question. Les résultats de l'étude recommandent la mise en œuvre de politiques spécifiques pour la réduction de la pauvreté.

Mots clés : Échelle d'équivalence, pauvreté, fichiers harmonisés, échelle globale, échelles spécifiques aux biens, Cameroun.

Numéros JEL : D11; D12; I31; I32.

Abstract

The purpose of the study is to investigate the integration of the relative cost of children to parents and of economies of scales in the context of the evaluation of household welfare. Results derived with empirically-estimated scales show that households headed by women are poorer than those headed by men. Poverty is also found to be more prevalent in rural areas, in households whose heads are illiterate, and in households whose heads works in the informal sector. As for poverty dynamics, the results show that poverty increased in Cameroon between 1996 and 2001. Despite the fact that some results are the same with those derived from the Recommended Dietary Allowances (RDA) scales used by Cameroon's National Institute of Statistics, many stand in stark contrast to these. The results of the present study are used to recommend specific policies in favour of poverty alleviation.

Keywords : Equivalence scales, poverty, harmonised data, global scale, specific scales for goods, Cameroon

JEL classification: D11; D12; I31; I32.

La présente étude a été réalisée grâce à une subvention du réseau Politiques Économiques et pauvreté (PEP) et du Centre de Recherche en Développement International (CRDI). Nous tenons à remercier tous ceux qui ont contribué directement ou indirectement à son aboutissement. Nous manifestons ainsi notre gratitude à l'endroit des professeurs et personnes ressources : Jean Yves Duclos, John Cockburn, Bernard Décaluwé, Sami Bibi, Abdelkarim Araar, Arnault Christian Emini, Samuel Fambon, Elias Ayuk et tous les commentateurs anonymes pour leurs contributions.

1. Introduction

La pauvreté est un phénomène complexe qui, au cours des dernières décennies, a fait l'objet de nombreux débats théoriques, très souvent complémentaires les uns aux autres. L'intérêt commun aux différentes approches, réside dans l'identification de la pauvreté, comme une étape indispensable qui facilite la mise en œuvre des politiques d'éradication de ce phénomène. La mesure du niveau de vie des ménages ou des individus, du seuil de pauvreté s'opère à travers un certain nombre de critères et d'indices qui varient selon les écoles. C'est très souvent à partir de ces critères que se construisent les stratégies de lutte contre la pauvreté. Mais l'une des questions qui échappe encore à certaines approches est le lien entre la mesure du niveau de vie des ménages (niveau de revenu ou de la dépense) et l'appréciation du bien-être des individus, intégrant les besoins physiologiques ou nutritifs selon le sexe et l'âge de la personne, par rapport à ceux des adultes d'une part, et selon les économies d'échelles d'autre part (Lachaud, 2001).

Asselin et Anyck (2000) ont identifié trois principales écoles de pensée sur la mesure de la pauvreté : l'école Welfarist, celle des besoins de base et celle des capacités. Les définitions de la pauvreté proposées par ces écoles expriment clairement le lien entre la mesure du niveau de vie des ménages et l'appréciation du bien-être des individus.

Selon l'école Welfarist, ou « Approche utilitariste », un individu est considéré comme pauvre lorsqu'il se situe en deçà d'un minimum de bien-être économique. Le concept de bien-être renvoie à celui d'utilité, considéré comme la satisfaction du désir procuré à une personne par la consommation ou la possession des biens et services (Asselin et Anyck, 2000 : p. 24). La définition Welfariste souligne l'importance d'un accroissement des revenus, à travers une augmentation de la productivité et de l'emploi, comme stratégie de lutte contre la pauvreté. Mais étant donné que les préférences varient d'un individu à l'autre, le point de vue de l'école Welfarist sur la mesure de pauvreté devrait indiquer comment l'accroissement des revenus peut prendre en compte la composition des ménages et les économies d'échelles.

Pour l'approche des besoins de base qui apporte une critique au caractère subjectif du welfarisme, un individu est considéré comme pauvre s'il ne peut pas disposer d'un minimum de biens et services de base tels que la nourriture, l'eau potable, les aménagements sanitaires, le logement, les services de santé, d'éducation et de transport public (Asselin et Anyck, 2000 : p.25). Le problème qui se pose ici est la détermination des besoins de base. Ceux-ci peuvent varier d'un individu à l'autre, selon l'âge et selon le sexe. Quand on opte pour cette approche, on est tenu d'indiquer comment la satisfaction de différentes commodités prend en compte l'âge et le sexe des individus. Si l'éducation peut se présenter comme besoin prioritaire pour les enfants âgés de 5 à 14 ans, ceux âgés de 0 à 5 ans ainsi que les personnes de troisième âge solliciteraient davantage les services de santé, du fait de leur vulnérabilité, alors que les

personnes intermédiaires (en âge de travailler) préféreraient d'autres types de biens.

L'école des capacités (capabilities) insiste sur les habilités ou les capacités humaines. Elle considère comme pauvre, tout individu qui ne dispose pas des capacités minimales pouvant lui permettre de saisir certaines opportunités nécessaires pour atteindre un sous-ensemble de fonctionnements (Asselin et Anyck 2000 : p. 27). Les stratégies de réduction de la pauvreté porteront ici sur le renforcement des capacités humaines.

En tout état de cause, les politiques de lutte contre la pauvreté devraient prendre en compte le différentiel entre les besoins exprimés par les enfants et ceux exprimés par les adultes dans les ménages. C'est pourquoi, les ratios relatifs de pauvreté des ménages, selon leur structure démographique, dépendent de la prise en compte du coût relatif des enfants et des économies d'échelles (Lachaud, 2001). Ainsi, toute évaluation des différences de pauvreté, suivant le lieu de résidence, et par rapport au sexe du chef de ménage, devrait prendre en compte le coût relatif des enfants par rapport à celui adultes, et l'utilisation effective des ressources du ménage en fonction des besoins exprimés par les individus qui le composent.

La présente étude qui s'inscrit dans cette logique, analyse les conditions dans lesquelles le choix d'une échelle d'équivalence affecte la répartition spatiale de la pauvreté, et procède à des comparaisons de pauvreté, suivant les caractéristiques sociodémographiques du chef de ménage au Cameroun.

Les résultats issus des échelles empiriques montrent que les ménages dirigés par les femmes sont plus pauvres que ceux dirigés par les hommes. La pauvreté est plus ambiante dans les zones rurales, dans les ménages dont le chef est analphabète et dans les ménages dont le chef exerce dans le secteur informel.

En ce qui concerne la dynamique, les résultats montrent que la pauvreté a augmenté au Cameroun entre 1996 et 2001.

Ces résultats sont pour la plupart, opposés à ceux issus des échelles *Recommended Dietary Allowances* (RDA) utilisées par l'Institut national de la Statistique.

Les différents résultats montrent que l'adoption des mesures sectorielles de la part des décideurs politiques s'avère urgente pour faire reculer la pauvreté au Cameroun.

Cette étude s'articule autour de quatre sections. Après l'introduction, suivent les sections 1 et 2 relatives, respectivement à la revue de littérature et à la méthodologie. La section 3 présente les résultats de l'étude à l'issue desquels, les recommandations de politique économique et sociale sont développées dans la section 4.

2. Revue critique de la littérature

2.1 Cadre théorique des échelles d'équivalence

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

De manière plus concrète, pour un ménage de taille N , de revenu R et disposant d'une échelle d'équivalence m , son niveau de vie est identique à celui d'une personne vivant seule et disposant d'un revenu égal à R/m (Hourriez. et Olier 1997). Pour cette personne seule qui sert de référence, la valeur de l'échelle d'équivalence est par définition égale à 1.

La construction des échelles d'équivalence¹ a été le centre d'intérêt de nombreux débats théoriques qui expliquent la multiplicité des approches, caractérisées chacune par une méthodologie et des hypothèses spécifiques. Quel que soit l'auteur, la construction des échelles d'équivalence repose sur la théorie microéconomique du choix du consommateur. C'est à partir de différentes approches théoriques que de nombreux modèles ont été élaborés, permettant ainsi de construire de « vraies échelles » pour un certain nombre de pays ou de régions dans le monde.

Nous présentons ci-dessous l'approche théorique élaborée par Deaton (1997) qui a le mérite d'établir un lien entre les indices du coût de la vie et le coût relatif des enfants, à travers la théorie d'utilité.

2.1.1 Échelles d'équivalence, coût des enfants et théorie d'utilité

Deaton (1997, p. 247) fait une extension de la théorie du coût de la vie à celle du coût des enfants. Il suppose que la fonction des coûts dépend des caractéristiques démographiques z . Si bien que pour un ménage qui maximise son utilité, la dépense totale représente le coût minimum nécessaire pour atteindre son niveau d'utilité. D'où l'équation suivante :

$$C(u, p, z) = R \quad (1)$$

Cette équation ne précise pas à quel niveau d'utilité elle fait référence. Il existe plusieurs interprétations possibles de l'équation (1). On peut estimer le bien-être des parents à partir de la dépense minimale requise pour maintenir leur utilité, en prenant en compte le surplus de dépenses nécessaires pour les enfants. Alternativement, chaque membre du ménage devrait disposer d'une fonction d'utilité propre, afin que la règle de partage entre les individus soit établie pour permettre à tous de jouir du même niveau de bien-être. Ainsi l'équation (1) est le coût minimum qui permet à chacun d'atteindre le niveau d'utilité u .

¹ Les principaux auteurs sont : Pollack A.R. et Wales T.J. (1979), Imen Sahadi (2002), Hourriez J. M. et Olier L. (1997), Deaton Angus (1997), Prais-Houthakker (1955), Barten A.P. (1964), Brudbury Bruce (2003), Pendakur Krihna (1999), Gould, BW et al. (2002), Stengos et al. (2003), etc.

Deaton admet que l'échelle d'équivalence compare deux ménages de composition z_0 et z_1 de la même façon que les indices de coût de la vie comparent deux niveaux de prix.

Si u_K et p_K sont respectivement les niveaux d'utilité et vecteur de prix de référence, l'échelle d'équivalence s'écrit :

$$m(z_1, z_0, u_K, p_K) = c(u_K, p_K, z_1) / c(u_K, p_K, z_0) \quad (2)$$

Dans le cas le plus simple, z_0 représente une famille de deux adultes et z_1 une famille de deux adultes et un nouveau-né. En utilisant le niveau d'utilité avant naissance des enfants et les prix courants comme données de base, l'excédent de l'équation (2) sur l'utilité serait le coût du nouveau-né comme étant un ratio de la dépense totale du ménage.

Alternativement, on peut, à partir de l'analogie du surplus des consommateurs, mesurer non pas l'échelle d'équivalence qui est un indice, mais le coût des enfants qui correspond à une mesure du surplus des consommateurs. Cette mesure est le coût de la différence entre les caractéristiques du ménage.

$$D(z_1, z_0, u_K, p_K) = c(u_K, p_K, z_1) - c(u_K, p_K, z_0) \quad (3)$$

L'équation (3) permet de calculer le montant d'argent nécessaire pour restaurer le bien-être original (Deaton, 1997 : p. 248). En d'autres termes, c'est la somme d'argent dont a besoin un couple pour maintenir son niveau de vie constant au moment où survient un nouveau-né dans ce couple. C'est à partir de ces considérations théoriques qu'une multitude de modèles permettant d'estimer les échelles d'équivalence ont été élaborés.

2.1.2 Les modèles théoriques des échelles d'équivalence

Les modèles à échelles d'équivalence objectives distinguent les modèles à échelle d'équivalence globale ou générale, des modèles à échelles d'équivalence spécifiques.

a) les modèles à échelle d'équivalence globale

Dans les modèles à échelle globale, l'indicateur de bien-être est ramené au niveau équivalent adulte au moyen d'un nombre m : échelle d'équivalence du ménage h par rapport au ménage de référence.

La détermination de cette échelle d'équivalence m repose sur l'estimation d'une fonction donnant l'indicateur de bien-être U en fonction de la dépense X et de la taille N du ménage. On spécifie une fonction f , telle que $U = f(X, N)$. Les paramètres de la fonction f sont estimés par régression. L'échelle d'équivalence m est obtenue en résolvant l'équation.

$$f\left(\frac{X}{m}, 1\right) = f(X, N) \quad (4)$$

où la personne seule est prise comme référence.

La spécification de f peut contenir des variables socio-démographiques permettant de

prendre en compte l'hétérogénéité éventuelle des ménages, du point de vue du bien-être.

Deux formes sont habituellement adoptées pour $f(X, N)$ (Hourriez et Olier, 1997):

La première s'écrit :

$$U = f(X, N) = \alpha + \beta_1 \ln X + \beta_2 \ln N \quad (5)$$

Cette équation prend la forme :

$$U = f(X, N) = \alpha + \beta_1 \ln\left(\frac{X}{N^\theta}\right) + \beta_2 \ln 1 \quad \text{où } \theta = -\beta_2/\beta_1, \quad (6)$$

et conduit à des échelles concaves de la forme $m = N^\theta$. Ainsi, plus la taille du ménage est élevée, moins une personne supplémentaire accroît la valeur de l'échelle (ou nombre d'unités de consommation du ménage). Cette formulation pourrait comporter des économies d'échelles.

La deuxième est :

$$U = f(X, N) = \alpha + \beta_1 \ln X + \beta_2 N \quad (7)$$

Ce modèle se transforme en :

$$U = f(X, N) = \alpha + \beta_1 \ln \frac{X}{A^{N-1}} + \beta_2 1 \quad \text{où } A = \exp(-\beta_2/\beta_1) \quad (8)^2$$

et donne des échelles convexes de la forme $m = A^{N-1}$. Ainsi, plus la taille du ménage est élevée, plus une personne supplémentaire accroît la valeur de l'échelle (ou nombre d'unité de consommation du ménage). Cette formulation comporterait également des économies d'échelles (les résultats montrent d'ailleurs que N est strictement supérieur à m).

Les deux formes précédentes peuvent être combinées, l'on obtient alors :

$$U = f(X, N) = \alpha + \beta_1 \ln X + \beta_2 \ln N + \beta_3 N, \quad (9)$$

laquelle conduit à une échelle de la forme $m = N^\theta A^{N-1}$ où $A = \exp(-\beta_3/\beta_1)$.

Pour estimer la forme fonctionnelle $U = f(X, N)$, il est nécessaire de disposer d'un indicateur de bien-être U . Parmi les indicateurs les plus utilisés à cet effet, on peut citer le coefficient budgétaire de l'alimentation, et les dépenses en vêtements d'adultes. Le premier est

² Il est possible qu'à partir d'un certain seuil (disons N^*), m devienne supérieure à N ($m > N$ pour $N > N^*$) auquel cas, on aura plutôt des déséconomies d'échelle. La même remarque s'applique à la spécification donnée par l'équation (9) avec N^* encore plus faible.

issu de l'hypothèse d'Engel (1895) qui postule que le coefficient budgétaire de l'alimentation est un bon indicateur du bien-être. En d'autres termes, deux ménages ont le même niveau de bien-être s'ils consacrent la même fraction de leurs revenus à l'alimentation; et cela est également valable pour les ménages de composition démographique différente. Cette idée provient de la loi d'Engel qui stipule que l'alimentation est un bien nécessaire par excellence : plus le ménage dispose d'un revenu élevé, plus la part consacrée à l'alimentation dans les dépenses budgétaires est faible.

Cet indicateur est peu plausible dans la mesure où il implique une mesure du bien-être des ménages indépendante de leur composition démographique (Imen Sahadi, 2002). Il convient de noter que l'hypothèse d'Engel a été discutée et finalement rejetée par Nicholson (1976) qui souligne que la dépense alimentaire est un indicateur imparfait de bien-être des ménages. Étant donné que l'alimentation n'est qu'un bien parmi d'autres. De plus, les dépenses alimentaires s'avèrent insuffisantes pour rendre totalement compte de toutes les économies d'échelle réalisées dans les ménages.

Le second indicateur est issu de l'hypothèse de Rothbarth (1943) qui stipule que la dépense du ménage en biens exclusivement consommés par les adultes (vêtements, tabac, boissons alcoolisées, etc.) constitue un indicateur de bien-être.

Les insuffisances des modèles à échelle d'équivalence générale résident dans le fait qu'ils ne permettent pas de comparer les demandes par catégories de biens (Imen Sahadi, 2002). C'est pour combler ces lacunes que se sont développés les modèles d'estimation des échelles spécifiques.

b) les modèles d'estimation des échelles spécifiques.

Deux modèles servent habituellement à estimer les échelles d'équivalences spécifiques aux biens. Ce sont les modèles de Prais-Houthakker (1955) et de Barten (1964).

Le modèle de Prais-Houthakker (1955)

Il suppose qu'il existe une échelle d'équivalence spécifique à chaque bien de consommation. L'échelle globale se déduisant donc, sous certaines hypothèses, de ces échelles spécifiques. L'intérêt du modèle est double : d'une part, il permet l'estimation d'échelles d'équivalence et d'autre part, il permet la modélisation de la structure de consommation.

La spécification de ce modèle est la suivante :

$$D_k = m_k \cdot f_k \left(\frac{X}{m} \right) \tag{10}$$

où m et m_k sont respectivement l'échelle d'équivalence globale et l'échelle d'équivalence

spécifique du bien k ($m_k=1$ pour un ménage composé d'une seule personne) ; $\frac{X}{m}$ le niveau de bien-être d'un individu mesuré par la dépense globale du ménage rapporté à l'échelle d'équivalence ; $X_k = P_k q_k$ est la dépense totale du ménage consacrée au bien k de prix P_k , où q_k est la quantité consommée en bien k .

$f_k\left(\frac{X}{m}\right)$ représente la fonction de demande d'un individu en bien k . L'équation (10) indique alors que la dépense totale du ménage en bien k est égale à la demande de ce bien par un individu du ménage, multipliée par l'échelle spécifique du bien.

Il convient de remarquer que la fonction de demande d'un individu n'est pas fonction des prix P_k des biens. Le modèle de Prais-Houthakker ne peut être utilisé de manière satisfaisante en pratique qu'en considérant de grands postes de dépenses n'admettant pas de substitution entre eux. Cela permet d'écartier le problème des effets croisés des prix, mais pas celui des effets prix propres.

le modèle de Barten (1964)

Le modèle de Barten apparaît comme une généralisation du modèle de Prais-Houthakker, dans la mesure où il introduit les prix relatifs des biens dans la fonction de demande et autorise des substitutions entre biens de consommation.

Ce modèle peut être spécifié comme suit : si la fonction de demande d'un individu en bien k est : $D_k = f_k\left(\frac{X}{m}, p_1, p_2, \dots, p_K\right)$, alors la dépense du ménage s'écrit :

$$X_k = m_k \cdot f_k\left(\frac{X}{m}, m_1 p_1, m_2 p_2, \dots, m_K p_K\right) \quad (11)$$

Tout se passe avec le modèle de Barten comme si, pour consommer un bien k donné, un ménage doit dépenser m_k fois plus en bien k qu'un individu seul, pour avoir le même niveau de satisfaction de ce bien.

Pour faciliter les manipulations, une spécification double logarithme avec économies d'échelle est souvent utilisée avec le modèle de Barten (Hourriez et Olier, 1997).

Pour la fonction de demande d'un individu en bien k , on écrit :

$$\ln f_k\left(\frac{X}{m}, p_1, p_2, \dots, p_K\right) = \alpha_k + \beta_k \ln\left(\frac{X}{m}\right) + \gamma_k \ln(p_k) \quad (12)$$

où β_k est l'élasticité de la dépense en bien k par rapport à la dépense globale, et γ_k ,

l'élasticité prix direct. Les élasticités prix croisés ne sont pas prises en compte. Si γ_k est nul, on a une expression du modèle de Prais-Houthakker.

Les échelles spécifiques ainsi que l'échelle globale sont définies à partir du modèle sous forme concave.

$$m_k = N^{\theta_k} \quad m = N^\theta \quad (13)$$

Le paramètre θ_k est appelé élasticité taille du bien k , car il correspond à la dérivée logarithmique de m_k par rapport à N . θ_k varie de 0 pour les biens collectifs à 1 pour les biens individuels. On suppose que l'échelle globale θ est la moyenne des échelles spécifiques, pondérée par le coefficient budgétaire ω_k de chaque bien :

$$\theta = \sum \omega_k \theta_k \quad (14)$$

Les biens k tels que $\theta_k > \theta$, sont des biens individuels, tandis que les biens k tels que $\theta_k < \theta$ sont des biens collectifs.

La combinaison des relations (11), (12) et (13) donne l'expression du modèle de Barten :

$$\ln X_k = \alpha_k + \beta_k \ln\left(\frac{X}{N^\theta}\right) + \gamma_k \ln(N^{\theta_k} p_k) + \ln N^{\theta_k} \quad (15)$$

Si γ_k est nul, on a une expression du modèle de Prais-Houthakker :

$$\ln X_k = \alpha_k + \beta_k \ln\left(\frac{X}{N^\theta}\right) + \theta_k \ln N \quad (16)$$

ou encore,

$$\ln \omega_k = \alpha_k + (\beta_k - 1) \cdot \ln\left(\frac{X}{N^\theta}\right) + (\theta_k - \theta) \cdot \ln N \quad (17)$$

où ω_k est le coefficient budgétaire X_k / X du bien k . Le modèle de Prais-Houthakker comporte autant d'équations qu'il y a de biens.

Si θ est connu de façon exogène, le modèle est identifiable et permet de déterminer α_k, β_k et θ_k .

Si θ est inconnu, on montre que le modèle de Prais-Houthakker n'est pas identifiable, car ne permettant d'estimer que K paramètres indépendants parmi les $(K+1)$ $(\theta, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$. Ce problème d'indétermination peut être contourné par le modèle de Lanjouw et Ravallion (1995).

le modèle de Lanjouw et Ravallion (1995).

Le point de départ de ce modèle est l'équation suivante :

$$w_i = \alpha + \beta \ln(x_i / n_i^\theta) + \sum_{j=1}^k \delta_j \eta_{ji} + \text{prix relatifs} + \text{résidus} \quad (18)$$

Avec w_i la part du budget alloué à l'alimentation dans le ménage i ; η_{ji} la proportion des personnes du ménage i appartenant à la catégorie j . Ce modèle permet d'avoir une estimation directe de l'élasticité taille θ .

Lanjouw et Ravallion ont expérimenté une autre approche qui consiste à déterminer un θ spécifique à chaque ménage et intégrant les caractéristiques démographiques du ménage. Ce modèle ignore les prix relatifs, et les résidus sont omis par souci de simplification de la présentation.

$$w_i = \alpha + \beta' \ln(x_i / n_i^{\theta'}) + \sum_{j=1}^J \delta_j^* n_{ji} \quad (19)$$

avec n_{ji} le nombre de personnes de type j dans le ménage i . Ce qui reflète les différences de composition démographique, et de taille des ménages. Cette équation peut également s'écrire :

$$w_i = \alpha^* + \beta^* \ln(x_i / n_i^{\theta^*}) + \left(\sum_{j=1}^J \delta_j^* \eta_{ji} \right) n_i. \quad (20)$$

Ainsi, l'élasticité taille est fonction de la taille et de la composition démographique de chaque ménage :

$$\theta_i = \theta^* - \left(\sum_{j=1}^J \delta_j^* \eta_{ji} / \beta^* \right) n_i. \quad (21)$$

Ces différentes approches théoriques ont fait l'objet de nombreuses vérifications empiriques.

2.2 Les travaux empiriques

Plusieurs travaux permettent d'appréhender le phénomène de pauvreté au Cameroun. L'étude de la Banque Mondiale (1995) prend en compte les services sociaux essentiels, celle de Njinkeu et *al.* (1998) s'intéresse à la dynamique du marché de travail. Gbetnkom (1999) apprécie l'impact de la libéralisation commerciale sur la pauvreté. Les travaux de Fambon et *al.* (2000) et Fambon et *al.* (2004) s'intéressent respectivement à l'impact des réformes économiques sur la pauvreté, et à la dynamique de la pauvreté au Cameroun. En dépit de leur pertinence, ces

travaux n'intègrent pas les échelles d'équivalence et les économies d'échelles.

D'autres études sur la pauvreté au Cameroun ont été menées, notamment par L'Institut National de la Statistique (INS), à partir des enquêtes ECAM I et ECAM II. L'étude sur l'évolution de la pauvreté montre que de 1996 à 2001, l'incidence de pauvreté est passée de 53 à 40% au Cameroun. Ce recul de pauvreté est plus marqué en milieu urbain, avec 19% de pauvres en moins, contre 10% seulement en milieu rural.

A noter cependant que l'INS utilise les échelles d'équivalence RDA et Oxford³ qui ne rendent pas suffisamment compte des économies d'échelles réalisées par les ménages (Hourriez et Olier, 1997). Ces insuffisances s'expliquent par le fait que les échelles RDA et Oxford se caractérisent par des formules trop générales, et n'intègrent pas les spécificités des ménages de chaque pays.

De nombreux chercheurs se sont intéressés à l'étude des échelles d'équivalence, en rapport avec le bien-être des ménages. L'intérêt de ces études est la comparaison. Plusieurs auteurs comparent l'impact des échelles d'équivalence sur le bien-être des ménages entre les pays. Certaines comparaisons portent sur l'impact des échelles sur les indices de pauvreté alors que d'autres s'intéressent aux variations des caractéristiques des ménages liées à plusieurs types d'échelles d'équivalence. Tout ceci explique le caractère ambivalent des études qui alimentent l'enjeu et l'efficacité des travaux sur les échelles d'équivalence, en rapport avec la pauvreté.

Duclos, Jean-Yves et Mercadier-Pats (1996) ont procédé à une analyse comparative de l'impact des échelles d'équivalence sur le bien-être des ménages⁴, entre l'Espagne et le Royaume-Uni. Ils ont d'abord utilisé l'équation :

$$E = N^s \quad (22)$$

Avec s , un paramètre d'économie d'échelles qui varie entre 0 et 1. Cette équation ne tient pas compte de la composition des ménages. La deuxième équation distingue les adultes des enfants :

$$E = (NA + c.Nc)^s \quad (23)$$

Avec c , une constante traduisant le coût relatif de l'enfant par rapport à l'adulte et s un indicateur d'économie d'échelles. Pour $s=0$, les besoins ne sont pas affectés par la taille des ménages. Pour $c=1$, il y a égalité entre enfants et adultes en termes de besoins. Quand $c=1$ et $s=1$, les besoins s'accroissent linéairement avec la taille des ménages. Ces auteurs sont parvenus à des résultats intéressants.

³ L'échelle standard OXFORD affecte le coefficient 1 au premier adulte, 0,7 au second et 0,5 aux enfants.

⁴ La différence entre la pauvreté absolue et la pauvreté relative abordées par ces auteurs relève du fait que le seuil de pauvreté est constant quand on parle de pauvreté absolue, et varie avec le temps quand il s'agit de la pauvreté relative.

Par rapport à l'équation (22), l'étude montre que la différence de dénombrement de la pauvreté absolue entre les deux pays est nulle quand on ne tient pas compte de la taille des ménages. En revanche, pour une valeur fixe de s dans un pays, la pauvreté absolue s'accroît dans l'autre. A cause de la prévalence des ménages de grande taille en Espagne par rapport au Royaume-Uni, les différences dans la pauvreté sont particulièrement sensibles aux variations de s en Espagne.

Pour différentes combinaisons de s en Espagne et au Royaume-Uni, le nombre de personnes relativement pauvres est plus grand dans le premier pays par rapport au second jusqu'à une valeur s de 9,3%. Par ailleurs, le comportement de la pauvreté relative en une courbe en forme de U est plus prononcé au Royaume-Uni.

Par rapport à l'équation (23), l'étude met en évidence l'impact des variations des coefficients s et c sur les différences de dénombrement de la pauvreté absolue. La différence de dénombrement entre les deux pays est nulle lorsqu'on ne tient pas compte de la taille des ménages ($s=0$). Les différences de pauvreté entre les deux pays sont positives, si bien que l'Espagne dispose d'un plus grand dénombrement que le Royaume-Uni, aussitôt que s va au-delà de 0. Les variations de s et c n'entraînent cependant pas de variations régulières sur les différences de pauvreté. Cette irrégularité est particulièrement évidente pour les valeurs élevées de s , puisque c'est en ce moment que les dénombremens différentiels sont sensibles aux petites variations de c . Au fur et à mesure que s s'accroît, les besoins des ménages espagnols augmentent plus que ceux des ménages britanniques. Et par conséquent, un nombre plus important des ménages espagnols tombe en dessous de la ligne de pauvreté.

La densité des britanniques se situant autour de la ligne de pauvreté est relativement plus élevée quand on prend en compte tous les enfants, et quand s est compris entre 0,5 et 0,63. Alors, l'accroissement de s diminue temporairement le niveau du différentiel de pauvreté entre les deux pays. On aboutit aux mêmes conclusions pour ce qui est de la pauvreté relative lorsqu'on fait varier s et c . Les différences de pauvreté varient entre 1,7% et 12%. Par conséquent, le choix des paramètres d'échelle d'équivalence paraît important pour déterminer les divergences de pauvreté entre les deux pays.

Le mérite de cette étude relève du fait qu'elle compare les résultats de deux pays européens ayant sensiblement le même niveau de développement, et faisant partie d'une même Union Économique. Les résultats pourraient inspirer les responsables de l'Union, en concertation avec ceux de chacun de ces pays, à mettre en place des politiques plus cohérentes en faveur de l'amélioration du bien-être des populations vulnérables. Cependant, il serait intéressant d'actualiser des études de même nature, en vue de construire des politiques de réduction de la pauvreté plus dynamiques.

L'étude de Coulter, Cowell et Jenkins (1992) s'intéresse à la manière dont sont définies

les mesures d'inégalité et de pauvreté à travers les distributions des revenus équivalents et les variations de ces mesures, consécutives à un changement d'échelle d'équivalence.

Elle montre qu'il existe une relation systématique entre les échelles d'équivalence et l'étendue de la pauvreté. Pour une distribution de revenus donnée, l'étendue de la pauvreté chute d'abord, et augmente ensuite, au fur et à mesure que les relativités des échelles d'équivalence augmentent à partir de leur niveau minimal. Les variations induites par un changement d'échelle d'équivalence sont significatives, quelle que soit la mesure de pauvreté considérée.

Ödön Eltetö et Havavi (2002) apprécient, à travers diverses échelles d'équivalence la sensibilité des mesures de la pauvreté en Hongrie. Pour définir le seuil de pauvreté, ils considèrent qu'un ménage ou un individu vivant en dessous de 60% du revenu médian est considéré comme pauvre. Les quatre échelles considérées sont : le revenu par tête, une échelle construite à partir des données d'enquête de la Hongrie, l'échelle OCDE1 (Organisation pour le Commerce et le Développement Économique) et l'échelle OCDE2⁵.

En étudiant la façon dont les différentes échelles affectent les proportions et compositions démographiques des pauvres, le souci des auteurs est de rechercher l'échelle qui capte le mieux le phénomène de pauvreté. Ils identifient à cet effet 15 variables pour caractériser les pauvres dans le premier et le dixième décile de revenus. Les résultats montrent une forte sensibilité des caractéristiques de la pauvreté par rapport aux différentes échelles d'équivalence. Le mérite de l'étude est d'avoir utilisé une échelle d'équivalence calculée sur la base des données d'enquête de la Hongrie.

Il ressort donc de la revue de la littérature qu'il existe plusieurs types d'échelles d'équivalence qui présentent chacun, des avantages et des insuffisances. Il est aussi apparu que la pertinence d'une échelle est fonction de sa compatibilité avec les caractéristiques économiques et sociales des ménages.

3. La Méthodologie

3.1 Spécification des modèles à estimer

Les modèles de la présente étude tiennent compte de la nature des informations des fichiers harmonisés ECAM1 et ECAM2 qui constitueront nos bases de travail. Nous utilisons comme indicateur de bien-être des ménages, la dépense de consommation finale ajustée par les indices régionaux des prix. Cet indicateur est celui utilisé lors des deux enquêtes ECAM I et ECAM II pour appréhender le niveau de vie des ménages. Deux types d'échelles empiriques sont construits selon deux processus différents.

⁵ La description des échelles globales OCDE est la suivante : l'échelle OCDE1 attribue la valeur 1 au premier adulte, 0,7 aux autres adultes et 0,5 aux enfants. Alors que l'échelle OCDE2 attribue 1 au premier adulte ; 0,5 aux autres adultes et 0,3 aux enfants (Ödön Eltetö and É. Havasi, 2002)

Échelle empirique 1

Elle comporte à la fois l'échelle globale et les échelles spécifiques. Le modèle retenu pour l'élaboration de cette échelle comporte donc deux étapes. La première permet de calculer la taille de chaque ménage en équivalent adulte. Elle s'inspire du modèle de Ödön Eltetö et Havavi (2002) dont la spécification est la suivante :

$$X_i = \beta_0 + \beta_1 K_{i,1} + \beta_2 K_{i,2} + \beta_3 K_{i,3} + \beta_4 K_{i,4} + \beta_5 K_{i,5} + \sum \delta_s Z_{i,s} + \varepsilon_i \quad (24)$$

X_i représente la dépense de consommation finale du ménage i ;

$k_{i,1}$ nombre d'adultes ;

$k_{i,2}$ nombre d'enfants de 15-19 ans ;

$k_{i,3}$ nombre d'enfants de 10-14 ans ;

$k_{i,4}$ nombre de personnes de 5-9 ans ;

$k_{i,5}$ nombre de personnes de 0-4 ans ;

$Z_{i,s}$ variables socio démographiques.

Pour mettre en exergue le premier adulte du ménage et identifier les coefficients d'équivalence entre celui-ci et les autres membres du ménage, on divise l'équation (24) par $(\beta_0 + \beta_1)$ et on obtient :

$$\frac{X_i}{\beta_0 + \beta_1} = 1 + \frac{\beta_1}{\beta_0 + \beta_1} (K_{i,1} - 1) + \frac{\beta_2}{\beta_0 + \beta_1} K_{i,2} + \frac{\beta_3}{\beta_0 + \beta_1} K_{i,3} + \frac{\beta_4}{\beta_0 + \beta_1} K_{i,4} + \frac{\beta_5}{\beta_0 + \beta_1} K_{i,5} + \sum \delta_s Z_{i,s} \quad (25)$$

1 représente le coefficient du premier adulte.

$$\lambda_1 = \frac{\beta_1}{\beta_0 + \beta_1} \text{ Coefficient d'équivalence entre le second adulte et le premier adulte}$$

$$\lambda_2 = \frac{\beta_2}{\beta_0 + \beta_1} \text{ Coefficient d'équivalence entre les enfants de 15-19 ans et le premier adulte}$$

$$\lambda_3 = \frac{\beta_3}{\beta_0 + \beta_1} \text{ Coefficient d'équivalence entre les enfants de 10-14 ans et le premier adulte}$$

$$\lambda_4 = \frac{\beta_4}{\beta_0 + \beta_1} \text{ Coefficient d'équivalence entre les enfants de 5-9 ans et le premier adulte}$$

$$\lambda_5 = \frac{\beta_5}{\beta_0 + \beta_1} \text{ Coefficient d'équivalence entre les enfants de 0-5 ans et le premier adulte}$$

L'estimation du modèle permettra donc de déterminer la taille en équivalent adulte de chaque ménage i donnée par :

$$m_i = 1 + \lambda_1 (k_{i,1} - 1) + \lambda_2 k_{i,2} + \lambda_3 k_{i,3} + \lambda_4 k_{i,4} + \lambda_5 k_{i,5} \quad (26)$$

La deuxième étape utilise les résultats de la première, à savoir la taille corrigée des ménages pour estimer un facteur d'économie d'échelle et des échelles spécifiques pour chaque bien ou poste de dépenses. Contrairement aux enquêtes ECAM qui ont retenu 9 biens, nous

avons considéré 7 biens afin d'éviter d'avoir des postes à fort taux de valeurs manquantes.

Les « biens » à considérer sont les suivants :

1	Alimentation, boissons & tabac	5	Équipement, entretien de la maison et logement
2	Habillement	6	Transports et communication
3	Éducation	7	Loisirs, spectacles, biens et services divers
4	Santé		

Dans la mise en œuvre de cette étape, il s'agit dans un premier temps, de rechercher le paramètre d'échelle globale par le modèle de Lanjouw et Ravallion (1995). Mais ici, nous prenons en compte le fait que la dépense du ménage n'est pas exogène ; elle dépend de certaines caractéristiques socio démographiques du ménage (INS, 2002). Ainsi, l'équation à estimer est la suivante :

$$\begin{cases} w_i = \alpha + \beta \ln(X_i / m_i^\theta) + \sum \delta_c \eta_{i,c} + \varepsilon_i \\ X_i = \lambda_1(k_{i,1} - 1) + \lambda_2 k_{i,2} + \lambda_3 k_{i,3} + \lambda_4 k_{i,4} + \lambda_5 k_{i,5} + \sum \delta_s Z_{i,s} + v_i \end{cases} \quad (27)$$

Avec w_i la part du budget alloué à l'alimentation dans le ménage i ; $\eta_{i,c}$ la proportion des personnes du ménage i appartenant à la catégorie c . Après estimation de ce modèle par la méthode des doubles moindres carrés⁶, on obtient une valeur directe de l'élasticité taille θ de référence qui permet de contourner le problème d'indétermination du modèle de Prais-Houthakker (1955)⁷. On estime par la suite l'équation de Prais-Houthakker (1955) pour tous les sept postes de dépenses en utilisant ce θ de référence. Pour chaque bien $j \in \{1, 2, \dots, 7\}$, la spécification du modèle estimé est la suivante :

$$\begin{cases} \ln X_{i,j} = \alpha_j + \beta_j \ln\left(\frac{X_i}{m_i^\theta}\right) + \theta_j \ln m_i + \varepsilon_i \\ X_i = \lambda_{11}(k_{i,1} - 1) + \lambda_2 k_{i,2} + \lambda_3 k_{i,3} + \lambda_4 k_{i,4} + \lambda_5 k_{i,5} + \sum \delta_s Z_{i,s} + v_i \end{cases} \quad (28)$$

$X_{i,j}$ est la dépense du ménage i pour le bien j . θ_j est l'élasticité taille du bien j .

⁶ On instrumente d'abord la variable X par l'équation.

$X_i = \lambda_1(k_{i,1} - 1) + \lambda_2 k_{i,2} + \lambda_3 k_{i,3} + \lambda_4 k_{i,4} + \lambda_5 k_{i,5} + \sum \delta_s Z_{i,s} + v_i$ puis on récupère \hat{X} et on estime

l'équation $w_i = \beta \ln\left(\frac{\hat{X}}{m_i^\theta}\right) + \left(\sum \delta_c \eta_{i,c}\right) \eta_i + \varepsilon_i$

⁷ Bien que le modèle de Lanjouw et Ravallion soit basé sur l'indicateur de bien-être alimentation, non testable, qui a fait l'objet de nombreuses critiques, nous avons opté pour cette solution parce que le poste de dépense alimentation est choisi comme bien de référence de notre étude. Non seulement il dispose du plus grand coefficient budgétaire, mais c'est aussi le poste de dépense pour lequel on a moins de valeurs manquantes. Enfin, les critiques relatives à l'alimentation sont dues au fait qu'elle a été considérée comme indicateur de bien être, ce qui n'est pas le cas dans notre étude.

Ce processus permet de déterminer les élasticités taille de chaque poste de dépenses. Les estimations sont faites par la méthode des moindres carrés ordinaires pour tenir compte du caractère non exogène de la variable. On vérifie enfin que $\theta = \sum_{j=1}^7 w_j \theta_j$ où w_j est le coefficient budgétaire du bien j .

Échelle empirique 2

Il s'agit d'estimer un θ spécifique à chaque ménage en fonction de sa composition démographique et de ses caractéristiques socio démographiques, à partir de l'équation (19) proposée par Lanjouw et Ravallion (1995)⁸ spécifiée ainsi qu'il suit :

$$\begin{cases} w_i = \alpha + \beta \ln \left(X_i / n_i^{\theta^*} \right) + \left(\sum \delta_c \eta_{i,c} \right) n_i + \varepsilon_i \\ X_i = \lambda_1 (k_{i,1} - 1) + \lambda_2 k_{i,2} + \lambda_3 k_{i,3} + \lambda_4 k_{i,4} + \lambda_5 k_{i,5} + \sum \delta_s Z_{i,s} + v_i \end{cases} \quad (29)$$

n_i est la taille du ménage i .

Le coefficient d'économie d'échelle du ménage i est alors donné par :

$$\theta_i = \theta^* - \left(\sum \delta_c \eta_{i,c} / \beta \right) n_i. \quad (30)$$

Après, on vérifie que la moyenne des θ_i est égale à θ^* qui représente alors le coefficient d'économie d'échelle moyen.

3.2 Les mesures de pauvreté

Les mesures de pauvreté décrites par l'équation (31) ci-dessous sont celles de Foster, Greer et Thorbecke (1984). Un indice de pauvreté doit permettre d'apprécier la pauvreté et satisfaire un certain nombre de propriétés fondamentales. Sen (1976) en propose deux : l'axiome de mono-tonicité et l'axiome de transfert⁹. Cependant, les indices FGT qui possèdent une propriété de plus, celle de la décomposition (Fambon et al. 2000) sont préférés à ceux de Sen. L'indice de pauvreté est une agrégation des mesures de pauvreté individuelles. La classe d'indices la plus utilisée est connue sous le nom d'indices de (FGT). Sa formule qui prend en compte les équivalents adultes est la suivante :

⁸ Même principe que l'équation (28)

⁹ Le premier souligne que toute baisse du revenu d'un individu se trouvant en dessous du seuil de pauvreté doit se traduire par une hausse de la mesure de pauvreté, et le second admet qu'un transfert d'une personne se situant en dessous de seuil de toute autre personne de niveau supérieur, doit engendrer une hausse de la mesure de la pauvreté, toute chose égale par ailleurs.

$$P_\alpha = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^q n_i \left(\frac{Z - \frac{Y_i}{m_i^\theta}}{Z} \right)^\alpha \text{ avec } N = \sum_{i=1}^n n_i \quad (31)$$

où :

- n : taille de l'échantillon ou nombre de ménages enquêtés,
- N : nombre total d'individus dans l'échantillon,
- q : nombre de ménages pauvres,
- z : seuil de pauvreté,
- y_i : dépenses totales du ménage i ,
- m_i : taille corrigée du ménage i (donnée par l'équation (26)),
- n_i : taille du ménage i (nombre de personnes vivant dans ce ménage),
- θ : échelle globale ,

α : Paramètre mesurant l'aversion pour l'inégalité entre les pauvres. Sa valeur est proportionnelle à l'importance accordée à la situation des plus pauvres de la population pauvre.

Pour $\alpha = 0$, on a P_0 , le taux ou l'incidence de pauvreté ;

Pour $\alpha = 1$, on a P_1 , la profondeur de la pauvreté ;

Pour $\alpha = 2$, on a P_2 , la sévérité de la pauvreté.

3.3 Robustesse des résultats

Avant de procéder à l'estimation de chaque équation, une analyse exploratoire des données a été faite afin de déceler et d'écarter les ménages ayant des comportements atypiques au regard de la relation à tester. Après chaque régression, un diagnostic des résidus « residual diagnostic » a été fait pour vérifier les hypothèses postulées au départ et pour éliminer les points influents dont la présence conduit à des estimateurs instables, et donc non robustes. A titre d'exemple, la mise en oeuvre de ces techniques a conduit à estimer l'équation (24) avec 11 457 ménages sur un total initial 12 730.

S'agissant du test de la significativité des coefficients issus des régressions, nous avons en général eu recours au test de Wald pour apprécier leur significativité. Puisque, ce test est asymptotique, il n'est pas basé sur l'hypothèse « *réductrice* » de normalité de résidus.

En ce qui concerne le calcul des indices FGT, on a eu recours au bootstrap avec 100 réplifications afin de prendre en compte les éventuels biais d'échantillonnage dans la précision des indicateurs calculés. De façon précise pour chaque itération, la procédure mise en oeuvre va de l'estimation de l'échelle d'équivalence (équation 24) au calcul de l'indicateur recherché. Ainsi, la valeur finale qui en résulte intègre les biais aux différentes étapes.

Encadré 1 : principe du Bootstrap (Rapacchi Bernard, 1994)

- On dispose de n individus *iid*. On note $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)$
- On est intéressé par une statistique $s(x)$
- On tire B échantillons $x_b^* = (x_1^*, x_2^*, \dots, x_n^*)$ $b = 1, 2, \dots, B$ où chaque x_b^* est obtenu en tirant avec remise n individus parmi les x_i
- On calcule la valeur $s(x_b^*)$ pour chaque échantillon x_b^* (ou itération).
- A la fin des B itérations, on calcule la statistique bootstrap

$$s = \sum_{b=1}^B \frac{s(x_b^*)}{B}$$

- On calcule l'estimation de l'erreur standard

$$se_{boot} = \sqrt{\sum_{b=1}^B \frac{(s(x_b^*) - s)^2}{B - 1}}$$

En ce qui concerne les comparaisons des indicateurs suivant les caractéristiques socio démographiques du chef de ménages, on a également eu recours au bootstrap. Il s'est agi ici de générer 100 itérations aléatoires et à effectuer ensuite un test d'égalité de moyenne¹⁰ en fonction de la comparaison à effectuer. Ce qui a permis de tester de façon robuste la significativité statistique des différences constatées au seuil de pauvreté de 185 000 francs CFA. Pour vérifier la robustesse des résultats quel que soit le seuil choisi, nous avons fait recours aux courbes de dominance.

3.4 Les données et les sources disponibles

Toutes les estimations porteront sur les fichiers harmonisés ECAMI – ECAMII (Enquête Camerounaise auprès des Ménages). Alors que ECAM I (1996) concernait près de 1700 ménages, ECAM II (2001) s'est adressé à 10 992 ménages.

Pour rendre comparables les données des deux enquêtes en vue d'analyser la dynamique de la pauvreté entre 1996 et 2001, un important travail d'harmonisation des données, des concepts et des indicateurs utilisés a été réalisé. Les éléments de comparaison confectionnés à partir des données des deux enquêtes et les analyses ont permis de confectionner des bases de données ECAM I et ECAM II harmonisées.

Pour ramener les dépenses de 1996 au niveau de 2001, un indice de prix temporel est construit en considérant le mois d'octobre 2001 comme mois de référence. Sur le plan spatial,

¹⁰ Soit deux échantillons indépendants de taille n_1 et n_2 et de moyenne \bar{X}_1 et \bar{X}_2 et d'écart type respectifs σ_1 et σ_2 .

Le problème est de savoir si ces deux échantillons, issus de deux sous-populations différentes, ont la même moyenne. Ainsi l'hypothèse nulle $H_0: \bar{X}_1 = \bar{X}_2$? Le test est basé sur la statistique $t = \frac{|\bar{X}_1 - \bar{X}_2|}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$.

$$t = \frac{|\bar{X}_1 - \bar{X}_2|}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$$

Yaoundé¹¹ est la région de référence pour les deux années. Pour déflater les dépenses, l'indice spatial de 2001 a été utilisé dans les deux opérations. L'indice de Paasche a servi à déflater les dépenses utilisées pour la comparaison au niveau des régions, parce qu'il tient compte des pondérations de chaque région. La variation spatiale et temporelle du prix a donc été prise en considération. Ce travail d'harmonisation s'est traduit par l'estimation d'un seuil harmonisé de pauvreté de 185 000 francs CFA valables pour 1996 et 2001.

4. Résultats de l'étude

Les principaux résultats portent successivement sur la construction des échelles d'équivalence pour le Cameroun, la comparaison du profil de pauvreté suivant les différentes caractéristiques sociodémographiques du chef de ménage, et l'analyse de la dynamique de pauvreté au Cameroun.

4.1 Construction des échelles d'équivalence avec les données camerounaises

L'estimation de l'équation (24) a permis de déterminer l'échelle empirique 1. Les coefficients d'équivalence entre le premier adulte (chef de ménage) et les autres membres du ménage sont calculés et récapitulés dans le tableau suivant.

Tableau 1 : Échelle empirique globale calculée à partir du fichier harmonisé ECAMI-ECAMII

Tranches d'âge	Coefficients d'équivalence entre le premier adulte et les autres membres du ménage
Chef de ménage	1
Autres adultes	0,80
Enfants de sexe masculin âgés de 15 à moins 20 ans	0,74
Enfants de sexe féminin âgés de 15 à moins 20 ans	0,79
Enfants de sexe masculin âgés de 10 à moins 15 ans	0,65
Enfants de sexe féminin âgés de 10 à moins 15 ans	0,65
Enfants de sexe masculin âgés de 5 à moins 10 ans	0,64
Enfants de sexe féminin âgés de 5 à moins 10 ans	0,63
Enfants de sexe masculin âgés de 0 à moins 5 ans	0,53
Enfants de sexe féminin âgés de 0 à moins 5 ans	0,51

Source : nos calculs.

Dans l'ensemble, les coûts relatifs des enfants et des autres adultes sont plus faibles pour toutes les tranches d'âge que pour ceux de l'échelle RDA. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que l'échelle RDA est uniquement basée sur le nombre de calories consommées, alors que l'échelle empirique intègre tous les postes de dépenses pris en compte dans le calcul de l'indicateur du niveau de vie.

¹¹ L'étude couvre l'ensemble du territoire national réparti en six strates, dont trois urbaines : Yaoundé,

Le souci de mettre en exergue l'aspect genre a permis de calculer pour chaque classe d'âge des enfants le coefficient d'équivalence suivant le sexe. Par ailleurs, les individus de la tranche d'âge 15 à 20 ans sont considérés comme des enfants pour des raisons de compatibilité avec l'âge de la majorité au Cameroun. Pour cette tranche d'âge, le coefficient d'équivalence des enfants de sexe masculin est égal à 0,74 alors que celui des filles est 0,79. Cette différence n'est pas statistiquement significative

Tableau 2 : Indices de pondération des consommations avec l'échelle RDA

Age	Hommes	Femmes
0 à 1 an	0,225	0,225
2 à 3 ans	0,45	0,45
4 à 6 ans	0,62	0,62
7 à 10 ans	0,69	0,69
11 à 14 ans	0,86	0,76
15 à 18 ans	1,03	0,76
19 à 25 ans	1,00	0,76
26 à 50 ans	1,00	0,76
51 ans et plus	0,79	0,66

Source : ECAM II, document de méthodologie, P. 58.

Tableau 3 : Élasticités tailles et échelle globale

Postes de dépenses	Élasticité taille	Coefficients budgétaires (en %)
Alimentation	0,54	58,9
Éducation	0,6	7,9
Habillement	0,51	5,2
Entretien maison	0,53	7,9
Transport	0,35	5,8
Santé	0,63	9,8
Autre	0,32	4,4
Échelle globale	0,523	100,0

Source : nos calculs

Les estimations des équations (27) et (28) ont permis de calculer les élasticités taille de différents postes de dépenses, et d'en déduire le coefficient d'économie d'échelle pour l'ensemble des ménages. Les résultats récapitulés dans le tableau 3 montrent que les dépenses de santé et d'éducation sont plus individuelles que celles consacrées aux autres biens et services (dont loisirs), au transport et à la communication. On peut également relever que près de 60% des dépenses de consommation finale sont consacrées à l'alimentation, aux boissons et au tabac. Ce coefficient budgétaire influence le coefficient d'économie d'échelle qui est de 0,523. En revanche, le coefficient budgétaire du poste de dépenses "autres biens et services" est plus faible.

L'échelle empirique 2 est déterminée après estimation de l'équation (29). Elle a permis d'estimer un θ pour chaque ménage qui intègre la structure démographique et les caractéristiques sociales du ménage. La comparaison des résultats issus des deux échelles empiriques à ceux issus des échelles per capita et RDA permet d'appréhender l'impact du changement des échelles sur les indices de pauvreté et pourrait conforter le caractère arbitraire des échelles d'équivalence.

4.2 Comparaison des résultats suivant les caractéristiques sociodémographiques du chef de ménage en 2001.

4.2.1 Comparaison par rapport au sexe du chef de ménage

Les résultats du tableau 4 montrent que selon les échelles RDA et per capita, le taux de pauvreté est plus élevé dans les ménages dirigés par les hommes. En revanche, les résultats issus des échelles empiriques 1 et 2 montrent que l'incidence de pauvreté est plus importante dans les ménages dirigés par les femmes. La différence est statistiquement significative au seuil de confiance de 1%. La figure A1 de l'annexe montre que ce résultat est robuste quel que soit le seuil de pauvreté choisi. En ce qui concerne l'intensité et la sévérité de la pauvreté, les ménages dirigés par les femmes disposent des indices les plus élevés quel que soit le type d'échelle. Ces résultats s'expliqueraient par les discriminations de diverses natures dont est victime la femme camerounaise.

Tableau 4 - Indices de pauvreté suivant les différents types d'échelles et le Sexe du chef de ménage en 2001

Indices	Sexe	Sans échelle	Échelle RDA	Échelle empirique 1	Échelle empirique 2
Incidence Po	Masculin	57,1(1)	40,3(1)	8,5(2)	11,0(2)
	Féminin	56,2(2)	38,6(2)	14,1(1)	17,0(1)
	<i>différence</i>	-0,9	-1,7	5,6***	6,0***
Intensité P1	Masculin	23,3(2)	14,0(2)	2,4(2)	2,3(2)
	Féminin	23,6(1)	14,3(1)	4,7(1)	2,6(1)
	<i>différence</i>	0,6	0,3	2,3***	0,3***
Sévérité P2	Masculin	12,4(2)	6,8(2)	1,2(2)	2,6(1)
	Féminin	13,0(1)	7,4(1)	2,3(1)	1,7(2)
	<i>différence</i>	0,6	0,6	1,1***	-0,9***

Source : Institut National des Statistiques ; nos calculs.

***=Significatif au seuil 1% ; ** Significatif au seuil 5% ; * = Significatif au seuil 10%

N.B. : Les chiffres entre parenthèses correspondent au classement ordinal.

Selon une étude de l'INS (2002b), le taux d'activité est plus élevé chez les hommes que chez les femmes (78% contre 67%). Les hommes sont plus représentés dans le secteur formel et les femmes dans le secteur informel. L'essentiel des postes de décision sont occupés par les hommes ; 32% sont cadres ou patrons dans le secteur formel contre 1,1% de femmes. Le revenu annuel et moyen d'activité perçu par l'homme est de 599 000 francs contre 277 500 francs chez la femme.

4.2.2 Comparaison par rapport au milieu de résidence du chef de ménage

Les données du tableau 5 montrent que les ménages ruraux sont plus pauvres que les ménages urbains, quel que soit le type d'échelle d'équivalence. Ce résultat s'expliquerait par un certain nombre de facteurs dont la faible accessibilité aux services sociaux de base (eau, électricité, éducation, santé, etc.) ; la baisse drastique, à la fin des années 80, des revenus des agriculteurs après la libéralisation de la commercialisation des produits de rente tels que le café, le cacao, le coton), et du fait de l'enclavement de certaines localités rurales.

Tableau 5 : indices de pauvreté suivant les différents types d'échelles et le Milieu de résidence du chef de ménage en 2001

Indices	sexe	Sans échelle	Échelle RDA	Échelle empirique 1	Échelle empirique 2
Incidence Po	Urbain	36,4	21,8	2,5	5,1
	Rural	68	49,8	13,2	13,3
	<i>différence</i>	31,6	28	10,7***	8,2***
Intensité P1	Urbain	11,7	6,2	0,5	1,2
	Rural	29,5	18,2	4,1	3,8
	<i>différence</i>	17,8	12	3,6***	2,6***
Sévérité P2	Urbain	5,4	2,6	0,2	0,4
	Rural	16,3	9,2	2,0	1,6
	<i>différence</i>	10,9	6,6	1,8***	1,2***

Source : Institut National des Statistiques ; nos calculs.

***=Significatif au seuil 1% ; ** Significatif au seuil 5% ; *= Significatif au seuil 10%.

4.2.3 Comparaison par rapport au secteur d'activité du chef de ménage.

Il ressort des résultats du tableau 6 que les indices de pauvreté sont plus élevés dans les ménages dont le chef exerce dans le secteur informel, quel que soit le type d'échelle. Ces résultats sont caractéristiques du secteur informel camerounais. Avec l'accroissement du taux de chômage, les activités informelles se sont beaucoup développées dans les deux grandes villes que sont Douala et Yaoundé. L'informel regroupe les petits entrepreneurs qui ne disposent pas de numéros statistiques et qui échappent au fisc. Les employés y reçoivent une formation sur le tas, perçoivent une rémunération irrégulière, et très souvent, inférieure au salaire minimum inter garanti (SMIG).

Tableau 6 : Indices de pauvreté suivant les différents types d'échelles et le Secteur d'activité du chef de ménage en 2001.

Indices	sexe	Sans échelle	Échelle RDA	Échelle empirique 1	Échelle empirique 2
Incidence Po	formel	30,2	17,3	3,2	6,1
	informel	67,4	48,4	11,8	12,2
	<i>différence</i>	37,2	31,1	8,6***	6,1***
Intensité P1	formel	10	5,3	0,7	1,6
	informel	28,4	17,3	3,5	3,3
	<i>différence</i>	18,4	12	2,8***	1,7***
Sévérité P2	formel	4,8	2,4	0,2	0,6
	informel	15,4	8,6	1,6	1,4
	<i>différence</i>	10,6	6,2	1,4***	0,8***

Source : Institut National des Statistiques ; nos calculs.

***=Significatif au seuil 1% ; ** Significatif au seuil 5% ; *= Significatif au seuil 10%.

4.2.4 Comparaison par rapport au niveau d'instruction du chef de ménage

Il ressort du tableau 7 que pour chaque type d'échelle et quel que soit l'indice considéré, les ménages dont le chef est analphabète sont plus pauvres que ceux dont le chef est instruit. Ce résultat est trivial. Quand un individu n'est pas instruit, il ne peut généralement pas saisir les opportunités d'emplois bien rémunérés pouvant favoriser son épanouissement.

Tableau 7 : Indices de pauvreté suivant les différents types d'échelles et l'éducation du chef de ménage en 2001

Indices	Sexe	Sans échelle	Échelle RDA	Échelle empirique 1	Échelle empirique 2
Incidence Po	Instruit	51,2	35,4	8,2	9,6
	Analpha.	69,2	50,0	12,2	12,6
	Différence	18,0	14,6	4,0***	3,0***
Intensité P1	Instruit	20,5	12,4	2,5	2,8
	Analpha.	29,5	17,6	3,5	3,2
	Différence	9,0	5,2	1,0***	0,4***
Sévérité P2	Instruit	11,0	7,2	1,2	1,1
	Analpha.	15,7	9,2	1,6	1,3
	Différence	4,7	7,0	0,4***	0,2***

Source : Institut National des Statistiques ; nos calculs.

***=Significatif au seuil 1% ; ** Significatif au seuil 5% ; * = Significatif au seuil 10%.

On peut relever des tableaux ci-après que, de l'échelle per capita à l'échelle empirique 2, plus il y a des gains d'économies d'échelle,, plus les indices de pauvreté sont faibles. La comparaison des indices de la pauvreté, par rapport aux caractéristiques du chef de ménage en 2001, remet en cause certains résultats de l'INS, et en conforte d'autres. L'analyse dynamique de la pauvreté s'avère indispensable pour mieux apprécier les écarts entre les résultats issus de différents types d'échelles.

4.3 Analyse dynamique de la pauvreté¹²

4.3.1 Dynamique de la pauvreté suivant les zones agro-écologiques.

Les données du tableau 8 montrent une divergence de la dynamique de pauvreté entre les résultats de l'échelle RDA et ceux issus des échelles empiriques. Selon l'échelle RDA, l'incidence de pauvreté a reculé de 13 points entre 1996 et 2001. L'intensité et la sévérité ont également enregistré un repli. Cette embellie des indices de pauvreté concerne toutes les strates. En revanche, l'incidence de la pauvreté s'est accrue de 1,7 point entre les deux périodes, suivant l'échelle empirique 1. L'analyse de la dominance (figure A2 de l'annexe) montre que ce résultat n'est valable que jusqu'au seuil de pauvreté estimé à 238 100 F CFA. Au-delà de ce seuil, la tendance à la hausse du taux de pauvreté est inversée.

Les résultats issus des deux échelles empiriques montrent que l'intensité et la sévérité de

¹² Dans les tableaux de cette sous-section, la colonne variation (var.) indique la différence entre l'indice de pauvreté de 2001 et celui de 1996 pour chaque type d'échelle.

la pauvreté se sont également accrues. On peut remarquer que des échelles per capita et RDA, aux échelles empiriques 1 et 2, les gains d'échelle sont de plus en plus importants. Par conséquent, la tendance à la baisse de la pauvreté est inversée. Cette baisse du taux de pauvreté au Cameroun entre 1996 et 2001 pourrait se justifier par l'évolution d'un certain nombre d'indicateurs économiques et sociaux récapitulés dans le tableau 9.

Tableau 8 : Évolution des indices de pauvreté entre 1996 et 2001 suivant les différents types d'échelle et par rapport aux zones agro écologiques.

Indices pauvreté	Zone agro écologique	Sans échelle		Échelle RDA		Échelle Empiri. 1		Échelle Empir. 2	
		2001	Var.	2001	Var.	2001	Var.	2001	Var.
P0	Yaoundé	32,4(5)	-26,2	18,1(6)	-30,6	1,4(6)	-7,9***	2,4(5)	-
	Douala	32,3(6)	-14,2	18,2(5)	-19,1	2,0(5)	-4,2***	2,3(6)	-6,7***
	Autres villes	41(4)	-11,5	25,6(4)	-10,6	3,3(4)	-2,7***	4,2(4)	-2,2***
	Rurale forêt	71,3(1)	-13	55,4(1)	-16,6	12,9(2)	6,7***	17,8(2)	8,8***
	Rurale hauts p.	68,1(2)	-9,7	50,6(2)	-12,2	18,7(1)	9,1***	21,6(1)	1,3***
	Rurale savane	65,8(3)	1,8	45,5(3)	1,1	7,6(3)	-0,8*	11,0(3)	1,0***
	Cameroun	57	-11	40	-13,1	9,5	1,7**	10,8	0,8
P1	Yaoundé	9,8(5)	-17,3	5,0(5)	-13,3	0,4(5)	-1,3***	0,4(5)	-1,7***
	Douala	9,5(6)	-9,9	4,8(6)	-8,5	0,4(5)	-1,2***	0,4(5)	-2,1***
	Autres villes	14,1(4)	-6	7,8(4)	-4,2	0,7(4)	-0,5***	1,0(4)	-0,5***
	Rurale forêt	32,4(1)	-6,2	20,8(2)	-5,6	4,4(2)	3,1***	6,0(2)	4,5***
	Rurale hauts p,	31,4(2)	-5,1	20,9(1)	-1,9	6,2(1)	4,3***	7,3(1)	1,5***
	Rurale savane	25,7(3)	0,6	14,1(3)	-1,1	1,8(3)	-0,1	2,8(3)	0,7***
	Cameroun	23,3	-6,4	14	-5	2,9	1,2***	3,6	0,6***
P2	Yaoundé	4,3(5)	-10,7	2,1(5)	-6,7	0,1(5)	-0,3***	0,1(5)	-0,5***
	Douala	4,0(6)	-6,3	2,0(6)	-4,3	0,1(5)	-0,5***	0,1(5)	-0,9***
	Autres villes	6,7(4)	-3,9	3,3(4)	-2,1	0,3(4)	-0,2***	0,3(4)	-0,3***
	Rurale forêt	18,5(1)	-2,2	10,8(2)	-1,5	2,5(2)	2,1***	3,1(2)	2,9***
	Rurale hauts p,	18,3(2)	-2,0	11,2(1)	0,4	3,0(1)	2,5***	3,6(1)	1,4***
	Rurale savane	13,0(3)	0,0	6,1(3)	-1,0	0,7(3)	0,1	1,0(3)	0,4***
	Cameroun	12,5	-3,5	7,0	-2,0	1,4	0,9***	1,6	0,6***

Source : Institut National des Statistiques ; nos calculs.

***=Significatif au seuil 1% ; ** Significatif au seuil 5% ; * = Significatif au seuil 10%.

N.B. : les chiffres entre parenthèses correspondent au classement ordinal.

Tableau 9 : Evolution de quelques statistiques économiques du Cameroun

	1996/1997	1997/1998	1998/1999	1999/2000	2000/2001
Taux d'inflation (prix à la consommation) en %	4,8	3,2	1,9	1,2	4,5
PIB par tête en dollar U.S	674,9	638,0	668,4	645,2	616,8
Taux moyen de croissance démographique	2,6	2,6	2,6	2,6	2,6

Sources : statistiques du Fonds Monétaire International et de la Banque des États de l'Afrique Centrale.

Il ressort du tableau 9 que le produit intérieur brut par tête a chuté de 8,6% entre 1996 et 2001. Simultanément, le taux d'inflation est resté assez élevé au cours des exercices 1996/1997 et 2000/2001, alors que les salaires n'ont enregistré aucune amélioration. Tous ces facteurs justifieraient le repli des indices de pauvreté au Cameroun.

On note par ailleurs que l'incidence de la pauvreté a reculé dans les trois strates urbaines, alors qu'elle a augmenté dans les trois rurales selon les échelles empiriques 1 et 2. L'activité économique est essentiellement agricole dans les régions rurales où le café, le cacao et le coton furent les principales cultures de rente pendant plusieurs décennies. La chute du prix de ces produits, depuis la fin des années 80, sur le marché mondial qui a fortement compressé les revenus des paysans, a aussi contraint de nombreux agriculteurs à remplacer progressivement leurs plantations par des cultures vivrières. A cela s'ajoute le mauvais état des routes qui ne facilite pas l'écoulement des récoltes vers les zones de consommation (PNUD, 2000). Par conséquent, les producteurs enregistrent des manques à gagner considérables, et la baisse de leurs revenus. Il ressort d'ailleurs du tableau 13 que les strates rurales « Hauts plateaux » et « Savane » ont enregistré les plus fortes baisses de revenus, respectivement de 18,7% et de 13,1%, entre 1996 et 2001,

4.3.2 Dynamique de la pauvreté suivant le sexe du chef de ménage.

Les résultats du tableau 10 montrent que pour les échelles empiriques 1 et 2, l'incidence de la pauvreté a plus augmenté dans les ménages dirigés par les femmes que dans ceux dirigés par les hommes, Ces résultats sont à l'opposé de ceux issus de l'échelle RDA, de même que l'intensité et la sévérité de la pauvreté. Ils s'expliqueraient par la marginalisation de diverses natures dont est victime la femme camerounaise (Institut National de la Statistique, 2003).

Tableau 10 : Évolution des indices de pauvreté entre 1996 et 2001 suivant les différents types d'échelle et par rapport au sexe du chef de ménage

Indices	Sexe chef de ménage	Sans échelle		Échelle RDA		Échelle empirique 1		Échelle empirique 2	
		2001	Var.	2001	Var.	2001	Var.	2001	Var.
P0	Masculin	57,1(1)	-11,9	40,3(1)	-13,7	8,5(2)	0,8	11,0(2)	-1,5***
	Féminin	56,2(2)	-3,0	38,6(2)	-7,4	14,1(1)	4,2***	17,0(1)	6,0***
	Cameroun	57,0	-11,0	40,0	-13,1	9,5	1,7***	10,8	0,8
P1	Masculin	23,5(2)	-2,0	14,3(1)	-2,5	4,7(1)	1,8**	3,3(1)	0,3***
	Féminin	23,6(1)	-1,9	14,3(1)	-2,5	3,0(2)	1,9***	2,6(2)	1,8***
	Cameroun	23,4	-6,3	14,0	-5,0	2,8	1,2***	3,6	0,6***
Sévérité	Masculin	12,4(2)	-3,9	6,8(2)	-2,2	1,1(2)	0,7***	1,5(2)	0,4***
P2	Féminin	13,0(1)	-0,4	7,4(1)	-0,7	2,2(3)	1,2***	2,6(1)	1,7***
	Cameroun	12,5	-3,5	7,0	-2,0	1,3	0,8***	1,6	0,6***

Source : Institut National des Statistiques ; nos calculs.

***=Significatif au seuil 1% ; ** Significatif au seuil 5% ; * = Significatif au seuil 10%

N.B. : les chiffres entre parenthèses correspondent au classement ordinal

4.3.3 Dynamique de la pauvreté suivant le milieu de résidence du chef de ménage.

Contrairement aux résultats de l'INS selon lesquels la pauvreté a baissé aussi bien en zone rurale qu'en milieu urbain, les résultats issus des échelles empiriques montrent que les indices de pauvreté se sont améliorés en milieu urbain et se sont dégradés en zone rurale. Ces résultats montrent que, la richesse du pays s'est concentrée en zone urbaine au détriment du milieu rural pour certaines catégories des ménages. L'accroissement du taux de pauvreté en zone rurale confirme la chute des revenus des ménages ruraux démontrée par le tableau 13. Ce résultat n'est pas pertinent pour tout seuil de pauvreté. L'analyse de la dominance (figure A3 de l'annexe) montre qu'en milieu rural, le taux de pauvreté de 2001 domine celui de 1996, jusqu'au seuil de pauvreté de 362 500 F CFA. Au-delà de ce seuil, la tendance est inversée.

Tableau 11 : Évolution des indices de pauvreté entre 1996 et 2001 suivant les différents types d'échelle et par rapport au milieu de résidence du chef de ménage

Indices	Sexe du chef de ménage	Sans échelle		Échelle RDA		Échelle empirique 1		Échelle empirique 2	
		2001	Var.	2001	Var.	2001	Var.	2001	Var.
Incidence P0	Urbain	36,4	-18,1	21,8	-19,4	2,5	-4,6***	3,0	-4,8
	Rural	68,0	-7,1	49,8	-9,7	13,2	5,0***	15,1	3,8
	Cameroun	57,0	-11,0	40,0	-13,1	4,8	1,7***	10,8	0,8
Intensité P1	Urbain	11,7	-11,0	6,2	-8,2	0,5	-1,0***	0,6	-1,4
	Rural	29,5	-4,0	18,2	-3,1	4,1	2,5***	4,8	2,2
	Cameroun	23,4	-6,3	14,0	-5,0	1,5	1,2***	3,6	0,6
Sévérité P2	Urbain	5,4	-6,7	2,6	-4,2	0,2	-0,3***	0,2	-0,4
	Rural	16,3	-1,7	9,2	-0,8	2,0	1,6***	2,3	1,5
	Cameroun	12,5	-3,5	7,0	-2,0	0,7	0,6***	1,6	0,6

Source : Institut National des Statistiques ; nos calculs.

***=Significatif au seuil 1% ; ** Significatif au seuil 5% ; * = Significatif au seuil 10%

4.3.4 Dynamique suivant la situation d'activité du chef de ménage.

Selon les résultats du tableau 12, les ménages dirigés par les chômeurs enregistrent de meilleures performances en termes de réduction de la pauvreté pour tous les indices FGT, quelle que soit l'échelle. Ces résultats peuvent s'expliquer différemment selon qu'il s'agisse des travailleurs ayant perdu leur emploi ou des jeunes n'ayant jamais travaillé. Pour les premiers, cette situation pourrait découler d'un accroissement des revenus tirés des droits sociaux perçus à cette époque en compensation du licenciement [INS, 2002 (a)]. Pour les seconds, ce résultat pourrait s'expliquer, soit par une stabilité de la taille de leur ménage, soit par une baisse de celle-ci¹³. C'est ce qui expliquerait la très faible baisse de l'incidence de la pauvreté dans les ménages dirigés par les actifs occupés, ainsi que l'aggravation de son intensité et de sa sévérité pour ces mêmes ménages.

¹³ Cette baisse peut s'expliquer par le phénomène de solidarité africaine qui consiste, pour certains travailleurs à prendre les enfants des parentés chômeurs dans leurs ménages supportant ainsi toutes les charges subséquentes.

Tableau 12 : Évolution des indices de pauvreté entre 1996 et 2001 suivant les différents types d'échelle et la situation d'activité du chef de ménage

Indices	Sexe du chef de ménage	Sans échelle		Échelle RDA		Échelle empirique 1		Échelle empirique 2	
		2001	Var.	2001	Var.	2001	Var.	2001	Var.
Incidence P0	Salariés	37,0	-11,2	21,0	-10,8	4,2	1,9	5,2	-0,4
	Non salariés	66,0	-7,5	48,0	-10,2	11,6	3,0***	15,1	1,6***
	Chômeurs	44,0	-29,0	31,8	-30,6	6,0	-14,4***	6,6	-2,6
	Inactifs	51,2	-12,0	38,0	-16,0	10,6	1,8	12,4	2,6***
	Cameroun	57,0	-11,0	40,0	-13,1	4,8	1,7***	10,8	0,8
Intensité P1	Salariés	12,4	-4,7	6,8	-3,2	1,1	0,7**	1,3	0,5***
	Non salariés	28	-4,6	17,1	-3,5	3,4	1,6***	4,6	1,0***
	Chômeurs	16,4	-21,1	9,5	-16,9	1,6	-2,7***	2,0	-4,0
	Inactifs	22,2	-7,6	14,3	-8,2	4,6	3,0***	5,0	3,3***
	Cameroun	23,4	-6,3	14,0	-5,0	1,5	1,2***	3,6	0,6***
Sévérité P2	Salariés	6,0	-2,1	3,1	-1,0	0,4	0,3*	0,1	0,03***
	Non salariés	15,3	-2,3	8,5	-1,2	1,6	-2,7***	2,1	0,8***
	Chômeurs	8,1	-14,7	4,3	-9,7	0,6	-0,8***	0,8	-1,2
	Inactifs	12,3	-4,4	7,5	-3,5	2,7	2,2***	2,8	2,3***
	Cameroun	12,5	-3,5	7,0	-2,0	0,7	0,6***	1,6	0,6***

Source : Institut National des Statistiques ; nos calculs.

***=Significatif au seuil 1% ; ** Significatif au seuil 5% ; *= Significatif au seuil 10%

Tableau 13 : Evolution du revenu moyen par ménage en FCFA, au prix constant

Zones agro écologiques	1996	2001	Taux variation
Yaoundé	1263586	1771999	0,402
Douala	1752590	1662267	-0,052
Autres villes	1295958	1414387	0,091
Rural Forêt	898124	873461	-0,027
Rural Hauts Plateaux	987207	802865	-0,187
Rural Savane	1094695	950838	-0,131
Cameroun	1153807	1117051	-0,032

Source : nos calculs.

Il ressort ainsi de notre étude que le taux de pauvreté a augmenté au Cameroun entre 1996 et 2001. Mais ce résultat masque un certain nombre de disparités, car si la pauvreté a connu un repli dans les centres urbains, elle a considérablement augmenté dans les zones rurales. Il est également apparu que la pauvreté touche plus les ménages dirigés par les femmes, et qu'elle est plus ambiante dans les ménages dont le chef exerce dans le secteur informel, ainsi que dans ceux dont le chef est analphabète. Ce sont là, autant de disparités qu'il faut prendre en compte dans l'élaboration de nouvelles politiques visant d'éradication de la pauvreté.

5. Recommandations de politique économique et sociale¹⁴

5.1 Renforcer le développement du secteur rural au Cameroun.

Nos résultats montrent que la pauvreté au Cameroun s'est accrue en milieu rural entre 1996 et 2001, pour le seuil de pauvreté considéré. Les mesures à prendre devraient donc viser l'amélioration du rendement des acteurs ruraux. Elles devraient porter entre autres sur :

- l'amélioration de l'accès des populations rurales aux techniques modernes de culture à travers l'apprentissage de nouvelles techniques et systèmes de culture, de conservation et de protection des produits ;

- la relance du processus de distribution des semences et plants améliorés des produits agricoles non traditionnels ;

- faciliter les conditions d'accès des producteurs ruraux aux sources de financement.

Mais la mise en œuvre de ces différentes actions ne pourra contribuer à l'amélioration effective des revenus des populations rurales que si les zones rurales sont suffisamment désenclavées.

5.2 Assurer la promotion de la femme camerounaise en vue de réduire les inégalités de sexe.

D'après les résultats de notre étude, les ménages dirigés par les femmes sont plus pauvres que ceux dirigés par les hommes, quel que soit le seuil de pauvreté considéré. Mais en plus de nombreuses inégalités de sexe qui caractérisent la société camerounaise (INS, 2002b), les femmes sont aussi victimes du poids des traditions. Dans certaines régions du pays, elles n'ont pas accès à la terre. Ailleurs, elles n'ont pas droit à l'héritage de leurs parents. La promotion de la femme devrait donc commencer par les rétablir dans leurs droits, en remettant en cause certaines mœurs et coutumes.

Pour réduire à long terme l'écart moyen des revenus entre hommes et femmes, il faut établir l'égalité de chances en matière d'accessibilité aux services sociaux de base. Cette égalité devrait s'établir dès le bas âge, par une bonne scolarisation des jeunes filles, dans la mesure où elles sont de potentielles chefs de ménage. Dans ce cadre, la situation de la jeune fille des provinces septentrionales devrait faire l'objet d'un traitement particulier. Nos résultats montrent aussi que la part budgétaire consacrée à l'alimentation est très élevée. Ce poste de bien comporte les dépenses de consommation de tabac et d'alcool. On peut également instituer une péréquation sur la consommation d'alcool et de tabac, ou sur les factures d'électricité¹⁵ en vue de collecter des ressources permettant de financer des actions sociales en faveur des femmes.

¹⁴ Les recommandations ci-après ne sont pas exhaustives. D'autres mesures telles que la décentralisation du dispositif actuel de lutte contre la pauvreté, la formulation du DSRP en terme de gestion axée sur les résultats, la mise en œuvre des règles d'équité en matière de politique fiscales, issues des résultats de travaux plus spécifiques pourraient être implémentées.

5.3 Centrer le développement à long terme sur le savoir

Il s'agit d'élaborer un programme de formation, à long terme, de la jeunesse camerounaise. Ce plan qui se veut ambitieux surtout en terme de qualité devrait concerner tous les domaines.

Le lien théorique entre l'éducation et le développement est perceptible à travers l'indicateur du développement humain (IDH). C'est un indice composite, publié annuellement par le Programme des Nations Unies pour le Développement (PNUD). La détermination de l'IDH intègre trois variables que sont l'éducation, l'espérance de vie et le niveau de revenu. Cet indicateur traduit l'écart moyen qui existe entre les possibilités réelles et les possibilités potentielles des individus.

L'éducation peut être appréhendée comme la variable la plus déterminante de L'IDH dans la mesure où elle influence les deux autres variables, et reste la composante essentielle du capital humain. C'est pourquoi de nombreux auteurs estiment que investir dans l'éducation conduit à l'amélioration future du travail humain (Romer, 1986 ; Lucas, 1988 ; Barro, 1991). L'éducation se perçoit comme un moyen de se préparer et de s'adapter aux mutations permanentes de l'environnement et aux conditions de travail (Word Bank, 1991, 1995).

5.4 Assurer une transition progressive de l'informel vers le formel

Les stratégies à mettre en place devraient s'inspirer des caractéristiques actuelles du secteur informel, lequel emploie une importante force de travail, estimée à 57,3% à Yaoundé, et 66% à Douala (Banque Mondiale, 1996). Mais dans ce secteur, la faible qualification des employés se traduit par la faiblesse des salaires, et les activités échappent au contrôle fiscal. La transition du secteur informel vers le secteur formel devrait donc passer par deux principaux axes :

- la formation : il s'agit de mettre en application les résolutions des états généraux de l'éducation qui prônaient la création des écoles de formation aux petits métiers dès la fin du cycle primaire ;

- l'éducation civique des entrepreneurs potentiels, pour une maîtrise des procédures officielles de création des unités de production.

La mise en œuvre de ces mesures produirait des effets en faveur de la réduction de la pauvreté. Les employés disposant d'une qualification seraient mieux rémunérés. La transition vers le secteur formel obligerait les entrepreneurs à payer divers impôts au trésor public, ce qui améliorerait les recettes budgétaires.

Conclusion

Le problème posé par la présente étude est la prise en compte du coût relatif des enfants par rapport à celui des adultes, et les économies d'échelles dans l'appréciation du bien-être des ménages au Cameroun. Deux échelles d'équivalence ont été construites à cet effet, à partir des données d'enquêtes ECAM I et ECAM II. L'échelle empirique 1 qui comporte l'échelle globale et les échelles spécifiques a été construite à partir du modèle de Odön Eltetö and Havasi (2002) pour l'aspect global, et d'une combinaison des modèles de Prais, Sigbert, and Hendrik Houthakker (1972) et de Lanjouw and Ravallion (1995) pour les échelles spécifiques. L'échelle empirique 2 est une variante du modèle des deux derniers auteurs dont la construction a consisté à estimer un θ spécifique à chaque ménage, en fonction de sa composition et de ses caractéristiques socio démographiques.

Les résultats issus des échelles empiriques montrent une dégradation du taux de pauvreté au Cameroun entre 1996 et 2001. Ils révèlent aussi que la pauvreté a baissé dans les centres urbains, alors qu'elle s'est accentuée en milieu rural par rapport au seuil de pauvreté considéré de 185 000 francs CFA. Toutefois, ces résultats connaissent une inversion de tendance à partir d'un certain seuil de pauvreté. Les ménages dirigés par les femmes sont plus pauvres que ceux dirigés par les hommes, quel que soit le seuil de pauvreté choisi. Bien que ces principaux résultats contrastent avec ceux issus de l'échelle RDA, certains de nos résultats confortent ceux de l'Institut National de la Statistique.

Les principaux axes en faveur de la réduction de la pauvreté portent sur des stratégies spécifiques. Pour sortir de manière durable de la pauvreté, le Cameroun devrait renforcer le développement de son secteur rural, faciliter la promotion de la femme, favoriser la transition du secteur informel vers le formel, mettre un accent particulier sur l'éducation. Ces mesures spécifiques devraient être relayées par des actions d'ordre général, telles que la mécanisation de l'agriculture, la transformation sur place de toutes les essences forestières, la sécurisation de la fourniture des entreprises en énergie électrique, à travers la construction de nouveaux barrages hydroélectriques.

Cependant, les différents axes stratégiques proposés ne pourront contribuer de manière décisive à la réduction de la pauvreté que si le Cameroun met en œuvre des actions transversales en faveur de l'amélioration de la gouvernance. C'est dire qu'en fin de compte, la mise en œuvre de toutes ces mesures relève de la volonté politique et du courage des dirigeants camerounais.

Références bibliographiques

- Asselin, L.M. et Anyck D. 2000. « Mesure de la pauvreté : un cadre conceptuel » ; document de travail de l'atelier régional de formation sur la mesure et le diagnostic de la pauvreté ; Libreville ; 23-31 juillet 2002.
- Banque Mondiale 1995. Rapport sur la pauvreté au Cameroun.
- Banque Mondiale 1996. *Rapport sur le développement humain* (IDH), Paris, Economica.
- Barro, R.J. 1991. "Economic growth in a crss-section of countries" *Quartely Journal of Economics*; 106(2): pp.407-444.
- Barten, A.P.(1964) « Family composition, prices and expenditure patterns » in Hart, P.E., Mills G. and Whitaker, J.K. (eds). *Econometric Analysis for National Economic Planning*, Butterworths : London.
- Coulter, F.A.E., Cowell, F.A. and Jenkins, S.P(1992) « Equivalence scale relativities and the extend of inequality and poverty » *Economic Journal* , Vol. 102, pp. 1067-1082.
- Deaton, A.1997. *The Analysis of household surveys: A microeconomic Approach to Development Policy*, The International Bank for reconstruction and Development, World Bank.
- Duclos, J. Y., Mercadier-Pats, M. 1996. *Households needs and poverty : with the Application to Spain and UK*, Laval, mimeo, Université de Laval, Canada.
- Engel, E. (1985) « Die Lebenskosten belgischer arbeiter familien fruner und Jetzt » *International Statistics Institute Bulletin*, 9; 1-74.
- Fambon et al. 2000. « Réformes Economiques et pauvreté au Cameroun durant les années 1990 ». Rapport provisoire projet collaboratif sur la pauvreté AERC.
- Fambon et al. 2003. « Réformes Economiques et pauvreté au Cameroun durant les années 80 et 90 ». Rapport provisoire projet collaboratif sur la pauvreté AERC.
- Foster, J., Greee, J. and Thorbecke, E. 1984. A class of Decomposable Poverty Measures. *Econometrica*, Vol. 3 88: 215-251.
- Gbetnkom, D. 1999. « Libéralisation commerciale et pauvreté en Afrique Subsaharienne : l'examen du cas du Cameroun » *Revue Africaine des Sciences Economiques et Gestion*. PP 107-135.
- Hourriez, J. M. et Olier, L. 1997. « Niveau de vie et taille du ménage : estimations d'une échelle d'équivalence » *Économie statistique* N° 308-309-310.
- Imen Sahadi. 2002. « Différenciation des Echelles d'Equivalence objectives et subjectives : valeurs d'échelles et rôle du revenu » Document de travail, Université de Paris I, Panthéon Sorbonne
- Institut National de la Statistique, 2002a «Evolution de la pauvreté au Cameroun entre 1996 et 2001 » Deuxième Enquête Camerounaise auprès des ménages.
- Institut National de la Statistique. 2002b. «Pauvreté et genre au Cameroun en 2001 » Deuxième Enquête Camerounaise auprès des ménages
- Lachaud, J.P. 2001. Echelles d'équivalence et différentiel spatial de la pauvreté et d'inégalité au Burkina Faso, Communication au colloque de Bordeaux sur la pauvreté et le développement durable 22-23 Nov..
- Lanjouw, P. and Ravallion, M. 1995. « Poverty and Household Size » ; *The Economic Journal* ; Vol. 105, No 433 ; PP. 1415-1434.
- Lucas, Robert E. 1988. « On the mecanics of Economic development » *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, pp 3-42.

- Njinkeu, D., Kobou, G., et Noumba, I. 1997. Structural Adjustment and poverty in Cameroon : a labor Market Analysis, Final Report submitted to ICEG of Development. PNUD – Cameroun (1993, 1996, 1998) Rapport sur le développement humain au Cameroun, Yaoundé.
- Odön Eltetö and Havasi, É. 2002. "Impact of Choice of Equivalence Scale on Income Inequality and on poverty measures"; General conference of the International Association for Research in Income and wealth; Stockholm, Sweden.
- Pollack, A. R. and Wales Terence, J. 1979. "Welfare comparisons and Equivalence scales" American Economic Association No ; Vol 69.
- P.N.U.D. (2000) "Études socioéconomiques régionales du Cameroun"; réalisées par le MINPAT et le bureau régional du PNUD au Cameroun.
- Prais, Sigbert J., and Hendrik, S. Houthakker. 1972 the analysis of family budgets, Cambridge University Press, 2nd ed.
- Rapacchi, B. 1994. Une introduction au bootstrap ; Centre interuniversitaire de calcul Grenoble
- Ravallion, M. and Chen, S. 2003. Measuring Pro-Poor Growth. *Economics Letters*, vol. 78, pp 93-99.
- Ravallion, M. 1994. "Measuring Social Welfare With and without poverty" lines. American Economic Association Papers and proceedings 84 (2):359-363.
- Romer, P. 1986. « Increasing Returns and Long-Run Growth » ; Journal of Political Economy, N0 5 Vol. 94 pp 1002-1036.
- Rothbarth, E. 1943. "Note on method of determining equivalent income for families of different composition" appendix 4 of C. Madge, ed., War time pattern of saving and spending, Occasional Paper No. 4, London, National Income of Economic and Social Research.
- Sen, A.K. 1976. Poverty : an ordinary Approach to Measurement *Econometrica* 44:219-231
- World Bank (1991). "World Development Report 1991" .The challenges for Development ; World Bank, Oxford University Press.
- World Bank (1995). « Priorities and Strategies for education". A World Bank Review; development in Practice. Washington. D.C.

Annexes

Tableau A1 : Estimation de l'équation (24), Variable dépendante : dépense totale du ménage

Explicatives	Coefficient	Erreur type	t
Constante	61421,73	97504,79	0,63
Nombre total d'adultes -1	249713,10	6710,60	37,21***
Nombre de garçons de 15-19 ans	176870,60	13144,58	13,46***
Nombre de filles de 15-19 ans	242567,20	13135,55	18,47***
Nombre de garçons de 10-14 ans	114343,00	12593,77	9,08***
Nombre de filles de 10-14 ans	118458,40	12600,23	9,40***
Nombre de garçons de 5-9 ans	109990,50	12219,14	9,00***
Nombre de filles de 5-9 ans	108225,50	12464,89	8,68***
Nombre de garçons de 0-4 ans	70362,81	12787,41	5,50***
Nombre de filles de 0-4 ans	65591,00	13033,54	5,03**
Log de l'âge du âge du CM	-46186,72	25398,88	-1,82*
Niveau d'étude secondaire du CM	384273,20	16528,61	23,25***
CM actif occupé	192901,10	18260,83	10,56***
Nombre de personne par pièce à coucher	-73734,81	6763839,00	-10,90***
Mur en béton/parpaings	428551,60	17451,84	24,56***
Milieu urbain	191628,80	16318,59	11,74***
R2 ajusté			38,1%

CM= Chef de ménage ;

***=Significatif au seuil 1% ; ** Significatif au seuil 5% ; *= Significatif au seuil 10%

Tableau A2 : Estimation de l'équation (27), Variable dépendante : part du budget allouée à l'alimentation

Explicatives	Coefficient	Erreur type	t
Constante	0,79	0,01	157,71***
Log de la dépense totale du ménage (*)	-0,18	0,00	-47,16***
Log taille du ménage	0,10	0,00	20,77***
Proportion de garçons de 15-19 ans	-0,08	0,02	-4,75***
Proportion de filles de 15-19 ans	-0,06	0,02	-3,71***
Proportion de garçons de 10-14 ans	-0,07	0,02	-3,78***
Proportion de filles de 10-14 ans	-0,08	0,02	-4,27***
Proportion de garçons de 5-9 ans	0,00	0,02	0,12
Proportion de filles de 5-9 ans	-0,01	0,02	-0,80
Proportion de garçons de 0-4 ans	-0,06	0,02	-3,39***
Proportion de filles de 0-4 ans	-0,04	0,02	-2,39**
R2 ajusté			19,0%

(*) La dépense du ménage a été instrumentée avant d'être introduite dans cette équation

***=Significatif au seuil 1% ; ** Significatif au seuil 5% ; *= Significatif au seuil 10%

Tableau A3 : Estimation de l'équation (28)

Variable dépendante : logarithme de la variable							
Explicatives	part alimentation	part éducation	part habillement	part entretien maison	part du transport	Log part santé	Log part autres dépenses
Constante	3,73***	-11,46***	-5,60***	-3,63***	-12,90***	-5,87***	0,93***
Log de la dépense totale du ménage (*)	-0,33***	0,64***	0,21***	0,04**	0,79***	0,21***	-0,20***
Log taille du ménage corrigée	0,02***	0,07***	-0,01	0,01	-0,17***	0,11***	-15,58**
R2 ajusté	13,7%	7,2%	0,8%	0,06%	10,8%	1,1%	12,4%

***=Significatif au seuil 1% ; ** Significatif au seuil 5% ; *= Significatif au seuil 10%

Tableau A4 : Estimation de l'équation (29) : Variable dépendante : part du budget allouée à l'alimentation

Explicatives	Coefficient	Erreur type	t
Constante	0,80	0,01	147,45***
Log de la dépense totale du ménage (*)	-0,19	0,00	-44,96***
Log taille du ménage	0,08	0,01	15,12***
Nombre d'enfants de 15-19 ans	-0,01	0,00	-2,43**
Nombre d'enfants de 10-14 ans	0,00	0,00	-1,47
Nombre de garçons de 5-9 ans	0,01	0,00	3,41***
Nombre de filles de 5-9 ans	0,01	0,00	2,88***
Nombre de garçons de 0-4 ans	0,00	0,00	0,66
Nombre de filles de 0-4 ans	0,00	0,00	0,71
R2 ajusté			17,3%

(*) La dépense du ménage a été instrumentée avant d'être introduite dans cette équation

***=Significatif au seuil 1% ; ** Significatif au seuil 5% ; *= Significatif au seuil 10%

Figure A1 : courbe d'incidence de la pauvreté au Cameroun en 2001 selon le genre en fonction du seuil de pauvreté (Avec l'échelle empirique 1)

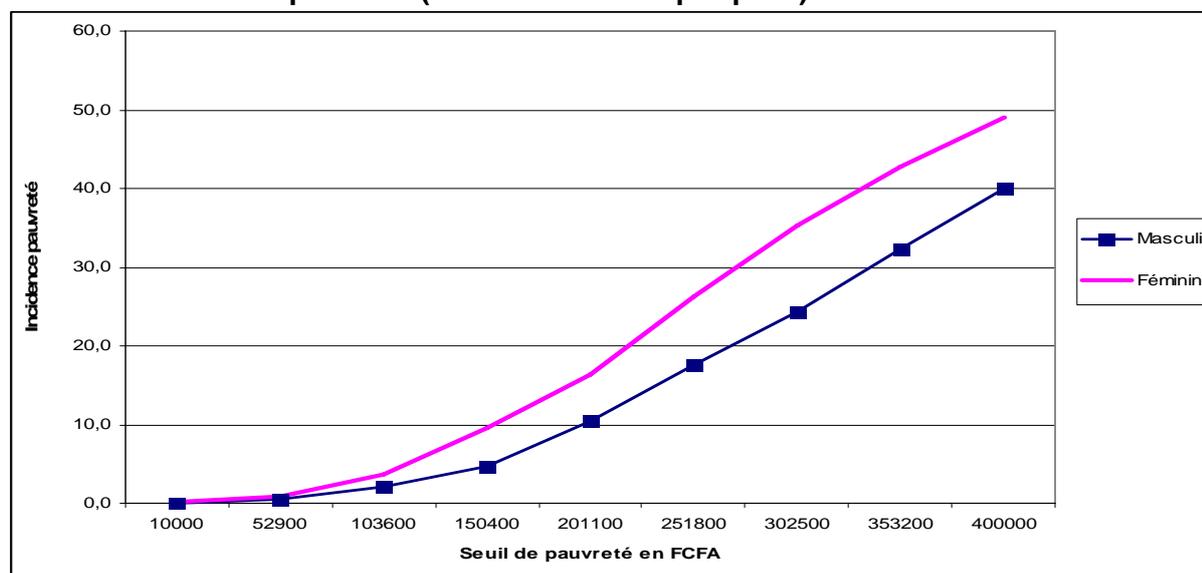


Figure A2 : courbe d'incidence de la pauvreté au Cameroun (1996-2001) suivant le seuil de pauvreté (Avec l'échelle empirique 1)

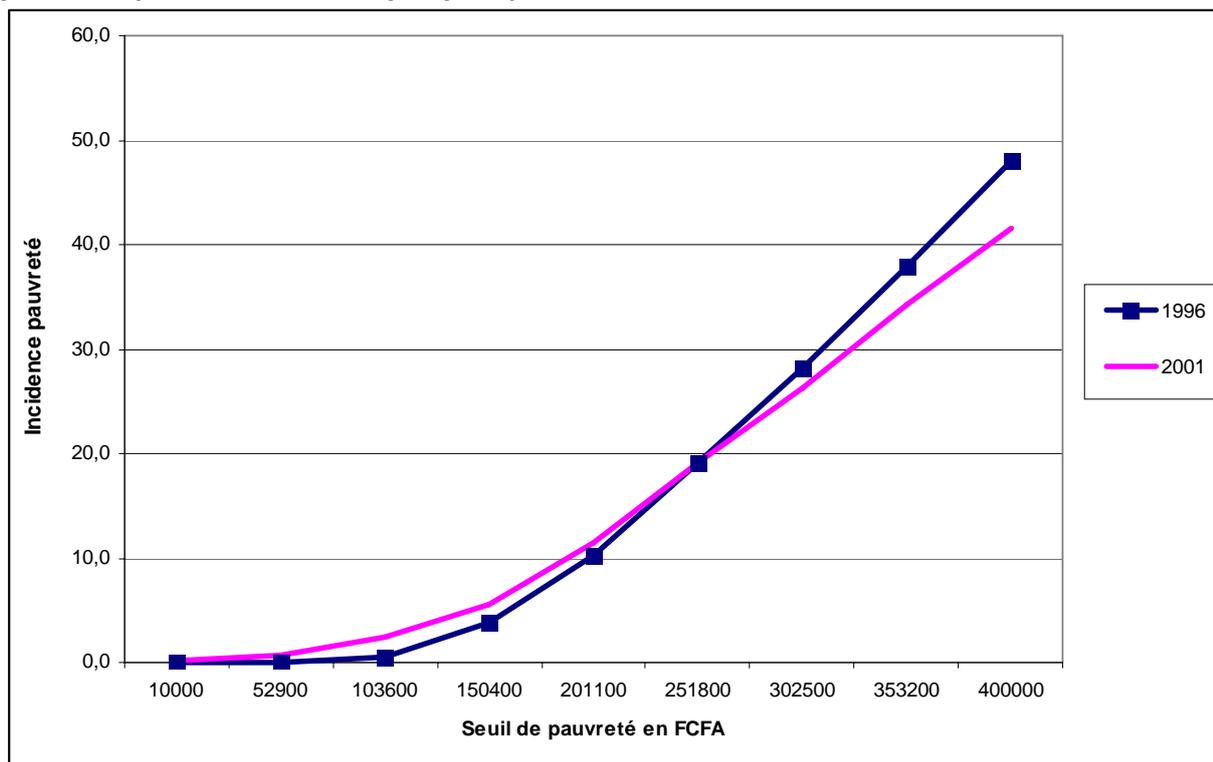


Figure A3 : courbe d'incidence de la pauvreté en milieu rural (1996-2001) en fonction du seuil de pauvreté (Avec l'échelle empirique 1)

