

Rapport final septembre 2004
Recherche Collaborative sur la Pauvreté /AERC

REFORMES ECONOMIQUES ET PAUVRETE AU CAMEROUN
DURANT LES ANNEES 80 et 90

Volume2- Dynamique de la pauvreté et de la répartition des revenus au
Cameroun durant les années 80 et 90¹

Par

- . **Samuel Fambon**
- . **Francis Menjo Baye**
- . **Isaac Tamba**
- . **Issidor Noumba**
- . **Aloysius Ajab Amin**

Rapport final

UNIVERSITE DE YAOUNDE II

SEPTEMBRE 2005

¹ *Ce rapport est le produit d'une recherche collaborative sur la pauvreté au Cameroun appuyée financièrement par le Consortium pour la Recherche en Economie en Afrique (CREA) basé à Nairobi (Kenya). Ce travail n'aurait pas été possible sans l'appui technique et scientifique du CIRPÉE (Centre interuniversitaire sur le risque, les politiques économiques et l'emploi) de l'Université Laval. Au sein de cette structure, nous avons particulièrement bénéficié du concours soutenu et des encouragements des Professeurs Jean Yves Duclos et Abdelkrim Araar. Qu'ils en soient ici vivement remerciés ; merci encore une fois de plus pour leurs commentaires utiles et leur confiante collaboration. Aux noms sus-cités, il convient de joindre Gaétane Marcoux, Sonia Moreau et Jane O'Brien pour leur entière disponibilité pendant notre séjour de formation à l'Université Laval.*

Table des matières

Table des matières	2
<i>Liste des tableaux</i>	3
<i>Liste des graphiques</i>	6
<i>Annexe</i>	7
1-. Introduction.....	9
2. Evolution macroéconomique économique du Cameroun entre 1984 et 1996	11
2.1. Le ralentissement économique et la crise.....	12
2.2. La reprise économique	14
3-. Cadre méthodologique d'analyse dynamique de la pauvreté	19
3-1. Comparaison des bases de données EBC 83/84 et ECAM 96	20
3-1-1. Présentation sommaire de l'EBC 1983/84 et de l'ECAM 96.....	20
3-2. Mesure du bien-être des ménages	24
3-3. La détermination du seuil de pauvreté	27
3-4. Les indices de pauvreté.....	30
3-5. Test de dominance stochastique.....	35
3-6. La Décomposition sectorielle d'une variation de la pauvreté	38
4. Présentation et discussion des résultats	40
4-1. Évolution de la pauvreté selon les zones	40
4-2. Pauvreté selon les zones et dominance stochastique	43
4-3. Évolution de la pauvreté selon les strates de résidence du chef de ménage	44
4-3-1. La pauvreté selon les strates en 1984	44
Évolution de la pauvreté selon les strates entre 1984 et 1996.....	45
4-3-2. Test de dominance stochastique de la pauvreté.....	48
4-4. Pauvreté et groupe d'âge du chef de ménage.....	49
4-5. Pauvreté et sexe du chef de ménage.....	50
4-6. Évolution de la pauvreté entre 1984 et 1996 selon le niveau d'instruction du chef de ménage	52
5-. Évolution de l'inégalité de revenus au Cameroun entre 1984-1996.....	58
5-1. Méthodologie : La mesure de l'inégalité des revenus	59
5.1.1. Les coefficients d'inégalité S-Gini.....	61
5.1.2. Décomposition de l'indice de Gini selon la méthode de Shapley.....	63
5.1.3. Les indices d'entropie généralisés :	64
5.1.4. La décomposition des mesures d'entropie selon les groupes.....	66
5-2. Présentation des résultats de la variation de l'inégalité des dépenses totales entre 1984 et 1996	68
5-2-1. La variation de l'inégalité des dépenses au Cameroun entre 1984 et 1996.....	69
5-2-2. Variation de l'inégalité selon les zones entre 1984 et 1996	70
5-2-3. Variation de l'inégalité selon les strates entre 1984 et 1996	76
5.3.4 – L'inégalité selon le Niveau d'Education du Chef du Ménage	81
5.3.5 – L'Inégalité selon le Genre du Chef de Ménage.....	86
5.3.6 – L'Inégalité selon l'Age du Chef du Ménage.....	88
6-. Décomposition de la variation de la pauvreté en croissance et redistribution.....	91
6-1. La décomposition d'une variation de la pauvreté par la méthode de DATT et RAVALLION.....	92
6-2. Décomposition de la variation de la pauvreté en croissance et redistribution selon la méthode de Shapley.	94

6-3. Résultats de la décomposition de la pauvreté selon la méthode de Datt et Ravallion et la méthode de Shapley.....	97
6-3-1. Décomposition de la variation de la pauvreté selon les zones	97
<i>Approche: Shapley</i>	100
6-3-2. Décomposition de la variation de la pauvreté selon les strates	101
6-3-3. La nature de la relation entre croissance et pauvreté au Cameroun	104
7-. Conclusion et recommandations de politiques économiques	115
Références bibliographiques	Error! Bookmark not defined.
Annexe A.....	Error! Bookmark not defined.
Annexe B.....	Error! Bookmark not defined.

Liste des tableaux

	Pages
Tableau A : Evolution de quelques agrégats macroéconomiques entre 1984 et 1996	16
Tableau B : Distribution des strates en 1983/1984	20
Tableau C : Distribution des strates en 1983/1984	20

Tableau D : Évolution de du taux d'inflation entre 1984 et 1996	23
Tableau E : Dépense totale par équivalent-adulte et inégalité au Cameroun en 1984 et 1996.	66
Tableau F : Décomposition dans la variation de l'indice d'inégalité de Gini par Zones (mesure de niveau de vie – Dépense alimentaire par équivalent adulte)	68
Tableau G : Décomposition dans la variation de l'indice d'inégalité de Gini par Zones (mesure de niveau de vie – Dépense totale par équivalent adulte)	68
Tableau H : Décomposition de l'indice d'inégalité d'entropie selon la zone de résidence du chef de ménage (1984-1996)	71
Tableau I : Décomposition dans la variation de l'indice d'inégalité de Gini par Strates (mesure de niveau de vie – Dépenses alimentaires par équivalent adulte)	74
Tableau J : Décomposition dans la variation de l'indice d'inégalité de Gini par Strates (mesure de niveau de vie – Dépense totale par équivalent adulte)	74
Tableau K : Décomposition de l'indice d'inégalité d'entropie selon la strate de résidence du chef de ménage (1984-1996)	76
Tableau L : Décomposition dans la variation de l'indice d'inégalité de Gini selon le niveau d'éducation du chef de ménage (mesure de niveau de vie – Dépense totale par équivalent adulte)	79
Tableau M : Décomposition dans la variation de l'indice d'inégalité de Gini selon le niveau d'éducation du chef de ménage (mesure de niveau de vie – Dépense alimentaire par équivalent adulte)	80
Tableau N : Décomposition de l'indice d'inégalité d'entropie selon le niveau d'instruction du chef de ménage (1984-1996)	81
Tableau O : Décomposition dans la variation de l'indice d'inégalité de Gini selon le sexe du chef de ménage (mesure de niveau de vie – Dépense totale par équivalent adulte)	84
Tableau P : Décomposition dans la variation de l'indice d'inégalité de Gini selon le sexe du chef de ménage (mesure de niveau de vie – Dépense alimentaire par équivalent adulte)	84
Tableau Q : Décomposition de l'indice d'inégalité d'entropie selon le sexe du chef de ménage (1984-1996)	85
Tableau R : Décomposition dans la variation de l'indice d'inégalité de Gini selon le groupe d'âge du chef de ménage (mesure de niveau de vie – Dépense totale par équivalent adulte)	86
Tableau S : Décomposition dans la variation de l'indice d'inégalité de Gini selon le groupe d'âge du chef de ménage (mesure de niveau de vie – Dépense alimentaire par équivalent adulte)	87
Tableau T : Décomposition de l'indice d'inégalité d'entropie selon le groupe d'âge du chef de ménage (1984-1996)	88
Tableau U : Décomposition de la variation des indices de pauvreté « FGT($\alpha = 0, 1, 2$; ZL=373.26) », en croissance et redistribution. Approche: Datt & Ravallion_1992 : période de référence = $t_1=1984$	96
Tableau V : Décomposition de la variation des indices de pauvreté « FGT($\alpha = 0, 1, 2$; ZL=373.26) », en croissance et redistribution. Selon les zones. Approche: Datt & Ravallion, 1992 : période de référence = $t_2=1996$	97
Tableau W : Décomposition de la variation des indices de pauvreté « FGT($\alpha = 0, 1, 2$; ZL=373.26) », en croissance et redistribution selon les zones : Approche: Shapley	98

Tableau X: Décomposition de la variation de la pauvreté en composante de croissance et de redistribution par strates (ZL = 373.26) Période de référence t1	101
Tableau Y: Courbe d'incidence de la pauvreté (GIC) du Cameroun (1984-1996)	109
Tableau Z : Courbe de croissance pro-pauvre (CGC) du Cameroun (1984-1996)	112

Annexe A

Tableau 1: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les zones de résidence du chef de ménage (FGT($\alpha = 0$, ZA=255.95)	1
Tableau 2 : Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les zones de résidence du chef de ménage (FGT : $\alpha = 1$, ZA=255.95)	2
Tableau 3: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les zones de résidence du chef de ménage (FGT : $\alpha = 2$, ZA=255.95)	3
Tableau 4: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les zones de résidence du chef de ménage (FGT : $\alpha = 0$, ZL=373.26)	4
Tableau 5: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les zones de résidence du chef de ménage (FGT : $\alpha = 1$, ZL=373.26)	5
Tableau 6: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les zones de résidence du chef de ménage (FGT : $\alpha = 2$, ZL=373.26)	6
Tableau 7: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les zones de résidence du chef de ménage (FGT : $\alpha = 0$, ZU=533.87)	7
Tableau 8: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les zones de résidence du chef de ménage (FGT : $\alpha = 1$, ZU=533.87)	8
Tableau 9: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les zones de résidence du chef de ménage (FGT : $\alpha = 2$, ZU=533.87)	9
Tableau 10: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le stratum du ménages (FGT : $\alpha = 0$, z=255.95)	10
Tableau 11 : Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le stratum du ménages (FGT : $\alpha = 1$, z=255.95)	11
Tableau 12 : Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le stratum du ménages (FGT : $\alpha = 2$, z=255.95)	12
Tableau 13 : Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le stratum du ménages (FGT : $\alpha = 0$, z=373.26)	13
Tableau 14: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le stratum du ménages (FGT : $\alpha = 1$, z=373.26)	14
Tableau 15: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le stratum du ménages (FGT : $\alpha = 2$, z=373.26)	15
Tableau 16 : Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le stratum du ménages (FGT : $\alpha = 0$, z=533.87)	16
Tableau 17 : Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le stratum du ménages (FGT : $\alpha = 1$, z=533.87)	17

Tableau 18 : Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le stratum du ménages (FGT : $\alpha = 2$, $z=533.87$) **18**

Tableau 19 : Décomposition selon le sexe du chef de ménage (FGT : $\alpha = 0$, $z=255.95$) **19**

Tableau 20: Décomposition selon le sexe du chef de ménage (FGT : $\alpha = 1$, $z=255.95$) **19**

Tableau 21: Décomposition selon le sexe du chef de ménage (FGT : $\alpha = 2$, $z=255.95$)

Tableau 22: Décomposition selon le sexe du chef de ménage (FGT : $\alpha = 0$, $z=373.26$)

Tableau 23 : Décomposition selon le sexe du chef de ménage (FGT : $\alpha = 1$, $z=373.26$)

Tableau 24 : Décomposition selon le sexe du chef de ménage (FGT : $\alpha = 2$, $z=373.26$)

Tableau 25: Décomposition selon le sexe du chef de ménage (FGT : $\alpha = 0$, $z=533.87$)

Tableau 26: Décomposition selon le sexe du chef de ménage (FGT : $\alpha = 1$, $z=533.87$)

Tableau 27: Décomposition selon le sexe du chef de ménage (FGT : $\alpha = 2$, $z=533.87$)

Tableau 28 : Décomposition par groupe d'âge du chef de ménage (FGT : $\alpha = 0$, $z=255.95$)

Tableau 29 : Décomposition par groupe d'âge du chef de ménage (FGT : $\alpha = 1$, $z=255.95$)

Tableau 30 : Décomposition par groupe d'âge du chef de ménage (FGT : $\alpha = 2$, $z=255.95$)

Tableau 31 : Décomposition par groupe d'âge du chef de ménage (FGT : $\alpha = 0$, $z=373.26$)

Tableau 32: Décomposition par groupe d'âge du chef de ménage (FGT : $\alpha = 1$, $z=373.26$)

Tableau 33: Décomposition par groupe d'âge du chef de ménage (FGT : $\alpha = 2$, $z=373.26$)

Tableau 34: Décomposition par groupe d'âge du chef de ménage (FGT : $\alpha = 0$, $z=533.87$)

Tableau 35: Décomposition par groupe d'âge du chef de ménage (FGT : $\alpha = 1$, $z=533.87$)

Tableau 36: Décomposition par groupe d'âge du chef de ménage (FGT : $\alpha = 2$, $z=533.87$)

Tableau 37: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le niveau d'instruction du chef de ménage (FGT : $\alpha = 0$, $ZA= 255.95$)

Tableau 38: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le niveau d'instruction du chef de ménage (FGT : $\alpha = 1$, $ZA= 255.95$)

Tableau 39 : Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le niveau d'instruction du chef de ménage (FGT : $\alpha = 2$, $ZA= 255.95$)

Tableau 40: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le niveau d'instruction du chef de ménage (FGT : $\alpha = 0$, $ZL= 373.26$)

Tableau 41: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le niveau d'instruction du chef de ménage (FGT : $\alpha = 1$, $ZL= 373.26$)

Tableau 42: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le niveau d'instruction du chef de ménage (FGT : $\alpha = 2$, $ZL= 373.26$)

Tableau 43: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le niveau d'instruction du chef de ménage (FGT : $\alpha = 0$, $ZU= 533.87$)

Tableau 44: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le niveau d'instruction du chef de ménage (FGT : $\alpha = 1$, $ZU= 533.87$)

Tableau 45: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le niveau d'instruction du chef de ménage (FGT : $\alpha = 2$, $ZU= 533.87$)

Liste des graphiques

Graphique (A): Evolution du PIB réel entre 1984 et 1996 (en millions US\$)	17
Graphique (B): Evolution du solde de la balance courante du Cameroun entre 1984 et 1996 (en millions de US\$)	17
Graphique (C): Growth Incidence Curve Cameroon (1996-1984)	110
Graphique (D): Growth Incidence Curve urbain (1996-1984)	110
Graphique (E): Growth Incidence Curve sémi-urbain (1996-1984)	111
Graphique (F): Growth Incidence Curve rural (1996-1984)	111
Graphique (G): Cumulative Growth Curve Cameroon (1996-1984)	113
Graphique (H): Cumulative Growth Curve Urbain (1996-1984)	113
Graphique (I): Cumulative Growth Curve Sémi-urbain (1996-1984)	114
Graphique (J): Cumulative Growth Curve Rural (1996-1984)	114

Annexe B

Graphique 1 : Courbe FGT(0) pour les dépenses totales par équiv. Adultes Cameroun (1984-1996)

Graphique 2 : Courbe FGT(1) pour les dépenses totales par équiv. Adultes Cameroun (1984-1996)

Graphique 3 : Courbe FGT(2) pour les dépenses totales par équiv. Adultes Cameroun (1984-1996)

Courbe FGT(0) Zone 1984

Courbe FGT(0) Zone 1996

Courbe FGT(0) pour les dépenses totales par équiv. Adultes urbain (1984-1996)

Courbe FGT(1) pour les dépenses totales par équiv. Adultes urbain (1984-1996)

Courbe FGT(2) pour les dépenses totales par équiv. Adultes urbain (1984-1996)

Courbe FGT(0) pour les dépenses totales par équiv. Adultes Sémi- urbain (1984-1996)

Courbe FGT(1) pour les dépenses totales par équiv. Adultes Sémi- urbain (1984-1996)

Courbe FGT(2) pour les dépenses totales par équiv. Adultes Sémi- urbain (1984-1996)

Courbe FGT(0) pour les dépenses totales par équiv. Adultes rurale (1984-1996)

Courbe FGT(1) pour les dépenses totales par équiv. Adultes rurale (1984-1996)

Courbe FGT(2) pour les dépenses totales par équiv. Adultes rurale (1984-1996)

Courbe FGT(0) pour les dépenses totales par équiv. Adultes Douala (1984-1996)

Courbe FGT(1) pour les dépenses totales par équiv. Adultes Douala (1984-1996)

Courbe FGT(2) pour les dépenses totales par équiv. Adultes Douala (1984-1996)

Courbe FGT(0) pour les dépenses totales par équiv. Adultes Yaoundé (1984-1996)

Courbe FGT(1) pour les dépenses totales par équiv. Adultes Yaoundé(1984-1996)

Courbe FGT(2) pour les dépenses totales par équiv. Adultes Yaoundé (1984-1996)

Courbe FGT(0) pour les dépenses totales par équiv. Adultes Autres villes (1984-1996)

Courbe FGT(1) pour les dépenses totales par équiv. Adultes Autres villes (1984-1996)

Courbe FGT(2) pour les dépenses totales par équiv. Adultes Autres villes (1984-1996)

Courbe FGT(0) pour les dépenses totales par équiv. Adultes Forêt (1984-1996)

Courbe FGT(1) pour les dépenses totales par équiv. Adultes Forêt (1984-1996)

Courbe FGT(2) pour les dépenses totales par équiv. Adultes Forêt (1984-1996)

Courbe FGT(0) pour les dépenses totales par équiv. Adultes Hauts-plateaux (1984-1996)

Courbe FGT(1) pour les dépenses totales par équiv. Adultes Hauts-plateaux (1984-1996)

Courbe FGT(2) pour les dépenses totales par équiv. Adultes Hauts-plateaux (1984-1996)

Courbe FGT(0) pour les dépenses totales par équiv. Adultes Savane (1984-1996)

Courbe FGT(1) pour les dépenses totales par équiv. Adultes Savane (1984-1996)

Courbe FGT(2) pour les dépenses totales par équiv. Adultes Savane (1984-1996)

1-. Introduction

Depuis plusieurs années, un grand intérêt s'est porté sur l'impact des réformes économiques sur la pauvreté et plus généralement sur la distribution du bien-être dans la société. En effet, des nombreuses Organisations non Gouvernementales (ONG), des Organisations de la société civile, ainsi que des gouvernements de nombreux pays en développement ont exprimé un souci grandissant concernant l'impact distributif potentiel et négatif des réformes structurelles. Au même moment, plusieurs travaux académiques ont fourni une variété de résultats provenant des réformes. Les réformes économiques sont généralement scindées en deux catégories: les réformes macroéconomiques, le plus souvent entreprises sous les auspices du Fonds Monétaire International (FMI) et les réformes structurelles conçues pour améliorer l'allocation des ressources et l'accroissement de l'efficacité, et soutenues par la Banque Mondiale (BM). Bien que le maintien de la stabilité macroéconomique demeure la base du développement économique durable, au cours de ces dernières années, un accent particulier a été mis sur les réformes structurelles, étant donné qu'elles sont capitales pour réaliser une croissance pro pauvre.

La mise en oeuvre des politiques de stabilisation et des réformes structurelles dans n'importe quel pays peut avoir un impact majeur sur la pauvreté et l'inégalité. Dans le but d'obtenir une vue exacte de ces effets, il est nécessaire de disposer des données des enquêtes ménages représentatives au niveau national avant et après les épisodes de réformes. Au Cameroun, deux enquêtes ménages de ce type ont été réalisées durant les décennies 80 et 90. La première, effectuée en 1983/84, coïncide avec la période de forte croissance de l'économie camerounaise. La deuxième a été réalisée en 1996, durant la période des réformes économiques.

Cette recherche vise donc à analyser l'évolution de la pauvreté et de la répartition des revenus au Cameroun entre 1984 et 1996, sur la base de ces deux enquêtes ménages, et d'essayer de comprendre cette évolution dans le contexte des changements macroéconomiques survenus au cours de cette période. Trois objectifs spécifiques sont poursuivis :

- étudier la dynamique de la pauvreté sur la période 1984-1996 ;
- analyser l'inégalité des dépenses totales et leur évolution entre 1984 et 1996 ;

- décomposer l'évolution de la pauvreté sur la période 1984-1996 en composantes de croissance et de redistribution.; et étudier particulièrement la nature de la croissance économique au Cameroun (pro-pauvres ou pro-riches).

Avant de montrer l'organisation générale de ce travail, il convient de noter qu'au cours de la période de l'étude, plusieurs mesures contractionnistes, en liaison avec les programmes d'ajustement macroéconomiques ont été mises, en œuvre au Cameroun et soutenues notamment par le FMI et la Banque Mondiale. La plupart des études qui analysent les effets de l'ajustement sur la pauvreté ont montré que de telles relations varient suivant les pays et selon les programmes spécifiques, et qu'il est extrêmement difficile d'identifier les mécanismes de transmission par lesquels des politiques économiques particulières affectent la pauvreté. Parmi ces travaux, nous pouvons citer en l'occurrence ceux du FMI (1988), de Meller (1991), et de Thorbecke (1991).

Jusqu'en 1994, les programmes d'ajustement économique et financier du Cameroun n'avaient pas toujours produit les effets escomptés pour ce qui est de la croissance du PIB, de la réduction de l'inflation et de l'accroissement des recettes fiscales. Mais jusqu'à nos jours, l'analyse des effets de ces mesures d'ajustement sur la pauvreté n'a pas été effectuée de manière intensive et rigoureuse². À notre connaissance, il n'existe pas d'étude sur le Cameroun analysant l'évolution de la pauvreté et de l'inégalité de revenu utilisant simultanément les deux bases des données de 1984 et 1996.

La suite de cette étude s'articule en six sections. La deuxième section présente le contexte macro-économique des treize années sous revue (1984-1996) en les replaçant dans une perspective historique. La section trois présente les principales caractéristiques des données utilisées et les choix méthodologiques retenus pour l'analyse dynamique de la pauvreté. Dans la section quatre, nous présentons un bilan des évolutions de la pauvreté monétaire; le calcul des écart-types et l'analyse en termes de dominance stochastique permettent d'asseoir la robustesse des résultats fondés sur la comparaison des indices de pauvreté FGT. Dans la section cinq, nous procédons à l'analyse des inégalités des dépenses totales et de leur évolution en utilisant l'indice de Gini, les mesures d'entropie et la dominance stochastique. Dans la section six, une décomposition croissance/inégalité de l'évolution de la pauvreté est

²Pour une revue extensive de littérature sur la pauvreté et son évolution au Cameroun, voir Fambon et al., (2000).

menée. Étant donnée que les performances de croissance diffèrent à travers les pays³, cette section est complétée par une analyse de la nature de la croissance économique au Cameroun (pro-pauvres ou pro-riches). Enfin, la section 7 est réservée à la conclusion qui résume les principaux résultats de l'étude et fait quelques recommandations de politiques de lutte contre la pauvreté.

2. Evolution macroéconomique économique du Cameroun entre 1984 et 1996

Pendant les deux premières phases du cycle conjoncturel de l'économie camerounaise (1961-1975 et 1976-1984/85), celle-ci a connu une croissance régulière de près de 15% en moyenne par an en termes nominaux. Cette évolution positive était solidement établie par le développement du secteur agricole⁴ et la mise en exploitation des premiers gisements pétrolifères. Entre 1978/79 et 1984/85, le PIB suit une évolution quasi-exponentielle – 17% en termes nominaux en moyenne chaque année⁵ - fondée essentiellement sur les exportations de pétrole⁶. L'accroissement des ressources budgétaires et extrabudgétaires générées par le secteur pétrolier a permis de relever le taux d'investissement et de maintenir à un niveau tolérable le niveau de l'endettement extérieur du pays.

Parallèlement, la progression proportionnelle des dépenses publiques induite par la hausse des revenus pétroliers s'est traduite par une dépendance nouvelle et de plus en plus forte de l'économie à l'égard du secteur pétrolier, en raison de la croissance moins que proportionnelle des exportations du secteur non pétrolier⁷ du fait notamment de la tendance des exportations agricoles traditionnelles. Ce phénomène, connue sous le nom de « Dutch disease », est venu se greffer à l'accumulation des mauvaises performances des entreprises publiques dont les subventions leur étant octroyées exerçaient une ponction grandissante sur les finances publiques⁸. Cependant, à partir de l'exercice fiscal 1985/86, le Cameroun se trouve confronté à une évolution extérieure extrêmement défavorable, à la suite de la baisse persistante et concomitante du dollar et des cours de ses principaux produits d'exportation que sont le

³ Certains pays connaissent des taux de croissance plus élevés que d'autres. De plus, des études empiriques sur des coupes transversales de pays montrent qu'il peut avoir une différence fondamentale en matière de réduction de la pauvreté pour le même taux de croissance. Cela suggère que la croissance dans certains pays est plus pro-pauvre que dans d'autres.

⁴ - C'est au cours de cette période en effet, que d'importants investissements sont réalisés dans le secteur agricole (création des agro-industries et des sociétés de développement) conformément aux prescriptions des 3^{ème} et 4^{ème} plans quinquennaux de développement économique, social et culturel.

⁵ - PNUD (1993) : Rapport sur le Développement Humain au Cameroun, 1993 Yaoundé.

⁶ En 1984/85, le pétrole représentait 25,8% du PIB nominal (USAID-Cameroun, 1989).

⁷ 3% en moyenne durant la période

⁸ On estime à 150 milliards de F.CFA le montant des subventions versées aux entreprises publiques en 1984/85 (FMI, 1988).

pétrole, le cacao, le café et le coton. A cela, s'ajoute une gestion macroéconomique laxiste et, malgré un rythme de croissance soutenu et une apparente santé financière, le Cameroun entre brutalement dans la crise pour n'en sortir que dix ans plus tard, à la faveur du réajustement monétaire intervenu en janvier 1994.

2.1. Le ralentissement économique et la crise

Les données du tableau (A) ci-après montrent que l'année 1986 marque pour l'évolution macroéconomique du Cameroun le début d'un retournement de tendance de grande ampleur et d'une extrême rapidité ayant des origines à la fois exogènes et endogènes. Ainsi, la croissance du PIB baisse drastiquement en 1987, passant de 8 % en termes réels en 1986 à - 2,6 % en 1987. Ce recul inhabituel traduit une dépression économique générée par le fléchissement de l'investissement total de 38% entre 1986/87 et 1987/88, avec cependant une baisse beaucoup plus prononcée pour l'investissement public (52% contre 26% pour l'investissement privé). Relativement au PIB, cette décrue de l'investissement se perçoit à partir de 1988, année au cours de laquelle on observe une baisse de 6 points. Par contre, la baisse de la consommation totale (en % du PIB) survient tardivement, en 1991, ce qui peut traduire un accroissement de dépenses publiques improductives en période de crise. Ce fléchissement de la demande intérieure conduit à une baisse de plus de 8 % du volume des importations en 1988 alors que les exportations amorcent une baisse de près de 18 % une année auparavant.

Toutefois, la réduction des importations est moins que proportionnelle à la baisse du volume des exportations si bien que la dépréciation du dollar américain amorcée dès 1985/86 à laquelle s'ajoute la détérioration des termes de l'échange, ont des conséquences dommageables sur le solde de la balance courante, qui passe d'un excédent de 201 millions de US\$ en 1984 à un déficit de 610 millions de US\$ en 1986.

Quant à la balance des paiements, elle enregistre des déficits records (218 milliards F.CFA en 1986/87, 94 milliards de F.CFA en 1987/88) dus surtout aux déficits des opérations liées aux services (260 milliards en 1987/88) et du compte courant (257 milliards en 1987/88) et à l'érosion de l'excédent du compte de capitaux à long terme (113 milliards en 1984/85 contre 68 milliards en 1987/88).

Au niveau des finances publiques, il faut reconnaître que le ralentissement de l'activité économique (- 8,0 % en termes réels en 1986) et le tarissement des recettes d'origine

pétrolière (66% des recettes globales d'exportation en 1984 contre 46% en 1987/88) concourent à faire baisser significativement les recettes budgétaires (- 16% en 1986/87 et - 18% en 1987/88). A cet égard, la faible compression des dépenses de fonctionnement conjuguée à l'insuffisance des recettes budgétaires ont conduit à un déficit sans précédent de 508 milliards F.CFA en 1986/87, soit 11,8% du PIB – ramené à 214 milliards – 6,5% du PIB – en 1987/88. Ces déficits ont été financés par une forte accumulation des arriérés sur la dette extérieure dont l'encours double entre 1984 et 1990. En dépit d'une baisse prononcée du PIB, les autorités camerounaises ont maintenu une tendance expansionniste de la demande, à travers notamment les ressources du compte hors budget. C'est ce qui explique que la consommation totale a continué de croître jusqu'au début de la décennie 1990 dans un contexte de crise économique prolongée (cf. tableau A). Dans cet ordre d'idées, le taux de croissance de la demande a été soutenu au cours des 5 premières années de crise alors que le solde du compte courant accusait un déficit de 610 et 1.145 milliards de US\$ respectivement en 1986 et 1987. Après une hausse spectaculaire de 180 milliards de F.CFA en valeur absolue en 1986, par rapport à son niveau de 1984, les recettes chutent à 650 milliards de F.CFA, soit une baisse de 18 % en valeur relative.

La détérioration des termes de l'échange au milieu des années 80 a mis en évidence la nécessité pour le Cameroun d'améliorer sa compétitivité, car les nouveaux prix du pétrole et des produits agricoles sur le marché mondial n'étaient plus compatibles avec les structures économiques existantes et ne s'accordaient plus avec l'urgence de fournir des emplois et des revenus suffisants pour répondre aux besoins d'une population gagnée par un processus d'appauvrissement rapide, comme peut l'attester l'effritement progressif et continu du PNB *per capita*, lequel est passé de 1030 US\$ en 1987 à 630 en 1994. Phénomène quasi-invisible avant 1984 (voir infra), la pauvreté a commencé à se répandre dans les zones rurales frappées par la déchéance des cultures d'exportations agricoles traditionnelles. Plus fondamental est la faible priorité budgétaire accordée aux secteurs sociaux de base tels la santé et l'éducation, dans la mesure où ils ont été les premiers et les plus durement atteints, dans le processus de stabilisation des finances publiques, par les coupes sévères opérées dans les budgets sectoriels.

Des efforts de réforme sont entrepris par le Cameroun dès 1987, et avec l'appui des organisations internationales à partir de 1988, pour résoudre les désordres macroéconomiques

constatés. Au nombre des mesures prises et qui visaient à promouvoir l'économie de marché, on peut citer notamment :

- la réforme de la fonction publique;
- la libéralisation du régime commercial;
- la réforme et la privatisation des entreprises publiques;
- la restructuration du secteur bancaire; etc.

Malgré ce diagnostic, les réformes ont été lentes (à l'exception de la libéralisation des échanges) et insuffisantes pour stopper la détérioration économique. C'est ainsi que la persistance des difficultés aggrava le solde de la balance courante en 1990, et l'effort de fiscalisation initié conduisit à un amenuisement des recettes budgétaires qui baissèrent de 50 milliards de F.CFA en valeur absolue entre 1989 et 1990. La libéralisation de l'économie en général et des principales filières agricoles en particulier ne fit que plonger le monde rural dans la pauvreté. Quant aux mesures de réduction des salaires des agents de l'Etat décidées en 1993 aux fins de réaliser des économies budgétaires de 40 milliards de F.CFA, elles contribuèrent à rétablir une certaine équité en matière de coût d'ajustement puisque la frange des fonctionnaires moyens, comme allaient le prouver les enquêtes de 1996, tomba en dessous du seuil de pauvreté.

Au total, le PIB se contracta de plus du quart entre 1984 et 1993, et le revenu réel par tête de plus de la moitié tandis que le taux d'investissement brut chutait de près de 27 % à moins de 11 %. Compte tenu des résultats mitigés obtenus sur le front de l'ajustement réel, le recours au réaménagement du dispositif monétaire de la zone Franc s'avérait indispensable pour le rétablissement de la croissance économique.

2.2. La reprise économique

La révision de la parité F.CFA/FF avait été précédée en 1993 par de grandes manœuvres autour de la monnaie périphérique. Ainsi, les autorités monétaires de la Zone BEAC (Banque des États de l'Afrique Centrale) avaient décidé le 1^{er} août 1993, la suspension des rachats des billets émis par la BEAC à l'extérieur des pays africains membres de la zone Franc (PAZF) ; en septembre 1993, cette mesure avait été étendue à tous les pays hors de la zone d'émission de la BEAC.

L'ajustement du taux de change de janvier 1994 a été l'un des facteurs clés du renversement de la situation économique du Cameroun. Le secteur des biens échangeables a répondu favorablement au changement des prix relatifs, comme l'a démontré l'expansion des exportations, lesquelles sont passées de 1734 millions de US\$ en 1994 à 2159 millions en 1996. Parallèlement, l'atonie de la demande intérieure résultant de la chute marquée du revenu réel disponible a pesé durement sur les industries tournées vers le marché intérieur, comme en témoigne le fléchissement des importations. La prime de ces changements a été la restauration de la croissance du PIB, dans la mesure où le taux de croissance en termes réels est redevenu positif au cours du deuxième trimestre de 1994, même si l'inflation, mesurée par l'indice des prix à la consommation à Yaoundé s'est élevée à 48 % ! Il faut dire que la stabilité des salaires dans le secteur public et privé a été un facteur important d'atténuation des tensions inflationnistes, ce qui a permis au Cameroun de préserver les gains substantiels de compétitivité qui ont résulté de l'ajustement monétaire.

La réaction des finances publiques à la révision de la parité du F.CFA avec le F.F a été marquée par une hausse des recettes budgétaires, lesquelles sont passées à 648 milliards de F.CFA en 1995 et à plus de 1100 milliards en 1996, soit près du double du niveau d'avant dévaluation. De même, le solde déficitaire de la balance courante s'est inscrit à la baisse à partir de cette année-là puisqu'il est passé à 1034 millions de \$ en 1993 à 338 millions en 1994 et puis à 171 millions en 1995.

La dévaluation du F.CFA conjuguée aux mesures de non rachat des billets BEAC ont eu certes un impact significatif sur les agrégats macroéconomiques du Cameroun. Ainsi, dès le premier semestre de l'exercice 1994/95, on notait déjà les résultats encourageants suivants :

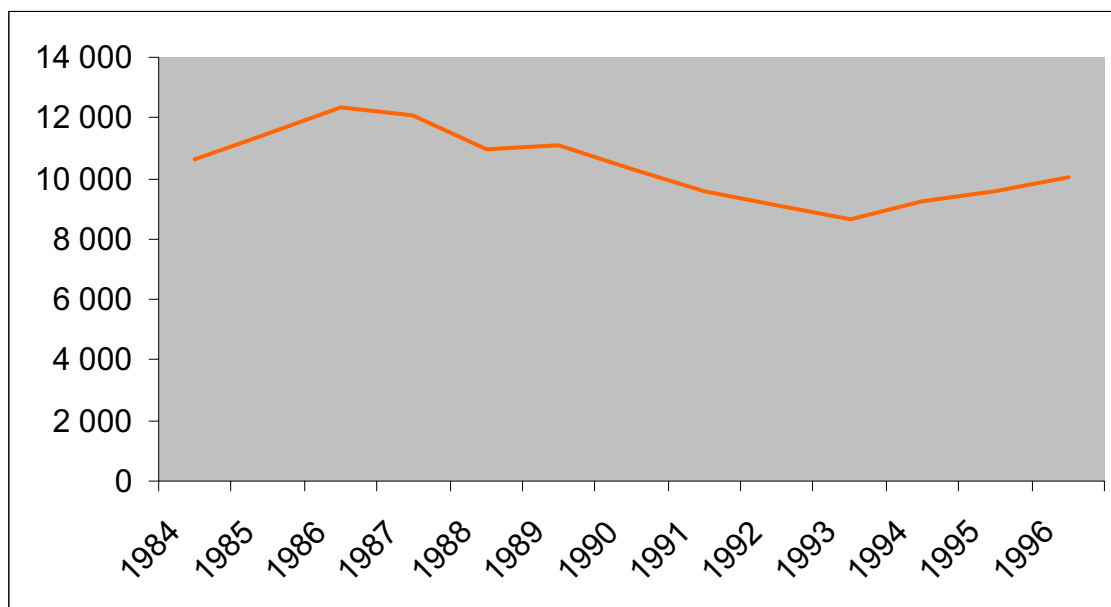
- L'amélioration des activités agricoles liée à la forte demande étrangère à des prix intéressants et aussi aux effets de la libéralisation qui permettent aux producteurs de bénéficier directement des retombées de l'embellie des cours mondiaux ;
- La progression des exportations aussi bien des produits d'origine agricole que des produits industriels à forte utilisation des matières premières locales ;
- L'expansion du transport ferroviaire et portuaire ;
- L'amélioration des recettes fiscales ;
- Le paiement de la dette publique intérieure ;
- La reprise des investissements publics ;

- Etc.

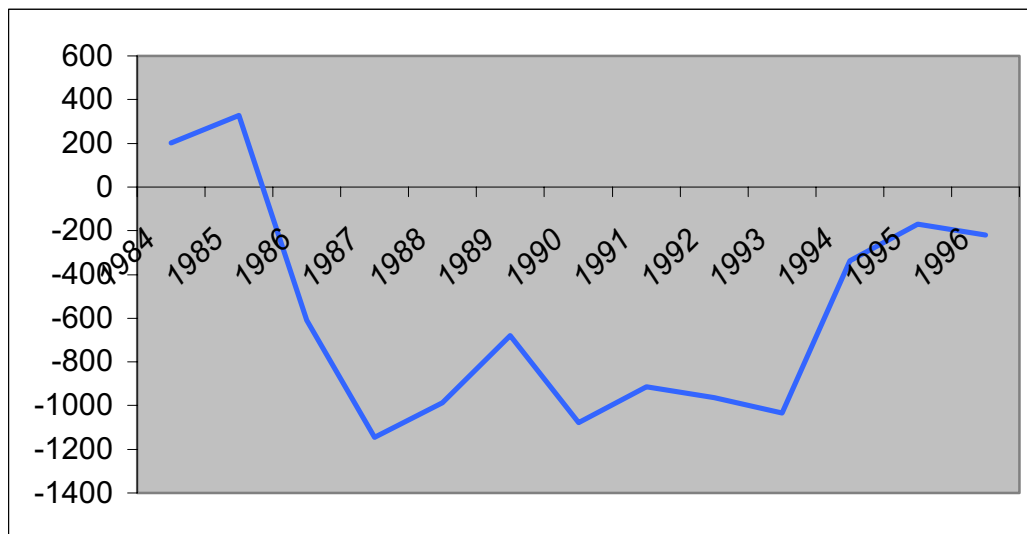
Mais, il faut également relever que l'ajustement monétaire de 1994 conjugué au mouvement de libéralisation et de déréglementation de l'économie camerounaise amorcée dès le début de la décennie 1990, se sont accompagnés des mesures restrictives prises notamment à l'encontre du secteur agricole. En effet, les subventions étatiques au secteur rural en général et au secteur agricole en particulier ont été réduites drastiquement, passant de 6 milliards à 2 milliards de F.CFA ; de même, l'augmentation des prix des engrais sur le marché international, consécutive à la dévaluation du F.CFA, a contribué au renchérissement du prix interne de ce produit et partant, à l'augmentation du coût de revient des produits agricoles.

L'évolution du cycle conjoncturel à partir de 1995 allait conforter non seulement la tendance haussière de l'économie, mais lever le voile sur un processus d'appauvrissement du pays inconnu jusqu'alors puisqu'en 1996, la première enquête auprès des ménages allait relever que plus de la moitié des camerounais vivait en dessous du seuil de pauvreté.

Graphique (A): Evolution du PIB réel entre 1984 et 1996 (en millions US\$)



Graphique (B): Evolution du solde de la balance courante du Cameroun entre 1984 et 1996 (en millions de \$ US)



1996 (en

	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
1) PIB réel	10 643	11 458	12 378	12 057	10 970	11 063	10 300	9 579	9 081	8 636	9 234	9 555	10 030
2) Croissance du PIB réel (en %)	5,8	7,0	8,0	-2,6	-9,0	0,9	-6,9	-7,0	-5,2	-4,9	-2,4	3,5	5,0
3) PNB per capita	790	800	920	1030	1060	1030	910	840	830	770	630	570	610
4) Consommation totale (en % du PIB)	67,3	64,1	68,5	70,3	81,4	85,3	89,1	87,9	90,5	90,2	60,7	78	77,1
5) Investissements intérieur brut (en % du PIB)	20,8	24,9	30,8	34,3	21,8	16,5	14,6	12,6	11,1	10,8	15,3	14,5	16,3
6) Exportations	2 649	2 798	2 548	2 093	2 053	2 131	2 088	2 295	2 043	1 961	1 734	2 059	2 159
7) Importations	1 696	1 902	2 474	2 645	2 424	2 327	2 498	2 352	2 204	2 066	1 531	1 572	64
8) Solde de la balance courante	201	328	-610	-1145	-987	-679	-1079	-913	-964	-1034	-338	-171	-220
9) Dette extérieure totale	2 713	2 942	3 730	4 075	4 189	4 815	5 982	6 162	6 529	6 101	8 254	9 350	-
10) Recettes budgétaires (en milliards FCFA)	620	740	800	650	600	600	550	545	546	546	546	648	1 113
11) Recettes totales (en % du PIB)	20,6	21,9	18,7	16,7	16,2	14,4	15,4	16,0	14,7	10,3	11,1		
12) Dépenses totales (en % du PIB)	22,1	23,1	31,9	22,6	20,8	21,8	22,3	22,0	20,5	17,7	17,1		
dont salaires	5,6	5,6	7,3	7,4	8,4	8,7	9,1	9,5	9,4	6,2	4,4		
13) Déficit budgétaire (en % du PIB)	-1,5	-1,2	-13,2	-6,0	-4,6	-7,7	-8,4	-6,8	-6,8	-9,5	-6,1		

Sources : *The World Bank - African Development Indicators (1997- 1992- 1995)*, BEAC (1996) - Bulletin Etudes et Statistiques

L'évolution macro-économique décrite précédemment ne reflète pas dans le détail la dynamique de la pauvreté et de la distribution des revenus au Cameroun. Dans ces conditions, cette analyse globale est complétée par une analyse dynamique au niveau microéconomique utilisant deux enquêtes auprès des ménages réalisées par la Direction de la Statistique et de la Comptabilité Nationale du Cameroun.

3-. Cadre méthodologique d'analyse dynamique de la pauvreté

De façon générale, pour comparer la pauvreté au cours du temps, l'on doit non seulement disposer de séries d'enquêtes consécutives auprès des ménages, mais également adopter une méthode qui rende les mesures comparables et qui reflètent le coût différencié de la vie des régions, secteurs et dates comparés.

Pour ce faire, les données relatives au revenu nominal (ou dépenses nominales) provenant des différentes enquêtes sur les régions sont converties en termes réels (ou dépenses réelles) en les corrigeant dans le temps et l'espace et par rapport à une région et à une période donnée. Un seuil de pauvreté est alors appliqué à ces valeurs réelles pour déduire les différentes mesures de pauvreté (incidence de la pauvreté, profondeur de la pauvreté et sévérité de la pauvreté).

La réalisation de cet exercice nécessite non seulement que les différentes bases de données soient comparables du point de vue de la méthode de sondage, mais qu'on ait également la possibilité de neutraliser rigoureusement l'effet de l'inflation par l'utilisation d'indices de prix régionaux et temporels dans le but de tenir compte de la variation du niveau de vie d'une région à une autre et d'une période à une autre. En outre, cette méthodologie exige une définition identique de la ligne de pauvreté en termes réels au cours du temps et une même définition des agrégats du revenu et de la consommation sur la période du temps. De plus, l'on doit évaluer la robustesse des changements et des tendances observés en utilisant d'autres techniques telle que l'analyse de la dominance stochastique pour tester la direction des changements au cours du temps dans la répartition des revenus et l'incidence de la pauvreté. Il faut enfin calculer les erreurs-types associées aux différentes mesures au cours du temps pour vérifier le caractère statistiquement significatif des caractéristiques et des changements observés ; cette précaution technique étant de nature à mieux cerner l'impact et la définition des politiques de lutte contre la pauvreté.

Au regard de l'exposé précédent, il ressort que la comparaison de la pauvreté dans le temps exige globalement la prise de trois grandes décisions : le choix d'une mesure de bien-être, le choix d'une ligne de pauvreté (seuil de pauvreté) qui n'est autre chose qu'une valeur qui sépare les pauvres des non pauvres, et le choix d'un indice de pauvreté pour l'agrégation, c'est-à-dire un indice qui prend en compte convenablement les différentes dimensions et l'hétérogénéité des statuts individuels de pauvreté.

Avant de présenter ces différents points, il convient d'abord d'exposer les ajustements effectués pour rendre comparables les bases de données de l'Enquête Budget Consommation (EBC) de 1983/84 et de l'Enquête Camerounaise auprès des Ménages (ECAM) de 1996 que nous utilisons dans cette étude.

3-1. Comparaison des bases de données EBC 83/84 et ECAM 96

3-1-1. Présentation sommaire de l'EBC 1983/84 et de l'ECAM 96

L'Enquête Budget Consommation (EBC) de 1983/84 est une enquête statistique par sondage auprès des ménages couvrant l'ensemble du territoire réalisée du 5 septembre 1983 au 23 septembre 1984 par la Direction de la Statistique et de la Comptabilité Nationale (DSCN) du Cameroun. Elle visait plusieurs objectifs. et en particulier, celui de donner des indications sur la structure des dépenses et des revenus des ménages suivant les principales caractéristiques démographiques, géographiques et socio-économiques de la population.

L'enquête couvrait l'ensemble du territoire national et avait stratifié le pays avant le tirage de l'échantillon en 6 zones agro-écologiques. Deux de ces zones représentaient les principales zones urbaines et les 4 autres zones étaient différenciées par leurs caractéristiques agro-écologiques. Les 6 zones comprenaient :

- 1- Yaoundé, la capitale politique et seconde grande ville du pays ;
- 2- Douala, la capitale économique du pays ;
- 3- La région des forêts : zone de culture de cacao et de tabac qui englobe les provinces du Centre (excepté la ville de Yaoundé), du Sud et de l'Est ;
- 4- La région des hauts plateaux et de montagnes : zone de culture de café et qui comprend les provinces de l'Ouest et une partie de la Province du Littoral (département du Mungo) ;

- 5- La région des steppes et de savane : zone d'élevage et de culture de coton, couvrant les provinces de l'Adamaoua, du Nord et de l'Extrême nord ;
- 6- La région côtière : zone de plantations de caoutchouc et de palmier à huile, renfermant les provinces du Sud-Ouest et du Littoral (excepté la ville de Douala et le département du Mungo).

La taille finale de l'EBC 83/84 était de 6000 ménages environ répartis sur 309 segments de dénombrement tels que définis au Recensement Général de la Population et de l'Habitat (RGPH) de 1976. Les questionnaires de 5474 ménages ont été effectivement exploités.

L'enquête avait utilisé un plan de sondage à 4 degrés. Au premier degré, les unités primaires tirées proportionnellement à l'effectif de la population étaient les arrondissements. Au deuxième degré, le tirage avait concerné les zones de dénombrement proportionnellement au nombre prévu de segments, indépendamment dans les parties urbaine et rurale de chaque arrondissement choisi au 1^{er} degré. Au troisième degré, il s'agissait d'un tirage équiprobable d'un segment ou sous zone dans certaines unités du deuxième degré dont la taille dépassait un certain seuil. Au quatrième degré enfin, la sélection avait concerné les ménages à partir de nouveaux fichiers obtenus lors de l'opération de mise à jour.

Les interviews avaient duré 12 mois, entre septembre 1983 et septembre 1984, décomposés en quatre passages de trois mois chacun. Le questionnaire de l'enquête comportait au total seize rubriques dont plusieurs permettaient d'étudier la pauvreté au Cameroun.

L'Enquête Camerounaise auprès des Ménages (ECAM) est la deuxième Enquête de grande envergure (après l'EBC de 83/84) réalisée toujours par la Direction de la Statistique et de la Comptabilité Nationale (DSCN) du Cameroun en 1996. Cette Enquête, qui avait duré 3 mois, couvrait les dix provinces du pays et concernait un échantillon aléatoire de plus de 1700 ménages urbains et ruraux. Elle visait trois principaux objectifs à savoir: mesurer les effets de la crise et des mesures d'ajustement sur le niveau et les conditions de vie des ménages ; établir les interrelations entre les dimensions des niveaux de vie ; et analyser les tendances et les évolutions par rapport aux autres sources de données.

Il s'agissait d'une enquête stratifiée à deux degrés à Yaoundé et à Douala et à trois degrés dans les autres villes du pays avec la distinction urbaine/rurale.

Au préalable, les 6 régions ou strates suivantes avaient été constituées :

- Yaoundé ;
- Douala ;
- Autres villes (tous les centres urbains d'au moins 50 000 habitants) ;
- Forêt (reste des provinces du Centre, du Sud et de l'Est) ;
- Hauts-plateaux (reste des provinces du Littoral, du Nord-Ouest, de l'Ouest et du Sud-Ouest) ;

Dans les capitales politique et économique (Yaoundé et Douala), les îlots avaient été d'abord choisis sur la base d'une probabilité égale ; et le nombre d'îlots par arrondissement était proportionnel au nombre de ménages urbains dénombré en 1987. Ensuite, au deuxième degré, on avait tiré avec une probabilité égale dans chaque îlot, un échantillon de 8 ménages sur la base des listes des ménages établies pendant le dénombrement.

Au niveau des villes, un tirage à trois degrés avait été adopté suivant la séquence ville - zone de dénombrement - ménage. Le nombre de villes était choisi arbitrairement et se chiffrait à 10, à raison d'une ville par province (sondage simple stratifié, les provinces étant les strates). Les zones de dénombrement quant à elles, étaient tirées proportionnellement à leur effectif de ménages recensés en 1987. Enfin, l'échantillon de ménages était obtenu sur la base d'un sondage systématique avec probabilités égales dans les fichiers de dénombrement.

En ce qui concerne le reste du pays, un sondage probabiliste stratifié à deux degrés avait permis de choisir les ménages, les deux strates étant constituées respectivement par les zones « rurales » et « semi - urbaines » définies pendant le Recensement Général de la population et de l'Habitat de 1987. Au premier degré, on avait procédé dans la strate rurale, à un tirage de 8 zones de dénombrement et dans la zone semi-urbaine, à un tirage de 2 zones de dénombrement, proportionnellement dans les deux cas, à l'effectif des ménages. Au deuxième degré, 21 ménages avaient été tirés dans chaque zone de dénombrement, l'échantillon étant obtenu à partir de la liste des ménages provenant du dénombrement.

Deux types de questionnaires étaient élaborés, l'un pour les villes et les grandes villes, et l'autre pour le reste du pays. Comme pour l'EBC 1983/84, tous ces questionnaires, soumis aux ménages sélectionnés, comportaient 11 sections dont plusieurs pouvaient permettre l'analyse de la pauvreté au Cameroun.

Comparaison de l'EBC 1983/84 et de l'ECAM 96

La comparaison de la pauvreté entre 1983/84 et 1996 est basée sur l'enquête Budget Consommation menée en 1983/1984 (EBC 83/84) et l'enquête Camerounaise auprès des ménages réalisée en 1996 (ECAM96). Une première étape a consisté à structurer de la même façon ces deux bases de données. Elles portent toutes sur 6 strates, mais qui de prime à bord ne sont pas comparables : les zones écologiques définies en 1983 ne sont pas restées les mêmes en 1996. On a la situation suivante en terme de stratification en 1983/1984 :

- 1 Yaoundé,
- 2 Douala,
- 3 Région forêt (Cacao & tabac, Centre moins Yaoundé, Sud et Est)
- 4 Région Hauts plateaux & montagnes (Café, Ouest Nord-Ouest département du Mounjo),
- 5 Région Steppe & Savane (élevage & coton, Adamaoua, Nord et Extrême Nord),
- 6 Région côtière (caoutchouc & palmier à huile, Sud-Ouest & Littoral moins Mounjo).

Notre option est de ramener la stratification de 1983 à celle de 1996. Les strates définies en 1983 et ayant pour modalités Yaoundé, Douala, Autres villes et Secteur rural, ont été transformées ainsi qu'il suit :

- 1 Yaoundé
- 2 Douala
- 3 Autres villes
- 4 Forêt
- 5 Hauts Plateaux et Côte
- 6 Savane et Steppes

Bien entendu, la stratification ainsi obtenue n'est pas comparable à 100% avec celle de 1996, mais c'est elle qui s'en rapproche le mieux. Dans la mesure où la plupart des indices à calculer sont essentiellement des ratios, les possibles écarts qu'on pourrait trouver ne sont pas le fait en particulier de la non correspondance point par point des strates retenues.

Les deux bases de données sont issues des enquêtes par sondage et doivent donc être pondérées. On a la situation suivante : l'ECAM est pondérée sur la base des 150 îlots dont chacun a un poids, tandis que l'EBC n'est pondérée que sur la base de 10 zones.

Pour mieux apprécier la concordance des strates définies, voici les distributions que l'on en déduit :

Tableau B : Distribution des strates en 1983/1984

Strates	Fréquence non pondérée	% pondéré
Yaoundé	652	5,25
Douala	676	5,57
Autres villes	1106	16,74
Forêt	592	14,87
Hauts Plateaux et Côte	1284	27,51
Savane et Steppes	939	30,05
Total	5249	100,00

Tableau C : Distribution des strates en 1996

Strates	Fréquence non pondérée	% pondéré
Yaoundé	357	11,56
Douala	382	16,34
Autres villes	353	19,27
Rural forêt	210	12,56
Rural ht-plateaux	209	19,74
Rural savane	207	20,52
Total	1718	100,00

N.B. On a en réalité 1731 ménages, mais les 1718 du tableau sont suffisamment représentatifs de l'échantillon.

Ces ajustements techniques étant faits, passons à la détermination du bien-être.

3-2. Mesure du bien-être des ménages

Cette première étape est probablement la plus importante et la plus difficile⁹, dans la mesure où le concept de bien-être est non seulement multidimensionnel, mais également subjectif. Le bien-être est un concept multidimensionnel, car certaines de ses composantes ne peuvent

⁹ Dans la comparaison de la pauvreté au cours du temps, l'obtention d'informations fiables sur la variable utilisée pour mesurer le bien-être du ménage est centrale. D'ailleurs, et comme on le verra ultérieurement, les statistiques de la pauvreté sont des fonctions normalisées de la distribution de la mesure du bien-être.

facilement être transformées en un simple numéraire ; il est subjectif en raison du problème habituel de la comparaison interpersonnelle des niveaux d'utilité. En dépit de ces problèmes, il est généralement admis qu'une mesure monétaire (money-metric) représente la meilleure façon de mesurer le bien-être au niveau individuel (Deaton et Muellbauer, 1980).

Aussi, conformément à plusieurs travaux récents sur la pauvreté, l'analyse dans cette étude est basée sur une mesure monétaire de l'utilité et du bien-être. La dépense totale du ménage est utilisée comme mesure du bien-être du ménage et comme une base de classement des ménages et de détermination d'une ligne de pauvreté. La dépense est préférée au revenu, car elle est habituellement mieux reportée dans les enquêtes budget-consommation des ménages. De plus, il existe la considération théorique selon laquelle la dépense reflète mieux le revenu permanent¹⁰. En effet, sur le plan conceptuel, la théorie du revenu permanent permet de soutenir que les dépenses sont une meilleure approximation des revenus à long terme, donc du niveau de vie à long terme, comparativement aux revenus courants tels qu'appréhendés par une enquête auprès des ménages.

Sur le plan empirique, on peut montrer que les dépenses sont mesurées avec une plus grande précision que les revenus, surtout dans le cas où une grande partie de ces revenus provient du secteur informel. Cet argument est particulièrement pertinent dans un pays en développement comme le Cameroun où, dans le cas de l'enquête ECAM 96 qui est une des bases des données utilisée dans cette étude, seulement 8.6 % des ménages ont déclaré un revenu supérieur aux dépenses ! En d'autres termes, les revenus ont été largement sous-estimés partout, ce qui exclut pour cette étude l'approche du revenu comme indicateur du bien-être.

L'analyse qui suit prend en compte les différences dans la taille et la composition des différents ménages, et utilise par conséquent la dépense du ménage par équivalent-adulte comme mesure du bien-être. En fait, pour comparer le niveau de vie des ménages de composition différente, le statisticien recourt habituellement à une échelle d'équivalence¹¹ de

¹⁰ Cet argument est particulièrement pertinent pour le Cameroun durant la période de l'étude où la volatilité du revenu courant est encore assez élevée dû notamment à des taux élevés de chômage. Les arriérés de paiement sur les salaires et les pensions s'ajoutent en plus à la non fiabilité du revenu courant comme mesure du bien-être.

¹¹ Les échelles d'équivalence adulte sont nées du besoin pratique de comparer les niveaux de vie de ménages dont les situations diffèrent à la fois en termes de revenus, de consommation ou de dépenses, mais également suivant le nombre et les types d'individus devant se partager ce revenu. Ce problème de commensurabilité de grandeurs, concernant des ménages différents, se pose également pour construire des distributions de revenus, et pour mesurer l'inégalité ou la pauvreté.

façon à obtenir la valeur de l'indicateur du niveau de vie par équivalent-adulte. L'échelle d'équivalence adulte précise le lien entre la consommation d'un ménage et le nombre d'adultes et d'enfants qui le composent, pour un niveau de vie fixé. Elle appréhende les économies d'échelle que réalise un ménage de plusieurs personnes, principalement grâce au partage de biens à usage collectif¹². Il existe une grande variété d'échelles d'équivalence adulte, et des échelles distinctes sont utilisées dans différents pays. L'objectif de notre étude requiert l'utilisation d'une échelle simple, et nous avons donc opté pour une variante aménagée de l'échelle d'OXFORD¹³ à cause de sa simplicité d'utilisation et de sa grande familiarité. La version aménagée de l'échelle d'Oxford affecte le coefficient 1 à tout adulte de 15 ans ou plus et 0.5 aux enfants de moins de 15 ans. En utilisant cette échelle, la dépense totale par équivalent-adultes est donnée par l'expression :

$$DEPTOT_{EQ} = DEPTOT/N \quad (1)$$

où, $DEPTOT_{EQ}$ est la dépense totale du ménage par équivalent-adulte; $DEPTOT$ est la dépense totale du ménage; et N est la taille du ménage en équivalents-adultes.

La version aménagée de l'échelle d'Oxford utilisée ici reflète les économies d'échelle dues à la taille du ménage mais n'incorpore pas les différences de genre.

La « déflation » des dépenses nominales en dépenses réelles est centrale dans la comparaison de la pauvreté au cours du temps. Dans cette étude, nous n'avons pas « déflaté » les dépenses des ménages par l'indice régional des prix pour prendre en compte les différences potentielles dans les prix intra-région du pays. La principale raison est que le Cameroun est un petit pays et que les différences régionales des prix peuvent être considérées comme mineures. Durant la période de notre analyse (1984-1996), le Cameroun a connu une inflation moyenne non négligeable de 6.6 % environ et dans ces conditions, les dépenses totales des ménages aux prix de 1984 ont été « inflatées » au moyen de l'indice des prix à la consommation ((ayant comme base 1996), cf. tableau **D**). Cette technique nous permet ainsi d'exprimer les dépenses par équivalent-adulte de 1984 aux prix de 1996. Autrement dit, cela nous fournit les dépenses réelles par équivalent adulte comme mesure du bien-être du ménage.

¹² Il existe des économies d'échelle parmi les biens consommés par le ménage. Un bien individuel n'est utilisé que par une seule personne du ménage : vêtements, médicaments, cinéma, etc. Au contraire, un bien collectif est utilisé par tous les membres du ménage : sanitaire, télévision, logement... Il peut donc être partagé et conduire à des économies d'échelles. C'est pourquoi l'échelle d'équivalence est conçue en fonction des caractéristiques du ménage, c'est-à-dire comme un indice du coût des caractéristiques, dont la construction repose sur la comparaison des coûts nécessaires à deux ménages de caractéristiques différentes pour atteindre le même niveau de bien-être.

¹³ L'échelle d'Oxford qui est la plus utilisée affecte le coefficient 1 au chef de ménage ; 0,7 aux autres adultes et 0,5 aux enfants de moins de 15 ans.

Tableau D : Évolution du taux d'inflation entre 1984 et 1996

	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96
Consumer price index - All items (1995 = 100)	47,1	52,4	56,9	61,3	69,3	70,5	69,3	70,1	70,2	70,2	67,8	91,7	100	103,9
Taux d'inflation (en %)	11	9	8	13	2	-2	1	0	0	-3	35	9	4	5

Source: Confectionné à partir des données de la Banque Mondiale, CD ROM 2001.

3-3. La détermination du seuil de pauvreté

Il existe plusieurs méthodes de détermination des seuils de pauvreté. Nous avons, notamment, la méthode du coût des besoins essentiels (Cost of Basic Needs) (CBN)¹⁴, la méthode du revenu moyen (RM)¹⁵, la méthode du seuil de pauvreté standard (SPS)¹⁶, la méthode de l'énergie nutritive (Food Energy Intake) (FEI) et la méthode du standard international (SI). Toutefois, en pratique, les deux approches standards de construction des lignes de pauvreté absolue demeurent la méthode des coûts des besoins essentiels (CBN) et la méthode des apports énergétiques alimentaires (FEI) (Ravaillon, 1996).

Ces deux approches se fondent sur la détermination de certains besoins de consommation de base, jugés pertinents dans le domaine des comparaisons de la pauvreté¹⁷. Le besoin essentiel le plus important est évidemment exprimé par les dépenses alimentaires nécessaires pour assurer la consommation de l'énergie nutritive recommandée. La méthode FEI en particulier, est mise en œuvre en cherchant le niveau de dépense de consommation ou du revenu pour lequel la consommation typique d'énergie alimentaire d'une personne est juste suffisante pour

¹⁴ L'approche CBN consiste à définir un panier de biens et services dont un individu devrait pouvoir se procurer pour être considéré comme non pauvre. Un tel panier engloberait non seulement l'alimentation et la nutrition de base, mais aussi l'habillement et le logement. Il s'agirait de calculer le montant de dépenses minimales nécessaires à l'achat de biens de consommation indispensables au niveau calorifique de survie.

¹⁵ La méthode du revenu moyen consiste à utiliser une fraction donnée des dépenses réelles moyennes par tête pour constituer le seuil de pauvreté.

¹⁶ Dans la méthode du seuil de pauvreté standard, il s'agit de choisir, à partir de la Courbe de Lorenz de la répartition des individus suivant les dépenses réelles des ménages par tête, un seuil de pauvreté en-dessous duquel se situe une certaine proportion des personnes les plus pauvres (fractile). En outre, on retient un seuil correspondant à un "noyau irréductible" de la "pauvreté" en-dessous duquel on trouve une proportion moindre des individus les plus pauvres dans une période de référence. Il convient de préciser que cette méthode représente un moyen de régler certains problèmes liés à la différence de conception de la pauvreté d'une culture à l'autre.

¹⁷ Notons que la méthode des « besoins fondamentaux » utilisée pour définir les seuils de pauvreté remonte aux travaux consacrés par Rowntree à une étude de la pauvreté à York (en Angleterre) à la fin du 19^{ième} siècle.

satisfaire un besoin d'énergie alimentaire prédéterminé. Cette méthode a été largement utilisée dans la littérature (voir par exemple (Greer et Thorbecke, 1987), Ahmed, (1991)¹⁸.

Dans ce rapport, la méthode utilisée pour construire les lignes de pauvreté globales est un mélange des approches traditionnelles CBN et FEI. La ligne de pauvreté alimentaire est déterminée selon la méthode FEI en suivant la procédure de Greer et Thorbecke (1987) et la composante non alimentaire de la ligne de pauvreté globale est quant à elle déterminée par une variante de la méthode des coûts des besoins essentiels (CBN) de Ravallion (1992), et Ravallion et Bidani (1994). La ligne de la pauvreté globale est la somme de la composante alimentaire et non alimentaire (voir Fambon et al. 2000, pour plus de détails).

Dans cette méthodologie globale de construction de la ligne de pauvreté, la première étape consiste à estimer le coût d'un panier de biens alimentaires requis pour satisfaire un certain niveau minimal de consommation calorifique estimé pour le Cameroun par la FAO à 2400 kcal par équivalent adulte par jour.

La pauvreté alimentaire peut être définie comme une situation dans laquelle un individu manque de ressources pour acquérir une alimentation nutritionnelle adéquate. Dans la mesure où l'alimentation typique camerounaise comporte la plupart des protéines, de vitamines et des éléments minéraux nécessaires, si assez de calories sont consommées, un ménage sera considéré comme pauvre s'il est incapable de fournir à ses membres l'allocation alimentaire recommandée en calories. Dans le cadre de cette étude, la ligne de pauvreté alimentaire utilisée correspond au minimum de dépenses alimentaires requis pour satisfaire les besoins journaliers en calories, estimés par la FAO à 2400 kcal par jour pour le Cameroun.

La relation empirique entre la dépense de consommation alimentaire et la consommation d'énergie alimentaire est représentée sous forme semi-log pour refléter la loi d'Engel. La fonction de coût de calorie est donnée par l'équation :

$$\text{Ln}(X_j) = a + bC_j + \eta_j \quad (2)$$

¹⁸ Concernant les difficultés conceptuelles entourant la construction des lignes de pauvreté selon la méthode CBN et FEI, voir Ravallion et Bidani, 1994.

dans laquelle, X_j et C_j représentent respectivement les dépenses alimentaires et la consommation calorifique du ménage j , a et b sont des paramètres à estimer et η_j est le terme aléatoire d'erreur.

A partir de l'équation estimée, la ligne de pauvreté alimentaire (ZA) est donnée par l'expression :

$$ZA = e^{\left(\hat{a} + 2400\hat{b}\right)} \quad (3)$$

où \hat{a} et \hat{b} sont les coefficients estimés.

À cause de certaines imperfections de la méthode paramétrique précédente, nous avons utilisé dans cette étude, une approche alternative qui estime la liaison entre la dépense et la consommation des calories d'une façon non paramétrique (voir Fambon et al. 2000 pour plus de détails). Notons qu'une régression non paramétrique n'impose pas de relation fixe entre la consommation des calories et les dépenses le long de toute la dimension de consommation des calories. Au contraire, elle permet une certaine flexibilité en estimant la liaison entre les deux variables à travers une procédure de pondération locale focalisée sur les valeurs des dépenses de ceux des individus qui ont une consommation en calorie dans la « région » de consommation calorifique minimale spécifiée.

Elle pondère cette valeur par des poids qui diminuent rapidement avec la distance à partir de la consommation calorifique minimale. Il s'ensuit que ceux qui ont des consommations calorifiques éloignées des niveaux minimums spécifiés contribuent peu aux dépenses estimées requises pour atteindre ce niveau minimal. Les résultats obtenus en utilisant ces méthodes sont moins affectés par la présence des points aberrants aux extrémités de la distribution et ils sont moins susceptibles de comporter des biais provenant de la spécification incorrecte entre les dépenses et la consommation calorifique.

L'application de cette méthodologie aux données de l'enquête ECAM 96 fournit des lignes de pauvreté alimentaires de 336,64 ; 470,50 ; 346,57 ; 258,81 ; 170,50 ; 203,82 ; et 255,94 dépenses alimentaires par équivalent adulte par jour, respectivement pour Yaoundé, Douala, Autres villes, Rural Forêt, Rural Hauts-Plateaux ; Rural Savane et le Cameroun.

La seconde étape dans la détermination de la ligne de pauvreté globale comprend deux activités :

- 1- la première activité consiste à estimer les dépenses non alimentaires per capita de ceux dont la dépense totale égale la ligne de pauvreté estimée dans la première étape. Dans cette optique, le raisonnement est conduit de la façon suivante : en considérant toutes les dépenses, ceux qui choisissent d'utiliser une part de ce montant pour l'acquisition des biens non alimentaires (au lieu d'utiliser tout l'argent pour l'acquisition des biens alimentaires dans le but de satisfaire leurs besoins de base alimentaires) considèrent en définitive les dépenses pour les biens non alimentaires comme importants que les dépenses sur les biens alimentaires. Lorsque ces dépenses sont ajoutées à la ligne de pauvreté alimentaire, on obtient la ligne de pauvreté inférieure (Z_L).
- 2- La seconde activité consiste à estimer les dépenses totales de ceux dont les dépenses alimentaires s'approchent de la ligne de pauvreté alimentaire. Cela nous donne la ligne de pauvreté supérieure (Z_U). Nous pouvons donc déduire la dépense non alimentaire par soustraction.

L'application de la méthodologie à la base des données de l'enquête ECAM96 nous a permis de construire au niveau national les lignes de pauvreté inférieure (Z_L) et supérieure (Z_U) de valeurs respectives de 373,26 et de 533,87 FCFA par jour par équivalent adulte.

3-4. Les indices de pauvreté

On mesure la pauvreté par des indices, et ces indices permettent de décrire quantitativement trois aspects essentiels de la pauvreté que sont : l'incidence de la pauvreté, exprimée par la proportion de pauvres; la profondeur de la pauvreté et l'intensité de la pauvreté. A ce jour, de nombreuses études ont été publiées sur des méthodes axiomatiques de mesure de la pauvreté (Sen, 1976; Donaldson et Weymark, 1986).

L'étude de Sen (1976) a proposé qu'un indice de pauvreté satisfasse à quatre axiomes à savoir : les axiomes de concentration, de monotonie, de transfert et de décomposabilité.

Selon l'axiome de concentration, lorsque le seuil de pauvreté est déjà fixé, il faut, dans la détermination de la pauvreté globale, se concentrer sur les informations relatives aux pauvres.

L'axiome de monotonie stipule *ceteris paribus*, qu'une réduction du revenu d'une personne se trouvant en dessous du seuil de pauvreté se traduit automatiquement par une hausse de la mesure de pauvreté.

L'axiome de transfert exige quant à lui, qu'un transfert de revenu d'une personne se trouvant en dessous de la ligne de pauvreté à tout autre individu disposant d'un niveau de vie supérieur accroît automatiquement la valeur de la mesure de pauvreté, à moins qu'il y ait réduction par le transfert du nombre de ménages se trouvant en dessous de la ligne de pauvreté.

L'axiome de décomposabilité assure que la mesure de la pauvreté est additivement¹⁹ décomposable en sous groupes de population. Cet axiome facilite la construction des profils de pauvreté et permet de garantir qu'en cas d'augmentation de la pauvreté dans un sous-groupe, la pauvreté globale s'accroît si toute chose reste sans changement par ailleurs.

L'indice de pauvreté choisie est une mesure statistique susceptible de rendre compte de toute une gamme de jugements de valeur sur la portée et la gravité de la pauvreté ; en outre, il doit être facile à manier et à interpréter. Une mesure qui s'est révélée utile et pratique à cet égard, et qui est adoptée pour la présente étude, est celle proposée par Foster, Greer et Thorbecke (1984), généralement connue sous l'appellation de la classe des indices FGT (ou P_α) définie par la formule²⁰

$$P_\alpha = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{Z - y_i}{Z} \right)^\alpha \quad (4)$$

où : n = nombre d'individus (ou de ménages) dans la population

q = nombre de personnes pauvres

Z = ligne de pauvreté

y_i = revenu (dépenses) de l'individu i

α = paramètre de pondération de la pauvreté ($\alpha \geq 0$).

¹⁹ L'additivité est une propriété désirable dans la mesure où elle nous permet de conclure que la pauvreté globale augmente quand la pauvreté augmente au sein d'une couche de la population, toute chose étant égale par ailleurs.

²⁰ Il importe de noter que dans le cas où l'unité d'analyse est le ménage, chaque observation d'un ménage doit être pondérée par la taille du ménage. Ainsi, l'indice devient : $P_\alpha = \left(1 / \left(\sum_{i=1}^n w_i \right) \right) * \sum_{i=1}^q w_i \left(\frac{Z - y_i}{Z} \right)^\alpha$, où, w_i représente la taille du ménage.

Dans la formule (4), les individus sont classés par ordre croissant de revenu (Y_i), c'est-à-dire:

$$y_1 \leq y_2 \leq y_3 \leq \dots \leq y_q \leq y_{q+1} \leq \dots \leq y_n$$

Lorsque $\alpha = 0$, il n'y a aucune préoccupation au sujet de l'étendue de la pauvreté. L'indice FGT devient $P_0 = \frac{q}{n}$ (ratio de pauvreté, indice numérique de pauvreté, ou Headcount Ratio = le nombre de personnes pauvres exprimé en pourcentage de la population totale). Il mesure l'incidence de la pauvreté. Cet indice indique la proportion de la population se trouvant en dessous du seuil de pauvreté. Bien que ce ratio soit couramment utilisé, il possède le défaut de ne pas saisir la gravité ou l'ampleur de la pauvreté et ne respecte pas les deux axiomes de Sen (monotonie et transfert).

Lorsque $\alpha = 1$, on obtient l'indice suivant :

$$P_1 = \frac{q}{n} \left(\frac{Z - \bar{y}_p}{Z} \right) \quad (5)$$

où \bar{y}_p est le revenu moyen ou la dépense moyenne des pauvres. Cet indice mesure l'écart de pauvreté. En effet, lorsque $\alpha = 1$, la préoccupation au sujet de la pauvreté est uniforme c'est-à-dire qu'une unité monétaire additionnelle gagnée par les très pauvres aurait le même effet sur la pauvreté qu'une unité monétaire gagnée par les modérément pauvres. Contrairement à l'incidence de la pauvreté (P_0), l'indice d'écart de pauvreté permet d'estimer le déficit proportionnel, c'est-à-dire la distance moyenne entre la dépense par équivalent-adultes et le seuil de pauvreté. Il s'agit donc d'un indice d'écart de pauvreté qui mesure la profondeur de la pauvreté. Il tient compte non seulement du nombre des pauvres, mais aussi de l'étendue de la pauvreté. C'est le produit du ratio de pauvreté par l'étendue moyenne de la pauvreté au sein des pauvres. Cet indice n'est sensible qu'à la situation du pauvre moyen et ne prend pas en considération davantage les plus pauvres parmi les pauvres²¹

Dans le cadre de l'élaboration des politiques d'intervention dans le domaine de la réduction de la pauvreté, il est essentiel de connaître non seulement le nombre des pauvres, mais aussi

²¹ Pour que l'inégalité parmi les pauvres soit prise en considération, il faut que le coefficient α soit supérieur à 1.

leur degré de pauvreté. L'indice d'écart de pauvreté (P_1) est utilisé à cet égard et permet ainsi de mesurer simultanément l'incidence et le degré de pauvreté. Par conséquent, l'indice P_1 constitue un instrument précieux permettant la comparaison de la pauvreté relative de divers groupes ou régions géographiques et permet ainsi de diriger les interventions vers les plus nécessiteux. L'expression nZP_1 fournit une estimation du transfert des ressources des non pauvres aux pauvres nécessaire pour éliminer la pauvreté s'il n'y a pas d'effets d'incitation négatifs associées au transfert de l'argent et si le ciblage est parfait. Dans ces conditions, nZP_1 représente un plancher des engagements financiers nécessaires pour éliminer la pauvreté pour une ligne de pauvreté donnée.

En dépit du fait que P_1 tient compte du nombre de pauvres et de la profondeur de la pauvreté, il n'est pas sensible à la répartition des revenus parmi les pauvres. S'il y a un transfert d'un individu pauvre à un autre moins pauvre, mais toujours au dessous du seuil de pauvreté, la valeur P_1 n'est pas affectée. En d'autres termes, P_1 ne satisfait pas l'axiome de transfert de Sen.

Si $\alpha = 2$, l'indice devient :

$$P_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(1 - \frac{y_i}{Z} \right)^2 \quad (6)$$

L'équation (6) montre par conséquent la sévérité de la pauvreté.

En effet, cet indice indique que P_2 est sensible, non seulement à l'incidence et à la profondeur de la pauvreté, mais aussi à la distribution des ressources parmi les pauvres. On le voit facilement en écrivant l'indice P_2 de la manière suivante :

$$P_2 = \frac{q}{n} \left\{ \left(\frac{Z - \bar{y}_p}{Z} \right)^2 + \left(\frac{\sigma_p}{Z} \right)^2 \right\}, \text{ où } \sigma_p \text{ est l'écart type de } y_p \text{ parmi les pauvres}$$

Une inégalité plus forte parmi les pauvres implique une valeur de P_2 plus élevée. Ainsi, tous les axiomes de Sen sont satisfaits pour l'indice P_2 de la famille des indices FGT. Il en est de même pour tous les indices correspondant aux valeurs de α supérieures à un. Ces indices se calculent aisément mais ne fournissent pas d'informations supplémentaires facilement

interprétables, sauf que lorsque $\alpha > 1$, la sensibilité à l'inégalité dans la distribution des revenus des pauvres augmente avec la valeur du paramètre. C'est pour cela que dans la pratique, il est toujours intéressant de calculer P_0 et P_1 qui donnent une importante information, en dépit du fait qu'ils ne satisfont pas l'axiome de Sen.

Un des attraits de la classe des mesures FGT est qu'elle a l'avantage d'être décomposable en sous-groupes. En effet, si l'on divise une population en $j = 1, 2, \dots, m$ sous-groupes mutuellement exclusifs et exhaustifs, et si $P_{\alpha j}$ est la mesure calculée pour le groupe j et f_j la proportion de la population nationale située dans le groupe j ($f_1 + f_2 + f_3 + \dots + f_m = 1$), la mesure P_α nationale est tout simplement une somme des mesures $P_{\alpha j}$ sectorielles:

$$P_\alpha = \sum_{j=1}^m f_j P_{\alpha j} \quad (7)$$

A partir de l'équation précédente, on en déduit la contribution c_j de chaque secteur ou sous-groupe à la pauvreté nationale:

$$c_j = \frac{f_j P_{\alpha j}}{P_\alpha} \quad (8)$$

Ces contributions nous donnent une bonne idée des poches de localisation de la pauvreté dans le pays (régions, groupes professionnels, divers groupes sectoriels, etc.), et peuvent servir de base de dialogue sur les décisions à prendre en vue de réduire la pauvreté.

Parallèlement à la présentation de P_α ($\alpha = 0, 1$, et 2) dans les différents tableaux des sections suivantes, nous montrerons comment cette mesure se décompose pour le Cameroun.

Les résultats issus des études de la pauvreté sont habituellement sensibles au choix de la ligne de pauvreté et à la mesure de pauvreté retenue. Étant donné que ces choix sont typiquement à la discrétion de l'analyste, cela peut donner beaucoup d'importance à la non robustesse des résultats obtenus. Vraisemblablement, différents résultats pourraient être obtenus par le choix d'une ligne pauvreté/indice de pauvreté différent. Peu de conclusions peuvent être tirées si la pauvreté a changé substantiellement lorsque différents indices de pauvreté sont appliqués ou lorsque la position de la ligne de pauvreté est changée. Les analystes surmontent habituellement ce problème en utilisant un certain nombre de lignes de pauvreté/mesures

pauvreté. Mais cette façon de procéder ne résout que partiellement le problème étant donné qu'il pourrait encore être possible d'obtenir des résultats différents par le choix d'une autre ligne de pauvreté ou mesure de pauvreté. Dans ces conditions, l'idéal est d'avoir une approche qui est robuste au choix de la ligne de pauvreté et pour plusieurs classes d'indices de pauvreté. L'analyse de dominance en pauvreté, qui est une application de la dominance stochastique, fournit une telle méthode.

3-5. Test de dominance stochastique

Etant donné que les comparaisons de pauvreté à travers le temps peuvent être sensibles aux choix d'indices et de seuils de pauvreté, tester la dominance en pauvreté permet donc de s'assurer que les comparaisons de pauvreté sont nécessairement valides pour plusieurs classes d'indices de pauvreté, tout en l'étant pour une série de seuils.

De façon générale, la dominance stochastique, en relation avec la pauvreté, consiste à ordonner les distributions de revenu/dépense, c'est-à-dire qu'elle examine si une distribution a clairement plus ou moins de pauvreté qu'une autre pour une série de lignes de pauvreté. Ici, nous présentons ce concept de dominance stochastique en nous inspirant largement des travaux de Davidson et Duclos (1998).

En effet, considérons deux distributions de revenus/dépenses de consommation, F_A et F_B définies pour des nombres réels non négatifs. Supposons que $D_A^x(x) = F_A(x)$ et

$$D_A^s = \int_0^x D_A^{(s-1)}(y) dy \quad (9)$$

pour tout entier $s \geq 2$ et, définissons D_B^s de manière similaire²².

Pour tout ordre s , $D^s(x)$ peut s'exprimer comme suit (Davidson et Duclos (1998)) :

$$D^s(x) = \frac{1}{(s-1)!} \int_0^x (x-y)^{(s-1)} dF(y) \quad (10)$$

²² Ravallion (1994) et autres, cités par Davidson et Duclos (1998), ont dénommé le graphe de $D_A^1(x)$ courbe d'incidence de la pauvreté, celui de $D_B^2(x)$ courbe d'écart de pauvreté (voir Atkinson (1987)), et celui de $D_A^3(x)$ courbe de sévérité de la pauvreté.

La distribution A est dite dominée de manière stochastique à l'ordre s par la distribution B, si $D_A^s(x) \geq D_B^s(x)$ pour tout $x \in \mathbb{R}$. Pour la dominance stricte, l'inégalité doit être stricte sur l'intervalle de la mesure positive des x ²³.

Supposons qu'un seuil de pauvreté soit défini à un niveau de revenu $z > 0$. Dans ces conditions, nous dirons que B domine stochastiquement A à l'ordre s pour le seuil de pauvreté défini, si :

$$D_A^s(x) \geq D_B^s(x) \text{ pour tout } x \leq z.$$

La dominance stochastique de premier ordre de A par B pour le seuil de pauvreté z implique que $D_A^1(x) \geq D_B^1(x)$, c'est-à-dire $F_A(x) \geq F_B(x)$ pour tout $x \leq z$ (i.e, F_B se situe partout à droite de F_A). En termes d'économie du bien-être, cette relation signifie que jusqu'à la ligne de pauvreté x , B est une meilleure distribution que A. Si cela peut se vérifier pour une large plage de lignes de pauvreté, alors, nous pouvons conclure de manière générale que B est préférable à A. Etant donné que $D_A^1(x)$ est aussi l'incidence de la pauvreté (P_0), et x est la ligne de pauvreté, il s'ensuit que la dominance de 1^{er} ordre implique que la pauvreté mesurée par ($P_0 = \text{FGT}(0)$) est plus faible pour la distribution B que pour celle de A, pour tout seuil de pauvreté n'excédant pas z (i.e $x \leq z$).

Si deux distributions s'intersectent, pour une série de lignes de pauvreté que nous considérons comme pertinente, alors, la dominance de 1^{er} ordre n'est pas vérifiée, et dans ces conditions, nous savons que différentes lignes de pauvreté et mesures de pauvreté classent différemment les distributions. Face à une situation où les résultats de la dominance du premier ordre ne sont pas décisifs, un test d'ordre supérieur doit être effectué.

Ainsi, la dominance du second ordre de A par B pour un seuil de pauvreté z implique

$$\text{que : } D_A^s(x) \geq D_B^s(x)^{24}; \text{ ce qui signifie que } \int_0^x (x-y)dF_A(y) \geq \int_0^x (x-y)dF_B(y)^{25}$$

²³ Pour vérifier si la pauvreté en A est plus élevée que la pauvreté en B pour tous les indices membre d'une des classes de mesures de pauvreté, il existe deux approches : l'approche P_α et l'approche des quantiles.

²⁴ $D_A^2(x)$ est l'aire en-dessous de F_A comprise entre 0 et x . D'où, $D_A^2(x) = \int_0^x D_A^1(y)dy$

pour tout $x \leq z$. La dominance stochastique à l'ordre 2 pour z implique que l'écart de pauvreté moyen en A, $D_A^2(x)$, est plus élevé que celui en B, $D_B^2(x)$, pour tous les seuils de pauvreté x inférieurs ou égaux à z ($x \leq z$). Cela signifie en termes d'économie du bien-être que, la distribution de B est la meilleure distribution que celle de A, pour toute fonction du bien-être croissante et qui favorise l'égalité²⁶. Si les « courbes de déficit » « D^2 » se coupent²⁷, alors, on peut vérifier la dominance d'ordre supérieure.

La dominance du troisième ordre de A par B pour un seuil de pauvreté z implique que $D_A^3(x) \geq D_B^3(x)$ pour tout $x \leq z$. Comme précédemment, la dominance stochastique à l'ordre 3 pour z signifie que la sévérité de la pauvreté en A, $D_A^3(x)$, est plus élevée que celle en B, $D_B^3(x)$, pour tous les seuils de pauvreté x inférieurs ou égaux à z ($x \leq z$).

L'approche se généralise facilement pour un ordre désiré s .

Bien que la dominance du 1^{er} ordre soit une condition suffisante pour la dominance d'ordre supérieure, elle ne constitue nullement une condition nécessaire (Foster et Shorrocks (1988)). Par conséquent, si nous trouvons qu'une distribution domine une autre, alors, nous savons que la pauvreté mesurée par n'importe lequel des indices FGT a changé sur une plage pertinente de lignes de pauvreté.

Davidson et Duclos (1998) montrent également que si nous avons un échantillon aléatoire de N observations indépendantes sur la variable du bien-être y_i d'une population, l'estimation naturelle de $D^s(x)$ s'exprime comme suit :

$$\hat{D}^s(x) = \frac{1}{N(s-1)!} \int_0^x (x-y)^{s-1} d\hat{F}(y)$$

²⁵ Par ailleurs, pour un individu/ménage qui a un revenu y , l'écart de pauvreté est défini comme suit :

$$g(y, z) = (x - y)_+ = \max(x - y, 0) \\ = (z - y^*)$$

La notation x_+ ((x_+)) signifie $\max(x, 0)$. De plus, le revenu censuré y^* est défini pour un seuil de pauvreté donné z comme $\min(y, z)$

²⁶ Atkinson (1987) parle de dominance de second ordre « restreinte » car, l'on doit préciser la plage de variation de la ligne de pauvreté Z .

²⁷ voir Ravallion (1994)

$$= \frac{1}{N(s-1)!} \sum_{i=1}^N (x - y_i)^{s-1} I(y_i \leq x) \quad (11)$$

\hat{F} est la fonction de distribution cumulative empirique de l'échantillon, et $I(\cdot)$ est une fonction d'indicateur, qui est égale à 1 lorsque son argument est vrai, et égal à zéro lorsqu'il est faux.

Nous appliquerons cet estimateur aux deux échantillons indépendants de notre indicateur de bien-être. Par conséquent :

$$\text{var} \left(\hat{D}_A^s(x) - \hat{D}_B^s(x) \right) = \text{var} \left(\hat{D}_A^s(x) \right) + \text{var} \left(\hat{D}_B^s(x) \right) \quad (12)$$

qui est facile à estimer étant donné que $\hat{D}^s(x)$ est une somme de variables aléatoires iid. Les statistiques simples (t) sont maintenant construites pour tester la différence entre deux mesures FGT pour deux distributions indépendantes A et B, c'est-à-dire pour tester l'hypothèse nulle :

$$H_0 : \hat{D}_A^s(x) - \hat{D}_B^s(x) = 0 \quad (13)$$

3-6. La Décomposition sectorielle d'une variation de la pauvreté

La classe P_α ayant l'avantage d'être décomposable en sous-groupes, elle peut aussi permettre d'analyser la source d'une réduction (ou d'une augmentation) observée de la pauvreté totale entre deux périodes t et t+n. Ravallion et Huppi (1991) exploitent cette propriété de décomposabilité additive des mesures de la pauvreté des classes P_α pour clarifier l'importance relative des modifications dans les secteurs par rapport aux modifications intersectorielles dues par exemple aux variations de la population ou de la main-d'œuvre intersectorielles²⁸. Plus concrètement, ces deux auteurs montrent que la variation de la pauvreté totale entre deux périodes t et t+n se décompose en trois effets distincts : a) les effets intra-sectoriels représentant simplement la contribution des variations de la pauvreté au sein des secteurs, contrôlant les proportions de la population à leur période de base; b) les effets de déplacement de populations (ou effets de migration) indiquant dans quelle mesure la pauvreté initiale (période de base) a été réduite par les

²⁸ Bien que la littérature fournisse d'autres méthodes de décompositions sectorielles, la plus utilisée demeure celle présentée par Ravallion et Huppi (1991) qui exploite la propriété additive de la classe des mesures de pauvreté P_α .

diverses modifications des parts de la population dans chaque secteur entre les deux dates (t et t+n); et, c) les effets d'interaction qui proviennent éventuellement de la corrélation entre les gains sectoriels et le déplacement de populations. Leurs signes indiquent si la population a tendance à se déplacer vers les secteurs dans lesquels la pauvreté est en baisse.

L'inconvénient de cette méthode est qu'elle ne décompose pas de façon exacte la variation de la pauvreté en effets intra-sectoriels et en effets de migration. Il y subsiste un terme d'interaction. Pour cette raison, nous utilisons dans cette étude la méthode de Shorrocks (1999) basée sur la valeur de Shapley, qui fournit une décomposition sectorielle exacte de la variation de la pauvreté au cours du temps.

Décomposition sectorielle de la variation de la pauvreté basée sur la valeur de Shapley.

La population dont la pauvreté est étudiée peut être subdivisée en plusieurs sous-groupes ou secteurs socio-économiques. Pour évaluer la contribution de chaque sous-groupe à la variation de la pauvreté entre deux périodes, désignons par K l'ensemble des sous-groupes et P_t la pauvreté de la population totale à la période t. Soient f_{kt} et P_{kt} la part de la population et la mesure de pauvreté de la classe P_{α} du groupe $k \in K$ à la période t (t=1,2). La propriété de décomposabilité des indices P_{α} permet d'écrire : $P_t = \sum_k f_{kt} P_{kt}$. (14)

La variation de la pauvreté entre les deux périodes est $\Delta P = \sum_k (f_{k2} P_{k2} - f_{k1} P_{\alpha k1})$ (15) et dépend des contributions des parts (Δf_k) et celles des mesures de pauvreté (ΔP_k) à l'intérieure des groupes.

En se fondant sur la valeur de Shapley, Shorrocks (1999) montre que la décomposition de la variation de la pauvreté ΔP en contribution des variations de parts et de pauvreté est donnée par la relation :

$$\Delta P = \sum_{k \in K} \frac{f_{k1} + f_{k2}}{2} \Delta P_K + \sum_{k \in K} \frac{P_{k1} + P_{k2}}{2} \Delta \alpha_k \quad (16)$$

Le premier terme du second membre de l'équation (16) représente la contribution des variations de pauvreté de groupe et le second terme est la contribution des variations de parts

de population. Compte tenue de la propriété d'additivité des indices de pauvreté de la classe P_α , la contribution d'un secteur k donné est :

$$C_k = \frac{(f_{k1} + f_{k2})\Delta P_k}{2} + \frac{(P_{k1} + P_{k2})\Delta\alpha_k}{2} \quad (17)$$

Dans les différents tableaux relatifs au profil dynamique de la pauvreté au Cameroun, en plus de la présentation de P_α ($\alpha = 0, 1, \text{ et } 2$), nous indiquerons parallèlement les contributions intra et inter-sectorielles de chaque groupe.

4. Présentation et discussion des résultats

4-1. Évolution de la pauvreté selon les zones

Le Cameroun est un pays disposant aujourd'hui d'une population d'environ 15.3 millions d'habitants et possédant une grande variété géographique. Une grande partie de cette population vit encore dans la zone rurale, en dépit de l'augmentation du taux d'urbanisation constaté dans le pays depuis les années 1970. La dichotomie rural/urbain est un des traits caractéristiques du Cameroun actuel, résultant fondamentalement de la politique du passé dont l'un des objectifs était d'inciter les populations rurales à rester dans leur zone, restreignant ainsi leur déplacement vers les zones urbaines.

Les tableaux 1 à 9 de l'annexe A présentent les valeurs de la catégorie d'indices P_α décrite précédemment, pour l'ensemble du Cameroun et pour la zone de résidence du chef de ménage, respectivement selon les lignes de pauvreté alimentaire, inférieure et supérieure.

En considérant l'évolution de la pauvreté alimentaire au Cameroun selon les zones de résidence des chefs de ménages entre 1984 et 1996, les chiffres des tableaux 1 à 3 montrent qu'a priori la pauvreté alimentaire (on compare ici le seuil alimentaire aux dépenses alimentaires) a augmenté de manière significative entre 1984 et 1996, puisque, pour l'ensemble du pays, tous les indices P_0 , P_1 , et P_2 ont une valeur beaucoup plus élevée en 1996 qu'en 1984. En effet, par exemple, le ratio de pauvreté est passé d'environ 35 % en 1984 à environ 70 % en 1996, soit une augmentation absolue d'environ 35 points de pourcentage (voir dans le tableau 1).

En 1996, environ 81.3 % des chefs de ménage étaient pauvres dans la zone rurale et contribuaient pour environ 76.3 % à la pauvreté nationale au Cameroun. On note une augmentation absolue d'environ 23.4 % dans l'incidence de la pauvreté P_0 en zone rurale. Cependant, en considérant l'ensemble de ceux qui se trouvent en dessous de la ligne de pauvreté alimentaire au Cameroun, la zone rurale contribuait pour environ 85.1 % à la pauvreté nationale en 1984 contre environ 76.3 % en 1996. En 1996, la profondeur de la pauvreté alimentaire en zone rurale était d'environ 2.3 fois supérieure à celle de la zone urbaine.

Ces résultats montrent globalement que la pauvreté au Cameroun est massivement rurale.

Consacrons-nous maintenant à l'analyse de l'évolution du profil de pauvreté fourni par les lignes de pauvreté inférieure et supérieure (voir tableaux 4 à 9 annexe A).

En considérant la répartition de la pauvreté entre les zones urbaine, semi-urbaine et rurale, on observe que, quelle que soit l'indice considéré, le milieu rural vient en tête, tant en 1984 qu'en 1996. **La pauvreté au Cameroun est donc avant tout un phénomène rural** comme vu précédemment pour la pauvreté alimentaire. Non seulement la pauvreté y est plus élevée (surtout en 1996) en termes d'incidence, mais c'est dans cette zone qu'elle est aussi la plus profonde et la plus intense. Environ 26 % des habitants de la zone rurale se situent en dessous du seuil de pauvreté inférieure en 1984, contre environ 21 % pour l'ensemble des camerounais, environ 16 % pour les résidents semi-urbains, et environ moins de 1 % pour les résidents urbains. En 1996, on observe plutôt qu'environ 57 % des habitants de la zone rurale se situent en dessous du seuil de pauvreté inférieure, contre environ 44 % pour l'ensemble des camerounais, environ 37 % pour les résidents semi-urbains, et environ 17 % pour les résidents urbains. Les indices de pauvreté pour les différentes zones obtenues avec la ligne de pauvreté supérieure permettent de faire des commentaires semblables avec la ligne de pauvreté inférieure.

Les tendances précédentes sont similaires à celles obtenues avec la ligne de pauvreté alimentaire.

Les tableaux 1 à 9 de l'annexe A présentent également la contribution de chaque zone de résidence du chef de ménage à la pauvreté nationale pour chacun des indices P_α . En 1984,

environ 86 % de l'incidence nationale de la pauvreté (selon la ligne de pauvreté inférieure) est due à son incidence rurale et la contribution de celle-ci à la pauvreté nationale augmente au fur et à mesure que α passe de 0 à 1, puis à 2. De manière similaire, en 1996, environ 84 % de l'incidence nationale de la pauvreté est due à son incidence rurale et la contribution de cette dernière à la pauvreté nationale croît également avec les valeurs de α . Autrement dit, non seulement l'incidence de la pauvreté est plus élevée en zone rurale, mais sa gravité y est aussi plus marquée. Dans ces conditions, toute politique visant à réduire la pauvreté au Cameroun doit prioritairement être orientée vers la population rurale.

Les tendances observées plus haut prévalent lorsque l'on considère la pauvreté calculée avec la ligne de pauvreté supérieure (voir tableaux 7 à 9, Annexe A). En effet, les chiffres de ces tableaux indiquent qu'environ 39 % de l'ensemble des camerounais sont affectés par la pauvreté en 1983/84 contre 68 % en 1996. La zone rurale a une incidence de la pauvreté de 48 %, tandis que dans les zones semi-urbaine et urbaine, cette incidence est respectivement de 30 % et de 2 % en 1984. En 1996, l'incidence de la pauvreté est d'environ 83 % dans la zone rurale contre environ 60 % et 37 % respectivement pour les zones semi-urbaine et urbaine. La contribution de la zone rurale à la pauvreté nationale en 1983/84 est de 86 % pour P_0 , 86 % pour P_1 et 85 % pour P_2 . En 1996, la zone rurale contribue pour environ 80 % à la pauvreté nationale, tandis les zones semi-urbaine et urbaine y contribuent respectivement pour environ 5 % et 16 %.

Ainsi, même pour la pauvreté calculée selon la ligne de pauvreté supérieure, il importe dans l'élaboration des politiques de réduction de la pauvreté, de prendre en compte tant la gravité que de l'incidence de la pauvreté en zone rurale.

L'analyse des résultats obtenus avec la ligne de pauvreté alimentaire (voir tableaux 1 à 3 annexe A) conduit à des conclusions similaires à celles obtenues avec les lignes de pauvreté inférieure et supérieure.

Les tableaux 1 à 9 de l'annexe A présentent également les résultats de la décomposition sectorielle de la pauvreté en composante intra-sectorielle de chaque groupe (composante due à la variation de la pauvreté au sein du groupe) et en composante inter-sectorielle de chaque groupe (composante due à la variation de la proportion des groupes). Les résultats de cette

décomposition effectuée par exemple avec la ligne de pauvreté inférieure (voir tableaux 4, 5 et 6 annexe A) peuvent être résumés de la manière suivante : l'augmentation de la pauvreté en zone urbaine entre 1984 et 1996 telle qu'exprimé par FGT(0) (P_0) était due simultanément aux effets intra-sectoriels (3.4 pour cent) et aux effets intersectoriels (1.6 %). Par contre, pour les zones semi urbaine et rurale, les effets inter-sectoriels ont contribué à réduire la pauvreté dans ces zones, alors que les effets intra-sectoriels ont plutôt participé à son augmentation.

Des analyses similaires peuvent être faites pour la mesure de la profondeur de la pauvreté FGT (1) et pour la mesure de l'intensité de la pauvreté FGT(2).

4-2. Pauvreté selon les zones et dominance stochastique

Le différentiel d'évolution de la pauvreté, croissant avec le coefficient d'aversion pour la pauvreté tel qu'observé précédemment, peut également être mis en évidence en utilisant la dominance stochastique.

Des tests standards de la dominance en bien-être ont été ainsi utilisés pour comparer les distributions de nos mesures des dépenses de consommation des ménages par équivalent adulte au cours du temps. L'idée est de porter des jugements ordinaux sur la manière dont la pauvreté change pour une vaste classe de mesures de pauvreté sur un intervalle de seuils de pauvreté.

L'analyse de la dominance nécessite que l'on trace les courbes de distributions pour les différentes régions ou groupes socio-économiques ou années que l'on désire comparer. Normalement, on devrait tracer entièrement les distributions. Mais pratiquement, on peut limiter la représentation de ces distributions à la position la plus élevée possible de la ligne de pauvreté.

Nous voulons tester la robustesse du principal résultat suivant: l'augmentation générale de la pauvreté entre 1984 et 1996. Pour le faire, nous construisons d'abord les courbes FGT sur une base annuelle (voir figure a et figure b à l'annexe B) et ensuite, pour la période entière de l'étude. Plus concrètement, nous commençons par la comparaison de la courbe d'incidence de la pauvreté FGT(0) des zones urbaines, semi-urbaine et rurale pour les années 1984 et 1996

respectivement dans les figure 1 à 3. Pour chaque période, les courbes FGT(0) de la zone rurale sont entièrement à gauche et au-dessus des courbes des zones semi-urbaines et urbaine montrant ainsi que l'incidence de la pauvreté dans la zone rurale est plus élevée que dans les zones semi-urbaine et urbaine pour une grande variété de lignes de pauvreté et pour toute mesure admissible de mesure de la pauvreté.

Pour tester la robustesse de nos résultats des variations temporelles de la pauvreté, les courbes d'incidence de la pauvreté des différentes années sont comparées pour chaque zone séparément. La figure 10 en annexe B montre par exemple que dans le secteur rural, la pauvreté entre 1984 et 1996 s'est accrue de manière non ambiguë car la distribution de 1996 est entièrement à gauche et au-dessus de celle de 1984.

De façon similaire, la figure 4 en annexe B montre l'ampleur avec laquelle la pauvreté urbaine s'est accrue entre 1984 et 1996 pour une multitude de lignes de pauvreté.

De façon générale, l'incidence de la pauvreté dans les trois zones s'est accrue de façon non ambiguë, et par conséquent, nous n'avons pas vraiment besoin d'appliquer les tests de dominance du second et du troisième ordre.

4-3. Évolution de la pauvreté selon les strates de résidence du chef de ménage

4-3-1. La pauvreté selon les strates en 1984

Avant de caractériser l'évolution de la pauvreté entre 1984 et 1996, il est important d'examiner le niveau de pauvreté et sa décomposition géographique en 1984 dans le but d'avoir une vue de la pauvreté à un moment où le pays se trouvait dans une phase de haute conjoncture (période de boom pétrolier).

Des estimations des indices de pauvreté P_α (avec $\alpha = 0, 1, 2$) sont présentées dans les tableaux 10 à 18 de l'annexe A correspondant respectivement aux estimations de P_α suivant la ligne de pauvreté alimentaire, la ligne de pauvreté inférieure et la ligne de pauvreté supérieure.

En considérant le seuil de pauvreté alimentaire, on obtient 35 % de pauvres au Cameroun en 1984 (voir tableau 10 annexe A). Par contre, en prenant les seuils de pauvreté inférieur et supérieur, on obtient respectivement 21.3 % et 39.2 % des pauvres au Cameroun en 1984 (voir tableau 13 et 16, annexe A).

En concentrant notre analyse sur la distribution de la pauvreté selon les strates de résidence du chef de ménage, on observe une dichotomie entre les strates urbaines et les strates rurales. En effet, dans les strates urbaines (Yaoundé et Douala), l'incidence de la pauvreté est négligeable (moins de 1 %), qu'on retienne soit la ligne de pauvreté inférieure ou supérieure. Par contre, l'incidence de la pauvreté est remarquablement élevée dans les strates rurales (Forêt, Hauts-Plateaux, Savane), où certaines strates (Hauts-Plateaux, Savane) ont des taux de pauvreté avoisinant 50 %, lorsqu'on considère la ligne de pauvreté supérieure.

L'absence de ménages pauvres à Yaoundé et à Douala ne doit cependant pas faire illusion, dans la mesure où l'indicateur que nous avons retenu ne permet pas de mettre en lumière la pauvreté relative. Les résultats obtenus signifient seulement que les 35 %, les 21.3 % et les 39.2 % (obtenus respectivement avec les lignes de pauvreté alimentaire, inférieure, et supérieure) des ménages camerounais disposant des plus faibles ressources ne résidaient pas dans les deux grandes villes du pays. Mais il ne fait aucun doute que, même en 1984, en pleine euphorie pétrolière, un certain nombre de ménages à Douala et à Yaoundé n'étaient pas à même de satisfaire leurs besoins essentiels, et donc se situaient en deçà d'une ligne de pauvreté absolue. De plus, si Yaoundé et Douala sont les strates où l'incidence de la pauvreté est plus faible, ce sont aussi celles qui connaissent le niveau d'inégalité le plus important, quel que soit l'indicateur retenu, comme on le verra plus loin.

En définitive, la pauvreté au Cameroun en 1984 est un phénomène rural.

Évolution de la pauvreté selon les strates entre 1984 et 1996

Il convient de noter au préalable que les tendances de la pauvreté enregistrées entre 1984 et 1996 cachent deux sous-périodes qui sont difficiles pour nous de dater avec précision, par manque des données. Le point de retournement de la croissance se situe autour de 1986, et les années 1984-1986 constituent la fin de la période euphorique engendrée par la rente pétrolière et des prix numérateurs des produits agricoles d'exportation.

L'évolution de la pauvreté au Cameroun entre 1984 et 1996 selon les strates de résidence des chefs de ménages est présentée dans les tableaux 10 à 18 de l'annexe A.

Il ressort globalement de ces tableaux que la pauvreté a augmenté de façon significative au Cameroun sur la période de l'étude. En effet, entre 1984 et 1996, la proportion de la population pauvre est passée de 21.3 % à 43.94 % suivant la ligne de pauvreté inférieure, et de 39.2 % à 67.98 % suivant la ligne de pauvreté supérieure.

La principale observation est que les taux de pauvreté de 1984 sont très faibles comparativement à ceux de 1996. En effet, les années 1984 sont celles au cours desquelles l'économie camerounaise connaît un sursaut économique qui prend fin en 1986. Par conséquent, la situation économique à partir de 1987 est celle d'une crise aiguë qui pousse d'abord le Gouvernement à mettre en place un Programme d'Ajustement Autonome, puis à partir de 1988, une succession de Programmes d'Ajustement Structurel avec le soutien des bailleurs de fonds internationaux.

En fait, la juxtaposition de nos résultats ne prouve pas la causalité entre l'effet d'ajustement et le niveau faible ou élevé de la pauvreté, mais elle indique deux choses. D'abord, l'incidence de la pauvreté dans un pays peut changer de manière dramatique d'une année à l'autre. Ceci signifie que la mobilité vers, et peut-être également hors de la pauvreté, pourrait être importante et que le phénomène de la pauvreté doit être suivi sur une base régulière – au moins annuellement. Malheureusement pour le Cameroun, il n'existe pas des données régulières permettant de faire un tel suivi, ni de données de panel pour suivre la mobilité individuelle.

L'augmentation de l'incidence de la pauvreté observée pour le Cameroun dans son ensemble ne s'est pas produite de la même manière dans chaque strate de résidence du chef de ménage. La tendance de la pauvreté illustrée par les tableaux 10 à 18 de l'annexe A et la décomposition régionale de l'indice de pauvreté fournit un premier indicateur du lien qui existe entre l'importance des changements observés et l'évolution macroéconomique.

La principale observation est qu'à Yaoundé et Douala, la pauvreté s'est accrue plus rapidement que ne l'a fait la moyenne nationale. La décomposition de P_0 du tableau 13 par exemple montre que la part de la pauvreté à Douala dans la pauvreté totale nationale est passée de 0 % en 1984 à environ 4 % en 1996 ; et à Yaoundé, elle est passée de 0.18 % à 3.11 %. Cette situation serait associée à la compression massive dans les entreprises privées, les entreprises publiques et para-publiques, à la politique de baisse drastique de salaire en 1993, et au glissement des termes de l'échange en faveur des strates rurales.

Pour les strates rurales cependant, un grand changement s'est produit dans la strate Forêt où, l'incidence de la pauvreté a presque triplé, faisant de cette strate la deuxième la plus pauvre des strates rurales en 1996 (en 1984, elle était parmi les strates rurales celle à avoir l'incidence de la pauvreté la plus faible). De même, pour la strate Hauts-Plateaux, l'incidence de la pauvreté a plus que doublé faisant de cette strate la plus pauvre des strates en 1996 (elle était également la strate la plus pauvre en 1984). La raison de cette hausse brutale vient de la composition socio-économique de ces deux strates. En effet, la strate Hauts-Plateaux est la principale zone de café et la strate Forêt la principale zone de cacao, et dans ces strates, 4/5 des ménages environ sont agricoles et les revenus des agriculteurs ont énormément régressé pendant cette période.

Les données des tableaux 10 à 12 et 16 à 18 permettent de faire des commentaires similaires à ceux des tableaux 13 à 15 de l'annexe A.

Si l'on considère les résultats de la décomposition sectorielle de la pauvreté selon les strates de résidence du chef de ménage (voir également les tableaux 10 à 18 Annexe A), on peut faire les commentaires suivants avec la décomposition obtenue avec la ligne de pauvreté inférieure : pour l'augmentation de la pauvreté entre 1984 et 1996 dans les strates Autres Villes et Savane tel qu'exprimé par FGT (0), l'on note que l'effet intra-sectoriel contribue à accroître cette pauvreté alors que l'effet intersectoriel participe plutôt à sa réduction. Par contre, dans toutes les autres strates (Yaoundé, Douala, Forêt et Hauts-plateaux), les effets inter et intra sectoriels contribuent tous les deux à l'accroissement de la pauvreté dans ces strates.

En ce qui concerne la mesure de la profondeur de la pauvreté FGT (1) et la mesure de la sévérité de la pauvreté FGT(2), on note pour la strate Autres villes que l'effet inter-sectoriel et l'effet intra-sectoriel ont tous deux contribué à diminuer la pauvreté dans cette strate. Par contre, dans les strates Yaoundé, Douala, Forêt et Hauts-Plateaux, les effets inter et intra-sectoriels ont plutôt concouru à l'accroissement de la concentration de la pauvreté dans ces strates. Dans la strate Savane, l'effet inter-sectoriel contribue à l'augmentation de la pauvreté alors que l'effet intra-sectoriel participe plutôt à sa baisse.

4-3-2. Test de dominance stochastique de la pauvreté

L'analyse en termes de dominance stochastique, basée sur la comparaison des fonctions FGT, permet d'éprouver la robustesse des conclusions précédentes, indépendamment de la ligne de pauvreté choisie. Autrement dit, la juxtaposition des courbes FGT pour les différentes strates et années, permet de visualiser graphiquement les évolutions de la pauvreté au cours de la période de l'étude. Cette représentation graphique permet particulièrement de relâcher la contrainte qu'impose le choix de la ligne de pauvreté.

Si nous considérons les courbes FGT(0) des strates Yaoundé, Douala, Forêt, Hauts-plateaux et Savane (voir figures 16, 22, 25 et 28, annexe B), nous constatons que la situation de la population dans ces différentes strates s'est détériorée sur la période de l'étude. En effet, pour toutes ces strates, la courbe FGT(0) de 1984 est pratiquement à tous les points en dessous et à droite de celle de 1996, montrant ainsi qu'il y avait moins de pauvreté en 1984 par rapport à 1996 quels que soient le seuil de pauvreté et la mesure adoptés.

Par contre, en ce qui concerne la strate Autres-villes, les figures 19, 20 et 21 de l'annexe B qui indiquent respectivement les courbes FGT(0), FGT(1) et FGT(2) de cette strate ne permettent pas de tirer une conclusion directe, car dans chacun des cas, la courbe d'une des années n'est pas toujours en dessous de l'autre pour toute ligne de pauvreté (Z). En effet, si nous considérons la figure 19 qui tracent les courbes FGT(0) de la strate Autres-villes, nous constatons qu'entre les lignes de pauvreté $Z=450$ et $Z=500$ approximativement, les courbes FGT(0) de 1984 et 1996 s'intersectent plusieurs fois. Lorsque la ligne de pauvreté (Z) est comprise entre 150 et 450, la courbe FGT(0) de 1984 se situe toujours au-dessus de celle de 1996, montrant ainsi une diminution de la pauvreté entre 1984 et 1996. Par contre, pour toutes les lignes de pauvreté $(Z) > 500$, la courbe FGT(0) de 1996 se situe toujours au-dessus de

celle de 1984, indiquant ainsi une augmentation de la pauvreté entre 1984 et 1996. En définitive, il n'est pas possible d'obtenir une conclusion indépendamment de (Z). Ces résultats montrent que les conclusions sur l'incidence de la pauvreté sont sensibles à l'endroit où est établi le seuil de pauvreté.

4-4. Pauvreté et groupe d'âge du chef de ménage

a) Ligne de pauvreté alimentaire

Sur la base de l'approche de la consommation alimentaire avec un seuil de pauvreté fixé à 255.95 F.CFA par équivalent adulte et par jour, il apparaît que quelle que soit la valeur de α , en 1984 la prévalence de la pauvreté était la plus forte dans le groupe d'âge dont le chef de ménage avait plus de 50 ans. Cette tendance se vérifie d'ailleurs pour toutes les valeurs de α pendant la période sous revue sauf en ce qui concerne $\alpha = 0$ en 1996 où on observe que les chefs de ménage âgés de moins de 35 ans étaient fortement touchés par la pauvreté (près de 71 %). A cet égard, on pourrait admettre qu'il y aurait une corrélation forte entre l'âge du chef de ménage et la pauvreté : celle-ci étant plus prégnante chez les chefs de ménage du 3^{ème} âge. Une telle situation peut s'expliquer par la faible capacité du système socio-économique à générer un dispositif de sécurité sociale efficace pouvant servir de filet de sécurité aux personnes âgées atteintes soit par la limite d'âge, soit alors inactives du fait de leur état. Si la composante des plus de 50 ans contribuait le plus à la pauvreté du groupe suivant les valeurs de α , il faut tout de même relever que la composante « non défini » qui surgit en 1996 s'avère être celle qui contribuait le plus à la pauvreté nationale en cette période. Il importe de noter également la recrudescence de la pauvreté en 1996, relativement à 1984, comme peuvent le témoigner les données sur la pauvreté des chefs de ménages de 50 ans et plus figurant dans les tableaux 28 à 30 de l'annexe A. A l'instar des précédentes analyses, les taux de pauvreté constatés traduisant la sévérité et la profondeur de ce phénomène sont moins tenaces que pour $\alpha = 0$.

b) Ligne de pauvreté inférieure

L'indicateur de niveau de vie dans cette optique est la ligne de pauvreté inférieure estimée à 373,26 F.CFA par jour et par équivalent adulte. C'est dire que les chefs de ménage dont la dépense de consommation par jour était inférieure à ce seuil minimum étaient considérés comme pauvres. De la sorte, il ressort des tableaux 31 à 33 de l'annexe A que les chefs de ménage âgés de plus de 50 ans sont proportionnellement ceux qui sont le plus atteints par la

pauvreté, non compris la composante « non défini ». Ces tendances se vérifient quelles que soient la valeur de α et la période d'observation arrêtées. De manière générale, les taux de pauvreté constatés en 1996 sont en nette augmentation, ce qui traduit l'émergence de nouvelles formes de précarité et de vulnérabilité, notamment ce qu'il est convenu d'appeler « la pauvreté nouvelle ». En effet, si le taux de pauvreté des chefs de ménage de moins de 35 ans est passé de 19.84 % en 1984 à 70.96 en 1996, cela peut s'expliquer par l'apprêté des politiques d'ajustement structurel ayant conduit à la fermeture de plusieurs entreprises, réduisant au chômage de milliers de jeunes. En tout état de cause, on ne saurait nier la relation entre le groupe d'âge et la pauvreté dans la mesure où la participation des « plus de 50 ans » à la pauvreté nationale est la plus forte, hormis la composante « 35-50 ans » qui affiche en 1984, une contribution proportionnellement plus élevée. L'analyse de la pauvreté intrasectorielle montre que ce sont les chefs de ménage âgés de 50 ans et plus qui affichent la variation de la pauvreté la plus significative dans ce groupe entre 1984 et 1996 alors que ceux de moins de 35 ans contribuent le moins à la variation de la pauvreté au sein du groupe.

c) Ligne de pauvreté supérieure

Les tendances observées précédemment en ce qui concerne la comparaison de la pauvreté entre les différents groupes d'âges se vérifient aussi dans le cas de l'analyse de la pauvreté en fonction d'une ligne supérieure estimée à 533.87 F.CFA par équivalent adulte et par jour. De fait, les chefs de ménage âgés de plus de 50 ans (non compris les « non défini ») sont ceux qui sont proportionnellement les plus pauvres selon les différentes valeurs de α , notamment en 1984. Cependant, en 1996, cette tendance ne se maintient que pour $\alpha = 2$, c'est-à-dire la profondeur de la pauvreté, car l'examen de la prévalence et de l'intensité de la pauvreté en cette année-là indique plutôt que ce sont les jeunes, en d'autres termes les moins de 35 ans, qui sont proportionnellement les plus pauvres. En termes de contribution à la pauvreté, ce sont toujours les « plus de 50 ans » qui participent le plus à la génération et à l'entretien de la pauvreté, suivis des « 35-50 ans », quelle que soit la période d'observation retenue. Mais, ce sont les chefs de ménage de moins de 35 ans qui contribuent plus que les autres composantes à la variation de la pauvreté au sein du groupe pour $\alpha = 0$, les « plus de 50 ans » occupant le haut du pavé pour les valeurs de $\alpha = 1$ et $\alpha = 2$.

4-5. Pauvreté et sexe du chef de ménage

a) Ligne de pauvreté alimentaire

L'analyse dynamique de la pauvreté entre 1984 et 1996 montre des changements marquants dans les niveaux de pauvreté observés selon le genre du chef de ménage. Ainsi, les niveaux de pauvreté constatés pendant les périodes sous revue varient non seulement en fonction des valeurs de α , mais aussi selon le sexe du chef de ménage. Effectivement, si pour $\alpha = 1$, les chefs de ménage de sexe féminin étaient les plus touchés par la pauvreté alimentaire entre 1984 et 1996, les niveaux de pauvreté considérés pour $\alpha = 0$ et $\alpha = 2$ ne sont pas homogènes puisqu'en 1984, les chefs de ménage de sexe féminin étaient relativement plus frappés par cette forme de pauvreté que leurs homologues de sexe masculin, alors qu'en 1996, ce sont plutôt les chefs de ménages hommes qui étaient plus pauvres, la prévalence de la pauvreté dans ce groupe étant respectivement de 71.13 % et de 88 %. En outre, l'examen de la décomposition simple de la pauvreté pendant cette période indique que la contribution des chefs de ménage de sexe masculin à la variation de la pauvreté dans ce groupe entre 1984 et 1996 était significativement plus importante. En d'autres termes, les chefs de ménage de sexe féminin contribuaient proportionnellement moins à la pauvreté de ce groupe. Quelles que soient les valeurs de α , on constate que les moyennes observées chez les chefs de ménage de sexe masculin sont celles qui sont les plus proches de la moyenne nationale. Enfin et relativement à la contribution à la pauvreté nationale, les chefs de ménages hommes participent le plus avec des pointes de contribution dépassant parfois les 83 % et ce, quelle que soit la valeur de α .

b) Ligne de pauvreté inférieure

Sur la base d'un seuil de pauvreté évalué à 373.26 F.CFA, les données des tableaux 22 à 24 de l'annexe A prouvent que les chefs de ménage de sexe féminin étaient le moins touchés par la pauvreté quelles que soient la valeur de α et la période d'observation retenues. Aussi, n'est-on pas surpris de constater que les contributions relatives des chefs de ménage hommes à la pauvreté nationale étaient les plus élevées, avec des niveaux exceptionnellement hauts en 1996. Ces résultats s'inscrivent en contradiction du discours dominant sur la féminisation de la pauvreté, lecture tendant à démontrer que les femmes souffrent relativement plus et de manière intense des différentes formes de dénuement. Aussi vraisemblable que cela puisse paraître, il y a lieu de mentionner que les femmes en général développent plus des stratégies

de survie face à la survenance de la pauvreté que les hommes. Il n'est donc pas surprenant qu'au sein de ce groupe, la composante chefs de ménage de sexe masculin soit celle qui participe le plus à la pauvreté du groupe et ce, quelle que soit la valeur de α . L'évolution de la pauvreté entre 1984 et 1996 montre en outre une propension à l'aggravation du phénomène, comme l'atteste la différence dans la contribution absolue tant des chefs de ménage de sexe masculin que ceux de sexe féminin.

c) Ligne de pauvreté supérieure

Les remarques faites précédemment concernant la forte prévalence des chefs de ménage de sexe masculin à la pauvreté se vérifient également en ce qui concerne l'évolution de la pauvreté sur la base d'un seuil de 533.87 F.CFA, à la seule différence qu'en ce qui concerne l'intensité de la pauvreté ($\alpha = 1$), les taux de pauvreté considérés en 1984 ne variaient pas selon le genre étudié. De même, les moyennes observées chez les chefs de ménage hommes étaient celles qui se rapprochaient le plus de la moyenne nationale. Un constat d'importance se dégage : sur la base d'une ligne de pauvreté supérieure, la pauvreté s'est amplifiée entre 1984 et 1996 dans la mesure où en 1996, au moins 8 points supplémentaires viennent s'ajouter au niveau de pauvreté observé en 1984, et ce quelle que soit la valeur de α . En guise d'illustration, si pour $\alpha = 0$, la prévalence de la pauvreté passe de 34.4 % à 69.5 % (soit 35 points de différence !), pour $\alpha = 1$ et $\alpha = 2$, les différences observées dans les taux de pauvreté sont respectivement de 14,6 et 8 points. Ces écarts parfois importants, traduisent également les changements des niveaux de pauvreté sur le plan national suivant les valeurs de α .

4-6. Évolution de la pauvreté entre 1984 et 1996 selon le niveau d'instruction du chef de ménage

Il est de plus en plus admis que l'investissement dans le capital humain accroît la productivité et fournit par conséquent plus de chance d'augmenter les revenus. L'éducation et la formation constituent ainsi les canaux obligatoires à travers lesquels passe l'investissement du capital humain. L'une des conclusions de nombreuses études effectuées dans le cadre de comparaisons internationales suggère qu'une population instruite est absolument essentielle à la croissance à long terme. En exploitant ses ressources naturelles, un pays peut enregistrer une certaine croissance pendant un temps, mais seule une population instruite lui permet de

poursuivre le processus. Nous nous proposons ici d'étudier la relation entre éducation et pauvreté au Cameroun. Ainsi, dans les paragraphes suivants, nous analysons l'évolution de la pauvreté entre 1984 et 1996 selon le niveau d'instruction du chef de ménage et en utilisant successivement les lignes de pauvreté alimentaire, inférieure et supérieure.

a) Pauvreté alimentaire

Il ressort du tableau 37 de l'annexe A que, d'une manière générale, que ce soit pour l'année 1983/84 ou pour l'année 1996, la pauvreté alimentaire semble frapper davantage les ménages dont les chefs avaient un niveau d'instruction correspondant au primaire. En effet, en 1983/84, 26 pourcent des ménages dont le chef avait un niveau d'instruction correspondant au primaire étaient pauvres contre environ 74.8 pourcent en 1996. Le tableau montre également que l'incidence de la pauvreté semble diminuer lorsque le niveau d'instruction augmente. C'est ainsi que sur les deux années d'observation, l'incidence de la pauvreté alimentaire était plus faible chez les ménages dont les chefs avaient atteint un niveau d'instruction correspondant au supérieur et au secondaire second cycle. Les données du tableau indiquent en outre que les ménages dont les chefs étaient les plus instruits (secondaire second cycle et supérieur) enregistraient une incidence de la pauvreté quasi nulle en 1984. En d'autres termes, la pauvreté ne touchait pratiquement pas cette catégorie de ménages.

Il ressort aussi du tableau ci-dessus que ce sont les ménages dont les chefs avaient un niveau d'instruction correspondant au primaire qui contribuaient le plus à la pauvreté nationale. La contribution relative de cette catégorie de ménages à la pauvreté nationale était de 21.5 % en 1984 et 37.6 % en 1996, tandis que leur contribution absolue était respectivement de 7.5 % et 26.2 %. Cette observation reste valable lorsque nous considérons les contributions intra et inter groupes. Par contre, les ménages dont les chefs avaient un niveau d'instruction correspondant au secondaire second cycle et au supérieur contribuaient très peu à la pauvreté nationale aussi bien en valeur absolue qu'en valeur relative.

Un autre fait important qui ressort du tableau est que l'incidence de la pauvreté alimentaire était plus faible chez les ménages dont les chefs avaient suivi plutôt une formation professionnelle que chez ceux ayant une instruction du niveau du secondaire premier cycle. Si cette tendance se maintenait sur une longue période, cela impliquerait qu'il serait préférable, pour un individu de suivre une formation professionnelle que de s'arrêter au niveau du secondaire premier cycle. Au Cameroun, deux individus ayant complété le secondaire premier

cycle l'un dans une école professionnelle et l'autre dans un établissement d'enseignement général sont classés dans la même catégorie lorsqu'ils sont tous employés dans le secteur formel conformément au code du travail. Mais lorsque les deux exercent dans le secteur informel, il y a plus de chance que le premier gagne un revenu supérieur à celui du second. Dans le secteur informel, le salaire n'est pas automatiquement indexé au diplôme comme dans le secteur formel.

Lorsque nous considérons la dynamique de la pauvreté alimentaire, on note que son incidence a sensiblement augmenté entre 1984 et 1996. Au niveau national, elle est passée de 43.7 % environ à 81,4 %. C'est dans la catégorie de ménages dont les chefs avaient un niveau d'instruction du primaire qu'on a enregistré une augmentation relativement faible de l'incidence de la pauvreté entre 1984 et 1996, suivis par les ménages dont les chefs avaient reçu une formation professionnelle. Dans le premier cas, l'incidence de la pauvreté a été multipliée par plus de 2.8, contre plus de 4.3 dans les deux derniers cas. Pour les autres types de ménages, la pauvreté a augmenté de manière infinie.

Si l'incidence de la pauvreté a augmenté de manière sensible entre 1983/84 et 1996, le tableau 38 montre que sa profondeur a connu une évolution à un rythme croissant avec le niveau d'instruction. C'est encore une fois chez les ménages ayant le niveau d'instruction du primaire qu'on enregistre la plus grande contribution tant relative qu'absolue de la pauvreté nationale en 1984. Comme pour l'incidence de la pauvreté, la contribution (contribution relative ou absolue) à sa profondeur ($\alpha = 1$) a augmenté quel que soit le niveau d'instruction du chef de ménage.

Par contre la sévérité de la pauvreté ($\alpha = 2$) et les contributions intra et inter groupes ont baissé sauf chez les ménages dont les chefs avaient étudié jusqu'au niveau du supérieur. Par exemple pour les ménages dont les chefs avaient le niveau d'instruction du primaire, la sévérité de la pauvreté est passée de 26.06 % en 1984 à 16.92 % en 1996 (voir tableau 39 de l'annexe A). Cette évolution ne change pas de manière significative lorsque nous considérons les lignes de pauvreté inférieure et supérieure

b) Ligne de pauvreté inférieure

Le tableau 40 de l'annexe A montre que l'incidence de la pauvreté mesurée par la ligne de pauvreté inférieure est passée au niveau national d'environ 21 % en 1984 à 44 % en 1996. On observe encore une fois que l'incidence de la pauvreté semble diminuer lorsque le niveau d'instruction augmente. En 1984 par exemple, lorsque l'on passe du primaire au secondaire premier cycle, l'incidence de la pauvreté diminue de plus de 31 %. Mais lorsque l'on passe de la formation professionnelle au secondaire premier cycle, l'incidence de la pauvreté augmente de 7.50 à 11.87 %. Ce résultat qui vaut aussi bien qualitativement pour 1984 que pour 1996, peut ne pas être en contradiction avec la tendance générale dans la mesure où certains chefs de ménages pouvaient, en plus du niveau d'instruction correspondant au secondaire, avoir reçu une formation professionnelle. Dans ce cas, en termes d'accumulation du capital humain, les premiers étaient mieux lotis que les seconds, ce qui pouvait justifier un niveau de vie plus élevé.

Comme dans le cas de la pauvreté alimentaire, les ménages dont les chefs avaient une instruction située au niveau du primaire et ceux qui avaient reçu une formation professionnelle contribuaient le plus à la pauvreté nationale. En 1983/84, ces deux catégories réunies contribuaient pour environ 25.3 % à la pauvreté nationale en valeur relative. Lorsque nous considérons l'évolution différenciée selon le niveau d'instruction, on constate que l'incidence de la pauvreté a augmenté très sensiblement pour les 4 premières catégories de ménages. Elle a plus que doublé pour les deux premières catégories, plus que triplé pour la troisième et a été multipliée par plus de 5 pour la quatrième. Par contre l'incidence de la pauvreté a diminué chez les ménages dont le chef avait un niveau d'instruction du supérieur de 2.02 % en 1984 à 1.01 % en 1996. Toutefois, la profondeur et la sévérité de la pauvreté ont augmenté pour toutes les cinq catégories de ménages. Pour les ménages dont les chefs avaient un niveau d'instruction équivalent au secondaire second cycle, le rythme d'augmentation a été le plus élevé car la profondeur a été multipliée par plus de 10 entre les deux périodes (voir tableau 41).

En ce qui concerne la sévérité de la pauvreté, elle a augmenté pour toutes les catégories de ménages retenues, la contribution des ménages dont le chef avait un niveau d'instruction du primaire restant la plus élevée (voir tableau 42 de l'annexe A).

c) ligne de pauvreté supérieure

Pour ce qui est des indicateurs calculés par la ligne de pauvreté supérieure, on note que l'augmentation de l'incidence de la pauvreté a été très forte tant au niveau national qu'au niveau des différentes catégories de ménages. Cependant, une hausse assez modérée de l'incidence de la pauvreté entre 1984 et 1996 a été enregistrée chez les ménages dont les chefs avaient le niveau d'instruction du supérieur. Dans cette catégorie de ménages, l'incidence de la pauvreté est passée de 7,27 % en 1984 à 7,86 % en 1996 (voir tableau 43 de l'annexe A). C'est chez les ménages dont les chefs avaient une instruction du niveau du secondaire second cycle que la pauvreté a augmenté de manière spectaculaire, passant de 7,03 % en 1984 à 37,46 % en 1996. Ces résultats valent aussi pour ce qui est de la profondeur et la sévérité de la pauvreté (voir tableau 44 et 45 de l'annexe A).

Une constance se dégage de tous ces résultats : la pauvreté a augmenté de manière sensible entre 1983/84 et 1996 au Cameroun quel que soit le niveau d'instruction des ménages. Cette évolution spectaculaire de la pauvreté peut s'expliquer par le fait que, contrairement au milieu des années 1980 où presque tous les diplômés du second cycle de l'enseignement secondaire et de l'enseignement supérieur trouvaient un emploi, la situation avait changé dans les années 1990 caractérisées par la crise et les réformes économiques.

En effet, dans les années 1980 ces types d'individus (instruction au niveau du secondaire second cycle et du supérieur) pouvaient encore trouver un emploi salarié dans le secteur formel sans difficultés majeures. Les années 1984 correspondent à la période de l'âge d'or pour l'économie camerounaise où l'État procédait à des recrutements massifs dans la fonction publique, dans les entreprises publiques et para publiques.

Au cours de cette période faste, le gouvernement augmentait chaque année les salaires de manière autoritaire tant dans le secteur public que dans les entreprises privées. En d'autres termes, l'État tirait les salaires et les emplois vers la hausse et assurait en même temps un contrôle strict des prix. C'est au cours de cet âge d'or que l'État institua le système d'homologation préalable des prix, un salaire minimum garanti, le système de prix garanti aux producteurs des produits de rente que sont le cacao, le café et le coton. En outre, l'État créa

des entreprises publiques pour produire au moindre coût et approvisionner des zones urbaines en denrées alimentaires bon marché²⁹.

A travers cette gestion étatique de l'économie camerounaise, les autorités ont réussi à offrir aux salariés des revenus qui leur permettaient de se nourrir décemment et de s'éloigner du spectre de la pauvreté alimentaire. Cela va sans dire que le 'bon' niveau des revenus salariés dans le secteur public et dans le secteur privé s'était répercuté sur l'ensemble des populations. De même, la création des entreprises publiques contribua à l'explosion de la production des denrées alimentaires de base. Toutes ces mesures ont favorisé ainsi l'amélioration générale de la consommation alimentaire.

Mais dans la première moitié des années 1990, on a noté à la fois la raréfaction des emplois salariés et une baisse drastique des salaires. Par ailleurs, les réformes fiscales auraient aggravé le chômage et détérioré davantage le niveau de vie de la population (voir Bamou, 1999).

En résumé, la première information générale que nous pouvons dégager des tableaux ci-dessus est que la pauvreté a sensiblement augmenté entre 1984 et 1996 aussi bien en ce qui concerne son incidence, sa profondeur que sa sévérité. D'ailleurs, la pauvreté était presque inexistante en 1984 pour les chefs de ménages présentant un niveau d'instruction correspondant au secondaire 2nd cycle et au supérieur. On peut donc dire que, entre 1984 et 1996, la pauvreté a frappé plus les ménages dont les chefs étaient les plus instruits. Les réformes économiques des années 1990 semblent avoir heurté davantage cette catégorie d'individus dont les salaires n'étaient plus nécessairement indexés au diplôme dans le secteur privé comme avant 1990.

En effet, avec la réforme du code de travail intervenue en 1992, le principe de la négociation individuelle des salaires, la flexibilité dans l'embauche avec 'l'institutionnalisation des formes d'emplois précaires' (Mbedang Ebongue, 1997, p. 43 et suivantes) et dans la rémunération du travail, etc., la condition du travailleur salarié s'est dégradée.

En outre, les indicateurs de pauvreté tendent à diminuer au fur et à mesure que le niveau d'instruction augmente. On constate que, au cours de ces années, la pauvreté a frappé surtout

²⁹ Il s'agit de : Société sucrière du Cameroun (SOSUCAM), Mission de développement des cultures vivrières (MIDEVIV), Société de développement de la production animale (SODEPA), Société de développement du blé (SODEBLÉ), etc.

les chefs de ménages ayant le niveau d'instruction correspondant au primaire et au secondaire 1^{er} cycle, ainsi que ceux qui ont suivi une formation professionnelle. L'éducation apparaît par conséquent comme une variable stratégique dans la lutte contre la pauvreté.

L'analyse de la pauvreté que nous venons d'effectuer est limitée à l'étude de l'extrémité inférieure de la distribution de la dépense totale par équivalent-adultes du ménage. Pour avoir une bonne comparaison des performances des différents groupes de ménages au Cameroun, nous continuons maintenant notre analyse par une évaluation de la distribution entière et en utilisant les mesures de l'inégalité.

5-. Évolution de l'inégalité de revenus au Cameroun entre 1984-1996.

Durant ces dernières années, un grand intérêt s'est développé pour l'évaluation de l'inégalité dans la répartition des revenus entre les différents groupes de la société. Par ailleurs, depuis les travaux pionniers de Kuznet (1955) concernant la relation entre le développement économique et l'inégalité des revenus, une attention particulière s'est focalisée sur les sources d'inégalité des revenus dans les pays en développement. Ainsi, durant plus de 20 années, de nouvelles méthodologies de décomposition des sources d'inégalité de revenu se sont développées avec de plus en plus de perspicacité. En utilisant des méthodes variées, la plupart des études empiriques relatives aux pays en développement ont mis en exergue la contribution des différentes sources de revenu ou des différents groupes socio-économiques à l'inégalité totale du revenu. Ces études ont décomposé l'inégalité des revenus par secteurs économiques (rural/urbain par exemple), par sources de revenu ou selon la différenciation socio-économique (niveau d'instruction du chef de ménage, âge du chef de ménage, etc.)³⁰.

Ces études empiriques sont d'une portée considérable pour les décideurs politiques dans la mesure où elles permettent d'identifier simultanément la structure de l'inégalité des revenus et la nature des changements de cette inégalité au cours du temps. Munies de ces informations, les autorités gouvernementales peuvent prendre des mesures spécifiques en vue d'améliorer la distribution des revenus entre les urbains et les ruraux, par exemple.

³⁰ Pour une décomposition de l'inégalité de revenu selon les sources, voir par exemple, Adams, R., et Alderman, H. (1992). Dans cette étude, nous n'envisageons pas la décomposition par source des revenus, car dans nos bases des données, moins de 9 % des ménages ont fourni des informations relatives à leurs revenus.

Notre ambition est d'accroître la connaissance des sources d'inégalité des revenus dans les pays en développement, en examinant ces sources d'inégalité au Cameroun. Plus concrètement, nous étudions les changements temporels dans l'inégalité des dépenses totales des ménages au Cameroun sur la période 1984-1996. Pour ce faire, nous utilisons simultanément l'approche graphique (courbe de Lorenz)³¹ et l'approche numérique (indice de Gini et la classe des mesures d'entropie de Theil). En outre, nous décomposons l'inégalité de Gini et de Theil par groupe et examinons par la suite l'importance des changements des différents facteurs contribuant au changement de l'inégalité.

5-1. Méthodologie : La mesure de l'inégalité des revenus

Une décision à prendre dans l'étude de la distribution des revenus est le choix de la mesure de l'inégalité. Un indicateur approprié d'inégalité doit généralement satisfaire aux cinq propriétés suivantes³² :

- a) l'indépendance par rapport à la moyenne;
- b) l'indépendance par rapport à la taille de la population
- c) la sensibilité aux transferts de Pigou-Dalton (Pigou, 1912, Dalton, 1920) ;
- d) la symétrie;
- e) la décomposabilité.

La condition d'indépendance par rapport à la moyenne est satisfaite lorsque la multiplication de tous les revenus par une constante ($k > 0$) laisse invariante la mesure de l'inégalité.

La condition d'indépendance par rapport à la taille de la population est réalisée si la baisse ou l'augmentation de la population d'une même proportion à travers toutes les classes de revenus n'affecte pas la mesure de l'inégalité.

³¹ Pour une présentation de cette approche et de son application aux données de l'enquête ECAM96 du Cameroun, voir Fambon et al. 2000.

³² Plusieurs mesures ont été proposées dans la littérature pour caractériser l'inégalité dans la distribution du revenu, Kakwani (1980), Glewwe (1986), Fields (1980). Sen (1973) et d'autres auteurs ont proposé des axiomes auxquels doit satisfaire toute mesure synthétique, simple, et appropriée de l'inégalité.

La condition de sensibilité de transfert de Pigou-Dalton est respectée lorsqu'un transfert de revenu d'une personne moins pauvre à une personne plus pauvre entraîne une baisse dans la mesure de l'inégalité sans changer le rang relatif de ces personnes.

La propriété de symétrie suppose que la mesure de l'inégalité doit être indépendante de n'importe quelle caractéristique des individus autre que leur revenu.

La propriété de décomposabilité signifie souvent que l'inégalité totale peut s'exprimer comme la somme de deux composantes: la composante inter-groupe et la composante intra-groupe. Les groupes s'identifient à des catégories de ménages, définies sur la base de critères de différenciation qui peuvent être géographiques (régions ou zones écologiques) ou socio-économiques (niveau d'instruction du chef de ménage, âge du chef de ménage, sexe du chef de ménage, taille du ménage). La décomposition peut aussi prendre la forme de décomposabilité à travers les sources de revenu.

Parmi les mesures d'inégalité généralement utilisées sur la base des axiomes sus-cités et qui sont "cohérents" au sens de Lorenz, on compte le coefficient de Gini (G), les deux mesures d'entropie de Theil et le coefficient de variation (Fields, 1997).

Les concepts d'inégalité des revenus et de pauvreté sont actuellement bien connus (voir Banque Mondiale (1990), Ravallion (1992), etc.). En particulier, on distingue habituellement entre la fonction et la taille de la distribution du revenu (Baye, 1998). La distribution fonctionnelle renvoie à la répartition du revenu entre les facteurs de production, dont la terre, le travail (main-d'œuvre) et le capital. Malheureusement, l'importance de la théorie fonctionnelle a perdu beaucoup de sa valeur à cause de sa dépendance des courbes d'offre et de demande, qui ne tiennent pas compte du rôle des syndicats par exemple, dans la détermination des prix de ces facteurs.

La taille de la distribution du revenu renvoie à la distribution des revenus de toutes sortes, entre les individus (ou ménages), qui sont divisés en plusieurs catégories sur la base des niveaux de revenus.

A partir de l'exposé précédent, nous utilisons des méthodologies qui décomposent l'inégalité des revenus par groupe. La décomposition de l'inégalité par sources de revenu est

inappropriée dans notre étude, puisque les données relatives au revenu dans nos deux bases des données sont insuffisantes pour étudier le niveau de vie.

Les deux classes de mesures d'inégalité que nous utilisons par la suite pour calculer l'inégalité des dépenses totales par équivalent adulte sont : les coefficients d'inégalité S-Gini et la classe de mesures d'entropie.

5.1.1. Les coefficients d'inégalité S-Gini

Ils sont fournis par l'expression générale :

$$G_X(\rho) = \int_0^1 [p - L_X(p)] k(p; \rho) dp \quad (18)$$

où :

- $L_X(p)$ est la courbe de Lorenz pour une distribution du revenu (ou des dépenses) X . Elle indique le pourcentage des revenus totaux (des dépenses totales) d'une société qui sont détenues par les p % individus les plus pauvres.

Sa définition formelle est la suivante pour des valeurs de percentiles p variant de 0 à 1 :

$$L_X(p) = \frac{1}{\mu_X} \int_0^{F_X^{-1}(p)} y.dF_X(y) \quad (18)$$

$F_X^{-1}(p)$ est la fonction inverse de répartition des revenus (ou des dépenses), la fonction de répartition des revenus étant notée par $p = F_X(y)$;

- μ_X est la moyenne des revenus ou des dépenses ;

- $k(p; \rho)$ est une fonction qui génère à différents percentiles p , des poids éthiques applicables aux distances entre les courbes de Lorenz et la ligne de 45°. Sa forme fonctionnelle est donnée par :

$$k(p; \rho) = \rho(\rho - 1)(1 - \rho)^{(\rho-2)} \quad (19)$$

qui ne dépend que de la valeur du seul paramètre ρ . Cette forme fonctionnelle a été proposée par Yitzhaki (1983) et Donaldson et Weymark (1980). Pour une généralisation à deux paramètres de cette forme, voir Duclos (1997)³³.

³³ Duclos (1997), « The Asymptotic Distribution of Linear Indices of Inequality, Progressivity and Redistribution », Economic Letters.

Plus la valeur de ρ est élevée, plus les poids éthiques se déplacent vers les percentiles p les plus faibles. Pour des valeurs de ρ tendant vers l'infini, on ne mesure la distribution des revenus (ou des dépenses) qu'à partir du sort réservé aux plus pauvres.

Plus $L_x(p)$ s'éloigne de p , plus $G_x(\rho)$ augmente.

Si $\rho=2$, on obtient le coefficient de Gini standard qui est l'un des indicateurs d'inégalité le plus utilisé et se calcule facilement à partir de la courbe de Lorenz³⁴. Par définition et en terme de graphique, ce coefficient est égal au rapport entre la superficie A comprise entre la diagonale et la courbe de Lorenz et l'aire totale sous la diagonale. Compte tenu du fait que les proportions cumulées varient de zéro à un, on en déduit que l'aire en dessous de la diagonale est égale à $\frac{1}{2}$. D'où la définition suivante :

$$G = 2A = 1 - 2B \quad (20)$$

où, B est la superficie entre la courbe de Lorenz et l'axe horizontal.

Une formule générale de calcul du coefficient de Gini pour une distribution de revenu entre n individus est donnée par l'expression suivante (voir Morrisson (1986)) :

$$G = \frac{1}{2n^2\mu} \sum_i \sum_j |Y_i - Y_j| \quad (21)$$

où, μ est le revenu moyen de la population totale, et Y_i et Y_j sont les revenus des individus i , et j . Le calcul du numérateur est plus aisé si l'on organise les informations en une matrice carrée d'ordre $(H*H)$ dont l'élément (i,j) mesure la valeur absolue de la différence entre le revenu de la ligne i et celui de la colonne j .

Lorsque n est suffisamment grand, et en supposant que les unités de revenu ont été classées par ordre croissant du niveau de revenu, la formule ci-dessus est équivalente à la suivante (Lambert, 1993) :

$$G = 1 + \frac{1}{H} - \frac{2(y_H + 2y_{H-1} + 3y_{H-2} + \dots + Hy_1)}{H^2\mu} \quad (22)$$

³⁴ Le coefficient de Gini varie de 0 à l'unité. Lorsqu'il est égal à zéro, cela signifie que tout le monde a le même revenu dans la société, ce qui indique l'absence d'inégalités et représente une situation d'égalité parfaite. Par contre, lorsqu'il est égal à l'unité, cela signifie qu'une seule personne obtient tout le revenu et que les autres n'ont rien, ce qui traduit une inégalité complète.

où H est le nombre d'individus. On peut également démontrer que le coefficient de Gini se calcule à partir de la covariance entre le niveau de revenu et leurs rangs (voir, par exemple, Lerman et Yitzhaki (1989)) :

$$G = \frac{2}{\mu} \text{cov}(F^{-1}(y), p) \quad (23)$$

5.1.2. Décomposition de l'indice de Gini selon la méthode de Shapley

Cette présentation de la décomposition de l'indice de Gini en inégalité inter et intra-groupe s'inspire des travaux de Araar (2003), qui se basent sur l'approche de Shapley. Dans le principe de cette décomposition, on suppose dans une première étape que les deux facteurs ou composantes de l'indice de Gini sont simplement l'inégalité inter et intra groupes de sorte que l'inégalité totale peut s'écrire comme suit :

$$I = C_{inter} + C_{intra} \quad (24)$$

Pour capter l'inégalité en présence de l'un des deux facteurs ou de l'autre, nous suivons la règle suivante :

- pour éliminer l'inégalité intra groupe et calculer l'inégalité inter groupe, $I(\mu_1, \dots, \mu_G)$, nous utilisons un vecteur de revenu dont chaque ménage possède la moyenne, soit μ_g ;
- Pour éliminer l'inégalité inter groupe et calculer l'inégalité intra groupe, $I(y_i(\mu/\mu_g))$, nous utilisons un vecteur de revenu dont chaque ménage possède son revenu multiplié par μ/μ_g ;

Pour éliminer l'arbitraire dans l'ordre à donner à ces facteurs, il faut commencer par éliminer l'un ou l'autre des deux facteurs, et en se basant sur l'approche de Shapley, cette décomposition nous donne :

$$C_{inter} = 0.5 [I - I(y_i(\mu/\mu_g)) + I(\mu_1, \dots, \mu_G)] \quad (25)$$

$$C_{intra} = 0.5 [I - I(\mu_1, \dots, \mu_G) + I(y_i(\mu/\mu_g))]$$

Cette décomposition nous permet de passer à une seconde étape de la décomposition, en décomposant l'inégalité intra groupes en composantes groupes. Comme nous pouvons le remarquer à partir de l'équation définissant la contribution de l'inégalité intra groupes, cette décomposition se base sur trois indices d'inégalité. En s'appuyant de nouveau sur l'approche

de décomposition de Shapley pour les trois termes, cette décomposition nous donne pour le cas où il n'y a que deux groupes A et B :

$$C_{intra} = 0.5 [I - I(\mu_A, \mu_B) + I(y_i^A(\mu/\mu_A), y_i^B(\mu/\mu_B))] \quad (26)$$

L'inégalité intra groupe est éliminée lorsque le revenu de chaque ménage est égal à la moyenne de son groupe. En ce sens, nous appliquons la même règle pour les trois termes de la manière suivante :

$$C_A = \sum_{i=1}^3 0.25 C_{A:terme(i)} \quad (27)$$

$$\begin{aligned} C_{A:terme1} &= [I - I(\mu_A, y_B) + I(\mu_A, \mu_B)] \\ C_{A:terme2} &= [I(\mu_A, \mu_B) - I(\mu_A, \mu_B) + I(\mu_A, \mu_B) - I(\mu_A, \mu_B)] = 0 \\ C_{A:terme3} &= [I(y_i^A(\mu/\mu_A), y_i^B(\mu/\mu_B)) - I(\mu, y_i^B(\mu/\mu_B))] \\ &+ [I(y_i^A(\mu/\mu_A), \mu) - I(\mu, \mu)] \end{aligned} \quad (28)$$

Contribution absolue et contribution relative

Soit CA_g la contribution absolue de chaque groupe g à l'indice d'inégalité de Gini. Cette valeur nous fournit l'importance, en valeur absolue, de la contribution du groupe g . La contribution relative de chaque groupe à l'indice de Gini est donnée par le coefficient de contribution relative défini par la formule suivante :

$$CR_g = \frac{CA_g}{I} \quad (29)$$

5.1.3. Les indices d'entropie généralisés :

La mesure d'entropie généralisée est définie par l'expression suivante (équation 30):

$$GE(\theta) = \frac{1}{\theta^2 - \theta} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^\theta - 1 \right]$$

où n est le nombre d'individus dans l'échantillon,

θ est le paramètre d'aversion pour l'inégalité, et y_i le revenu de l'individu i , $i = 1, 2, \dots, n$;

μ est la moyenne arithmétique du revenu

La mesure d'entropie généralisée (GE) varie de 0 à ∞ .

Lorsque $GE=0$, on a une distribution égale du revenu, c'est-à-dire que tous les revenus sont identiques. Les valeurs élevées de GE représentent des niveaux élevés d'inégalité.

Pour des faibles valeurs de θ , GE est plus sensible aux changements dans le voisinage de l'extrémité gauche de la distribution ; et pour des valeurs élevées de θ , GE est plus sensible aux changements dans le voisinage de l'extrémité droite de la distribution. Les valeurs communément utilisées de θ sont 0, 1 et 2. Par conséquent, $\theta=0$, donne plus de poids aux distances entre les revenus du voisinage de l'extrémité gauche de la distribution (c'est à dire, aux plus pauvres); $\theta=1$, accorde des pondérations semblables à travers la distribution alors que $\theta=2$, donne proportionnellement plus de poids dans l'extrémité droite de la distribution (c'est à dire, aux plus riches).

En appliquant la règle de l'Hospital, la mesure d'Entropie Générale (GE) fournit pour les valeurs de $\theta=0$ et $\theta=1$ les deux mesures d'inégalité de Theil que sont : la déviation de la moyenne logarithmique et l'indice de Theil, représentées respectivement par les formules suivantes :

$$GE(0) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \left(\frac{\mu}{y_i} \right) \quad (31)$$

$$GE(1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{y} \log \left(\frac{y_i}{\mu} \right) \quad (32)$$

Pour $\theta=2$, la mesure de GE devient la moitié du coefficient de variation (CV) élevée au carré et CV est donnée par la formule suivante :

$$CV = \frac{1}{\mu} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad (33)$$

$$\text{soit } GE(2) = \frac{Var(y)}{2\mu}$$

Les deux mesures d'inégalité précédentes sont décomposables exactement en groupes, ce qui est très utile dans notre étude. En effet, les mesures d'inégalité décomposables en groupe ont l'avantage d'être utilisées pour diviser une inégalité globale en inégalité au sein des différents groupes et les inégalités entre ces groupes. Par exemple, il est possible de calculer le pourcentage de l'inégalité globale au Cameroun dû aux disparités des dépenses moyennes entre les trois zones (urbaine, semi-urbaine et rurale). Ce calcul nous permet d'identifier l'effet potentiel sur l'inégalité globale des stratégies visant à réduire les disparités entre ces zones. Si l'inégalité entre ces zones est minime (faible) (par exemple, inférieur à 5 %), les stratégies ayant pour seul objectif de réduire les différences dans les niveaux de vie entre ces zones n'auront qu'un effet minime sur la distribution globale des niveaux de vie et, par conséquent, n'auront que peu d'utilité sur le plan de l'équité. Par contre, d'importantes contributions d'un groupe à l'autre (à partir de 20 % par exemple), indiquent la possibilité de promouvoir une plus grande équité au Cameroun en influençant les disparités régionales.

La décomposition par groupes exige que la population soit divisée en groupes ou en secteurs, et reste valable si la mesure d'inégalité pour toute la population peut être exprimée comme une moyenne pondérée de la même mesure pour les différents groupes (composante intra-groupe), plus la mesure d'inégalité pour toute la population où chaque membre reçoit le revenu moyen de son groupe (composante inter - groupe). Le poids de la composante intra-groupe peut être la portion de la population (décomposabilité stricte) ou les portions des revenus des groupes respectifs (décomposabilité faible). La décomposabilité par source (qui ne sera pas traitée dans cette étude en raison du manque des données fiables) ne divise pas la population en plusieurs groupes. Elle divise plutôt le revenu de tout le monde en plusieurs sources (exemple : revenu agricole et non agricole). Dans ce cas, l'inégalité totale pourrait être divisée en somme pondérée d'inégalités par sources de revenu, en tenant compte explicitement ou implicitement de la covariance entre les sources de revenu.

5.1.4. La décomposition des mesures d'entropie selon les groupes

Pour la décomposition en groupes ici, nous utiliserons la classe des mesures d'entropie généralisée $GE(\theta)$. Plus précisément, nous choisirons l'indice de Theil ($GE(0)$), la seconde mesure de Theil ($GE(1)$), la variance du logarithme du revenu (dépense) ($GE(2)$), comme nos trois indicateurs d'inégalité. Ces trois indices satisfont tous les axiomes qu'est supposée

vérifier toute mesure synthétique simple et appropriée de l'inégalité³⁵. Nous utiliserons dans l'étude le coefficient de Gini car cet indicateur est sensible aux changements du revenu de rang intermédiaire. Les indicateurs GE(1) et GE(2), quant à eux, sont sensibles aux changements des niveaux de revenu supérieur.

a) Décomposition statique de l'inégalité de revenu (dépense)

Lorsque l'inégalité totale I est décomposée en sous-groupes de population, la classe d'indice d'entropie généralisée peut s'exprimer comme la somme de l'inégalité inter-groupe (I_{inter}) et d'inégalité intra-groupe (I_{intra}). L'inégalité intra-groupe (I_{intra}) peut être définie par l'expression suivante :

$$I_{intra} = \sum_{j=1}^k w_j GE(\theta)_j \quad (34)$$

avec $w_j = v_j f_j^{1-\theta}$,

où f_j représente la part de la population correspondant au groupe j , et où v_j est la part du revenu de chaque partition j , $j=1, 2, \dots, k$. Pratiquement, l'inégalité de revenu intra-groupe est calculée pour chaque sous-groupe, et puis, ces dernières sont sommées en utilisant le poids de la part de la population relative au revenu, ou la combinaison de ces deux en fonction de la mesure d'inégalité utilisée.

L'inégalité inter-groupe I_b est définie par l'expression suivante :

$$I_b = \frac{1}{\theta^2 - \theta} \left[\sum_{j=1}^k f_j \left(\frac{\mu_j}{y} \right)^\theta - 1 \right] \quad (35)$$

Dans cette expression, μ_j représente la moyenne du revenu ou de la dépense de chaque partition j .

Comme on le constate, l'indice d'entropie généralisé peut être décomposé en « inégalité intra-groupe » et en « inégalité inter-groupe », qui peuvent fournir des éclaircissements sur les

³⁵ L'indice de Gini satisfait aux conditions de Pigou-Dalton, d'indépendance de la moyenne; et d'indépendance de la taille de la population, mais peut également s'écrire comme la somme des composantes d'inégalité inter-groupe et intra-groupe comme nous l'avons vu précédemment. Déjà, Lambert et Aronson (1993) en utilisant une approche géométrique affirment que le coefficient de Gini peut être réhabilité, de manière à le rendre additivement décomposable, ceci en ajoutant un terme résiduel aux composantes inter et intra-groupes. Ce terme résiduel est égal à la différence entre le coefficient de Gini et la somme des effets inter et intra-groupes.

déterminants de l'inégalité. Dans cette optique, nous utiliserons les dépenses par équivalent adulte comme indicateur de bien-être.

Cowell et Jenkins (1995) ont montré que les composantes inter et intra-groupes de l'inégalité sont liées à l'inégalité totale par la relation simple suivante : $I_{inter} + I_{intra} = I$. Par conséquent, ils ont suggéré une mesure synthétique intuitive R_b , du montant de l'inégalité expliqué par les différences entre groupes avec une caractéristique particulière ou un ensemble de caractéristiques. R_b s'exprime par la formule suivante : $R_b = \frac{I_{inter}}{I}$.

Par conséquent, on peut conclure que x% de l'inégalité totale est expliqué par les inégalités inter-groupes et (100-x)% est expliqué par les inégalité intra-groupes. En augmentant le nombre de partitions, nous pouvons mettre en évidence les effets d'un grand nombre de facteurs.

En plus des indices précédents que nous utiliserons pour la décomposition, nous ferons également usage de la dominance stochastique comme dans le cas de l'analyse de la pauvreté faite antérieurement.

b) Une approche par la dominance stochastique

Les mesures d'inégalité présentées précédemment satisfont aux différents axiomes désirés dans la littérature. Cependant, il peut arriver que ces indices classent le même ensemble de distributions de plusieurs manières simplement en raison des différentes pondérations attribuées aux revenus aux différents points de la distribution. Lorsque les classements sont ambigus, la méthode de dominance stochastique peut être utile. C'est pour cela, que nous nous proposons dans cette étude vérifier la dominance stochastique en inégalité de deuxième ordre.

5-2. Présentation des résultats de la variation de l'inégalité des dépenses totales entre 1984 et 1996

Dans cette section, nous utiliserons successivement l'indice de Gini et de Theil pour mesurer la variation de l'inégalité des dépenses totales par équivalent adulte entre 1984 et 1996 au Cameroun.

5-2-1. La variation de l'inégalité des dépenses au Cameroun entre 1984 et 1996

Le tableau E présente les dépenses totales réelles par équivalent-adultes des ménages, les mesures d'inégalité de Gini et celles de la classe d'entropie pour les années 1984 et 1996.

Pour l'ensemble du pays, les dépenses totales réelles par équivalent-adulte des ménages ont diminué d'environ 40 % entre 1984-1996 suivant ainsi la même tendance de la croissance négative du PIB observée au Cameroun sur la période de l'étude. Comme on le verra, la répartition régionale suit la même tendance que précédemment.

Concernant l'inégalité, l'on peut affirmer au regard des valeurs des indices de Gini de 0.42 et de Theil (pour $\theta=0$)=0.297 que le Cameroun possède une distribution assez égale lorsqu'il est comparé à des pays comme la côte d'ivoire qui possède un coefficient de Gini légèrement plus élevé de 0.44 calculé sur la base de l'enquête ivoirienne LSMS (Glewwe, 1984, 1991).

Par ailleurs, quelle que soit la mesure d'inégalité considérée, l'inégalité des dépenses totales par équivalent adulte a diminué sur la période 1984-1996. Le coefficient de Gini montre une diminution moins importante que celles fournies par les mesures d'inégalité de la classe d'entropie. E(1) fournit le pourcentage le plus élevé de diminution en valeur absolue ; ce qui indique que la diminution de l'inégalité est obtenue lorsqu'un poids semblable est fourni à toutes les parties de la distribution. Peu de variations se sont produites dans la queue de la distribution ; ceci est indiqué par le faible pourcentage de variation de E(0) (-9.54 %) entre les deux années.

Les données du tableau E montrent également que l'inégalité a été réduite de manière statistiquement non significative au Cameroun durant la période 1984 – 1996. Cela démontre l'importance d'effectuer des tests statistiques appropriés.

Tableau E : Dépense totale par équivalent-adulte et inégalité au Cameroun en 1984 et 1996.

	1983/84	1996	Variation en (%)	Différence
Dépenses totales réelles par équivalent adultes (prix de 1996)	903.71	573.08	-40	
Coefficient Gini	0.4224	0.4017	-4.9	-0.0206 (0.0058)
E(0)	0.2984 (0.0116)	0.2694 (0.0201)	-9.54	-0.0291 (0.0943) [-0.309]
E(0.5)	0.3075 (0.0127)	0.2814 (0.0220)	-8	-0.0261 (0.0254)

				[-1.028]
E(1)	0.3510 (0.0189)	0.3170 (0.0289)	-10	-0.0340 (0.0345) [-0.986]

Notes : 1-. Les écart-types sont entre parenthèses et les z-statistiques entre crochets.

2- Pour un test bilatéral 1983/84=1996, la valeur critique à 5 % pour le z-statistique est 1.96..

3-. Les calculs sont effectués par les auteurs sur la base de l'Enquête Budget Consommation (EBC) de 1983/84 et de l'enquête camerounaise auprès des ménages (ECAMI), réalisées par la Direction de la Statique et de la Comptabilité Nationale du Cameroun.

La figure 31 (voir annexe B) présente l'analyse de la dominance stochastique pour les données de l'EBC 1984 et de l'ECAM 96. Ce graphique indique que la courbe de Lorenz des dépenses totales par équivalent adulte de 1996 se situe partout au-dessus de celle de 1984. Ce résultat démontre qu'il y a eu une amélioration générale de l'égalité du niveau de vie au Cameroun (mesurée par la dépense totale par équivalent adulte) entre 1984 et 1996.

5-2-2. Variation de l'inégalité selon les zones entre 1984 et 1996

Le coefficient de Gini

Les zones de résidence des ménages peuvent constituer d'importants déterminants d'inégalité des dépenses alimentaires et totales entre les ménages. La décomposition de l'indice de Gini d'inégalité des dépenses alimentaire et totale d'après la méthode de Shapley³⁶ entre 1984 et 1996 et suivant les zones de résidence du chef de ménage, figure dans les tableaux F et G.

Les données du tableau F montrent que l'inégalité des dépenses alimentaires valait 42.2 % en 1984 et a régressé par la suite en 1996 pour se situer à 40.2 %. La composante inter-zones captait environ 28.2 % de l'inégalité des dépenses alimentaires en 1984 et a décré d'environ 1 point de pourcentage en 1996. Quant à la composante intra-zone, elle a connu un accroissement passant ainsi de 71.8 % en 1984 pour atteindre 72.4 % en 1996, soit une croissance marginale d'environ 1 point de pourcentage sur la période de l'étude.

Si l'on considère la décomposition de la composante intra-zonale de l'inégalité des dépenses alimentaires en contribution selon les zones, l'on note que la zone urbaine contribue pour environ 7 points de pourcentage à la composante intra-zonale de 71.8 % en 1984 alors que la zone rurale capte jusqu'à 48 % de cette composante, suivie de la zone semi-urbaine (16.4 %)

³⁶ Cette méthode fournit une décomposition exacte de l'indice de Gini.

points de pourcentage). L'on note qu'entre 1984 et 1996, la contribution zonale à la variation de la composante intra-zonale s'est accrue dans la zone urbaine de 23 points de pourcentage entre 1984 et 1996. On constate sur la même période plutôt une décroissance de la contribution des autres zones à la variation de l'inégalité des dépenses alimentaires intra-zones. Ce recul était de 11.04 points de pourcentage dans la zone semi-urbaine et valait 8.2 points de pourcentage dans la zone rurale.

Le tableau G fournit la décomposition de la variation du coefficient de Gini de l'inégalité des dépenses totales entre 1984 et 1996. Les chiffres de ce tableau inspirent des commentaires similaires à ceux du tableau précédent relatif à la décomposition de la variation du coefficient de Gini de l'inégalité des dépenses alimentaires. Cependant, l'on note une croissance (absolue et relative) de la composante inter-zones de l'inégalité des dépenses totales entre 1984 et 1996 contrairement à une régression - (en termes absolue et relatif) de l'inégalité des dépenses des alimentaires sur la période sous revue. Par contre, l'on observe sur la période sous revue un recul (en termes absolu et relatif) de l'inégalité des dépenses totales intra-zonales.

Une observation principale se dégage des tableaux F et G. En effet, bien que l'inégalité inter-zonale mesurée par le coefficient de Gini entre 1984 et 1996 soit non négligeable, plus de 66 % environ de l'inégalité des dépenses alimentaire et totale sont expliqués par les composantes intra-zonales. Il en découle que les politiques susceptibles de réduire simultanément l'inégalité des dépenses alimentaires et l'inégalité des dépenses totales devraient plus se focaliser sur les disparités intra-zonales de la distribution des revenus, à travers les considérations à l'intérieur des zones, bien qu'il ne faille pas négliger totalement l'inégalité entre les zones.

Tableau F : *Décomposition dans la variation de l'indice d'inégalité de Gini par Zones (mesure de niveau de vie – Dépense alimentaire par équivalent adulte)*

	1984		1996		Différence 1984 vs 1996	
Gini	0.4224		0.4017		-0.0206	
Approche Shapley						
	Contribution					
	Absolue	Relative	Absolue	Relative	Absolue	Relative
Inter groupes	0.1191	0.2821	0.1108	0.2759	-0.0083	-0.0062
Intra groupes	0.3032	0.7179	0.2909	0.7241	-0.0123	0.0062
Décomposition de composante intra- groupe						
Urbain	0.0309	0.0732	0.1230	0.3062	0.0921	0.2329
Semi-urbain	0.0694	0.1644	0.0217	0.0540	-0.0477	-0.1104
Rural	0.2029	0.4803	0.1602	0.3987	-0.0427	-0.0817

Source : Les calculs sont effectués par les auteurs sur la base de l'Enquête Budget Consommation (EBC) de 1983/84 et de l'enquête camerounaise auprès des ménages (ECAMI), réalisées par la Direction de la Statistique et de la Comptabilité Nationale du Cameroun.

Tableau G : Décomposition dans la variation de l'indice d'inégalité de Gini par Zones (mesure de niveau de vie – Dépense totale par équivalent adulte)

	1984		1996		Différence 1984 vs 1996	
Gini	0.4218		0.4060		-0.0158	
Approche Shapley						
	Contribution					
	Absolue	Relative	Absolue	Relative	Absolue	Relative
Inter groupes	0.1242	0.2945	0.1349	0.3322	0.0107	0.0378
Intra groupes	0.2976	0.7055	0.2711	0.6678	-0.0265	-0.0378
Décomposition de composante intra- groupe						
Urbain	0.0290	0.0688	0.1073	0.2642	0.0782	0.1954
Semi-urbain	0.0644	0.1527	0.0147	0.0363	-0.0496	-0.1164
Rural	0.2042	0.4840	0.1491	0.3672	-0.0550	-0.1167

Source : Les calculs sont effectués par les auteurs sur la base de l'Enquête Budget Consommation (EBC) de 1983/84 et de l'enquête camerounaise auprès des ménages (ECAMI), réalisées par la Direction de la Statistique et de la Comptabilité Nationale du Cameroun.

Pour étendre l'analyse faite avec l'indice de Gini, utilisons maintenant les mesures de la classe d'entropie.

La classe d'indices d'entropie

Les résultats des mesures de la classe d'entropie pour le Cameroun et l'ensemble des trois zones (rurale, semi-urbaine et urbaine) sont récapitulés dans le tableau H. L'examen de ce tableau montre que les valeurs des indices d'entropie augmentent naturellement avec l'accroissement du paramètre d'aversion θ , traduisant ainsi plus d'inégalité.

Par ailleurs, l'inégalité est assez élevée dans les zones urbaine et semi-urbaine relativement à la zone rurale. Comparées à l'inégalité au niveau national, les valeurs des trois indices d'inégalité indiquent qu'en général l'inégalité est moins forte dans les trois zones que dans tout le pays.

Comme vue précédemment, les dépenses totales par équivalent adultes se sont détériorées pour le Cameroun entre 1984 et 1996. On observe ici également une diminution des dépenses totales moyennes par équivalent adulte dans les trois zones rurale, semi-urbaine et urbaine. Selon les calculs des indices de pauvreté utilisant la ligne de pauvreté inférieure par exemple (voir tableau 4 annexe A), l'incidence de la pauvreté a augmenté entre 1984 et 1996, de 25.85% à 56.60 % dans la zone rurale et de 13.55 % à 37 % dans la zone semi-urbaine. L'incidence de la pauvreté dans la zone urbaine s'est aussi accrue entre les deux périodes passant de 0.35 % à 17.04 %, et restait néanmoins l'incidence de pauvreté la plus faible dans les trois zones en 1984 et en 1996.

Étant donné l'accroissement de la pauvreté dans les trois zones, une question naturelle que l'on pourrait se poser est celle de savoir comment le degré d'inégalité s'est développé à l'intérieur des différentes zones et combien chaque zone a contribué à l'inégalité totale ?

Le tableau H présente les dépenses totales par équivalent-adulte, l'inégalité d'entropie, l'inégalité intra-groupe et l'inégalité inter-groupe pour chaque zone respectivement. De plus, la contribution de chaque localité à l'inégalité globale est aussi présentée. En général, l'inégalité intra-groupe parmi les trois localités explique la plus grande partie de l'inégalité totale. Comme un fort pourcentage de l'inégalité peut être attribué à l'inégalité intra-groupes, les efforts pour réduire ce type d'inégalité contribueront davantage à l'égalité globale. Ce type d'information peut fournir un important guide dans le développement de politiques visant à réduire l'inégalité et éventuellement la pauvreté relative.

La part de l'inégalité totale attribuable aux différences dans la moyenne des dépenses totales par équivalent adulte de ces zones est moins de 10 %. La conclusion générale à tirer de ces décompositions est que l'inégalité entre ces trois zones contribue pour un faible montant à l'inégalité totale.

Les résultats fournis par le profil de pauvreté indiquent une proportion plus importante des ménages pauvres dans la zone rurale comparativement aux zones urbaine et semi-urbaine, alors que l'inégalité est beaucoup plus un phénomène urbain que rural. Ce résultat suggère que toute politique visant à réduire la pauvreté urbaine et compatible avec l'équité pourrait consister à encourager les transferts des riches aux pauvres. En revanche, la réduction de la pauvreté rurale exigerait l'injection effective des ressources dans les régions pauvres (infrastructures routières, sanitaires, éducationnelles, etc.); ce qui serait de nature non seulement à réduire la pauvreté, mais aussi à réduire l'inégalité entre les zones urbaine et rurale.

Plusieurs résultats additionnels peuvent être mentionnés. Premièrement, en dépit de la décroissance de 54 % en terme relatif des dépenses totales par équivalent adulte de 1984 à 1996, la zone urbaine détient encore le niveau de vie moyen le plus élevé dans le pays en 1996.

Deuxièmement, dans la zone urbaine, les dépenses totales par équivalent adulte ont décru, et l'inégalité s'est aussi empirée. Par contre, dans les zones semi-urbaine et rurale, les dépenses totales par équivalent adulte ont aussi décru mais l'inégalité de la distribution a diminué, impliquant un modèle de décroissance relativement pro-pauvre.

Troisièmement, les contributions à l'inégalité de la distribution totale ont augmenté pour la zone urbaine, mais ont diminué pour les zones semi-urbaine et rurale entre 1984 et 1996. En bref, le déclin économique dans la zone urbaine a frappé plus la population à faible revenu, pendant que la croissance économique dans les zones semi-urbaine et rurale a été plus bénéfique aux populations à faible revenu.

Tableau H : Décomposition de l'indice d'inégalité d'entropie selon la zone de résidence du chef de ménage (1984-1996)

	$E(0)$				$E(0.5)$				$E(1)$			
	19884	1996	Δ 1996-1984 [Z- Statistique]	$\% \Delta$ 1996- 1984	1984	1996	Δ 1996-1984 [Z- Statistique]	$\% \Delta$ 1996- 1984	1984	1996	Δ 1996-1984 [Z- Statistique]	$\% \Delta$ 1996- 1984
Urbain												
Dépenses moyennes par équivalent adulte	2044.6	942.1		-53.9								
$E(\theta)_j$	0.2207 (0.0161)	0.2848 (0.0236)	0.0641	29	0.2361 (0.0202)	0.2861 (0.0255)	0.0500 (0.0325) [1,538]	21	0.2782 (0.0331)	0.3091 (0.0334)	0.0309 (0.0470) [0.657]	11
Contribution relative	0.0828 (0.0062)	0.3114 (0.0273)			0.1293 (0.0011)	0.3838 (0.0036)			0.2007 (0.0218)	0.4720 (0.0323)		
Sémi-urbain												
Dépenses moyennes par équivalent adulte	1036.8	624.9		-39.7								
$E(\theta)_j$	0.2928 (0.0234)	0.2031 (0.0356)	-0.0897 (0.1392) [-0.644]	-31	0.2962 (0.0281)	0.1987 (0.0298)	-0.0975 (0.0298) [3.27]	-33	0.3331 (0.0457)	0.2016 (0.0268)	-0.1315 (0.0529) [2.49]	-39
Contribution relative	0.1790 (0.0280)	0.0390 (0.0178)			0.1882 (0.0026)	0.0382 (0.0013)			0.1986 (0.0350)	0.0359 (0.0168)		
Rural												
Dépenses moyennes par équivalent adulte	688.3	402.7		-41.5								
$E(\theta)_j$	0.2050 (0.0128)	0.1457 (0.0149)	-0.0593 (0.1200) [-0.494]	-29	0.2083 (0.0141)	0.1485 (0.0149)	-0.0598 (0.0205) [-2.92]	-26	0.2264 (0.0180)	0.1578 (0.0161)	-0.0685 (0.0241) [-2.84]	-30
Contribution relative	0.4847 (0.0331)	0.3536 (0.0479)			0.4171 (0.0031)	0.2892 (0.0028)			0.3466 (0.0374)	0.2287 (0.0448)		
Contribution intra groupe	0.9243	0.9203			0.9184	0.9187			0.9109	0.9165		
Contribution inter groupe	0.0757 (0.0026)	0.0797 (0.0022)			0.0816 (0.0027)	0.0813 (0.0018)			0.0891 (0.0030)	0.0835 (0.0017)		
Cameroun												
$E(\theta)_j$	0.2984 (0.0116)	0.2694 (0.0201)	-0.0291 (0.0943) [-0,309]	-10	0.3075 (0.0127)	0.2814 (0.0220)	-0.0261 (0.0254) [-1,028]	-8	0.3510 (0.0189)	0.3170 (0.0289)	-0.0340 (0.0345) [-0,986]	-10

Notes : 1-. Les écart-types sont entre parenthèses et les z-statistiques entre crochets.

2- Pour un test bilatéral 1983/84=1996, la valeur critique à 5 % pour le z-statistique est 1.96.

3-. Les calculs sont effectués par les auteurs sur la base de l'Enquête Budget Consommation (EBC) de 1983/84 et de l'enquête camerounaise auprès des ménages (ECAMI), réalisées par la Direction de la Statique et de la Comptabilité Nationale du Cameroun.

Les graphiques 32 à 34 de l'annexe B présentent l'analyse de la dominance stochastique pour les trois zones. L'examen des courbes de Lorenz deux à deux montre que pour les zones sémi-urbaine et rurale, la courbe de Lorenz de 1984 est partout en dessous de celle de 1996. Ce résultat permet ainsi de confirmer les résultats obtenus pour les indices d'inégalité de ces zones entre 1984 et 1996. Par contre, les courbes de Lorenz de la zone urbaine (voir graphique 22 annexe B), montrent plutôt une nette augmentation de l'inégalité dans cette zone entre 1984 et 1996. En effet, la courbe de Lorenz de 1984 se trouve partout au-dessus de celle

de 1996. Ce résultat confirme également ceux de l'augmentation de l'inégalité dans cette zone obtenus précédemment avec les indices de Gini et de Theil.

5-2-3. Variation de l'inégalité selon les strates entre 1984 et 1996

L'indice standard de Gini

Le tableau *I* présente la décomposition de la variation de l'inégalité des dépenses alimentaires au Cameroun entre 1984 et 1996 mesuré par le coefficient standard de Gini en utilisant la méthode de Shapley, qui fournit un cadre de décomposition exacte. L'inégalité des dépenses alimentaires était d'environ 42.2 point de pourcentage en 1984 et a décrû d'environ 2 point de pourcentage en 1996. La composante intra-régionale captait environ 71 % de l'inégalité des dépenses alimentaires en 1984. En 1996, la composante intra-régionale s'est accrue légèrement pour atteindre 72 %, impliquant une croissance marginale d'environ 1 point de pourcentage sur la période. La composante inter-régionale d'environ 29 % en 1984 a donc régressé d'environ 1 point de pourcentage en 1996.

La décomposition de la composante intra-régionale de l'inégalité des dépenses alimentaires en contribution régionale est aussi présentée dans le tableau *I*. Yaoundé et Douala expliquent (contribuent) chacun moins de 4 points de pourcentage à la composante intra-régionale de 71 % en 1984, alors que les Hauts-plateaux seuls captent jusqu'à environ 20 % points de pourcentage, suivi de la savane (17 points de pourcentage), des autres villes (16 points de pourcentage) et de la Forêt (10 points de pourcentage). Entre 1984 et 1996, les contributions régionales à la variation de la composante intra-régionale de l'inégalité des dépenses alimentaires se sont accrus à Yaoundé et Douala de 18 et 16 points de pourcentage respectivement. Durant la même période, la contribution des autres régions à la variation de l'inégalité des dépenses alimentaires intra-régionale a plutôt décrû (régressé). Cette régression (recul) était de 11 points de pourcentage à la fois pour les Hauts-plateaux et la savane, et de 1 et 2 points de pourcentage dans les autres villes et la région Forêt respectivement.

La décomposition de la variation du coefficient de Gini de l'inégalité des dépenses totales suivant la classification régionale est présentée dans le tableau *J*. La contribution de l'inégalité intra et inter-régionale dans la distribution du standard de niveau de vie global en 1984 et 1996 est dans le même ordre de grandeur que celle obtenue pour l'inégalité régionale de la distribution des dépenses alimentaires. Toutefois, alors que l'inégalité intra-régionale

des dépenses alimentaires a régressé à la fois en terme absolu et relatif durant la période sous revue, l'inégalité inter-régionale des dépenses totales s'est plutôt accrue dans les deux dimensions. Comme pour l'inégalité des dépenses alimentaires, des commentaires similaires peuvent être faits pour la décomposition de l'inégalité intra-régionale de la distribution des dépenses totales et sa variation sur la période sous revue.

Trois observations émanent des tableaux *I et J*: 1) bien que l'inégalité inter-régionale mesurée par le coefficient de Gini entre 1984 et 1996 soit non négligeable, plus de deux tiers de l'inégalité des dépenses alimentaires et de l'inégalité des dépenses totales étaient expliqués par les composantes intra-régionales; 2) le comportement des parts des composantes de l'inégalité des dépenses alimentaires et de l'inégalité des dépenses totales est différent, encore que la décomposition des composantes intra-régionales à la fois de l'inégalité des dépenses alimentaires et l'inégalité des dépenses totales semble relater la même histoire. 3) les politiques visant à réduire davantage à la fois l'inégalité des dépenses alimentaires et l'inégalité des dépenses totales devraient plus se focaliser sur les disparités intra-régionales de la distribution des revenus, à travers les considérations au sein des régions, bien que les considérations entre les régions ne doivent pas être totalement négligées.

Tableau I : Décomposition dans la variation de l'indice d'inégalité de Gini par Strates (mesure de niveau de vie – Dépenses alimentaires par équivalent adulte

	1984	1996	Différence 1984 vs 1996
Gini	0.4224	0.4017	-0.0206
Approche Shapley			

	Contribution					
	Absolue	Relative	Absolue	Relative	Absolue	Relative
Inter groupes	0.1231	0.2915	0.1136	0.2829	-0.0095	-0.0086
Intra groupes	0.1231	0.7085	0.2881	0.7171	0.0111	0.0086
Décomposition de composante intra-groupe						
Yaoundé	0.0158	0.0373	0.0259	0.0645	0.0102	0.0272
Douala	0.0149	0.0354	0.0507	0.1263	0.0358	0.0909
Autres Villes	0.0695	0.1645	0.0430	0.1070	-0.0265	-0.0576
Forêt	0.0410	0.0970	0.0446	0.1111	0.0037	0.0141
Hauts Plateaux	0.0848	0.2008	0.0731	0.1819	-0.0118	-0.0190
Savane	0.0732	0.1734	0.0607	0.1510	-0.0126	-0.0224

Source : Les calculs sont effectués par les auteurs sur la base de l'Enquête Budget Consommation (EBC) de 1983/84 et de l'enquête camerounaise auprès des ménages (ECAMI), réalisées par la Direction de la Statique et de la Comptabilité Nationale du Cameroun.

Tableau J : Décomposition dans la variation de l'indice d'inégalité de Gini par Strates (mesure de niveau de vie – Dépense totale par équivalent adulte)

	1984	1996	Différence 1984 vs 1996			
Gini	0.4218	0.4060	-0.0158			
Approche Shapley						
	Contribution					
	Absolue	Relative	Absolue	Relative	Absolue	Relative
Inter groupes	0.1281	0.3036	0.1380	0.3399	0.0099	0.0363
Intra groupes	0.2938	0.6964	0.2680	0.6601	-0.0257	-0.0363
Décomposition de composante intra-groupe						
Yaoundé	0.0150	0.0356	0.0236	0.0581	0.0085	0.0224
Douala	0.0138	0.0328	0.0545	0.1342	0.0407	0.1015
Autres Villes	0.0645	0.1528	0.0348	0.0858	-0.0296	-0.0670
Forêt	0.0406	0.0963	0.0391	0.0963	-0.0015	0.0000
Hauts Plateaux	0.0824	0.1954	0.0676	0.1665	-0.0148	-0.0289
Savane	0.0774	0.1834	0.0593	0.1460	-0.0181	-0.0375

Source : Les calculs sont effectués par les auteurs sur la base de l'Enquête Budget Consommation (EBC) de 1983/84 et de l'enquête camerounaise auprès des ménages (ECAMI), réalisées par la Direction de la Statique et de la Comptabilité Nationale du Cameroun..

La classe d'indices d'Entropie

La tendance de la décomposition régionale observée pour le coefficient de Gini est aussi saisie par la classe des indices d'entropie qui figurent au tableau K, et qui montre notamment que l'inégalité a augmenté dans les grandes villes Yaoundé et Douala, et a diminué dans les autres régions du pays entre 1984 et 1996. Comme le notent Baye et Fambon (2002),

Dépenses moyennes par équivalent adulte	2093.12	961.32		-54.1								
$E(\theta)_j$	0.2429 (0.0243)	0.3312 (0.0710)	0.0883	36	0.2622 (0.0324)	0.3500 (0.0820)	0.0878 (0.0882) [0,995]	33	0.3190 (0.0579)	0.4060 (0.1116)	0.0870 (0.1257) [0.692]	27
Contribution relative	0.0446 (0.0049)	0.0872 (0.0191)			0.0711 (0.0009)	0.1142 (0.0026)			0.1154 (0.0214)	0.1524 (0.0482)		
Douala												
Dépenses moyennes par équivalent adulte	1998.01	1113.4		-44.3								
$E(\theta)_j$	0.1988 (0.0210)	0.3385 (0.0292)	0.1398	70	0.2099 (0.0236)	0.3187 (0.0272)	0.1088 (0.0360) [3,02]	52	0.2366 (0.0299)	0.3215 (0.0294)	0.0849 (0.0420) [2.02]	36
Contribution relative	0.0381 (0.0037)	0.1213 (0.0207)			0.0580 (0.0006)	0.1524 (0.0020)			0.0851 (0.0118)	0.1902 (0.0296)		
Autres Villes												
Dépenses moyennes par équivalent adulte	1036.76	801.2		-22.7								
$E(\theta)_j$	0.2928 (0.0234)	0.1944 (0.0197)	-0.0985 (0.1392) [[0.7076]	-34	0.2962 (0.0281)	0.1938 (0.0192)	-0.1024 (0.0340) [-3.012]	-35	0.3331 (0.0457)	0.2032 (0.0204)	-0.1299 (0.0500) [2.60]	-39
Contribution relative	0.1790 (0.0280)	0.0917 (0.0145)			0.1882 (0.0026)	0.1035 (0.0012)			0.1986 (0.0350)	0.1138 (0.0209)		
Rural Forêt												
Dépenses moyennes par équivalent adulte	741.67	386.9		-47.8								
$E(\theta)_j$	0.1727 (0.0158)	0.1238 (0.0175)	-0.0489 (0.1133) [-0.4316]	-28	0.1740 (0.0165)	0.1259 (0.0181)	-0.0481 (0.0245) [-1.963]	-28	0.1839 (0.0189)	0.1323 (0.0198)	-0.0516 (0.0274) [-1.89]	-28
Contribution relative	0.0911 (0.0129)	0.0849 (0.0099)			0.0807 (0.0010)	0.0679 (0.0006)			0.0677 (0.0115)	0.0521 (0.0086)		
Rural Hauts Plateaux												
Dépenses moyennes par équivalent adulte	675.34	424.1		-37.2								
$E(\theta)_j$	0.2272 (0.0236)	0.1645 (0.0276)	-0.0627 (0.1488) [-0.4214]	-28	0.2306 (0.0267)	0.1692 (0.0270)	-0.0614 (0.0380) [-1.62]	-27	0.2528 (0.0342)	0.1811 (0.0280)	-0.0717 (0.0442) [-1.62]	-28
Contribution relative	0.0911 (0.0130)	0.1697 (0.0259)			0.1778 (0.0023)	0.1438 (0.0017)			0.1476 (0.0269)	0.1175 (0.0263)		
Rural Savane												
Dépenses moyennes par équivalent adulte	670.64	437.8		-34.7								
$E(\theta)_j$	0.1992 (0.0222)	0.1715 (0.0276)	-0.0278	-14	0.2045 (0.0239)	0.1727 (0.0273)	-0.0319 (0.0363) [-0.879]	-16	0.2244 (0.0310)	0.1827 (0.0294)	-0.0418 (0.0427) [-0.098]	-19
Contribution relative	0.1828 (0.0262)	0.1544 (0.0270)			0.1569 (0.0022)	0.1301 (0.0018)			0.1299 (0.0264)	0.1068 (0.0255)		
Contribution intra groupe												
	0,7779	0,9217	0,1438		0,9178	0,9189	0,0011		0,9103	0,9153	0,005	
Contribution inter groupe												
	0.0763 (0.0027)	0.0783 (0.0038)	0.002		0.0822 (0.0028)	0.0811 (0.0035)	-0.0011		0.0897 (0.0030)	0.0847 (0.0032)	-0.005	
Cameroun												
$E(\theta)_j$	0.2984 (0.0116)	0.2694 (0.0201)	-0.0291 (0.0943) [-0,309]	-10	0.3075 (0.0127)	0.2814 (0.0220)	-0.0261 (0.0254) [-0,989]	-8	0.3510 (0.0189)	0.3170 (0.0289)	-0.0340 (0.0345) [-0,986]	-10

Notes : 1- Les écart-types sont entre parenthèses et les z-statistiques entre crochets.

2- Pour un test bilatéral 1983/84=1996, la valeur critique à 5 % pour le z-statistique est 1.96.

3- Les calculs sont effectués par les auteurs sur la base de l'Enquête Budget Consommation (EBC) de 1983/84 et de l'enquête camerounaise auprès des ménages (ECAMI), réalisées par la Direction de la Statique et de la Comptabilité Nationale du Cameroun.

Les graphiques 25 à 30 de annexe B présentent l'analyse de la dominance stochastique pour les six strates. Lorsqu'on considère les strates urbaines que sont Yaoundé et Douala, on constate que leurs courbes de Lorenz traduisent un accroissement d'inégalité dans ces strates entre 1984 et 1996. En effet, pour ces deux strates, les courbes de Lorenz de 1984 sont partout au-dessus de celles de 1996. Ce résultat confirme ceux obtenus précédemment avec les indices d'inégalité de Gini et de Theil pour ces strates. A l'inverse, dans les strates autres villes, Forêt, Hauts-plateaux et Savane, la comparaison des courbes de Lorenz deux à deux témoigne d'une diminution de l'inégalité dans ces strates sur la période de l'étude. En effet, pour toutes ces strates, les courbes de Lorenz de 1984 se trouvent partout en dessous de celles de 1996. La baisse du coefficient de Gini et des indices de Theil sur la période de l'étude obtenue précédemment pour ces strates sont conformes à la direction des courbes de Lorenz de leurs graphiques.

5.3.4 – L'inégalité selon le Niveau d'Education du Chef du Ménage

L'indice standard de Gini

On s'attend à ce que le niveau d'éducation du chef du ménage joue un rôle important dans la détermination du niveau de bien-être d'un ménage. En 1984, l'inégalité dans la distribution du niveau de vie mesurée par le coefficient standard de Gini était modérément élevée (voir tableaux *L et M*). La décomposition du coefficient de Gini selon les niveaux d'éducation a révélé que la composante intra-groupe contribuait jusqu'à 79 pour cent à l'inégalité totale en 1984 et autour de 66 pour cent en 1996. Ce comportement des composantes intra-groupe a occasionné une réduction de l'inégalité en termes absolus et relatifs de 7 et 13 points de pourcentage respectivement. L'inégalité inter-groupe totale dans la distribution des standards de vie a augmenté en termes à la fois absolus et relatifs de 5 et 13 points de pourcentage respectivement en 1984 et 1996.

Une décomposition de la composante intra-niveaux de l'inégalité totale en différents niveaux d'éducation a généralement indiqué sur la période de l'étude que, seule le niveau « indéfini » d'éducation a enregistré une réduction des contributions en termes absolus et relatifs à l'inégalité intra-niveaux. L'inégalité parmi les individus ayant un niveau d'éducation primaire n'a diminué que de manière marginale. Ces résultats pourraient peut-être masquer beaucoup d'informations car, les niveaux d'éducation « indéfinies » semblent contribuer pour plus de 45

et 22 points de pourcentage à l'inégalité intra-niveaux en 1984 et 1996 respectivement, indiquant ainsi une baisse de 23 points de pourcentage dans la variation de l'inégalité intra-niveaux.

La décomposition de l'inégalité alimentaire par niveau d'éducation est présentée au tableau *M* et permet de faire des commentaires similaires à ceux obtenus avec la décomposition de l'inégalité des dépenses totales par équivalent-adulte.

Tableau L : Décomposition dans la variation de l'indice d'inégalité de Gini selon le niveau d'éducation du chef de ménage (mesure de niveau de vie – Dépense totale par équivalent adulte)

	1984		1996		Différence 1984 vs 1996	
Gini	0.4218		0.4060		0.0158	
Approche Shapley						
	Contribution					
	Absolue	Relative	Absolue	Relative	Absolue	Relative
Inter groupes	0.0882	0.2092	0.1389	0.3420	0.0506	0.1329
Intra groupes	0.3336	0.7908	0.2671	0.6580	-0.0665	-0.1329
Décomposition de composante intra- groupe						
Primaire	0.1029	0.2440	0.0995	0.2450	0.0035	0.0010
Formation professionnelle	0.0121	0.0286	0.0190	0.0468	0.0069	0.0182
Secondaire 1 ^{er} cycle	0.0213	0.0506	0.0375	0.0924	0.0162	0.0418
Secondaire 2 nd cycle	0.0026	0.0063	0.0225	0.0555	0.0199	0.0493
Supérieur	0.0032	0.0076	0.0211	0.0520	0.0179	0.0444
Autres	0.1914	0.4538	0.0899	0.2213	-0.1016	-0.2325

Source : Les calculs sont effectués par les auteurs sur la base de l'Enquête Budget Consommation (EBC) de 1983/84 et de l'enquête camerounaise auprès des ménages (ECAMI), réalisées par la Direction de la Statique et de la Comptabilité Nationale du Cameroun.

Tableau M : Décomposition dans la variation de l'indice d'inégalité de Gini selon le niveau d'éducation du chef de ménage (mesure de niveau de vie – Dépense alimentaire par équivalent adulte)

	1984		1996		Différence 1984 vs 1996	
Gini	0.4224		0.4017		-0.0206	
Approche Shapley						
	Contribution					
	Absolue	Relative	Absolue	Relative	Absolue	Relative
Inter groupes	0.1000	0.2368	0.1002	0.2494	-0.0002	-0.0127

Intra groupes	0.3224	0.7632	0.3015	0.7506	0.0208	0.0127
Décomposition de composante intra-groupe						
Primaire	0.1012	0.2395	0.1070	0.2664	0.0059	0.0269
Formation professionnelle	0.0115	0.0273	0.0211	0.0524	0.0095	0.0251
Secondaire 1 ^{er} cycle	0.0175	0.0413	0.0412	0.1026	0.0238	0.0613
Secondaire 2 nd cycle	0.0021	0.0051	0.0229	0.0569	0.0207	0.0518
Supérieur	0.0027	0.0064	0.0264	0.0656	0.0236	0.0592
Autres	0.1873	0.4436	0.0999	0.2486	-0.0875	-0.1950

Source : Les calculs sont effectués par les auteurs sur la base de l'Enquête Budget Consommation (EBC) de 1983/84 et de l'enquête camerounaise auprès des ménages (ECAMI), réalisées par la Direction de la Statique et de la Comptabilité Nationale du Cameroun.

La classe d'indices d'Entropie

L'inégalité mesurée par les indices d'entropie semble avoir diminué parmi les chefs de ménage pour tous les niveaux d'éducation entre 1984 et 1996. Il ne semble pas se dégager un mode de comportement systématique entre les niveaux d'éducation et l'inégalité. Cet état de choses serait peut être dû au fait que l'emploi est un phénomène qui affecte tous les élèves sortants à tous les niveaux d'éducation aux Cameroun.

La classe des indices d'entropie est encore décomposée en composantes intra-groupe et inter-groupe (voir tableau N). Les niveaux d'éducation sont directement associés à la distribution de tous les niveaux de vie moyens normalisés par la moyenne. Plus de 50 pour cent des chefs de ménage dans l'enquête ne pouvaient pas être classés dans un des niveaux spécifiés d'éducation acquise. Environ 30 pour cent des chefs de ménage qui jouissent d'un niveau de vie un peu au-dessus de la moyenne nationale contribuent pour 27 points de pourcentage à l'inégalité intra-groupe dont la moyenne était d'environ 81 pour cent pour des valeurs données de θ . L'indication ici est que, malgré les disparités dans les niveaux de vie entre les différents niveaux d'éducation, les composantes intra-groupes sont beaucoup plus susceptibles d'expliquer l'inégalité nationale. Néanmoins, la contribution de la composante inter-groupe à l'inégalité totale, dont la moyenne était de 19 pour cent, n'est pas négligeable. L'implication de cette situation est qu'on doit examiner la distribution de l'éducation et les déterminants des rendements économiques qui en découlent si l'on veut comprendre la distribution des niveaux de vie au Cameroun.

Primaire												
Dépenses moyennes par équivalent adulte	947.2	468.06		-50.6								
$E(\theta)_j$	0.2718 (0.0185)	0.1694 (0.0181)	-0.1024 (0.0950) [-1,078]	-38	0.2778 (0.0222)	0.1734 (0.0187)	-0.1045 (0.0290) [-3,60]	-38	0.3184 (0.0381)	0.1859 (0.0215)	-0.1324 (0.0438) [-3,02]	-42
Contribution relative	0.2621 (0.0181)	0.2204 (0.0266)			0.2662 (0.0020)	0.1951 (0.0019)			0.2737 (0.0309)	0.1679 (0.0269)		
Formation professionnelle												
Dépenses moyennes par équivalent adulte	1396.23	758.56		-45.7								
$E(\theta)_j$	0.2652 (0.0294)	0.1908 (0.0281)	-0.0744 (0.1634) [-0,45]	-28	0.2575 (0.0280)	0.1857 (0.0277)	-0.0718 (0.0394) [-1,82]	-28	0.2753 (0.0342)	0.1904 (0.0296)	-0.0849 (0.0453) [-1,87]	-31
Contribution relative	0.0347 (0.0050)	0.0504 (0.0084)			0.0406 (0.0005)	0.0540 (0.0007)			0.0473 (0.0074)	0.0565 (0.0104)		
Secondaire 1^{er} cycle												
Dépenses moyennes par équivalent adulte	1406.76	630.7		-55.2								
$E(\theta)_j$	0.3427 (0.0294)	0.2564 (0.0295)	-0.0863 (0.5116) []	-25	0.3292 (0.0278)	0.2589 (0.0304)	-0.0703 (0.0412) []	-21	0.3438 (0.0322)	0.2768 (0.0344)	-0.0670 (0.0471) []	-19
Contribution relative	0.0633 (0.0082)	0.1019 (0.0172)			0.0736 (0.0008)	0.1033 (0.0012)			0.0840 (0.0124)	0.1029 (0.0195)		
Secondaire second cycle												
Dépenses moyennes par équivalent adulte	2286.43	915.6		-60								
$E(\theta)_j$	0.2701 (0.0434)	0.2445 (0.0277)	-0.0256 (0.3638) [-0,17]	-9	0.2559 (0.0380)	0.2375 (0.0271)	-0.0183 (0.0467) [-0,39]	-7	0.2593 (0.0382)	0.2441 (0.0319)	-0.0152 (0.0152) [-1,00]	-6
Contribution relative	0.0087 (0.0018)	0.0520 (0.0079)			0.0127 (0.0002)	0.0611 (0.0007)			0.0179 (0.0033)	0.0705 (0.0109)		
Supérieur												
Dépenses moyennes par équivalent adulte	3572.73	1792.5		-49.8								
$E(\theta)_j$	0.3501 (0.0501)	0.2516 (0.0502)	-0.0984 (0.3961) [-0,267]	-28	0.3202 (0.0435)	0.2493 (0.0530)	-0.0708 (0.0685) [-1,03]	-22	0.3181 (0.0444)	0.2639 (0.0635)	-0.0542 (0.0775) [-0,7]	-17
Contribution relative	0.0123 (0.0027)	0.0442 (0.0087)			0.0218 (0.0004)	0.0741 (0.0015)			0.0377 (0.0069)	0.1232 (0.0286)		
Non défini												
Dépenses moyennes par équivalent adulte	735.15	409.8		-44.3								
$E(\theta)_j$	0.2333 (0.0128)	0.1640 (0.0183)	-0.0694 (0.1019) []	-30	0.2401 (0.0150)	0.1696 (0.0195)	-0.0706 (0.0246) []	-29	0.2708 (0.0242)	0.1845 (0.0227)	-0.0863 (0.0332) []	-32
Contribution relative	0.4675 (0.0214)	0.2233 (0.0304)			0.4211 (0.0025)	0.1868 (0.0020)			0.3753 (0.0315)	0.1526 (0.0292)		
Contribution intra groupe	0.2533	0.1865	-0.0668		0.2571	0.1828	-0.0678		0.2933	0.2135	-0.0789	
Contribution inter groupe	0.0451 (0.0030)	0.0829 (0.0076)	0.0378		0.0504 (0.0035)	0.0916 (0.0082)	0.0412		0.0577 (0.0041)	0.1035 (0.0090)	0.0452	

Cameroun												
$E(\theta)_j$	0.2984 (0.0116)	0.2694 (0.0201)	-0.0291 (0.0943)	-10	0.3075 (0.0127)	0.2814 (0.0220)	-0.0261 (0.0254)	-8	0.3510 (0.0189)	0.3170 (0.0289)	-0.0340 (0.0345)	-10

Notes : 1- Les écart-types sont entre parenthèses et les z-statistiques entre crochets.

2- Pour un test bilatéral 1983/84=1996, la valeur critique à 5 % pour le z-statistique est 1.96.

3- Les calculs sont effectués par les auteurs sur la base de l'Enquête Budget Consommation (EBC) de 1983/84 et de l'enquête camerounaise auprès des ménages (ECAMI), réalisées par la Direction de la Statique et de la Comptabilité Nationale du Cameroun.

5.3.5 – L'Inégalité selon le Genre du Chef de Ménage

La conception des politiques sensibles au genre nécessite la décomposition de l'inégalité selon le genre du chef du ménage. Dans le tableau *O*, les ménages dirigés par les femmes sont plus hétérogènes en ce qui concerne la façon dont ils font habituellement leurs dépenses que les ménages où les chefs sont des hommes. Ce résultat est vrai pour toutes les trois mesures d'inégalité et les trois paramètres d'aversion à l'inégalité en considération. Les ménages dirigés par les hommes constituaient 88 pour cent de la population, faisaient un peu moins de dépenses que la moyenne nationale et contribuaient pour environ 86 points de pourcentage à l'inégalité intra-groupe entre les hommes et les femmes, ce qui explique largement l'inégalité totale (tableau *O*). La disparité dans les niveaux de vie moyens entre les genres est négligeable (environ 0.1 pour cent) dans l'explication de l'inégalité totale.

Entre 1984 et 1996 le coefficient de Gini a diminué pour les ménages dirigés aussi bien par les hommes que pour les femmes, mais beaucoup plus pour cette dernière catégorie (tableau *O* et *P*). Cette situation est presque similaire à celle que montrent les variations des classes d'indices d'entropie entre les deux périodes (tableau *Q*). Comme on peut le constater dans le tableau *Q*, la contribution des variations de l'inégalité inter-groupes entre les genres est très négligeable dans l'explication de l'évolution de l'inégalité totale. Ce résultat signale l'inefficacité des politiques qui se focalisent principalement sur l'égalisation des capacités moyennes entre les genres. La réduction de l'inégalité totale s'explique par les différences observées au sein des ménages dirigés par les hommes et par les femmes. La contribution de l'inégalité intra-genre est restée significative entre 1984 et 1996 dans l'explication de l'inégalité globale.

Tableau O : Décomposition dans la variation de l'indice d'inégalité de Gini par sexe (mesure de niveau de vie – Dépense totale par équivalent adulte)

	1984	1996	Différence 1984 vs 1996
Gini	0.4218	0.4060	-0.0158
Approche Shapley			

			[Z- Statistique]	19/84			[Z- Statistique]	1984			[Z- Statistique]	1984
Masculin												
Dépenses moyennes par équivalent adulte	898.26	559.83		-37.7								
$E(\theta)_j$	0.2977 (0.0128)	0.2662 (0.0224)	-0.0315 (0.1067) [-11.88]	-11	0.3076 (0.0143)	0.2804 (0.0248)	-0.0272 (0.0286) [-0.95]	-9	0.3525 (0.0215)	0.3194 (0.0331)	-0.0332 (0.0395) [-0.84]	-9
Contribution relative	0.8444 (0.0116)	0.8782 (0.0200)			0.8443 (0.0036)	0.0002 (0.0000)			0.8452 (0.0159)	0.8747 (0.0257)		
Féminin												
Dépenses moyennes par équivalent adulte	933.84	680.09		-27.2								
$E(\theta)_j$	0.3022 (0.0173)	0.2784 (0.0290)	-0.0238 (0.1013) [-0.23]	-8	0.3065 (0.0185)	0.2740 (0.0276)	-0.0325 (0.0332) [-0.98]	-11	0.3422 (0.0272)	0.2865 (0.0297)	-0.0557 (0.0403) [-1.38]	-16
Contribution relative	0.1552 (0.0116)	0.1143 (0.0177)			0.1554 (0.0010)	0.8753 (0.0063)			0.1545 (0.0157)	0.1186 (0.0220)		
Contribution intra groupe	0,9999	0,998	-0,0019		0,9999	0,998	-0,002		1	0,9979	-0,002	
Contribution inter groupe	0.0001 (0.0000)	0.0020 (0.0002)	0,0019		0.0001 (0.0000)	0.0020 (0.0002)	0,0019		0.0000 (0.0000)	0.0021 (0.0002)	0,002	
Cameroun												
$E(\theta)_j$	0.2984 (0.0116)	0.2694 (0.0201)	-0.0291 (0.0943) [-0.309]	-10	0.3075 (0.0127)	0.2814 (0.0220)	-0.0261 (0.0254) [-1.028]	-8	0.3510 (0.0189)	0.3170 (0.0289)	-0.0340 (0.0345) [-0.986]	-10

Notes : 1-. Les écart-types sont entre parenthèses et les z-statistiques entre crochets.

2- Pour un test bilatéral 1983/84=1996, la valeur critique à 5 % pour le z-statistique est 1.96.

3-. Les calculs sont effectués par les auteurs sur la base de l'Enquête Budget Consommation (EBC) de 1983/84 et de l'enquête camerounaise auprès des ménages (ECAMI), réalisées par la Direction de la Statique et de la Comptabilité du Cameroun.

5.3.6 – L'inégalité selon l'âge du chef du ménage

L'inégalité dans la répartition des standards de vie selon l'âge du chef du ménage en 1984 et 1996 est présentée dans les tableaux *R*, *S* et *T*. L'inégalité telle que définie par les classes d'indices de Gini et d'entropie semble diminuer avec l'âge du chef du ménage. Le tableau *T* décompose la classe d'indices d'entropie selon l'âge du chef du ménage. Les résultats montrent une contribution écrasante des inégalités intra-groupes d'âge à l'explication des inégalités totales pour différents paramètres d'aversion à l'inégalité. Le groupe d'âge de 35-50 ans contribue le plus à l'inégalité intra-groupes pour toutes les valeurs de θ . La contribution du groupe d'âge de plus de 50 ans vient en seconde position. La contribution de l'inégalité inter-groupe à l'inégalité totale est très marginale (moins de 3 points de pourcentage pour les différents valeurs de θ).

L'inégalité selon l'âge du chef du ménage telle qu'indiquée dans les tableaux *R* et *S* diminue avec l'âge pour la mesure d'inégalité de Gini. La réduction de l'inégalité totale entre 1984 et 1996 s'explique surtout par le groupe d'âge de plus de 50 ans. La contribution du groupe

d'âge adulte à cette réduction est très marginale malgré le fait qu'il ait contribué pour la grande partie à l'inégalité intra-groupe d'âge pendant les deux périodes de l'étude. Le tableau *T* décompose l'évolution de la classe d'indices d'Entropie. Le groupe d'âge de plus de 50 ans joue un rôle décisif dans l'explication de la réduction de l'inégalité totale entre les deux périodes. L'évolution de l'inégalité intra-groupe d'âge a contribué substantiellement à l'explication de la réduction de l'inégalité totale entre 1984 et 1996 alors que les variations parmi le groupe d'âge d'adulte ralentissaient plutôt la réduction des inégalités intra-groupes entre les deux périodes en considération.

Tableau R : Décomposition dans la variation de l'indice d'inégalité de Gini par groupe d'âge (mesure de niveau de vie – Dépense totale par équivalent adulte)

	1984		1996		Différence 1984 vs 1996	
Gini	0.4218		0.4060		-0.0158	
Approche Shapley						
	Contribution					
	Absolue	Relative	Absolue	Relative	Absolue	Relative
Inter groupes	0.0282	0.0669	0.0556	0.1368	0.0274	0.0699
Intra groupes	0.3936	0.9331	0.3505	0.8632	-0.0431	-0.0699
Décomposition de composante intra- groupe						
Moins de 35 ans	0.1005	0.2383	0.0718	0.1769	-0.0287	-0.0614
35-50 ans	0.1641	0.3890	0.1541	0.3795	-0.01	-0.0095
Plus de 50 ans	0.1290	0.3058	0.1244	0.3064	-0.0046	0.0006

Source : Les calculs sont effectués par les auteurs sur la base de l'Enquête Budget Consommation (EBC) de 1983/84 et de l'enquête camerounaise auprès des ménages (ECAMI), réalisées par la Direction de la Statique et de la Comptabilité Nationale du Cameroun.

Tableau S : Décomposition dans la variation de l'indice d'inégalité de Gini par groupe d'âge (mesure de niveau de vie – Dépense alimentaire par équivalent adulte)

	1984	1996	Différence
--	------	------	------------

Moins de 35 ans												
Dépenses moyennes par équivalent adulte	1019.46	745.61		-26.9								
$E(\theta)_j$	0.3355 (0.0172)	0.3013 (0.0334)	-0.0341 (0.1422) [-0.24]	-10	0.3389 (0.0173)	0.3049 (0.0330)	-0.0340 (0.0372) [-0.91]	-10	0.3727 (0.0208)	0.3306 (0.0375)	-0.0421 (0.0429) [-0.98]	-11
Contribution relative	0.2566 (0.0126)	0.2054 (0.0273)			0.2672 (0.0013)	0.2269 (0.0028)			0.2734 (0.0185)	0.2492 (0.0362)		
35-50 ans												
Dépenses moyennes par équivalent adulte	939.3	609.11		-35.2								
$E(\theta)_j$	0.3171 (0.0181)	0.2860 (0.0291)	-0.0311 (0.1511) [-0.20]	-10	0.3295 (0.0217)	0.2941 (0.0330)	-0.0354 (0.0395) [-0.89]	-11	0.3879 (0.0366)	0.3286 (0.0470)	-0.0593 (0.0596) [-0.99]	-15
Contribution relative	0.4140 (0.0165)	0.4172 (0.0304)			0.4256 (0.0027)	0.4233 (0.0041)			0.4475 (0.0286)	0.4328 (0.0454)		
Plus de 50												
Dépenses moyennes par équivalent adulte	798.16	464.84		-41.8								
$E(\theta)_j$	0.2446 (0.0128)	0.2015 (0.0183)	-0.0430 (0.0706) [-0.60]	-18	0.2496 (0.0137)	0.2153 (0.0209)	-0.0343 (0.0250) [-1.37]	-14	0.2761 (0.0176)	0.2459 (0.0270)	-0.0302 (0.0322) [-0.94]	-11
Contribution relative	0.3131 (0.0152)	0.3164 (0.0272)			0.2915 (0.0015)	0.2914 (0.0023)			0.2654 (0.0200)	0.2661 (0.0302)		
Contribution intra groupe	0,9951	0,9836	0,0326		0,9952	0,9836	-0,012		0,9952	0,9836	-0,012	
Contribution inter groupe	0.0049 (0.0001)	0.0164 (0.0005)	0,0115		0.0048 (0.0001)	0.0164 (0.0005)	0,0116		0.0048 (0.0001)	0.0164 (0.0005)	0,012	
Cameroun												
$E(\theta)_j$	0.2984 (0.0116)	0.2694 (0.0201)	-0.0291 (0.0943) [-0.309]	-10	0.3075 (0.0127)	0.2814 (0.0220)	-0.0261 (0.0254) [-1.028]	-8	0.3510 (0.0189)	0.3170 (0.0289)	-0.0340 (0.0345) [-0.986]	-10

Notes : 1- Les écart-types sont entre parenthèses et les z-statistiques entre crochets.

2- Pour un test bilatéral 1983/84=1996, la valeur critique à 5 % pour le z-statistique est 1.96.

3- Les calculs sont effectués par les auteurs sur la base de l'Enquête Budget Consommation (EBC) de 1983/84 et de l'enquête camerounaise auprès des ménages (ECAMI), réalisées par la Direction de la Statique et de la Comptabilité Nationale du Cameroun.

6-. Décomposition de la variation de la pauvreté en croissance et redistribution

Savoir si la pauvreté a augmenté ou diminué sur une période donnée constitue l'une des questions les plus importantes à laquelle chaque pays voudrait apporter la réponse la plus exacte possible. Il est aussi utile de connaître la source de toute variation (accroissement ou diminution) de la pauvreté. Les deux causes possibles sont la baisse du revenu moyen *per capita* et/ou l'accroissement de l'inégalité dans la distribution des revenus. Étant donné que les politiques appropriées en vue de remédier à ces sources d'augmentation de la pauvreté diffèrent, les économistes ont investi des efforts considérables dans la recherche de méthodes susceptibles de quantifier la contribution relative de la croissance versus la redistribution dans les changements des mesures de la pauvreté.

Parmi les tentatives récentes de décomposition des changements de la pauvreté, celles suggérées par Datt et Ravallion (DR) (1992) et Kakwani (1997), et celle s'appuyant sur la valeur de Shapley, proposée par Shorrocks 1999, semblent plus rigoureuses que les autres. Ces méthodologies permettent de spécifier deux composantes principales: la composante de croissance et la composante de redistribution ; de plus, la méthode de DR fournit aussi une composante résiduelle.

Kakwani (1993) dérive des formules de l'élasticité de la pauvreté quant aux changements du revenu moyen ou de l'inégalité mesurée par l'indice de Gini. Cette approche statique permet de mesurer l'impact marginal de la variation du revenu moyen ou de l'inégalité sur la pauvreté et ne nécessite que des informations sur une seule période.

Dans le cadre de cette étude, nous avons des données sur deux périodes. Par conséquent, nous disposons de suffisamment d'informations susceptibles de nous permettre de déterminer avec précision le modèle de transfert de revenu qui conduit aux changements de l'inégalité, sans avoir besoin d'aucune hypothèse restrictive à cet égard. C'est la raison pour laquelle nous utilisons simultanément dans ce rapport la méthodologie de DR et celle s'appuyant sur la valeur de Shapley pour décomposer les variations de la pauvreté³⁷.

L'objectif de cette sous-section est d'analyser la variation de la pauvreté survenue au Cameroun durant la période de 13 années, caractérisées notamment par la mise en place des Programmes d'Ajustement Structurel introduits dans le pays à partir de 1988. Les données provenant des enquêtes ménages EBC 83/84 et ECAM 96 sont utilisées pour calculer les changements dans l'incidence, la profondeur, et la sévérité de la pauvreté. La variation des indices de pauvreté est décomposée en composantes de croissance et de redistribution en utilisant la méthode de Datt et Ravallion (1992)³⁸ et la décomposition à la Shapley que nous présentons ci-dessous, de façon successive.

6-1. La décomposition d'une variation de la pauvreté par la méthode de DATT et RAVALLION

³⁷ La méthode de Kakwani (1997) est similaire à celle de Shapley

³⁸ La méthode de Datt et Ravallion utilise la distribution initiale comme point de référence pour l'évaluation de l'impact du changement de revenu moyen et de la distribution sur la pauvreté.

Datt et Ravallion (1992) proposent une décomposition pour toute variation de la pauvreté entre deux périodes (t) et (t + n), qui permet de quantifier rigoureusement l'importance relative de la croissance et de la redistribution du revenu. Cette procédure de décomposition a été appliquée par plusieurs auteurs, en particulier par Canagarajan et al. (1997) sur des données de l'économie Nigériane, et a été modifiée par Ali (1997).

La méthodologie de Datt-Ravallion décompose essentiellement une variation de la pauvreté entre deux périodes t et (t + n) en une composante de croissance, notée par (w(t, t+n, r)), une composante de distribution représentée par (D(t, t+n ; r)), et un résidu noté R(t, t+n ; r), où (r) représente une période de référence.

Une mesure de la pauvreté, mesurée à une période t, peut être définie de la manière suivante :

$$P_t = P\left(\frac{Z}{\mu_t}, L_t\right) \quad (36)$$

où Z est le seuil de pauvreté, μ le revenu moyen (dépense moyenne), et L est un vecteur qui définit la courbe de Lorenz.

La décomposition peut s'exprimer de la manière suivante:

$$P_{t+n} - P_t = W(t, t+n; r) + D(t, t+n; r) + R(t, t+n; r) \quad (37)$$

La composante croissance W(.), donne l'impact sur la pauvreté de la variation du revenu moyen, la courbe de Lorenz étant maintenue constante au niveau de référence Lr.

La composante redistribution D(.), donne la variation de la pauvreté due à une modification de la courbe de Lorenz en maintenant le revenu moyen au niveau de référence μ_r .

Le résidu R(.), mesure l'interaction entre la croissance et la redistribution.

Les deux premiers termes du second membre de l'équation (37) peuvent s'écrire de la façon suivante :

$$W(t, t+n; r) = P\left(\frac{Z}{\mu_{t+n}}, L_r\right) - P\left(\frac{Z}{\mu_t}, L_r\right) \quad (38)$$

$$D(t, t+n; r) = P\left(\frac{Z}{\mu_r}, L_{t+n}\right) - P\left(\frac{Z}{\mu_r}, L_t\right) \quad (39)$$

Datt et Ravallion ont noté que le résidu $R(.)$ existe lorsque la mesure de la pauvreté n'est pas additivement séparable entre μ et L . Autrement dit, si l'effet marginal sur la mesure de la pauvreté, dû aux variations du revenu moyen, dépend de la courbe de Lorenz, alors le résidu sera présent. De façon similaire, si l'effet marginal sur la mesure de la pauvreté, dû aux changements dans la courbe de Lorenz, dépend du revenu moyen, alors le résidu sera présent.

D'ailleurs, le résidu ne disparaît généralement pas. On peut l'interpréter d'abord comme la différence entre la composante croissance, évaluée au niveau terminal et initial de la courbe de Lorenz. Ensuite, on peut aussi l'interpréter comme la différence entre la composante redistribution, évaluée au niveau terminal et initial du revenu moyen. Le résidu disparaîtra cependant si le revenu moyen ou la courbe de Lorenz demeurent inchangée durant la période de la décomposition.

Ali (1997) postule que la décomposition de Datt-Ravallion conduira toujours à une surestimation de l'effet de croissance à cause de l'hypothèse de la constance du seuil de pauvreté durant la période de décomposition. Après avoir illustré son propos avec deux groupes de données provenant de l'économie Nigériane, Ali a noté que, pour capter correctement la contribution relative de la croissance et de la distribution au changement de la pauvreté, des précautions doivent être prises dans le traitement de l'effet de la modification du revenu moyen sur le seuil de pauvreté. Nous ne suivons pas cette approche mais ajustons plutôt les dépenses par équivalent – adulte pour les rendre comparables. Par exemple, en exprimant les données de l'enquête EBC de 1984 aux prix de 1996, cela nous donne la liberté d'action d'appliquer la ligne de pauvreté issue de l'ECAM 96 aux deux périodes de l'étude sans avoir à se soucier de l'effet de la modification du revenu moyen sur le seuil de pauvreté.

6-2. Décomposition de la variation de la pauvreté en croissance et redistribution selon la méthode de Shapley.

Shorrocks (1999) propose l'utilisation d'un cadre conceptuel unifié pour réaliser la décomposition des indices distributifs en composantes d'intérêt. Ce paragraphe est réservé à une brève présentation de cette nouvelle technique de décomposition en ce qui concerne la variation de la pauvreté dans le temps.

En effet, dans le cas du changement de la pauvreté dans le temps t ($t = 1, 2$), et étant donné un seuil fixe de pauvreté, le niveau de pauvreté au temps t peut être exprimé par une fonction

$P(\mu, L)$ qui dépend du revenu moyen μ et de la courbe de Lorenz L . Le changement total dans la pauvreté de la période 1 à la période 2 est $\Delta P = P(\mu_2, L_2) - P(\mu_1, L_1)$.

Le facteur de croissance est $G = \mu_2/\mu_1 - 1$ et le facteur de redistribution est $R = L_2 - L_1$ ³⁹.

Dans ce cadre, le problème de décomposition consiste aussi à identifier la contribution de la croissance G et celle de la redistribution R dans la variation ΔP de la pauvreté. En rapprochant ce problème particulier de décomposition au problème général de décomposition exprimé par Shorrocks (1999)⁴⁰, on remarque que ΔP est assimilé à I (une mesure de pauvreté ou d'inégalité) tandis que les variables X_k sont G et R . On peut donc écrire :

$$\Delta P = P(\mu_2, L_2) - P(\mu_1, L_1) = P(\mu_1(1+G), L_1 + R) - P(\mu_1, L_1) = F(G, R) \quad (40)$$

où, $F(G, R)$ représente la valeur prise par l'indicateur de pauvreté lorsque les facteurs G et R sont pris en considération (i.e. non éliminés).

³⁹ Cette présentation s'inspire aussi de celle faite par Kaboré, Dynamique de la pauvreté : Revue des approches de décomposition et application avec des données du Burkina Faso, UFR-SEG- Université de Ouagadougou.

⁴⁰ Shorrocks pose le problème général de décomposition de la manière suivante. Soit (I) un indicateur agrégé représentant une mesure de pauvreté ou d'inégalité. Soient $X_k, k = 1, 2, \dots, m \in K$ un ensemble de facteurs qui contribuent à la valeur de (I) . On peut écrire : $I = f(X_1, X_2, \dots, X_m)$, où $f(\cdot)$ est une fonction d'agrégation appropriée. Toutes les techniques de décomposition visent à assigner des contributions C_k à chacun des facteurs X_k de façon à permettre à la valeur de (I) d'être la somme des m contributions.

La démarche générale de Shorrocks (1999) consiste à estimer l'effet marginal sur (I) de l'élimination de chaque facteur contributif dans une séquence donnée d'élimination. En répétant l'opération pour toutes les séquences possibles d'élimination, on calcule pour chaque facteur la moyenne de ses effets marginaux. Cette moyenne mesure la contribution du facteur considéré, ce qui donne une décomposition exacte et additive de (I) en m contributions.

Dans le cadre de la variation temporelle qui nous intéresse dans cette étude, la détermination des contributions se fait selon une procédure d'élimination séquentielle. Les m facteurs sont rangés dans un ordre quelconque d'élimination. Le fait d'éliminer certains éléments fait apparaître des sous-ensembles ou coalitions S . On appelle $F(S)$ la valeur prise par (I) lorsque les facteurs $X_k, k \notin S$ sont éliminés. En d'autres termes, $F(S)$ est la valeur prise par (I) lorsque seul le sous-ensemble S de facteurs est pris en considération (i.e. non éliminés).

La structure du modèle est caractérisée par $\prec K, F \succ$ i.e. un ensemble de K facteurs et une fonction

$F : \{S / S \subseteq K\} \longrightarrow \square$. Étant donné que la valeur de (I) est entièrement déterminée par les K variables,

alors (I) prendra la valeur zéro lorsque toutes les variables sont éliminées ; ce qui revient à écrire que

$F(\emptyset) = 0$. La décomposition de $\prec K, F \succ$ donne des valeurs réelles $C_k, k \in K$. C_k mesure la

contribution de chaque facteur k et peut s'écrire : $C_k = C_k(K, F), k \in K$.

Il s'agit de se baser sur la valeur de Shapley⁴¹ pour calculer la contribution de G et celle de R dans la variation ΔP de la pauvreté. Les facteurs étant au nombre de deux i.e. $m=2$, on a alors ($m!=2!=2$) séquences possibles d'élimination qui sont :

Séquence A : $\sigma_A = \{G, R\}$;

Séquence B : $\sigma_B = \{R, G\}$

où σ_i représente le classement $i=A$ ou B possible des composantes.

On démontre que la contribution de la croissance peut être exprimée comme suit :

$$\begin{aligned} C_G^S &= \frac{1}{2} [P(\mu_2, L_2) - P(\mu_1, L_1) - (P(\mu_1, L_2) - P(\mu_1, L_1)) + (P(\mu_2, L_1) - P(\mu_1, L_1))] \\ &= \frac{1}{2} [(P(\mu_2, L_2) - P(\mu_1, L_2)) + (P(\mu_2, L_1) - P(\mu_1, L_1))] \end{aligned} \quad (41)$$

D'après cette expression, la contribution du facteur « croissance » est constituée de deux éléments à savoir : 1) la variation de la mesure de pauvreté si l'inégalité est fixe et égale à celle de la période initiale et, 2) la variation de la mesure de pauvreté si l'inégalité est fixe et égale à celle de la période finale.

En considérant les mêmes séquences A et B définies ci-dessus, on démontre que la contribution de l'inégalité se définit similairement de la façon suivante :

$$\begin{aligned} C_R^S &= \frac{1}{2} [P(\mu_2, L_2) - P(\mu_1, L_1) - (P(\mu_2, L_1) - P(\mu_1, L_1)) + (P(\mu_2, L_2) - P(\mu_1, L_1))] \\ &= \frac{1}{2} [(P(\mu_2, L_2) - P(\mu_2, L_1)) + (P(\mu_1, L_2) - P(\mu_1, L_1))] \end{aligned} \quad (42)$$

Cette expression fournit la contribution du facteur « inégalité » d'après la règle de Shapley et indique que cette contribution est égale à la moyenne de deux éléments qui sont : 1) la variation de la mesure de pauvreté si le revenu moyen est fixe et égal à celui de la période initiale et, 2) la variation de la mesure de pauvreté si le revenu moyen est fixe et égal à celui de la période finale⁴⁴.

⁴¹ Voir annexe C pour la présentation de la valeur de Shapley.

⁴² Voir annexe C pour la démonstration de cette formule.

⁴³ Voir annexe C pour la démonstration de cette formule.

⁴⁴ Cette décomposition est similaire à l'approche axiomatique, dérivée par Kakwani en 1997.

En définitive, la variation de la pauvreté est égale à la somme des contributions de la croissance et de la redistribution, c'est-à-dire : $\Delta P = C_G^S + C_R^S$ (43)

Comme on peut le constater, et contrairement à la décomposition antérieure de Datt et Ravallion (1992), il n'existe pas de « résidu » dans la décomposition à la Shapley. Autrement dit, la décomposition à la Shapley présente l'avantage de fournir une décomposition exacte des deux effets, sans terme résiduel.

Il existe très peu de connaissances sur les causes de la pauvreté au Cameroun et par conséquent, cette décomposition et celle de Datt et Ravallion pourraient aider à identifier les mécanismes de transmission à travers lesquels la politique économique affecte la pauvreté.

Les décideurs politiques camerounais ont aussi besoin des informations relatives à la dynamique et aux causes de la pauvreté parce que le gouvernement disposait au cours des dernières années de peu de ressources pour les programmes d'assistance sociale. Une meilleure compréhension des changements de la pauvreté et de l'inégalité au Cameroun pourra faciliter à la fois l'élaboration de politiques efficaces et bien conçues et une plus grande efficacité dans les programmes d'assistance sociale.

6-3. Résultats de la décomposition de la pauvreté selon la méthode de Datt et Ravallion et la méthode de Shapley.

6-3-1. Décomposition de la variation de la pauvreté selon les zones

Le tableau *U* montre la décomposition de la variation de la pauvreté au niveau national, rural, semi-urbain et urbain, pour la dépense totale par équivalent adulte par jour en utilisant la ligne de pauvreté inférieure et selon la méthode de Datt et Ravallion (1992) (la période de référence est $t_1 = 1984$). Ce tableau donne les variations en point de pourcentage sur les deux périodes de l'étude 1984 et 1996. Par exemple, l'incidence de la pauvreté se situait à 20.9 % en 1984 et a crû (augmenté) de 27.38 points en pourcentage pour se situer à 43.94 % en 1996. La composante de croissance a contribué à l'augmentation de la pauvreté pour 24.64 points de pourcentage, tandis que la composante de redistribution a contribué pour -4.57 points de pourcentage au déclin de la pauvreté. La composante résiduelle a contribué à augmenter la pauvreté de 2.96 % de point de pourcentage. Pour toutes les mesures de pauvreté, la composante de croissance domine et contribue plus à l'augmentation de la pauvreté alors que

la composante de redistribution dans une moindre mesure atténue l'effet adverse de l'effet de croissance sur la pauvreté. Cette tendance reste vraie pour toutes les autres zones, à l'exception de la zone urbaine, où les effets de croissance, de redistribution et du résidu contribuent simultanément à l'augmentation de la pauvreté. Il semble donc que, dans le cas du Cameroun, la croissance économique ne semble pas être associée à la réduction de la pauvreté parce que cette croissance était négative et que les inégalités ne se sont pas suffisamment amenuisées.

Tableau U: Décomposition de la variation des indices de pauvreté « $FGT(\alpha=0,1,2; ZL=373.26)$ », en croissance et redistribution. selon les zones

Approche: Datt & Ravallion 1992 : période de référence = $t_1=1984$

Zone	Composante de croissance	Composante de distribution	Résidu	Variation totale
Décomposition Cameroun				
R_0	0.2464 (0.0352)	-0.0457 (0.0234)	0.0296	0.2302 (0.0365)
R_1	0.1011 (0.0143)	-0.0182 (0.0105)	-0.0182	0.0804 (0.0148)
R_2	0.0519 (0.0084)	-0.0096 (0.0046)	-0.0068	0.0354 (0.0076)
Décomposition Urbaine				
R_0	0.1023 (0.0247)	0.0170 (0.0075)	0.0476	0.1670 (0.0209)
R_1	0.0202 (0.0052)	0.0027 (0.0027)	0.0232	0.0462 (0.0071)
R_2	0.0060 (0.0018)	0.0007 (0.0008)	0.0115	0.0182 (0.0034)
Décomposition Sémi-urbaine				
R_0	0.2345 (0.1037)	-0.0636 (0.0387)	0.0425	0.2134 (0.0959)
R_1	0.0873 (0.0287)	-0.0291 (0.0223)	-0.0143	0.0440 (0.0285)
R_2	0.0460 (0.0159)	-0.0141 (0.0080)	-0.0158	0.0161 (0.0130)
Décomposition Rurale				
R_0	0.3416 (0.0489)	-0.0798 (0.0271)	0.0489	0.3107 (0.0473)
R_1	0.1530 (0.0215)	-0.0287 (0.0135)	-0.0112	0.1131 (0.0208)
R_2	0.0805 (0.0137)	-0.0146 (0.0059)	-0.0154	0.0504 (0.0111)

Source: Calculés par les auteurs à partir des données des enquêtes EBC 1984 et ECAM 1996

Les chiffres entre les parenthèses sont les écart-types

Lorsque l'année de référence devient $t_2 = 1996$, on observe l'inversion des signes mais sans modification de la valeur absolue de la composante résiduelle (voir tableau V). Les autres termes sont néanmoins affectés, parfois de manière importante. En particulier, on observe une

augmentation des valeurs des composantes « croissance » et « redistribution » associées aux R . En conséquence, dans le cas précis, et en comparaison aux résultats du tableau U , la composante croissance contribue d'une manière plus importante à l'aggravation de la pauvreté alors que la composante de redistribution tend plus à la réduire.

Tableau V : Décomposition de la variation des indices de pauvreté « FGT($\alpha = 0, 1, 2$; $ZL=373.26$) », en croissance et redistribution.

Approche: Datt & Ravallion, 1992 : période de référence = $t_2=1996$

Zone	Composante de croissance	Composante de distribution	Résidu	Variation totale
Décomposition Cameroun				
R_0	0.2759 (0.0415)	-0.0162 (0.0244)	-0.0296	0.2302 (0.0365)
R_1	0.0985 (0.0191)	-0.0207 (0.0253)	0.0182	0.0804 (0.0148)
R_2	0.0450 (0.0089)	-0.0165 (0.0136)	0.0068	0.0354 (0.0076)
Décomposition Urbaine				
R_0	0.1499 (0.0219)	0.0646 (0.0239)	-0.0476	0.1670 (0.0209)
R_1	0.0435 (0.0081)	0.0259 (0.0093)	-0.0232	0.0462 (0.0071)
R_2	0.0175 (0.0036)	0.0122 (0.0040)	-0.0115	0.0182 (0.0034)
Décomposition Sémi-urbaine				
R_0	0.2770 (0.1101)	-0.0211 (0.0545)	-0.0425	0.2134 (0.0959)
R_1	0.0730 (0.0430)	-0.0433 (0.0511)	0.0143	0.0440 (0.0285)
R_2	0.0302 (0.0169)	-0.0299 (0.0253)	0.0158	0.0161 (0.0130)
Décomposition Rurale				
R_0	0.3905 (0.0567)	-0.0309 (0.0255)	-0.0489	0.3107 (0.0473)
R_1	0.1418 (0.0296)	-0.0399 (0.0372)	0.0112	0.1131 (0.0208)
R_2	0.0651 (0.0141)	-0.0301 (0.0214)	0.0154	0.0504 (0.0111)

Source : Calculés par les auteurs à partir des données des enquêtes EBC 1984 et ECAM 1996
Les chiffres entre les parenthèses sont les écart-types

Considérons maintenant la décomposition de la variation de la pauvreté entre 1984 et 1996 réalisée avec la méthode de Shapley (voir tableau W). Il s'agit d'une décomposition exacte car le résidu est nul. Pour l'ensemble du pays, l'on constate que la composante redistribution est

négative faisant ainsi valoir que les variations de la distribution qui se sont produites au Cameroun sur la période 1984 et 1996 ont globalement favorisé la réduction de la pauvreté.

La décomposition par zone de résidence du chef de ménage (voir tableau *W*) montre que la composante de redistribution est négative pour toutes les zones, exception faite de la zone urbaine. En valeur absolue, les valeurs de la composante redistribution sont largement inférieures à celles de la croissance dans ces zones. En conséquence, l'augmentation de la pauvreté dans les zones rurale et semi-urbaine a été due en grande partie à l'effet croissance.

Dans la zone urbaine par contre, les composantes de croissance et de redistribution ont toutes les deux contribué à l'augmentation de la pauvreté urbaine quelle que soit la mesure de P_α considérée.

Tableau W : Décomposition de la variation des indices de pauvreté « $FGT(\alpha = 0,1, 2 ; ZL=373.26)$ », en croissance et redistribution.

Approche: Shapley

Zone	Composante de croissance	Composante de distribution	Résidu	Variation totale
Décomposition Cameroun				
P_0	0.2612 (0.0107)	-0.0309 (0.0107)	0.0000	0.2302 (0.0365)
P_1	0.0998 (0.0152)	-0.0194 (0.0152)	0.0000	0.0804 (0.0148)
P_2	0.0485 (0.0077)	-0.0131 (0.0077)	0.0000	0.0354 (0.0076)
Décomposition Urbaine				
P_0	0.1261 (0.0109)	0.0408 (0.0109)	0.0000	0.1670 (0.0209)
P_1	0.0319 (0.0054)	0.0143 (0.0054)	0.0000	0.0462 (0.0071)
P_2	0.0118 (0.0022)	0.0065 (0.0022)	0.0000	0.0182 (0.0034)
Décomposition Sémi-urbaine				
P_0	0.2558 (0.0144)	-0.0424 (0.0144)	0.0000	0.2134 (0.0959)
P_1	0.0802 (0.0333)	-0.0362 (0.0333)	0.0000	0.0440 (0.0285)
P_2	0.0381 (0.0148)	-0.0220 (0.0148)	0.0000	0.0161 (0.0130)
Décomposition Rurale				
P_0	0.3660 (0.0156)	-0.0554 (0.0156)	0.0000	0.3107 (0.0473)
P_1	0.1474 (0.0230)	-0.0343 (0.0230)	0.0000	0.1131 (0.0208)

P_2	0.0728 (0.0123)	-0.0224 (0.0123)	0.0000	0.0504 (0.0111)
-------	--------------------	---------------------	--------	--------------------

Source : Calculés par les auteurs à partir des données des enquêtes EBC 1984 et ECAM 1996
Les chiffres entre les parenthèses sont les écart-types.

Il ressort globalement des résultats obtenus avec les deux méthodes, qu'il y a une préservation des signes des effets croissance et redistribution. En effet, les deux approches montrent que l'effet croissance a contribué à aggraver l'incidence, la profondeur et la sévérité de la pauvreté au Cameroun sur la période de l'étude. Par contre, l'effet de redistribution a quant à elle a contribué non seulement à réduire l'incidence de la pauvreté, mais également sa profondeur et sa sévérité. Ce résultat montre qu'entre 1984 et 1996, la dynamique de la redistribution au Cameroun a consisté en un transfert des revenus des moins pauvres aux plus pauvres.

6-3-2. Décomposition de la variation de la pauvreté selon les strates

Le tableau X présente les résultats de la décomposition de la variation de la pauvreté suivant les strates de résidence des chefs de ménages et selon l'approche de *Datt et Ravallion (1992)*, utilisant la ligne de pauvreté inférieure.

Il ressort des chiffres affichés dans ce tableau que la plus forte augmentation de la pauvreté s'est produite dans la strate forêt montrant une croissance de la pauvreté de 39.31 points de pourcentage ; une grande partie de cette variation de pauvreté est due à la composante de croissance (43.05 %) et partiellement due aux composantes de redistribution (-5.99%) et de résidu (2.25 %).

Dans la strate Hauts-plateaux, il y a eu une augmentation de la pauvreté de 29.84 % due respectivement à 26.35 % pour la croissance, (-10.98 %) pour la redistribution et de 14.46 % pour le résidu. Dans la strate savane, l'augmentation était de 22.83 % avec 29.81 % provenant de la composante croissance et -2.6 % provenant de la redistribution.

Dans la strate Yaoundé, l'accroissement de la pauvreté de 18.55 % est dû à 10.87 % de la composante de croissance et de -0.12 % de la composante de redistribution. L'augmentation de l'incidence de la pauvreté à Douala de 16.57 % est due à 4.13 % à la composante de croissance et 4.62 % à la composante de redistribution.

La strate autres-ville réalise la plus faible augmentation de la pauvreté (0.51 %) due à 9.71 % de la croissance et de (-9.82 %) de redistribution.

Si nous considérons les autres mesures de pauvreté (P_1 et P_2), il ressort globalement pour toutes les strates que l'augmentation de la pauvreté est prédominée par la composante de croissance. Si nous considérons la strate forêt, on se rend compte que l'augmentation de la pauvreté de 14.34 points en % est due de manière prédominante à la composante de croissance. Nous trouvons que la croissance augmente la pauvreté de 17.6 points de %, la composante de redistribution réduit la pauvreté de 2.25 % alors que le résidu diminue la pauvreté de 1.01 %.

Comme pour la décomposition effectuée précédemment pour les zones de résidence du chef de ménage, il ressort en définitive que les variations de la distribution qui se sont produites au Cameroun entre 1984 et 1996 ont favorisé la réduction de la pauvreté. Ce qui implique aussi que l'accroissement de la pauvreté observée durant la période de l'étude résultait entièrement de la baisse des dépenses totales par équivalent-adulte. Ce résultat montre clairement le rôle que joue l'absence de la croissance économique. Donc, pour combattre la pauvreté au Cameroun durant la période de l'étude, il aurait fallu une politique de croissance davantage soutenue.

Tableau X: Décomposition de la variation de la pauvreté en composante de croissance et de redistribution par strate (ZL = 373.26) Période de référence t1

Strate	Composante de croissance	Composante de distribution	Résidu	Variation totale
Décomposition Yaoundé				
P_0	0.1087 (0.0474)	-0.0012 (0.0115)	0.0780	0.1855 (0.0289)
P_1	0.0231 (0.0083)	-0.0002 (0.0018)	0.0171	0.0400 (0.0074)
P_2	0.0074 (0.0031)	0.0002 (0.0005)	0.0044	0.0119 (0.0030)
Décomposition Douala				
P_0	0.0413 (0.0253)	0.0462 (0.0173)	0.0781	0.1657 (0.0438)
P_1	0.0070 (0.0034)	0.0105 (0.0074)	0.0438	0.0612 (0.0164)
P_2	0.0015 (0.0009)	0.0034 (0.0030)	0.0221	0.0270 (0.0075)
Décomposition Autres Villes				
P_0	0.0971 (0.0381)	-0.0982 (0.0233)	0.0062	0.0051 (0.0373)
P_1	0.0353 (0.0156)	-0.0297 (0.0087)	-0.0129	-0.0073 (0.0117)
P_2	0.0182 (0.0082)	-0.0114 (0.0041)	-0.0102	-0.0034 (0.0057)
Décomposition Forêt				
P_0	0.4305 (0.0545)	-0.0599 (0.0367)	0.0225	0.3931 (0.0557)
P_1	0.1761 (0.0376)	-0.0225 (0.0132)	-0.0101	0.1434 (0.0184)
P_2	0.0870 (0.0234)	-0.0101 (0.0043)	-0.0155	0.0614 (0.0081)
Décomposition Hauts Plateau				
P_0	0.2635 (0.0753)	-0.1098 (0.0390)	0.1446	0.2984 (0.0710)
P_1	0.1296 (0.0299)	-0.0420 (0.0222)	-0.0005	0.0870 (0.0341)
P_2	0.0722 (0.0196)	-0.0210 (0.0105)	-0.0163	0.0348 (0.0183)
Décomposition Savane				
P_0	0.2981 (0.1100)	-0.0257 (0.0537)	-0.0440	0.2283 (0.0916)
P_1	0.1195 (0.0402)	-0.0033 (0.0263)	-0.0132	0.1029 (0.0397)
P_2	0.0591 (0.0230)	-0.0028 (0.0131)	-0.0043	0.0520 (0.0210)

Source : Calculés par les auteurs à partir des données des enquêtes EBC 1984 et ECAM 1996
Les chiffres entre les parenthèses sont les écart-types

Dans les sections précédentes, nous avons non seulement décomposé la variation de la pauvreté en effets sectoriels ou par sous-groupes de population, mais également en effets « croissance » et « redistribution ». Une question fondamentale à se poser présentement est celle de savoir si, au cours de la période de notre étude (1984-1996), la croissance a été pro pauvre ou pro riche au Cameroun. D'ailleurs, un nombre important de papiers a exploré le lien existant entre croissance et inégalité et l'impact résultant sur la réduction de pauvreté ; et une des questions importante émanant de ce débat est justement celle de savoir si les bénéfices de la croissance économique sont largement partagés par tous les groupes de la société y compris les pauvres.

6-3-3. La nature de la relation entre croissance et pauvreté au Cameroun

Avant de présenter la méthodologie utilisée pour répondre à l'interrogation précédente, notons au préalable que durant ces dernières années, le terme de "croissance pro pauvre" s'est répandu dans les discussions relatives à la politique de développement. C'est ainsi que ce concept a fait l'objet d'une attention soutenue tant dans le cercle académique que parmi les praticiens du développement. En dépit de l'emploi courant de ce terme, aucun consensus ne semble émerger sur la signification de la « croissance pro-pauvre », et moins encore sur ses déterminants.

La croissance pro-pauvre pourrait se référer à une croissance qui bénéficie aux pauvres et leur fournit des opportunités pour améliorer leur situation économique (OCDE, 2001). Cette définition est plutôt vague et ne fournit pas suffisamment d'éclaircissements pour sa mesure ou pour ses implications de politiques.

Selon Kakwani et Pernia (2000), l'indice de croissance pro-pauvre est le ratio entre la réduction de la pauvreté totale et la réduction de la pauvreté dans le cas d'une distribution neutre de la croissance. Cependant, cette définition est plutôt restrictive, étant donné qu'elle implique par exemple, que la croissance très rapide de la Chine et la réduction impressionnante de la pauvreté pendant les décennies 1980 et 1990 n'était pas pro - pauvre car les pauvres gagnaient relativement moins que les non pauvres (Ravallion et Chen, 2003). D'une manière générale, les définitions de Ravallion et de Kakwani peuvent donner des jugements différents lorsque l'inégalité change entre les deux périodes retenues.

McCulloch et Baulch (2000) proposent aussi une mesure de croissance pro-pauvre connue sous l'appellation du "biais de la pauvreté dans la croissance" (the poverty bias of growth (PBG), dans

la terminologie anglo-saxonne)). Cette mesure de croissance pro-pauvre est égale à l'opposé de la composante inégalité, calculée selon la méthodologie de décomposition symétrique de la pauvreté suggérée par Kakwani (2000). Le PBG montre la réduction de la pauvreté qui s'est produite à cause d'un modèle de croissance pro pauvre ou non pro pauvre.

Une définition plus large et plus intuitive consiste à considérer comme pro-pauvre, toute croissance entraînant la baisse de la mesure d'intérêt de la pauvreté (Ravallion et Chen (2003)). Ces deux auteurs définissent leur mesure de croissance pro-pauvre en se basant partiellement sur la condition de dominance de premier ordre.

SON (2004) quant à elle, propose aussi une définition et une mesure de la croissance pro-pauvre fondée sur le théorème d'Atkinson liant la courbe généralisée de Lorenz et les changements de la pauvreté. Contrairement à Ravallion et Chen, SON définit sa mesure de croissance pro-pauvre en se basant sur la dominance de second ordre.

Malgré la multitude de définitions et de mesures de croissance pro-pauvre, dans le cadre de cette étude, nous utilisons les mesures de croissance pro-pauvre de Ravallion et Chen (2003) et celle de Son (2004) pour étudier la nature de la relation entre pauvreté et croissance économique au Cameroun. Ces deux mesures de croissance pro-pauvre ont un grand avantage d'être valides pour toutes les lignes et mesures de pauvreté.

6-3-3-1. La croissance pro-pauvre selon Ravallion et Chen (2003)

Pour savoir si la croissance est pro pauvre ou non, Ravallion et Chen (2003) proposent d'utiliser la courbe d'incidence de croissance (GIC), qui montre le taux de croissance du niveau de vie pour un percentile donné.

Pour établir la «courbe d'incidence de croissance» (GIC), les deux auteurs considèrent d'abord une fonction de distribution cumulative (*CDF*) de revenu ou des dépenses $F_t(y)$, donnant la proportion de la population ayant le revenu inférieur ou égal à y à une date t . L'inverse de cette fonction de distribution cumulative (*CDF*) au $p^{\text{ième}}$ quantile donne le revenu de ce quantile. Et on peut écrire :

$$y_t(p) = F_t^{-1}(p) = L_t(p)\mu_t \quad (y_t'(p) > 0) \quad (44)$$

où $L_t(p)$ est la courbe de Lorenz et μ_t est la moyenne.

En faisant varier p de zéro à un, on obtient une version de la courbe de parade de Pen qui est quelquefois appelée « fonction de quantile ».

Entre deux périodes $t-1$ et t , le taux de croissance du $p^{\text{ième}}$ quantile est donné par l'expression :

$$g_t(p) = [y_t(p)/y_{t-1}(p)] - 1$$

Lorsqu'on fait varier p de zéro à un, la courbe $g_t(p)$ trace ce qu'on appellerait la « courbe d'incidence de la croissance » (GIC)⁴⁵. En se basant sur l'équation (44), on peut aussi écrire:

$$g_t(p) = \frac{L'_t(p)}{L'_{t-1}(p)} (\gamma_t + 1) - 1 \quad (45)$$

où, $\gamma_t = (\mu_t/\mu_{t-1}) - 1$ est le taux de croissance de μ_t . Il est évident à partir de l'équation (45) que si la courbe de Lorenz ne change pas, alors $g_t(p) = \gamma_t$ quel que soit p . Aussi, $g_t(p) > \gamma_t$ si et seulement si $y_t(p)/\mu_t$ s'accroît au cours du temps. Si $g_t(p)$ est une fonction décroissante (croissante) pour tout p , alors l'inégalité diminue (augmente) au cours du temps pour toutes les mesures d'inégalité satisfaisant le principe de transfert de Pigou–Dalton. Si la courbe GIC se situe partout au-dessus de zéro ($g_t(p) > 0$ pour tout p), alors, il y a une dominance de premier ordre de la distribution à la date t sur celle de la date $t-1$. Si la courbe GIC change de signe, on ne peut en général inférer si la dominance d'ordre supérieure tient en observant seulement la courbe GIC .

Pour mesurer la croissance pro pauvre, Ravallion et Chen (2003) propose la mesure suivante :

$$RPPG = \text{Rate of ProPoor Growth} = \int_0^{H_t} g_t(p) dp / H_t \quad (46)$$

où, H_t est l'incidence de la pauvreté.

⁴⁵ Plus formellement, la courbe d'incidence de la croissance (GIC) représente le pourcentage de changement du quantile p entre deux périodes ($t-1$, t) et peut s'exprimer comme suit : $g_t(p) = [y_t(p)/y_{t-1}(p)] - 1$

où $y_t(p)$ est le quantile p du percentile p d'une population continue.

Ce ratio est égal à la croissance observée multipliée par le ratio entre la variation observée dans l'indice de Watts et le changement neutre à l'inégalité ($\gamma_t^* H_t$).

Ce ratio peut être interprété comme la moyenne de croissance des quantiles des pauvres (limités par $z=Q(H)$), où z est la ligne de pauvreté).

6-3-3-2. Mesure de la croissance pro-pauvre selon la méthode de SON

SON (2004) propose une « courbe de croissance de la pauvreté » (CGC) pour juger si la croissance économique est pro-pauvre ou non.

Pour établir sa courbe (CGC), l'auteur considère d'abord la courbe de Lorenz $L(p)$ qui indique le pourcentage cumulatif du revenu (dépense) dont bénéficient les p pour cent de la population située à la queue de la distribution et définie par :

$$L(p) = \frac{1}{\mu} \int_0^x y f(y) dy \quad (47)$$

$$\text{où } p = \int_0^x f(y) dy \quad (48)$$

μ étant la moyenne du revenu de la société et y est le revenu d'un individu ayant pour fonction de densité de probabilité $f(y)$. La courbe de Lorenz se situe à l'intérieur d'un carré de côté l'unité et satisfait aux propriétés suivantes :

- i) $L(p) = 0$, si $p = 0$;
- ii) $L(p) = 100$, si $p = 100$;
- iii) $dL(p)dp = y/\mu > 0$ et $d^2L(p)/dp^2 = 1/\mu f(y) > 0$;
- iv) $L(p) \leq p$, $\forall p \in [0;100]$. Lorsque $L(p) = p$, nous avons une distribution égalitaire de revenu.

En suivant Kakwani et Pemia (2000), on dira que la croissance est pro-pauvre si les pauvres jouissent proportionnellement des bénéfices de la croissance plus que les non pauvres. Dans ce scénario, l'inégalité décroît concurremment durant la croissance. Un changement dans la courbe de Lorenz indique si l'inégalité augmente ou diminue avec la croissance économique. Par conséquent, la croissance est « pro-pauvre » sans ambiguïté si, la courbe de Lorenz tout entière se déplace vers le haut, c'est-à-dire si $\Delta L(p) \geq 0$ pour tout p .

Supposons que μ soit la moyenne du niveau de vie de la société. Alors, $\mu L(p)$ est appelée courbe de Lorenz généralisée. Lorsque la courbe de Lorenz généralisée se déplace vers le haut, nous pouvons admettre que la nouvelle distribution possède une dominance de second ordre sur l'ancienne distribution. Dans ces conditions, la courbe de Lorenz généralisée pourrait aussi être appelée courbe de dominance de second ordre. Atkinson (1987) a fourni un lien utile entre la dominance de second ordre et les changements de la pauvreté. Pour montrer ce lien, considérons une classe générale de mesures de pauvreté additive :

$$\theta = \int_0^z p(z, y) f(y) dy \quad (49)$$

où, $f(y)$ est la fonction de densité du revenu y , z la ligne de pauvreté et,

$$\frac{\partial P}{\partial y} < 0, \quad \frac{\partial^2 P}{\partial y^2} > 0, \quad \text{et } P(z, y) = 0, \quad (50)$$

où, $P(z, y)$ est une fonction homogène de degré zéro par rapport à z et y ⁴⁶.

En utilisant le théorème d'Atkinson (1987) relatif au lien entre la dominance de second ordre et la réduction de la pauvreté, nous pouvons montrer que si $\Delta(\mu L(p)) \geq 0$ pour tout p , alors $\Delta\theta \leq 0$ pour toutes les lignes de pauvreté et la classe tout entière des mesures de pauvreté données dans l'équation (49). Ceci montre que, lorsque la courbe de Lorenz généralisée se déplace vers le haut (vers le bas), nous pouvons dire sans ambiguïté que la pauvreté a baissé (augmenté). Ce résultat est valide pour la classe toute entière des mesures de pauvreté et pour toutes les lignes de pauvreté. Ce théorème puissant sert de base pour l'établissement de la « courbe de croissance de la pauvreté ».

En effet, à partir de la définition de la courbe de Lorenz, nous pouvons toujours écrire :

$$L(p) = \frac{\mu_p P}{\mu} \quad (51)$$

⁴⁶ Comme nous l'avons vu antérieurement, les mesures de pauvreté les plus largement utilisées sont celle de Foster, Greer et Thorbecke (1984) qui sont obtenues à partir de l'Eq. (3) lorsque $P(z, y) = (1 - y/z)^\alpha$, qui satisfont à toutes les conditions données par l'équation (4). Lorsque $\alpha = 0, 1, \text{ et } 2$, nous obtenons respectivement le ratio de pauvreté, le ratio de gap de pauvreté et la mesure de la sévérité de la pauvreté.

qui est la part de la moyenne de revenu des p pour cent de la population à la queue de la distribution et où, μ_p est la moyenne de revenu des p pour cent de la population à la queue de la distribution. En prenant le logarithme des deux membres de l'équation (51), on obtient :

$$\text{Ln}(\mu_p) = \text{Ln}(\mu L(p)) - \text{Ln}(p) \quad (52)$$

En différenciant à l'ordre un les deux membres de l'équation (52), nous obtenons :

$$g(p) = \Delta \text{Ln}(\mu L(p)) \quad (53)$$

où, $g(p) = \Delta \text{Ln}(\mu_p)$ qui est le taux de croissance de la moyenne de revenu des p pour cent de la population à la queue de la distribution, lorsque les individus sont ordonnés selon leur revenu (dépende) par tête. $g(p)$ varie lorsque $0 \leq p \leq 100$ et pourrait être appelé « courbe de croissance de la pauvreté » (CGC).

A partir du théorème d'Atkinson (1987) et de l'équation (53), nous pouvons dire que si $g(p) > 0$ ($g(p) < 0$) pour tout p , alors, la pauvreté a diminué (augmenté) sans ambiguïté entre deux périodes.

L'équation (53) peut aussi s'écrire :

$$g(p) = g + \Delta \text{Ln}(L(p)) \quad (54)$$

et

$$g = \Delta \text{Ln}(\mu)$$

où g est le taux de croissance de la moyenne de revenu de toute la société. Notons que si $p = 100$, alors $g(p) = p$ car, $\Delta L(p) = 0$ pour $p = 100$.

A partir de l'équation (54), il s'en suit que :

- si $g(p) > g$ pour tout $p < 100$, alors, la croissance est pro-pauvre car la courbe toute entière de Lorenz se déplace vers le haut ($L(p) > 0$, pour tout p);
- si $0 < g(p) < g$, pour tout $p < 100$, alors, la croissance réduit la pauvreté mais est accompagnée par une augmentation de l'inégalité ($L(p) < 0$, pour tout p). Cette situation pourrait être caractérisée de « croissance lente »; la croissance réduit la pauvreté, mais les pauvres reçoivent proportionnellement moins de bénéfices que les non pauvres;
- si $g(p) < 0$ pour tout $p < 100$, et si g est positif, alors nous avons une croissance positive qui accroît la pauvreté⁴⁷.

Il existe une relation entre la courbe d'incidence de pauvreté (GIC) proposée par Ravallion et Chen (2003) et la courbe de croissance de la pauvreté (CGC) de SON (2004) qu'on peut facilement établir.

En effet, supposons que y_p soit le revenu (dépense) *per capita* au $p^{ième}$ percentile qui peut s'écrire comme suit :

$$y_p = \mu L'(p) \quad (55)$$

où $L'(p)$ est la dérivée première de la courbe de Lorenz $L(p)$.

En prenant le logarithme des deux membres de l'équation (55), puis en la différentiant à l'ordre un, nous obtenons :

$$r(p) = g + \Delta \ln(L'(p)) \quad (56)$$

où, $r(p) = \Delta(\ln(y_p))$ est le taux de croissance du revenu (dépense) d'un individu au $p^{ième}$ percentile.

$r(p)$ est la courbe d'incidence de pauvreté proposée par Ravallion et Chen (2003). Plus cette courbe se déplace vers le haut, plus importante est la réduction de la pauvreté.

6-3-3-3. Application des mesures de la croissance pro-pauvre de Ravallion et Chen, et de celle de SON aux données camerounaises

⁴⁷ Notons qu'il existe une similarité entre croissance pro-pauvre et progressivité fiscale. Un système fiscal est dit progressif (régressif) si les revenus distributifs favorisent les pauvres (riches). L'idée de « croissance pro-pauvre » présentée ici peut aussi être utilisée pour étudier le système fiscal d'un pays.

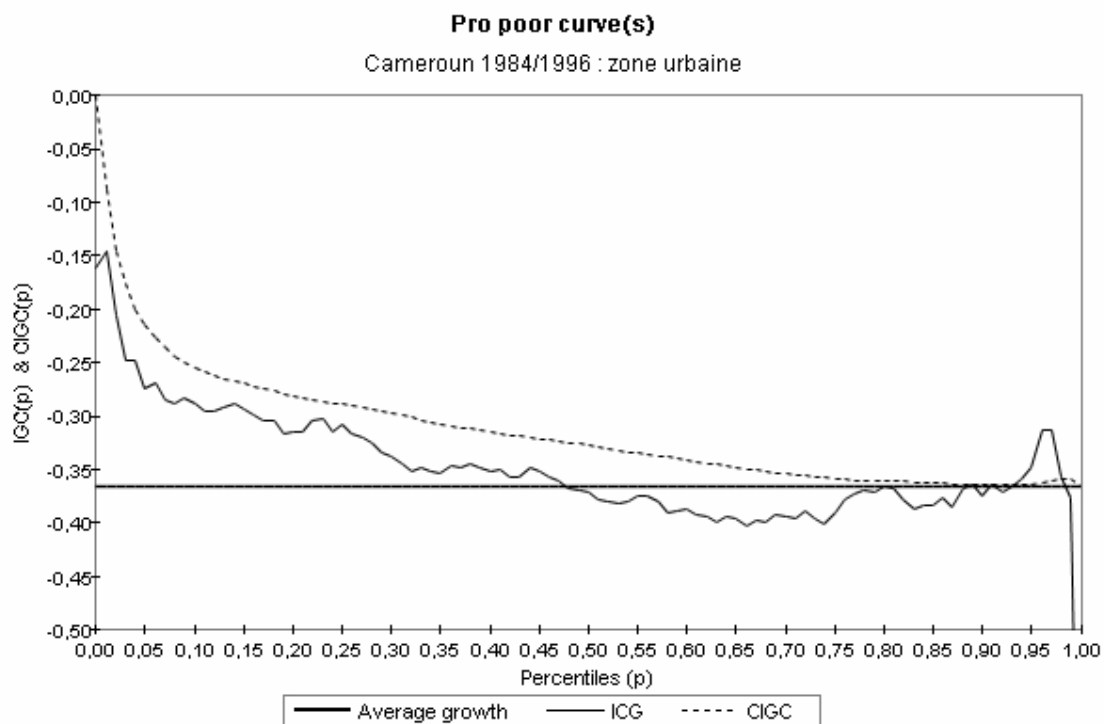
Considérons d'abord les courbes GIC pour le Cameroun dans son ensemble, les zones urbaine, semi-urbaine et rural représentées dans les graphiques *C, D, E, F*. Il ressort de ces graphiques que toutes les courbes GIC se déplacent vers le bas. Autrement dit, ces courbes sont décroissantes pour tout $p \in [0,1]$; ce qui signifie que l'inégalité a diminué durant la période de l'étude et la pauvreté a augmenté. Ce résultat corrobore ceux obtenus dans les sections précédentes de cette étude. De plus, l'examen des chiffres du tableau *Y* montre que le GIC est largement supérieur au taux de croissance de la dépense moyenne par équivalent-adulte pour le Cameroun et les différentes zones. Ce résultat montre que durant la période de l'étude, la croissance (en fait, la décroissance) était pro pauvre au cameroun.

Tableau Y: Courbe d'incidence de la pauvreté (GIC) du Cameroun (1984-1996)

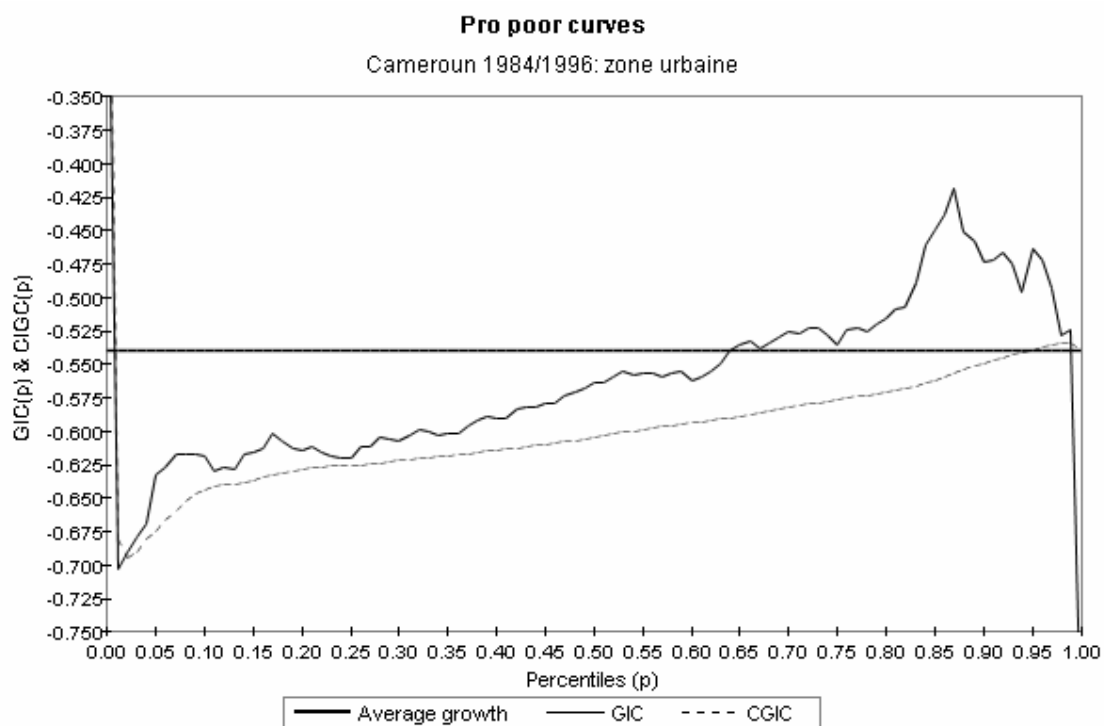
Percentile	Cameroun	Urbain	Semi-urbain	Rural
0.1	-0.4059 (0.1598)	-1.6231 (0.3404)	-0.908 (0.6131)	-0.4584 (0.2381)
0.2	-0.4579 (0.1695)	-1.5938 (0.3284)	-0.4367 (0.7010)	-0.4815 (0.2296)
0.3	-0.508 (0.1701)	-1.5503 (0.3336)	-0.5207 (0.7300)	-0.5090 (0.2327)
0.4	-0.5406 (0.1713)	-1.4409 (0.3048)	-0.5368 (0.7560)	-0.5871 (0.2471)
0.5	-0.5884 (0.1829)	-1.2890 (0.2883)	-0.6947 (0.8677)	-0.6148 (0.2526)
0.6	-0.620 (0.1922)	-1.2822 (0.3090)	-0.7664 (0.9297)	-0.6649 (0.2631)
0.7	-0.6494 (0.2194)	-1.1111 (0.2870)	-0.6138 (0.9534)	-0.6973 (0.2732)
0.8	-0.5745 (0.2134)	-1.0679 (0.2733)	-0.3896 (0.8110)	-0.7875 (0.3097)
0.9	-0.5984 (0.2007)	-0.8995 (0.2831)	-0.4955 (0.8359)	-0.6600 (0.3728)
1.0	-5.8538 (0.5224)	-5.8538 (0.677)	-16,1291 (1,9387)	-4,4158 (0,2964)

Source : Calculés par les auteurs à partir des données des enquêtes EBC 1984 et ECAM 1996
Les chiffres entre les parenthèses sont les écart-types

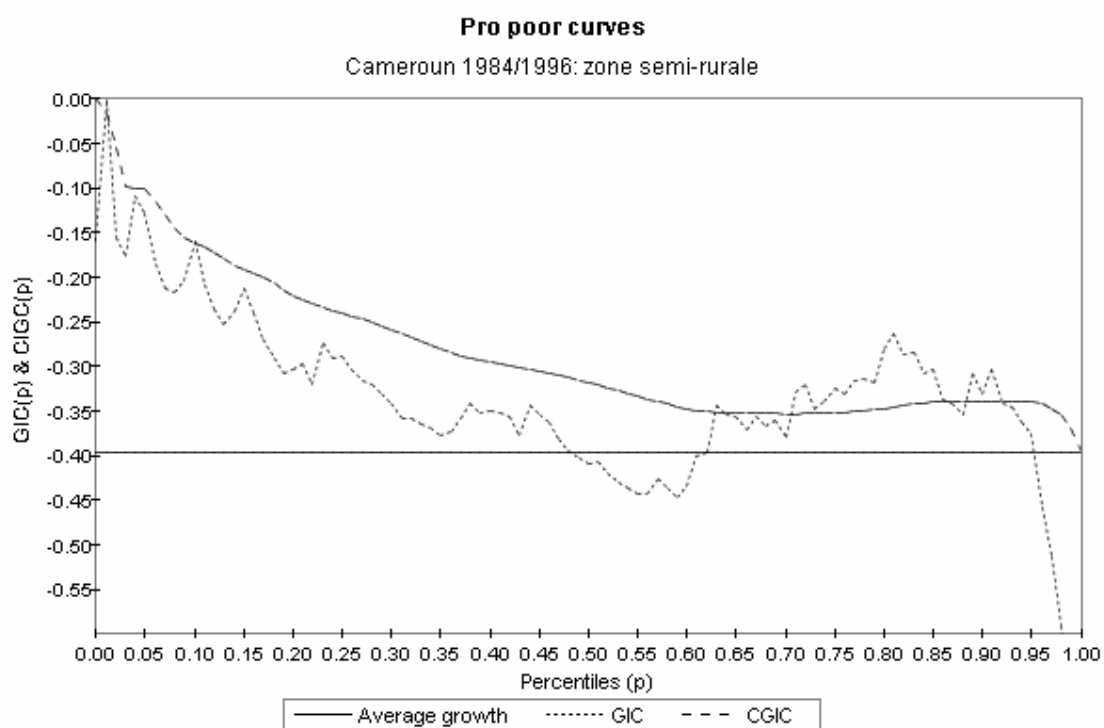
Graphique C : Courbes Pro-pauvres du Cameroun 1984/1996



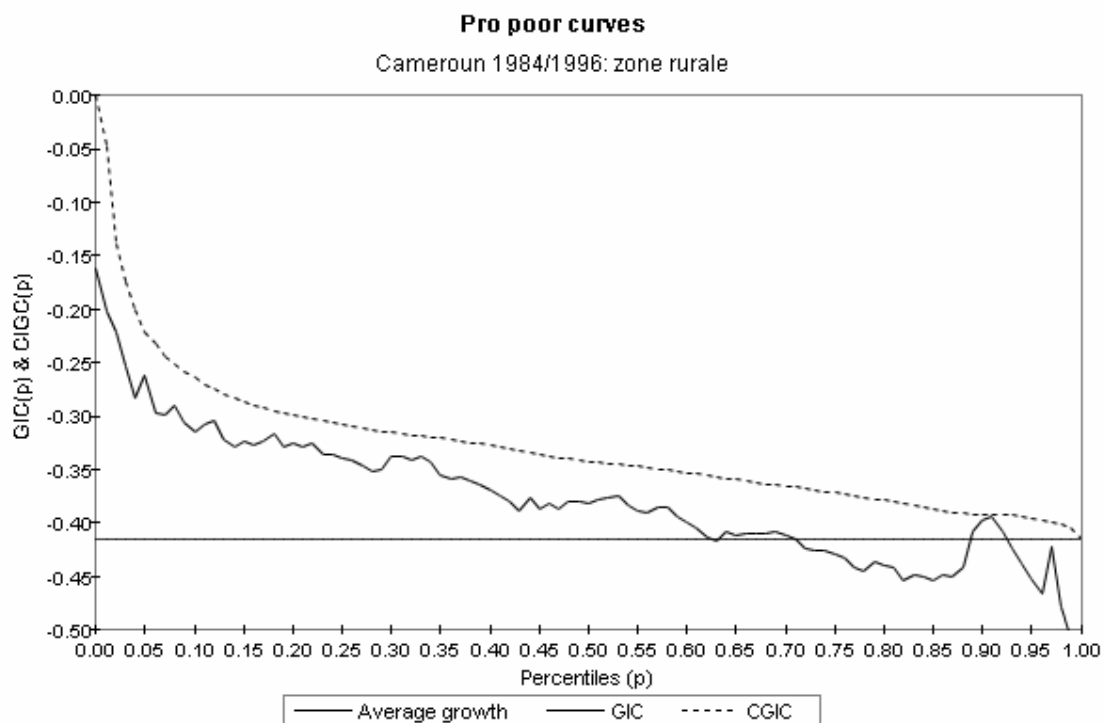
Graphique D : Courbes Pro-pauvres zone urbaine 1984/1996



Graphique E : Courbes Pro-pauvres zone semi-urbaine 1984/1996



Graphique F : Courbes Pro-pauvres zone rurale 1984/1996



Considérons maintenant les résultats de l'estimation de la courbe CGC en fonction des différents percentiles pour le Cameroun dans son ensemble, les zones urbaines, sémi-urbaines et rurales (voir tableau Z). Il ressort de ce tableau que la courbe CGC est uniformément plus grande que la croissance moyenne (g) pour tout $p \in [0,1]$, sauf pour la zone urbaine. Ce résultat suggère que la croissance était pro-pauvre de façon non ambiguë tant pour le Cameroun dans son ensemble que pour les zones sémi-urbaine et rurale. Ce résultat est confirmé par les courbes CGC pour les différentes zones et le Cameroun (voir graphiques C, D, E et F). En effet, il ressort de ces graphiques que les courbes CGC se déplacent vers le haut, sauf pour la pour la zone urbaine.

Tableau Z : « Courbe de croissance pro pauvre » de SON (2004), pour le Cameroun (1984-1996)

Percentile	Cameroun	Urbain	Semi urbain	Rural
0.1	0.1334 (0.0768)	-0.1678 (0.1972)	0.2641 (0.1688)	0.1670 (0.0888)
0.2	0.1017 (0.0747)	-0.1025 (0.1591)	0.2282 (0.1515)	0.1142 (0.0954)
0.3	0.0859 (0.0751)	-0.0676 (0.1458)	0.1820 (0.1634)	0.0925 (0.0934)
0.4	0.0752 (0.0753)	-0.0295 (0.1362)	0.1570 (0.1751)	0.0757 (0.0880)
0.5	0.0662 (0.0724)	0.0047 (0.1305)	0.1296 (0.1890)	0.0664 (0.0880)
0.6	0.0572 (0.0737)	0.0289 (0.1221)	0.1273 (0.1983)	0.0535 (0.0856)
0.7	0.0592 (0.0759)	0.0445 (0.1287)	0.1288 (0.2403)	0.0389 (0.0880)
0.8	0.0630 (0.0815)	0.0555 (0.1283)	0.1356 (0.3069)	0.0258 (0.0892)
0.9	0.0598 (0.0826)	0.0641 (0.1413)	0.1205 (0.3086)	0.0246 (0.1011)
1	0.0000 (0.0864)	0.0000 (0.1648)	0.0000 (0.3106)	0.0000 (0.1109)

Source : Calculés par les auteurs à partir des données des enquêtes EBC 1984 et ECAM 1996
Les chiffres entre les parenthèses sont les écart-ty

7-. Conclusion et recommandations de politiques économiques

L'objectif général de ce travail était d'analyser la dynamique de la pauvreté et de l'inégalité des dépenses totales au Cameroun durant la période 1984 –1996 caractérisée par la crise et la mise en œuvre de politiques de stabilisation et d'ajustement.

Avant de présenter les principaux résultats, il convient de rappeler qu'au Cameroun, la décennie 1984-1996 a inauguré sur le plan économique la brusque rupture d'une ère de prospérité du fait de la conjonction des facteurs de déséquilibres d'origine endogène et exogène. Par la suite, des mesures drastiques de stabilisation et d'ajustement ont été prises pour remédier à la crise économique ambiante. Bien que dans l'ensemble, ces réformes se soient traduites par une restauration du taux de croissance du PIB, il convient de noter comme on le verra que le processus de libéralisation et de déréglementation de l'économie s'est accompagné d'un renchérissement du coût de la vie qui a davantage pénalisé les populations des zones rurales, même si leurs homologues des zones urbaines ont souffert des deux baisses de salaires décidées en 1993 et surtout des conséquences néfastes de la dévaluation du F.CFA.

La première préoccupation de ce travail visait à étudier la dynamique de la pauvreté au Cameroun. Dans cette perspective, nous avons utilisé deux bases de données d'enquêtes ménages (EBC 1983/84 et ECAM 1996), les indices de pauvreté de la classe FGT ainsi que les techniques de la dominance stochastique pour juger du changement observé dans la pauvreté. De plus, tous les résultats obtenus ont systématiquement fait l'objet de tests statistiques.

Les résultats montrent principalement qu'au niveau national, l'évolution de la pauvreté mesurée en terme des dépenses totales par équivalent adulte est conforme à celle du PIB. En effet, durant la période de l'étude, tous les indicateurs de pauvreté (incidence, profondeur sévérité de la pauvreté) se sont considérablement accrus et de manière significative pour le Cameroun dans son ensemble. En effet, le taux de pauvreté a augmenté dramatiquement en termes relatifs d'environ plus de 100 % avec un accroissement de la pauvreté relativement plus important dans la zone rurale comparée aux zones semi urbaine et urbaine.

En termes de changements dans la pauvreté selon les strates, les taux de pauvreté ont augmenté de manière significative dans toutes les strates. Dans les strates urbaines (Yaoundé et Douala), la pauvreté s'est accrue plus rapidement que ne l'a fait la moyenne nationale. Cette situation serait associée à la compression massive dans les entreprises privées, les entreprises publiques et parapubliques, à la politique de baisse drastique de salaire en 1993, et au glissement des termes de l'échange en faveur des strates rurales. Par contre, dans les strates rurales, un grand changement s'est opéré dans la strate Forêt où l'incidence de la pauvreté a presque triplé, faisant de cette strate la deuxième strate rurale la plus pauvre en 1996 (en 1984, elle était parmi les strates rurales celle à avoir l'incidence de la pauvreté la plus faible). De même, pour la strate Hauts-Plateaux, l'incidence de la pauvreté a plus que doublé faisant de cette strate la plus pauvre des strates en 1996 (elle était également la strate la plus pauvre en 1984). La raison de cette hausse brutale vient de la composition socio-économique de ces deux strates. En effet, la strate Hauts-Plateaux est la principale zone de café et la strate Forêt la principale zone de cacao, et dans ces strates, 4/5 des ménages environ sont agricoles et les revenus des agriculteurs ont énormément régressé pendant la période de l'étude.

Par ailleurs, cet accroissement rapide de la pauvreté au Cameroun s'est accompagné d'une aggravation de la condition des pauvres. En effet, durant la période de l'étude, les pauvres sont devenus plus pauvres comme l'illustre l'accroissement substantiel de la profondeur et de la sévérité d'indices de pauvreté basés sur la dépense totale par équivalent adulte.

S'agissant de la relation entre l'âge du chef de ménage et la pauvreté, l'étude montre en général que les personnes du groupe d'âge dont le chef de ménage a 50 ans et plus sont les plus touchées par la pauvreté, quelle que soit l'année et les indices considérés. Parallèlement, les chefs de ménage de moins de 35 ans sont ceux qui sont les moins affectés par la pauvreté.

L'analyse en fonction du sexe est plus ambiguë. En effet, si en 1984, les chefs de ménages de sexe féminin étaient les plus frappés par la pauvreté alimentaire, la tendance s'inverse en 1996 dans la mesure où les chefs de ménages hommes sont les plus atteints. Selon l'approche de la ligne de pauvreté inférieure ou celle de la ligne de pauvreté supérieure, les chefs de ménages femmes ont des taux d'incidence de la pauvreté relativement moins élevés que leurs homologues de sexe masculin, quelle que soit la période d'observation retenue.

En ce qui concerne l'analyse du lien entre la pauvreté et l'éducation du chef de ménage, les résultats montrent d'abord que dans l'ensemble, la pauvreté a sensiblement augmenté entre 1984 et 1996 aussi bien en ce qui concerne son incidence, sa profondeur que sa sévérité. D'ailleurs, la pauvreté était presque inexistante en 1984 pour les chefs de ménages présentant un niveau d'instruction correspondant au secondaire 2nd cycle et au supérieur. On peut donc dire qu'entre 1984 et 1996, la pauvreté a frappé plus les ménages dont les chefs étaient les plus instruits. Les réformes économiques des années 1990 semblent avoir heurté davantage cette catégorie d'individus dont les salaires n'étaient plus nécessairement indexés au diplôme dans le secteur privé comme avant 1990.

Au moins deux principales implications de politiques découlent des résultats précédents. Premièrement, en terme de ciblage de la pauvreté, les zones rurales, qui rassemblent la majorité des pauvres, devraient être les premiers bénéficiaires des efforts de lutte contre la pauvreté. Les ressources à allouer à la réduction de la pauvreté ainsi que les programmes d'allègement de la pauvreté devraient être focalisés en priorité sur les trois strates rurales que sont la Forêt, les hauts plateaux et la Savane constituant plus de 60 % de la population et contribuant à plus de 70 % à la pauvreté nationale. Toutefois, même si la majorité des pauvres au Cameroun réside dans les zones rurales, une attention devrait aussi être portée sur la pauvreté urbaine, en raison de son accroissement non négligeable au cours de la période de l'étude.

En dépit du fait qu'entre 1984 et 1996, la pauvreté ait frappé davantage les ménages dont les chefs étaient les plus instruits, il faut néanmoins reconnaître que les chefs de ménage de niveau d'éducation primaire représentaient la forte proportion de la population et connaissaient le taux de pauvreté le plus élevé. Ainsi, dans le long terme, le gouvernement devrait se focaliser sur l'amélioration du niveau d'éducation de la population afin de briser le « cercle vicieux » de la pauvreté. L'accroissement du niveau d'éducation est certainement un élément clé pour la réduction de la pauvreté, car elle est étroitement associée aux autres dimensions socio-économiques, notamment le niveau de revenu et la participation.

Le second objectif de cette étude était d'analyser l'inégalité des dépenses des ménages et leur évolution sur la période 1984-1996. Pour ce faire, nous avons utilisé simultanément l'approche graphique (courbe de Lorenz) et l'approche numérique (l'indice de Gini et la classe des mesures d'entropie de Theil, qui sont tous décomposables en sous-groupes de population et permettent d'examiner l'importance des changements des différents facteurs

contribuant au changement de l'inégalité dans les différentes zones du pays et les groupes socioéconomiques). Les principaux résultats peuvent être synthétisés en quatre points :

- i) L'inégalité inter-zonale n'a pas été un facteur déterminant (majeur) dans l'inégalité globale nationale car elle n'a contribué que pour 24 % environ à l'inégalité totale. Par contre, plus de 66 % environ de l'inégalité des dépenses alimentaire et totale est expliqué par les composantes intra-zonales. Il en découle que les politiques susceptibles de réduire simultanément l'inégalité des dépenses alimentaires et l'inégalité des dépenses totales devraient plus se focaliser sur les disparités intra-zonales de la distribution des revenus, à travers les considérations à l'intérieur des zones, bien qu'il ne faille pas négliger totalement l'inégalité entre les zones. En outre, comme l'inégalité urbaine est susceptible de jouer un rôle croissant important dans la détermination de l'inégalité globale, réduire l'inégalité urbaine constitue un autre facteur clé dans la réduction de l'inégalité globale des dépenses alimentaires et totales des ménages au Cameroun.
- ii) L'éducation est un déterminant tant des dépenses alimentaires que des dépenses totales dans la mesure où, même si les composantes intragroupes sont beaucoup plus susceptible d'expliquer l'inégalité nationale, la contribution de la composante inter-groupe à l'inégalité totale, dont la moyenne se situait autour de 19 %, n'est pas négligeable. La dépense moyenne des chefs de ménage ayant un niveau d'éducation supérieure est de 3.8 fois plus élevée que celle des chefs de ménages n'ayant seulement que le niveau d'éducation primaire. Considérant le fait que plus que 35 pour cent des chefs de ménage n'avaient seulement que le niveau d'éducation primaire, augmenter le niveau général de l'éducation constituerait un apport significatif à la réduction d'inégalité générale au Cameroun, toute chose restant égale par ailleurs. Cependant, il importe de reconnaître que les systèmes éducatifs des pays en développement pourraient causer un accroissement du niveau de l'inégalité étant donné que les coûts d'opportunité de l'éducation élémentaire sont habituellement plus élevés pour les élèves pauvres que pour les élèves fortunés (riches).
- iii) Contrairement à l'éducation, l'inégalité de genre est apparue insignifiante au Cameroun, car le ratio des dépenses totales moyennes du ménage par équivalent-

adultes entre les chefs de ménage homme et les chefs de ménage femme était seulement de l'ordre de 0.98 en 1984 et 0.82 en 1996. La variation de la composante inter-groupe entre les genres contribuait de façon négligeable à l'explication de l'évolution de l'inégalité totale. Par conséquent, l'élimination de l'inégalité de sexe des dépenses totales moyennes du ménage par équivalent-adultes ne réduira pas de beaucoup l'inégalité globale. Cependant, ce résultat semble être une exception, car, dans plusieurs pays en développement, les chefs des ménages femmes sont habituellement parmi les plus pauvres en raison du manque d'accès aux meilleures opportunités d'emplois et au capital.

- iv) En ce qui concerne l'âge, l'étude montre que les disparités de dépense entre des tranches d'âge n'étaient pas significatives dans l'explication du niveau général d'inégalité car, la composante entre les groupes d'âge contribuait de façon marginale (moins de 3 %) à l'inégalité de la dépense totale par équivalent adulte. En définitive, l'évolution de l'inégalité intra groupe d'âge a contribué substantiellement à l'explication de la réduction de l'inégalité totale entre 1984 et 1996 alors que les variations parmi le groupe d'âge d'adultes ralentissaient plutôt la réduction des inégalités intra groupe entre les deux périodes en considération.

Le troisième objectif de ce travail consistait à décomposer l'évolution de la pauvreté en effets « croissance » et « redistribution ». A cet égard, la variation des indices de pauvreté a été décomposée en utilisant simultanément la méthode de Datt et Ravallion (1992) et celle de Shorrocks (1999) basée sur la valeur de Shapley. Les résultats de cette décomposition dynamique des indices de pauvreté montrent globalement que durant la période de l'étude, l'augmentation de la pauvreté peut être attribuée à une croissance économique négative. En général, la dynamique de redistribution des revenus a contribué à réduire la pauvreté. Dans ces conditions, il est nécessaire de maintenir et même d'encourager les politiques économiques actuelles qui sont de nature à transférer les revenus des riches vers les pauvres. Par ailleurs, la participation de l'effet croissance à l'aggravation de la pauvreté suggère la poursuite d'une augmentation soutenue du taux de croissance pour réduire la pauvreté. Cette situation semble difficile pour le Cameroun dans la conjoncture du moment. Dans ces conditions, on peut conseiller des politiques d'allègement de la pauvreté visant des groupes

choisis. Nos résultats du profil dynamique de la pauvreté montrent clairement les groupes socio-économiques cibles et prioritaires.

Enfin, cette étude s'est penchée sur la nature la relation existant entre la croissance économique et la pauvreté au Cameroun. À cet effet, nous avons appliqué l'approche de Ravallion et Chen (2003) et celle de Son (2004), où nous utilisons respectivement les courbes d'incidence de la croissance et les courbes cumulatives de la croissance de la pauvreté. Les résultats montrent que la croissance économique au Cameroun durant la période de l'étude était propauvre, exceptée pour la zone urbaine.

Références bibliographiques

- Abdelkrim, A. (2004)**, Décomposition de l'indice d'inégalité de Gini, une approche exacte, CIRPEE, Université Laval
- Abdelkrim, A. (2003)**, 'The Shapley Value', paper presented at the SISERA Training Workshop on Poverty Dynamics, 22-30 January, Kampala, Uganda.
- Adams, R., and Alderman, H. (1992)**. Sources of Income Inequality in Rural Pakistan: A Decomposition Analysis. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(4): 592 - 608.
- Ali, A.A.G. (1992)**. Structural Adjustment Programmes and Poverty Creation: Evidence From Sudan, *Eastern African Social Science Research Review*. vol. 8(1).
- Ali, A.A.G. (1997)**. Dealing with Poverty and Income Distribution Issues in Developing Countries: Cross Regional Experiences, AERC.
- Ali, A.A.G. (1997)**. « Note on Decomposition of Poverty », AERC, Nairobi.
- Anand, S. (1991)**. Poverty and Human Development in Asia and the Pacific, in: *Poverty alleviation in Asia and the Pacific*. UNDP, New York.
- Anand, S., and Kanbur, R. (1993)**. Inequality and Development: A Critique. *Journal of Development Economics*. vol. 41: 19-43.
- Anand, S., and C. J. Harris (1994)**. "Choosing a Welfare Indicator", *American Economic Review Papers and Proceedings*, Vol. 84, N° 2, 1994, 226-231.
- Atkinson A. (1987)**. On the Measurement of Poverty. *Econometrica*. 55 (1987) :749-764.
- Balisacan, A.M. (1995)**. Anatomy of Poverty During Adjustment: The Case of the Philippines. *Economic Development and Cultural Change* 44(1) 33-60.
- Banque mondiale (1990)**. Rapport sur le développement dans le monde. La pauvreté, Washington, Banque mondiale.
- Baye, M.F. et Fambon, S., (2002)**. Decomposition of Inequality in the Distribution of Living Standards in Cameroon. *African Journal of Economic Policy*, Vol. 9, No. 2, December.
- Baye, M.F. (1998)**. Inequality and the Degree of Poverty Among the Public Sector Workers in Cameroon. *Nigerian Journal of Economic and Social Studies*, vol. 40, N°3 433-452.

- Boateng, O. et al. (1992).** Un Profil de Pauvreté au Ghana, 1987-1988. *Document de travail N° 5* (DSA) Washington: Banque Mondiale.
- Boateng, K., L. Boakye-Yiadom, A. D. Oduro (1999),** *Poverty in Ghana*. Paper presented at the May 27-28 AERC Workshop on Poverty, Income Distribution and Labour Market Issues in Sub-Saharan Africa, Accra, Ghana.
- Cameroun / MINEFI/ DSCN (1984).** *Enquête Budget Consommation (EBC)*,
- Cameroun / MINEFI/ DSCN (1996).** *Enquête camerounaise auprès des ménages (ECAM)*, Vol. 1 : Méthodologie (tomes 1 et 2), Yaoundé, 44 pages.
- Cameroun / MINEFI/ DSCN (1996).** *Enquête camerounaise auprès des ménages (ECAM)*, Vol. 2 : Résultats (tomes 1 et 2 : 81 pages ; tomes 3, 4 et 5 : 95 pages), Yaoundé.
- Canagarajan, S., Ngwafon, J., and Thomas, S. (1997).** The Evolution of Poverty and Welfare in Nigeria. *World Bank Policy Research Working Paper 1715*.
- Chankravarty, S.R. (1983).** Ethically Flexible Measures of Poverty. *Canadian journal of Economics* 16: 74-85.
- Chantreuil, F. ; Trannoy, A., (1999).** Inequality Decomposition Values : the Trade-off between Marginality and Consistency. Working Paper. Classification JEL : D 63, C 71.
- Chaudhuri, S. and M. Ravallion (1994).** How well do Static Indicators Identify the Chronically Poor?”, *Journal of Public Economics*, Vol. 53, pp. 367-394.
- Clark, S., Hemming, R. and Ulph (1982.).** On Indices in the Measurement of Poverty. *The Economic Journal* 91: 525 - 526.
- Cornia, G.A., Jolly, R., and Stewart, F. (eds) (1987).** *Adjustment with a Human Face: Protecting the Vulnerable and Promoting Growth*. New York: Oxford, Oxford University Press.
- Coulombe (H.) et McKay (A.) (1998).** La mesure de la pauvreté :Vue d’ensemble et méthodologie avec illustration dans le cas du Ghana, *L’Actualité Economique, Revue d’Analyse Economique*, Vol. 74, N°3, Septembre 1998.
- Cowell, F.A. et Jenkins, S.P., (1995).** How Much Inequality can we Explain? A Methodology and an Application to the USA, *Economic Journal* 105, 421-30.
- Datt, G., and Ravallion, M (1991).** Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures. A Decomposition with Application to Brazil and India in the 1980s. *World Bank LSMS Working paper 83*.
- Davidson, R, Duclos, J.-Y. (1998).** Statistical inference for stochastic dominance and for the measurement of poverty and inequality, Laval, Department of economics-CREFA, Canada.
- Deaton, A. et J. Muellbauer (1980),** *Economics and Consumer Behaviour*, Cambridge : Cambridge University Press.

- Deaton, A. (1997).** The Analysis of Household Survey: A Microeconometric Approach to Development *Policy*, Washington D.C. and Baltimore: The World Bank and Johns Hopkins University Press.
- Demery, L, and Squire, L. (1996).** Macroeconomic Adjustment and Poverty in Africa: An Emerging Picture. *World Bank Research Observer*, Vol. 11(1), pp. 39-59.
- Donaldson, D. and J. A. Weymark (1980).** A Single Parameter Generalization of the Gini Indices of Inequality, *Journal of Economic Theory*, 22, pp. 67-86.
- Duclos, J.Y. (2004).** Poverty and Equity: Measurement, Policy and Estimation with *DAD*. Preliminary version, CIRPEE, Université Laval, May.
- Duclos, J.Y. (1997).** The Asymptotic Distribution of Linear Indices of Inequality, Progressivity and Redistribution. *Economic Letters*.
- Duclos, J.Y. and Mercader-Prats, M. (1997).** Household Needs and Poverty : With application to Spain and UK, Département d'Economie de l'Université Laval.
- Duclos, J. Y., Araar, A. et C. Fortin, (2003),** "DAD: A Software for Distributive Analysis / Analyse distributive", MIMAP programme, International Development Research Center, Government of Canada and CIRPEE, Université Laval.
- Essama-Nssah, B. (1997).** Analyse d'une répartition du niveau de vie. *Document technique de la Banque Mondiale*, N° 371, Série de la Région Afrique.
- Fambon, S., Ajab Amin, A., Menjo Baye, F., Noumba, I. , Tamba, I, and Tawah,R., (2000).** *Réformes économiques et pauvreté au Cameroun durant les années 1990*. Rapport final projet collaboratif sur la pauvreté AERC, Nairobi, Kenya, May.
- Fambon, S., Amin Ajab, A., Baye Menjo, F., Noumba, I. , Tamba, I, and Tawah,R. (2000b).** 'Pauvreté et Répartition des Revenus au Cameroun durant les Années 1990', *Cahier de Recherche*, N° 01-06 de l' Université Laval, format PDF , disponible sur le site : <http://www.crefa.ecn.ulaval.ca/cahier/liste01.html>
- Fambon S. (2004),** Croissance économique, pauvreté et inégalité des revenus au Cameroun papier présenté aux Journées scientifiques du réseau « Analyse Economique et Développement » 4 et 5 Mars 2004 – Marrakech
- Fambon S. (1997).** Réflexions sur quelques mesures de la pauvreté, papier présenté au séminaire sur la gestion macroéconomique et la lutte contre la pauvreté, organisé par l'Université de Yaoundé II, 9-10 septembre.
- Fields, G.S. (1997)** Accounting For Income Inequality and its Change, paper presented at the American Economic Association annual meeting, New Orleans.
- Fields, G. (1980).** *Poverty, Inequality and Development*. New York: Cambridge University Press.

- Foster, J. (1984).** On Economic Poverty: A Survey of Aggregate Measures. *Advances in Econometrics* 3: 215-225.
- Foster, J. Greer, J and Thorbecke, E. (1984)** A class of Decomposable Poverty Measures. *Econometrica*, Vol. 3, 88: 215-251.
- Foster, J., and Shorrocks, A.F. (1988).** Poverty Orderings, *Econometrica*. Vol. 56. pp 173 - 177
- Foster, J., and Shorrocks, A.F. (1991).** Subgroup Consistent Poverty Indices. *Econometrica* Vol. 59, pp: 687 - 709.
- Glewwe, P. (1986).** The Distribution of Income in Sri Lanka in 1969-70 and 1980-81: A Decomposition Analysis. *Journal of Development Economics* 24: 255-274.
- Glewwe, P. (1991).** Investigating the determinants of household welfare in Côte d'Ivoire, *Journal of Development Economics* 35: 307-337.
- Greer J. et Thorbecke E.(1987).** A Methodology for Measuring Food Poverty Applied to Kenya, *Journal of Development Economics*, 24, 59-74.
- Grootaert, C., and Kanbur, R. (1990).** *Policy-Oriented Analysis of Poverty and the Social Dimensions of Structural Adjustment: A Methodology and Proposed Application to Cote d'Ivoire, 1985-88.* World Bank, SDA, Policy Analysis.
- Grootaert, C., Demery, L. and Kanbur, R. (1996).** *Réformes économiques et analyse de la pauvreté : l'expérience de la Côte-d'Ivoire*, l'Harmattan, Paris.
- Haddad, L. and Kanbur, L. (1990).** How Serious is the Neglect of Intra-Household Inequality. *The Economic Journal* 100: 866 - 881.
- Hagenaars, A. (1987).** A Class of Poverty Indices. *International Economic Review* 28(3): 583 – 607.
- International Monetary Fund (1988),** The implication of Fund-Supported Adjustment Programs for Poverty, IMF Occasional Papers, No. 58 Washington, DC. May.
- Kaboré, S., T., (?),** Dynamique de la pauvreté : Revue des approches de décomposition et application avec des données du Burkina Faso, UFR-SEG- Université de Ouagadougou.
- Kakwani, N., Pernia, E., 2000.** What is pro-poor growth. *Asian Development Review* 16 (1), 1-22.
- Kakwani, N. , (1997).** On Measuring Growth and Inequality Components of Poverty with Application to Thailand. Discussion Paper. School of Economics, the University of South Wales.

- Kakwani, N. (1993).** Poverty and Economic Growth with Application to Côte d'Ivoire. *Review of Income and Wealth* 39(2): 121- 139.
- Kakwani, N. (1980).** *Income Inequality and Poverty. Methods of Estimation and Policy Applications.* Oxford: Oxford University Press.
- Kakwani, N., and Subbarao, K. (1990).** Rural Poverty and its Alleviation in India, *Economic and Politica Weekly* 25: A2-A16.
- Kanbur, S.M. (1987).** Structural Adjustment, Macroeconomic Adjustment and Poverty: A Methodological for Analysis. *World Development* 15: 1515-1526.
- Kraay, A., (2004).** When Is Growth Pro-Poor? Cross-Country Evidence. IMF working Paper, WP/04/47, Washington, D. C., March.
- Kuznets, S., (1955),** Economic Growth and Income Inequality, *American Economic Review*, vol. 45, pp. 1-28
- Kyereme S. et Thorbecke E.(1987).** Food Poverty Profile and Decomposition Applied to Ghana, *World Development*, vol. 15 n°9 pp. 1189-1199, 1987
- Lachaud, J., P., 2000,** Pauvreté et inégalité en Afrique : Contribution à l'analyse spatiale, Université de Montesquieu – Bordeaux IV, Institut de Recherche pour le Développement.
- Lambert, P.J. (1993).** *The Distribution and Redistribution of Income: A Mathematical Analysis.* 2^{ème} édition, Manchester University Press, Manchester..
- Leibrandt, M.V. Woolard, C.D., and Woolard, I.D. (1996).** The Contribution of Income Components to Income Inequality in South Africa. A Decomposable Gini Analysis. *World Bank LSMS Working paper* 125.
- Lerman, R.I. et Yitzhaki, S. (1989) .** “Improving the Accuracy of Estimates of Gini Coefficients,” *Journal of Econometrics*, 42, 43–47.
- Lerman, R.I. et Yitzhaki, S. (1994).** Effect of Marginal Changes in Income Sources on U.S. Income Inequality, *Public Finance Quarterly*, Vol. 22, N° 4: 403-417.
- Lewis, G.W., and Ulph, D.T. (1988).** Poverty, Inequality and Welfare. *The Economic Journal* 98: 117-131.
- Lipton, M., and Ravallion, M. (1995).** Poverty and Policy, in *Hand Book Of Development Economics.* Volume III. Ed. J. Behrman and T.N. Srinivasan. Elsevier Science B.V.
- Lynch, S. G., (1991).** Income Distribution, Poverty and Coconsumer Prefences in Cameroon Cornell Food and Nutrition Policy Program, Washington D,C.
- McCulloch, N., Robson, M. and Boulch, B. (2000)** “Growth, Inequality and Poverty in Mauritania: 1987-1996”. IDS working paper. Sussex: Institute of Development Studies

- Meller, P. (1991)**, Adjustment and Social Cost in Chile during the 1980s, *World Development*, Vol. 19.
- MINFI, CTPS, GTZ (1995)**. Rapport sur le Développement Social au Cameroun, Yaoundé.
- MINPAT/DP/SET (1994)**. Cameroun: Les Effets Macroéconomiques de la Dévaluation du F. CFA, Yaoundé.
- Morrisson, C. (1996)**. Les inégalités de revenus. Paris: Collection Que sais-je? Presse Universitaire de France.
- Moulin, H., (1988)**. Axioms of Cooperative Decision Making. Cambridge University Press.
- OECD (2001)**. "Rising to the Global Challenge: Partnership for Reducing World Poverty" Statement by the DAC High Level Meeting. April 25-26., 2001. Paris: OECD
- Sartya Paul (1989)**. A Model of Constructing the Poverty Line, *Journal of Development Economics*, Vol. 30, PP. 129-44.
- Piachaud, D. (1987)**. Problems in the Definition and Measurement of Poverty. *Journal of Social Policy* 16(2) 147-164.
- PNUD - Cameroun (1993, 1996, 1998)**. *Rapport sur le Développement Humain au Cameroun*, Yaoundé.
- Pyatt, G., Chen, C.N., and Fei, J. (1980)**. The Distribution of Income by Factor Components. *Quarterly Journal of Economics* Vol. 95: 451-473.
- Pyatt, G. (1987)**. Measuring Welfare, Poverty and Inequality. *The Economic Journal* 97 (386): 459 - 467.
- Ravallion, M., Chen, S., (2003)**. Measuring pro-poor growth. *Economics Letters* 78, 93-99
- Ravallion, M., and Huppi, M. (1991)**, Measuring Changing in Poverty: A Methodological Case Study of Indonesia During an Adjustment Period, *The World Bank Economic Review*, Vol. 5.
- Ravallion, M. (1992)**. *Poverty Comparisons: A Guide to Concepts and Methods*, World Bank LSMS, Working Paper 88.
- Ravallion, M. (1994)** Measuring Social Welfare With and Without Poverty Lines. *American Economic Association Papers and proceedings* 84 (2): 359 - 363.
- Ravallion, M., and B. Bidani (1994)**. How robust is a poverty Profil?, *The World Bank Economic Review*, Vol. 8, N° 1.

- Ravallion, M. (1996).** How Well can Method Substitute for Data? Five Experiments in Poverty Analysis, *The World Bank Research Observer*, Vol. 11, N°2, pp. 199-217.
- Rowntree, B. S. (1901).** *Poverty: A study of Town Life*. London: Mcmillan.
- Sahn, D., and Stifel, D., (2000).** "Poverty Comparisons Over Time and Across Countries in Africa." *World Development* 28(12), 2123-2155.
- Sahn, D., and Stifel, D., (2000).** "Robust Comparisons of Malnutrition in Developing Countries Using a Stochastic Dominance Approach." Mimeo. Cornell University, Ithaca, NY.
- Sen, A. K. (1973).** *On Economic Inequality*. Clarendon, Oxford.
- Sen, A (1993).** Poor Relatively Speaking. *Oxford Economic Papers* 35: 153-169.
- Sen, A.K. (1976).** Poverty: An Ordinary Approach to Measurement *Econometrica* 44: 219 - 231.
- Shimeless, A. and Kebede, B. (1997).** Issues in the Management and Dynamics of Poverty: A Survey., in *Proceedings of the fifth Annual Conference of the Ethiopian Economic Association* that held between November 30 and December 2, 1995.
- Shorrocks, A. F. (1999):** 'Decomposition procedures for distributional analysis: A unified framework based on the Shapley value' mimeo, University of Essex.
- Shorrocks, A.F. (1983).** Ranking Income Distribution. *Economica* 50: 1 - 17.
- Stark, O., Taylor, J., and Yitzhati, S. (1986).** Remittances and Inequality. *Economic Journal*, 96: 722 - 740
- Shorrocks, A. (1983).** The Impact of Income Components on the Distribution of Family Income. *Quarterly Journal of Economics*, 98: 311 - 326.
- Son, H., H., (2004).** A note on pro-poor growth. *Economics Letters* 82, 307-314
- Thon, D. (1979).** On Measuring Poverty, *Review of Income and Wealth*. 25: 429 - 440.
- Thorbecke, E., (1991),** Adjustment, Growth and Income Distribution in Indonesia, *World Development*, vol. 19.
- Townsend, P. (1979).** *Poverty in the United Kingdom*, Penguin, Harmondsworth.
- UNDP (1990).** Human Development report. New York. United Nations.
- Visaria, P. (1980)** Poverty and living Standards in Asia. An Overview of the Main Results and Lessons of Selected Households Surveys. *LSMS Working Paper 2*.
- World Bank (1990).** *Cameroon Women and Development: Country Assessment*

Paper, Agricultural operations, West and Central African Department, November 54p.

World Bank (1990). *Making Adjustment Work for the Poor. A Framework for Policy Reform in Africa.* The World Bank.

World Bank (1995). *Cameroon: Diversity, Growth and Poverty Reduction,* Report N° 13167-CM.

Yitzhaki, S. (1983). On an Extension of the Gini index, *International Economic Review*, 24, pp

ANNEXE A

ANNEXE B

ANNEXE C

1. L'approche de Shapley⁴⁸

La valeur de Shapley est un concept de solution couramment employé dans la théorie des jeux coopératifs (Owen, 1977; Moulin, 1988; Shorrocks, 1999). On considère un ensemble N constitué de m joueurs qui doivent se partager un surplus ou un coût. Pour réaliser ce partage, les joueurs peuvent se regrouper pour former des coalitions i.e. des sous-ensembles S de N . Les forces de chaque coalition s'expriment sous la forme d'une *fonction caractéristique* v . Pour une coalition quelconque S , $v(S)$ mesure la part de surplus que S peut obtenir sans recourir à un accord avec les joueurs membres des autres coalitions. La question à résoudre est la suivante : comment doit-on partager le surplus entre les m joueurs ?

D'après l'approche Shapley, introduite par Lloyd Shapley en 1953, la valeur du joueur k dans le jeu, donnée par la fonction caractéristique v , est exprimée par la formule suivante:

$$C_k = \sum_{\substack{S \subset N \\ s \in \{0, m-1\}}} \frac{s!(m-s-1)!}{m!} MV(S, k) \text{ et } MS(S, k) = (v(S \cup \{k\}) - v(S)) \quad (57)$$

et par convention, $0! = 1$ et $v(\emptyset) = 0$.

Le terme $MV(S, k)$ est égal à la valeur marginale que génère le joueur k après son adhésion à la coalition S ⁴⁹. Quelle sera alors la contribution marginale attendue du joueur k , d'après les différentes coalitions possibles qui peuvent être formées et auxquelles le joueur peut adhérer?

Tout d'abord, la taille de la coalition S est limitée de sorte que $s \in \{0, 1, \dots, m-1\}$.

Supposons que les m joueurs sont ordonnés aléatoirement selon un ordre σ tel que :

$$\sigma = \{\sigma_1, \sigma_2, \dots, \sigma_{k-1}, \sigma_k, \sigma_{k+1}, \dots, \sigma_m\},$$

⁴⁸ Pour plus de détails, voir Araar Abdelkrim (2003)

⁴⁹ Deux propriétés sont attendues de cette décomposition. La première est la symétrie qui doit assurer que la contribution de chaque facteur est indépendante de son ordre d'apparition sur la liste ou la séquence. La deuxième propriété attendue est l'exactitude et l'additivité, ce qui devrait s'écrire : $C_k \cap C_{k+1} = \emptyset$ et

$$\sum_{k=1}^m C_k = v(K)$$

et qu'ils sont successivement éliminés dans cet ordre. L'élimination des joueurs entraîne une baisse de la part qui revient au groupe non encore éliminé. Lorsque la coalition S est composée de s éléments, on ne pourra mesurer la valeur $v(S)$ qui revient à la coalition S que lorsque les s premiers éléments de σ sont exactement les éléments de S . Le poids de la coalition S sera mesuré par la probabilité que les s premiers éléments de σ soient tous éléments de S . Cette probabilité est obtenue en divisant le nombre d'ordres dont les s premiers éléments sont tous éléments de S par le nombre total d'ordres possibles. Le nombre d'ordres possibles correspond au nombre de permutations des m joueurs m à m , ce qui donne $m!$ ⁵⁰.

Pour chacune des permutations possibles des m joueurs (c'est-à-dire factoriel $m!$), le nombre de fois que les mêmes s premiers joueurs sont localisés dans le sous-ensemble ou coalition S est donné par le nombre possible de permutation des s joueurs dans la coalition S , c'est-à-dire $s!$.

Pour chaque permutation dans la coalition S , nous trouvons $(m-s-1)!$ permutations pour les joueurs qui complètent la coalition S .

La valeur marginale attendue, produite par le joueur k après son adhésion à une coalition S est donnée par l'équation (57).

Pour chaque position du facteur k , il y a plusieurs possibilités de former des coalitions S à partir des $m-1$ joueurs (les m joueurs sans le joueur k). Ce nombre de possibilités est égal à la combinaison C_{m-1}^s .

Combien de valeurs marginales aurait-on à calculer, pour évaluer la contribution marginale attendue d'un facteur donné, tel que le facteur k ?

Comme l'ordre des joueurs dans la coalition S n'affecte pas la contribution du joueur k , une fois qu'il a adhéré à la coalition, le nombre de calculs exigé pour les valeurs marginales est réduit de $m!$ à $\sum_{s=0}^{m-1} C_{m-1}^s = 2^{m-1}$ ⁵¹.

⁵⁰ $m! = m(m-1)\dots 1$

⁵¹ L'égalité $\sum_{s=0}^{m-1} C_{m-1}^s = 2^{m-1}$ s'établit aisément à partir du théorème binomial de Newton.

En effet, la formule du binôme de Newton s'écrit : $(a+b)^m = \sum_{s=0}^m C_m^s a^{m-s} b^s, \forall (a,b) \in \mathbb{R}^2, \forall m \in \mathbb{N}$.

Élever $(a+b)$ à la puissance m équivaut à multiplier m binômes $(a+b)$ identiques.

Le résultat est une somme où chaque élément est le produit de m facteurs de type a ou b .

Les termes sont donc de la forme $a^{m-p} b^p$. Chacun de ces termes est obtenu un nombre de fois égal à C_m^p ; ce qui représente le nombre de fois que nous pouvons choisir p éléments parmi m éléments.

Lorsque $a=b=1$, nous aurons : $(1+1)^m = \sum_{s=0}^m C_m^s = 2^m$.

Par conséquent, nous pouvons conclure que $\sum_{s=0}^m C_m^s = 2^m$.

Les détails sur la valeur de Shapley sont donnés dans Moulin (1988, Chapitre 5). Cette valeur de Shapley sert de cadre pour plusieurs types de décomposition. Par exemple, Chantreuil et Trannoy (1999) l'utilisent pour la décomposition de l'inégalité par sources de revenu. Shorrocks (1999) généralise son usage pour la décomposition d'un indice quelconque I représentant une mesure de pauvreté ou d'inégalité

2- La décomposition à la Shapley de l'évolution temporelle de la pauvreté (cas de deux facteurs)

Pour appliquer la valeur de Shapley à l'analyse distributive, au lieu de considérer m joueurs comme dans la théorie de jeu coopératif, nous considérons maintenant les m facteurs qui contribuent à l'explication d'un phénomène observé.

Nous supposons que le changement de la pauvreté dans le temps est expliqué par deux facteurs qui sont la croissance du revenu et le changement de la redistribution. Etant donné un seuil fixe de pauvreté, le niveau de pauvreté au temps t ($t = 1, 2$) peut être exprimé par une fonction $P(\mu, L_t)$ qui dépend du revenu moyen μ et de la courbe de Lorenz L_t . Le facteur de croissance est $G = \mu_2 / \mu_1 - 1$ et le facteur de redistribution est $R = L_2 - L_1$.

Le problème de décomposition consiste ici à identifier la contribution de la croissance (G) et celle de la redistribution (R) dans la variation ΔP de la pauvreté. Comme dans de nombreuses applications, nous adoptons ici la classe P_α des mesures de pauvreté de Foster, Greer et Thorbecke (1984). Le changement total dans la pauvreté de la période 1 à la période 2 est $\Delta P = P(\mu_2, L_2) - P(\mu_1, L_1) = P(\mu_1(1 + G), L_1 + R) - P(\mu_1, L_1)$ (58)

C'est cette expression du changement dans la pauvreté ΔP que nous voulons décomposer en composantes de croissance (G) et de redistribution (R). Comme la variation de la pauvreté ΔP ne dépend que de deux facteurs (G) et (R), le nombre de séquences d'élimination possible (nombre de permutations) est égal à $m! = 2! = 2$, c'est-à-dire $\{G, R\}$ et $\{R, G\}$. La contribution marginale de la croissance (G) à ΔP ainsi que le poids attribué à cette contribution marginale correspond au cas numéro 1 du tableau ci-dessous. De même, la contribution marginale de la redistribution (R) à ΔP ainsi que le poids qui lui est associé correspond au cas numéro 2 du même tableau.

		S	s	Contribution marginale	Poids attribué à la contribution marginale $\frac{s!(m-s-1)!}{m!}$
1^{er} cas					
Nombre d'éléments dans S avant G	0	\emptyset	0	$v(\emptyset \cup \{G\}) - v(\emptyset) = v(G) - 0$	1/2
	1	$\{R\}$	1	$v(R \cup \{G\}) - v(R) = v(G, R) - v(R)$	1/2
2^{ème} cas					
Nombre d'éléments dans S avant D	0	\emptyset	0	$v(\emptyset \cup \{R\}) - v(\emptyset) = v(R) - 0$	1/2
	1	$\{G\}$	1	$v(G \cup \{R\}) - v(G) = v(G, R) - v(G)$	1/2

A partir du tableau précédent, les valeurs de Shapley des composantes croissance et redistribution peuvent être interprétées comme suit:

$$C_G^S = \frac{1}{2} [v(G, R) - v(R) + v(G)] \quad (59)$$

$$C_R^S = \frac{1}{2} [v(G, R) - v(G) + v(R)] \quad (60)$$

Lorsque la croissance est absente, (G) prend la valeur 0. Dans ces conditions, le changement dans la pauvreté dû seulement à la redistribution devient :

$$v(R) = P(\mu_1, L_2) - P(\mu_1, L_1) \quad (61)$$

Cette expression montre que le changement dans la pauvreté est seulement dû à un déplacement de la courbe de Lorenz de L_1 à L_2 , en maintenant constant le revenu moyen.

Comme précédemment, si la redistribution est absente, le facteur de redistribution (R) prend la valeur 0 et le changement dans la pauvreté dû seulement à la croissance est donné par :

$$v(G) = P(\mu_2, L_1) - P(\mu_1, L_1) \quad (62)$$

Cette relation montre que le changement dans la pauvreté est dû à un changement du revenu moyen de μ_1 à μ_2 , la courbe de Lorenz étant fixée à L_1 .

En définitive, l'utilisation des équations (58) à (62) permet d'obtenir les expressions complètes des contributions de Shapley des effets croissance et redistribution données par les équations (63) et (64) ci-après:

$$\begin{aligned} C_G^S &= \frac{1}{2} \left[P(\mu_2, L_2) - P(\mu_1, L_1) - \{P(\mu_1, L_2) - P(\mu_1, L_1)\} + \{P(\mu_2, L_1) - P(\mu_1, L_1)\} \right] \\ &= \frac{1}{2} \left[P(\mu_2, L_2) - P(\mu_1, L_2) + P(\mu_2, L_1) - P(\mu_1, L_1) \right] \end{aligned} \quad (63)$$

$$\begin{aligned} C_R^S &= \frac{1}{2} \left[P(\mu_2, L_2) - P(\mu_1, L_1) - \{P(\mu_2, L_1) - P(\mu_1, L_1)\} + \{P(\mu_1, L_2) - P(\mu_1, L_1)\} \right] \\ &= \frac{1}{2} \left[P(\mu_2, L_2) - P(\mu_2, L_1) + P(\mu_1, L_2) - P(\mu_1, L_1) \right] \end{aligned} \quad (64)$$

On vérifie aisément que le changement total dans la pauvreté est égal à la somme des composantes croissance et redistribution données par les contributions de shapley. On a donc :

$$\Delta P = C_G^S + C_R^S \quad (65)$$

Cette décomposition est exacte et ne dépend pas de l'année de base. De plus, les facteurs sont traités symétriquement.

ANNEXE A : TABLEAUX

NB : Dans les tableaux 1 à 45 :

- a) Représente la composante pauvreté intra sectorielle du groupe en question (composante due à la variation de la pauvreté au sein du groupe).
 b) Représente la composante pauvreté inter sectorielle du groupe en question (composante due à la variation de la proportion du groupe).
 c) Représente la différence dans la contribution absolue du groupe en question.

Tableau 1 : Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les zones de résidence du chef de ménage (FGT($\alpha=0$, ZA=255.95)

Zones	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Intra ^a	Inter ^b	Différence
	1984				1996				1984 vs 1996		
Urbain	0.0284 (0.0071)	0.1119 (0.0062)	0.0091 (0.0024)	0.0032 (0.0008)	0.4578 (0.0279)	0.2945 (0.0268)	0.1936 (0.0251)	0.1348 (0.0152)	0.0873 (0.0000)	0.0444 (0.0000)	0.1316 (0.0152)
Semi-urbain	0.2680 (0.0343)	0.1824 (0.0280)	0.1402 (0.0296)	0.0489 (0.0100)	0.5859 (0.1613)	0.0518 (0.0238)	0.0436 (0.0253)	0.0303 (0.0174)	0.0372 (0.0000)	-0.0558 (0.0000)	-0.0185 (0.0200)
Rural	0.4206 (0.0246)	0.7056 (0.0289)	0.8507 (0.0298)	0.2968 (0.0218)	0.8129 (0.0340)	0.6537 (0.0429)	0.7629 (0.0409)	0.5314 (0.0435)	0.2666 (0.0000)	-0.0320 (0.0000)	0.2346 (0.0486)
TOTAL		1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.3488 (0.0194)		1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.6965 (0.0291)			0.3477 (0.0350)

Tableau 2 : Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les zones de résidence du chef de ménage (FGT : $\alpha=1$, ZA=255.95)

Zones	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Intra ^a	Inter ^b	Différence
	1984				1996				1984 vs 1996		
Urbain	0.0046 (0.0013)	0.1119 (0.0062)	0.0046 (0.0014)	0.0005 (0.0002)	0.1603 (0.0134)	0.2945 (0.0268)	0.1565 (0.0236)	0.0472 (0.0059)	0.0316 (0.0000)	0.0150 (0.0000)	0.0467 (0.0059)
Semi-urbain	0.0906 (0.0157)	0.1824 (0.0280)	0.1467 (0.0351)	0.0165 (0.0039)	0.2534 (0.0790)	0.0518 (0.0238)	0.0435 (0.0264)	0.0131 (0.0078)	0.0190 (0.0000)	-0.0224 (0.0000)	-0.0034 (0.0087)
Rural	0.1355 (0.0108)	0.7056 (0.0289)	0.8487 (0.0352)	0.0956 (0.0088)	0.3691 (0.0261)	0.6537 (0.0429)	0.7999 (0.0403)	0.2413 (0.0241)	0.1587 (0.0000)	-0.0130 (0.0000)	0.1456 (0.0257)
TOTAL		1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.1126 (0.0084)		1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.3016 (0.0197)			0.1890 (0.0215)

Tableau 3: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les zones de résidence du chef de ménage (FGT : $\alpha = 2$, ZA=255.95)

Zones	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Intra ^a	Inter ^b	Différence
	1984				1996				1984 vs 1996		
Urbain	0.0014 (0.0005)	0.1119 (0.0062)	0.0030 (0.0012)	0.0002 (0.0001)	0.0760 (0.0079)	0.2945 (0.0268)	0.1386 (0.0233)	0.0224 (0.0031)	0.0152 (0.0000)	0.0071 (0.0000)	0.0222 (0.0031)
Semi-urbain	0.0419 (0.0089)	0.1824 (0.0280)	0.1529 (0.0401)	0.0076 (0.0020)	0.1342 (0.0470)	0.0518 (0.0238)	0.0430 (0.0272)	0.0070 (0.0043)	0.0108 (0.0000)	-0.0115 (0.0000)	-0.0007 (0.0048)
Rural	0.0598 (0.0058)	0.7056 (0.0289)	0.8441 (0.0402)	0.0422 (0.0045)	0.2022 (0.0187)	0.6537 (0.0429)	0.8183 (0.0404)	0.1322 (0.0152)	0.0968 (0.0000)	-0.0068 (0.0000)	0.0900 (0.0155)
TOTAL		1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.0500 (0.0044)		1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.1615 (0.0134)			0.1115 (0.0141)

Tableau 4: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les zones de résidence du chef de ménage (FGT : $\alpha = 0$, ZL=373.26)

Zones	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Intra ^a	Inter ^b	Différence
	1984				1996				1984 vs 1996		
Urbain	0.0034 (0.0024)	0.1119 (0.0062)	0.0018 (0.0013)	0.0004 (0.0003)	0.1704 (0.0208)	0.2945 (0.0268)	0.1142 (0.0208)	0.0502 (0.0078)	0.0339 (0.0000)	0.0159 (0.0000)	0.0498 (0.0078)
Semi-urbain	0.1566 (0.0214)	0.1824 (0.0280)	0.1366 (0.0305)	0.0286 (0.0059)	0.3700 (0.0934)	0.0518 (0.0238)	0.0436 (0.0244)	0.0192 (0.0103)	0.0250 (0.0000)	-0.0344 (0.0000)	-0.0099 (0.0119)
Rural	0.2554 (0.0214)	0.7056 (0.0289)	0.8616 (0.0306)	0.1802 (0.0175)	0.5660 (0.0421)	0.6537 (0.0429)	0.8422 (0.0366)	0.3700 (0.0384)	0.2111 (0.0000)	-0.0213 (0.0000)	0.1899 (0.0422)
TOTAL		1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.2091 (0.0162)		1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.4394 (0.0327)			0.2302 (0.0365)

Tableau 5: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les zones de résidence du chef de ménage (FGT : $\alpha = 1$, ZL=373.26)

Zones	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Intra ^a	Inter ^b	Différence
	1984				1996				1984 vs 1996		
Urbain	0.0005 (0.0004)	0.1119 (0.0062)	0.0010 (0.0008)	0.0001 (0.0000)	0.0467 (0.0071)	0.2945 (0.0268)	0.1007 (0.0211)	0.0137 (0.0025)	0.0094 (0.0000)	0.0043 (0.0000)	0.0137 (0.0025)
Semi-urbain	0.0460 (0.0073)	0.1824 (0.0280)	0.1498 (0.0355)	0.0084 (0.0018)	0.0900 (0.0276)	0.0518 (0.0238)	0.0342 (0.0200)	0.0047 (0.0026)	0.0052 (0.0000)	-0.0089 (0.0000)	-0.0037 (0.0032)
Rural	0.0675 (0.0071)	0.7056 (0.0289)	0.8492 (0.0355)	0.0476 (0.0055)	0.1806 (0.0196)	0.6537 (0.0429)	0.8651 (0.0332)	0.1180 (0.0149)	0.0769 (0.0000)	-0.0064 (0.0000)	0.0704 (0.0155)
TOTAL		1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.0561 (0.0052)		1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.1365 (0.0139)			0.0804 (0.0148)

Tableau 6: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les zones de résidence du chef de ménage (FGT : $\alpha = 2$, ZL=373.26)

Zones	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Intra ^a	Inter ^b	Différence
	1984				1996				1984 vs 1996		
Urban	0.0001 (0.0001)	0.1119 (0.0062)	0.0004 (0.0004)	0.0000 (0.0000)	0.0183 (0.0034)	0.2945 (0.0268)	0.0941 (0.0225)	0.0054 (0.0011)	0.0037 (0.0000)	0.0017 (0.0000)	0.0054 (0.0011)
Semi-urban	0.0186 (0.0033)	0.1824 (0.0280)	0.1546 (0.0393)	0.0034 (0.0008)	0.0347 (0.0125)	0.0518 (0.0238)	0.0313 (0.0192)	0.0018 (0.0010)	0.0019 (0.0000)	-0.0035 (0.0000)	-0.0011 (0.0011)
Rural	0.0263 (0.0033)	0.7056 (0.0289)	0.8450 (0.0393)	0.0185 (0.0025)	0.0767 (0.0105)	0.6537 (0.0429)	0.8746 (0.0334)	0.0501 (0.0075)	0.0343 (0.0000)	-0.0027 (0.0000)	0.0316 (0.0075)
TOTAL		1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.0220 (0.0024)		1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.0573 (0.0072)			0.0354 (0.0076)

Tableau 7: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les zones de résidence du chef de ménage (FGT : $\alpha = 0$, ZU=533.87)

Zones	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Intra ^a	Inter ^b	Différence
	1984				1996				1984 vs 1996		
Urban	0.0150 (0.0048)	0.1119 (0.0062)	0.0043 (0.0014)	0.0017 (0.0006)	0.3675 (0.0314)	0.2945 (0.0268)	0.1592 (0.0238)	0.1082 (0.0143)	0.0716 (0.0000)	0.0349 (0.0000)	0.1066 (0.0143)
Semi-urban	0.2961 (0.0281)	0.1824 (0.0280)	0.1379 (0.0270)	0.0540 (0.0099)	0.6032 (0.1152)	0.0518 (0.0238)	0.0460 (0.0246)	0.0312 (0.0163)	0.0360 (0.0000)	-0.0587 (0.0000)	-0.0227 (0.0192)
Rural	0.4764 (0.0238)	0.7056 (0.0289)	0.8578 (0.0271)	0.3361 (0.0226)	0.8265 (0.0357)	0.6537 (0.0429)	0.7948 (0.0394)	0.5403 (0.0448)	0.2380 (0.0000)	-0.0338 (0.0000)	0.2042 (0.0502)
TOTAL		1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.3918 (0.0190)		1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.6798 (0.0313)			0.2880 (0.0366)

Tableau 8: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les zones de résidence du chef de ménage (FGT : $\alpha = 1$, ZU=533.87)

Zones	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Intra ^a	Inter ^b	Différence
	1984				1996				1984 vs 1996		
Urban	0.0024 (0.0010)	0.1119 (0.0062)	0.0020 (0.0009)	0.0003 (0.0001)	0.1163 (0.0126)	0.2945 (0.0268)	0.1273 (0.0218)	0.0342 (0.0050)	0.0063 (0.0000)	0.0051 (0.0000)	0.0340 (0.0051)
Semi-urban	0.0998 (0.0126)	0.1824 (0.0280)	0.1403 (0.0300)	0.0182 (0.0036)	0.2096 (0.0520)	0.0518 (0.0238)	0.0404 (0.0226)	0.0109 (0.0059)	-0.0040 (0.0000)	-0.0106 (0.0000)	-0.0070 (0.0069)
Rural	0.1578 (0.0115)	0.7056 (0.0289)	0.8577 (0.0300)	0.1113 (0.0097)	0.3426 (0.0246)	0.6537 (0.0429)	0.8324 (0.0361)	0.2240 (0.0223)	-0.0013 (0.0000)	-0.0447 (0.0000)	0.1129 (0.0244)
TOTAL		1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.1298 (0.0087)		1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.2691 (0.0188)			0.1399 (0.0200)

Tableau 9: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les zones de résidence du chef de ménage (FGT : $\alpha = 2$, $ZU = 533.87$)

Strates	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Intra ^a	Inter ^b	Différence ^c
	1984				1996				1984 vs 1996		
Urban	0.0007 (0.0004)	0.1119 (0.0062)	0.0013 (0.0008)	0.0001 (0.0000)	0.0510 (0.0066)	0.2945 (0.0268)	0.1118 (0.0213)	0.0150 (0.0024)	0.0102 (0.0000)	0.0047 (0.0000)	0.0145 (0.0024)
Semi-urban	0.0466 (0.0068)	0.1824 (0.0280)	0.1446 (0.0328)	0.0085 (0.0018)	0.0947 (0.0270)	0.0518 (0.0238)	0.0365 (0.0210)	0.0049 (0.0027)	0.0056 (0.0000)	-0.0092 (0.0000)	-0.0037 (0.0032)
Rural	0.0711 (0.0064)	0.7056 (0.0289)	0.8541 (0.0328)	0.0502 (0.0052)	0.1749 (0.0166)	0.6537 (0.0429)	0.8516 (0.0343)	0.1143 (0.0132)	0.0705 (0.0000)	-0.0064 (0.0000)	0.0641 (0.0144)
TOTAL		1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.0588 (0.0048)		1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.1342 (0.0119)			0.0754 (0.0129)

Tableau 10: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les strates des ménages (FGT : $\alpha = 0$, $z = 255.95$)

Strates	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Différence ^c	Intra ^a	Inter ^b
	1984				1996				1984 vs 1996		
Urban	0.0274 (0.0095)	0.0548 (0.0045)	0.0043 (0.0015)	0.0015 (0.0005)	0.5309 (0.0467)	0.0709 (0.0098)	0.0541 (0.0098)	0.0377 (0.0064)	0.0362 (0.0064)	0.0317 (0.0000)	0.0045 (0.0000)
Semi-urban	0.0294 (0.0103)	0.0571 (0.0036)	0.0048 (0.0018)	0.0017 (0.0006)	0.4206 (0.0545)	0.0965 (0.0140)	0.0583 (0.0126)	0.0406 (0.0085)	0.0389 (0.0085)	0.0301 (0.0000)	0.0088 (0.0000)
Strates rurales	0.2680 (0.0343)	0.1824 (0.0280)	0.1402 (0.0296)	0.0489 (0.0100)	0.4453 (0.0423)	0.1271 (0.0193)	0.0812 (0.0161)	0.0566 (0.0105)	0.0077 (0.0145)	0.0274 (0.0000)	-0.0100 (0.0000)
Prêt	0.3915 (0.0488)	0.1575 (0.0168)	0.1767 (0.0281)	0.0616 (0.0103)	0.8252 (0.0465)	0.1848 (0.0228)	0.2190 (0.0354)	0.1525 (0.0251)	0.0909 (0.0271)	0.0742 (0.0000)	0.0167 (0.0000)
Strate mixte	0.4230 (0.0353)	0.2743 (0.0244)	0.3326 (0.0384)	0.1160 (0.0142)	0.8256 (0.0529)	0.2780 (0.0401)	0.3295 (0.0524)	0.2295 (0.0399)	0.1135 (0.0424)	0.1112 (0.0000)	0.0023 (0.0000)
Strate rurale	0.4349 (0.0440)	0.2738 (0.0240)	0.3414 (0.0406)	0.1191 (0.0175)	0.7404 (0.0703)	0.2427 (0.0313)	0.2580 (0.0425)	0.1797 (0.0310)	0.0606 (0.0362)	0.0789 (0.0000)	-0.0183 (0.0000)
TOTAL		1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.3488 (0.0194)		1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.6965 (0.0291)	0.3477 (0.0350)		

Tableau 11 : Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les strates des ménages (FGT : $\alpha = 1$, $z = 255.95$)

Strates	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Différence ^c	Intra ^a	Inter ^b
	1984				1996				1984 vs 1996		
Urban	0.0066 (0.0024)	0.0548 (0.0045)	0.0032 (0.0013)	0.0004 (0.0001)	0.2106 (0.0250)	0.0709 (0.0098)	0.0495 (0.0113)	0.0149 (0.0032)	0.0146 (0.0032)	0.0128 (0.0000)	0.0018 (0.0000)
Semi-urban	0.0027 (0.0011)	0.0571 (0.0036)	0.0014 (0.0006)	0.0002 (0.0001)	0.1348 (0.0218)	0.0965 (0.0140)	0.0431 (0.0103)	0.0130 (0.0029)	0.0129 (0.0029)	0.0101 (0.0000)	0.0028 (0.0000)
Strates rurales	0.0906	0.1824	0.1467	0.0165	0.1517	0.1271	0.0639	0.0193	0.0027	0.0095	-0.0068

lles											
	(0.0157)	(0.0280)	(0.0351)	(0.0039)	(0.0208)	(0.0193)	(0.0142)	(0.0039)	(0.0055)	(0.0000)	(0.0000)
prêt	0.1070	0.1575	0.1496	0.0168	0.3931	0.1848	0.2409	0.0727	0.0558	0.0490	0.0000
	(0.0181)	(0.0168)	(0.0293)	(0.0034)	(0.0343)	(0.0228)	(0.0427)	(0.0133)	(0.0138)	(0.0000)	(0.0000)
uts- teau x	0.1500	0.2743	0.3653	0.0411	0.3870	0.2780	0.3567	0.1076	0.0664	0.0654	0.0000
	(0.0162)	(0.0244)	(0.0469)	(0.0058)	(0.0413)	(0.0401)	(0.0594)	(0.0208)	(0.0216)	(0.0000)	(0.0000)
vane	0.1373	0.2738	0.3338	0.0376	0.3056	0.2427	0.2458	0.0742	0.0366	0.0435	-0.0000
	(0.0200)	(0.0240)	(0.0493)	(0.0070)	(0.0472)	(0.0313)	(0.0474)	(0.0153)	(0.0168)	(0.0000)	(0.0000)
TAL		1.0	1.0	0.1126		1.0	1.0	0.3016	0.1890		
		(0.00)	(0.00)	(0.0084)		(0.00)	(0.00)	(0.0198)	(0.0215)		

Tableau 12 : Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les strates des ménages (FGT : $\alpha = 2$, $z = 255.95$)

Strates	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Différence ^c	Intra ^a	Inter
	1984				1996				1984 vs 1996		
Grund	0.0023	0.0548	0.0026	0.0001	0.1092	0.0709	0.0480	0.0077	0.0076	0.0067	0.0000
	(0.0010)	(0.0045)	(0.0012)	(0.0001)	(0.0161)	(0.0098)	(0.0123)	(0.0019)	(0.0019)	(0.0000)	(0.0000)
uala	0.0004	0.0571	0.0005	0.0000	0.0601	0.0965	0.0359	0.0058	0.0058	0.0046	0.0000
	(0.0002)	(0.0036)	(0.0002)	(0.0000)	(0.0118)	(0.0140)	(0.0094)	(0.0014)	(0.0014)	(0.0000)	(0.0000)
tres lles	0.0419	0.1824	0.1529	0.0076	0.0697	0.1271	0.0548	0.0089	0.0012	0.0043	-0.0000
	(0.0089)	(0.0280)	(0.0401)	(0.0020)	(0.0119)	(0.0193)	(0.0135)	(0.0020)	(0.0028)	(0.0000)	(0.0000)
prêt	0.0427	0.1575	0.1345	0.0067	0.2185	0.1848	0.2500	0.0404	0.0337	0.0301	0.0000
	(0.0086)	(0.0168)	(0.0301)	(0.0015)	(0.0245)	(0.0228)	(0.0471)	(0.0080)	(0.0081)	(0.0000)	(0.0000)
uts- teau x	0.0713	0.2743	0.3910	0.0196	0.2160	0.2780	0.3717	0.0600	0.0405	0.0400	0.0000
	(0.0090)	(0.0244)	(0.0536)	(0.0030)	(0.0311)	(0.0401)	(0.0641)	(0.0126)	(0.0129)	(0.0000)	(0.0000)
vane	0.0582	0.2738	0.3186	0.0159	0.1595	0.2427	0.2397	0.0387	0.0228	0.0262	-0.0000
	(0.0107)	(0.0240)	(0.0556)	(0.0035)	(0.0309)	(0.0313)	(0.0514)	(0.0090)	(0.0097)	(0.0000)	(0.0000)
TAL		1.0	1.0	0.0500		1.0	1.0	0.1615	0.1115		
		(0.00)	(0.00)	(0.0044)		(0.00)	(0.00)	(0.0134)	(0.0141)		

Tableau 13 : Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les strates des ménages (FGT : $\alpha = 0$, $z = 373.26$)

Strates	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Différence ^c	Intra ^a	Inter
	1984				1996				1984 vs 1996		
Fond	0.0070	0.0548	0.0018	0.0004	0.1925	0.0709	0.0311	0.0136	0.0133	0.0117	0.0016
	(0.0048)	(0.0045)	(0.0013)	(0.0003)	(0.0285)	(0.0098)	(0.0081)	(0.0033)	(0.0033)	(0.0000)	(0.0033)
Quala	0.0000	0.0571	0.0000	0.0000	0.1657	0.0965	0.0364	0.0160	0.0160	0.0127	0.0033
	(0.0000)	(0.0036)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0438)	(0.0140)	(0.0122)	(0.0052)	(0.0052)	(0.0000)	(0.0052)
Moyennes	0.1566	0.1824	0.1366	0.0286	0.1616	0.1271	0.0467	0.0205	-0.0080	0.0008	-0.0088
	(0.0214)	(0.0280)	(0.0305)	(0.0059)	(0.0305)	(0.0193)	(0.0118)	(0.0048)	(0.0076)	(0.0000)	(0.0076)
Prêt	0.1848	0.1575	0.1391	0.0291	0.5779	0.1848	0.2431	0.1068	0.0777	0.0673	0.0104
	(0.0351)	(0.0168)	(0.0296)	(0.0064)	(0.0433)	(0.0228)	(0.0393)	(0.0157)	(0.0170)	(0.0000)	(0.0170)
Subsistance	0.2896	0.2743	0.3798	0.0794	0.5879	0.2780	0.3720	0.1634	0.0840	0.0824	0.0016
	(0.0290)	(0.0244)	(0.0489)	(0.0110)	(0.0648)	(0.0401)	(0.0664)	(0.0356)	(0.0373)	(0.0000)	(0.0373)
Extrême	0.2617	0.2738	0.3427	0.0717	0.4900	0.2427	0.2707	0.1189	0.0472	0.0590	-0.0118
	(0.0416)	(0.0240)	(0.0528)	(0.0143)	(0.0816)	(0.0313)	(0.0524)	(0.0251)	(0.0289)	(0.0000)	(0.0289)
TOTAL		1.0	1.0	0.2091		1.0	1.0	0.4394	0.2302		
		(0.00)	(0.00)	(0.0162)		(0.00)	(0.00)	(0.0327)	(0.0365)		

Tableau 14 : Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les strates des ménages (FGT : $\alpha = 1$, $z = 373.26$)

Strates	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Différence ^c	Intra ^a	Inter
	1984				1996				1984 vs 1996		
Fond	0.0010	0.0548	0.0010	0.0001	0.0410	0.0709	0.0213	0.0029	0.0029	0.0025	0.0004
	(0.0008)	(0.0045)	(0.0008)	(0.0000)	(0.0073)	(0.0098)	(0.0059)	(0.0007)	(0.0007)	(0.0000)	(0.0007)
Quala	0.0000	0.0571	0.0000	0.0000	0.0612	0.0965	0.0433	0.0059	0.0059	0.0047	0.0012
	(0.0000)	(0.0036)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0164)	(0.0140)	(0.0150)	(0.0020)	(0.0020)	(0.0000)	(0.0020)
Moyennes	0.0460	0.1824	0.1498	0.0084	0.0387	0.1271	0.0360	0.0049	-0.0035	-0.0011	-0.0044
	(0.0073)	(0.0280)	(0.0355)	(0.0018)	(0.0091)	(0.0193)	(0.0103)	(0.0013)	(0.0023)	(0.0000)	(0.0023)
Prêt	0.0411	0.1575	0.1155	0.0065	0.1846	0.1848	0.2500	0.0341	0.0276	0.0246	0.0030
	(0.0093)	(0.0168)	(0.0286)	(0.0016)	(0.0158)	(0.0228)	(0.0423)	(0.0049)	(0.0051)	(0.0000)	(0.0051)
Subsistance	0.0849	0.2743	0.4153	0.0233	0.1719	0.2780	0.3503	0.0478	0.0245	0.0240	0.0005
	(0.0110)	(0.0244)	(0.0577)	(0.0037)	(0.0323)	(0.0401)	(0.0738)	(0.0125)	(0.0130)	(0.0000)	(0.0130)
Extrême	0.0652	0.2738	0.3184	0.0179	0.1681	0.2427	0.2989	0.0408	0.0229	0.0266	-0.0037
	(0.0133)	(0.0240)	(0.0597)	(0.0043)	(0.0373)	(0.0313)	(0.0639)	(0.0103)	(0.0111)	(0.0000)	(0.0111)
TOTAL		1.0	1.0	0.0561		1.0	1.0	0.1365	0.0804		
		(0.00)	(0.00)	(0.0052)			(0.00)	(0.00)	(0.0148)		

Tableau 15: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les strates des ménages (FGT : $\alpha = 2$, $z = 373.26$)

Strates	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Différence ^c	Intra ^a	Inter
	1984				1996				1984 vs 1996		
Fond	0.0002	0.0548	0.0004	0.0000	0.0121	0.0709	0.0149	0.0009	0.0008	0.0007	0.0000
	(0.0001)	(0.0045)	(0.0004)	(0.0000)	(0.0030)	(0.0098)	(0.0047)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0000)	(0.0000)
Mualla	0.0000	0.0571	0.0000	0.0000	0.0270	0.0965	0.0454	0.0026	0.0026	0.0021	0.0000
	(0.0000)	(0.0036)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0075)	(0.0140)	(0.0162)	(0.0009)	(0.0009)	(0.0000)	(0.0000)
Motres lles	0.0186	0.1824	0.1546	0.0034	0.0152	0.1271	0.0337	0.0019	-0.0015	-0.0005	-0.0000
	(0.0033)	(0.0280)	(0.0393)	(0.0008)	(0.0046)	(0.0193)	(0.0116)	(0.0006)	(0.0010)	(0.0000)	(0.0000)
Prêt	0.0141	0.1575	0.1011	0.0022	0.0755	0.1848	0.2433	0.0139	0.0117	0.0105	0.0000
	(0.0039)	(0.0168)	(0.0295)	(0.0007)	(0.0071)	(0.0228)	(0.0441)	(0.0019)	(0.0021)	(0.0000)	(0.0000)
Muts-teaux	0.0352	0.2743	0.4397	0.0097	0.0700	0.2780	0.3394	0.0195	0.0098	0.0096	0.0000
	(0.0053)	(0.0244)	(0.0658)	(0.0017)	(0.0175)	(0.0401)	(0.0820)	(0.0059)	(0.0061)	(0.0000)	(0.0000)
Mvane	0.0244	0.2738	0.3041	0.0067	0.0764	0.2427	0.3232	0.0185	0.0119	0.0134	-0.0000
	(0.0063)	(0.0240)	(0.0689)	(0.0019)	(0.0200)	(0.0313)	(0.0747)	(0.0053)	(0.0056)	(0.0000)	(0.0000)
TOTAL		1.0	1.0	0.0220		1.0	1.0	0.0573	0.0354		
		(0.00)	(0.00)	(0.0024)		(0.00)	(0.00)	(0.0072)	(0.0076)		

Tableau 16 : Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les strates des ménages (FGT : $\alpha = 0$, $z = 533.87$)

Strates	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Différence ^c	Intra ^a	Inter
	1984				1996				1984 vs 1996		
Fond	0.0147	0.0548	0.0021	0.0008	0.4162	0.0709	0.0434	0.0295	0.0287	0.0252	0.0000
	(0.0065)	(0.0045)	(0.0009)	(0.0004)	(0.0477)	(0.0098)	(0.0095)	(0.0061)	(0.0061)	(0.0000)	(0.0000)
Mualla	0.0152	0.0571	0.0022	0.0009	0.3344	0.0965	0.0475	0.0323	0.0314	0.0245	0.0000
	(0.0071)	(0.0036)	(0.0011)	(0.0004)	(0.0607)	(0.0140)	(0.0125)	(0.0082)	(0.0082)	(0.0000)	(0.0000)
Motres lles	0.2961	0.1824	0.1379	0.0540	0.3655	0.1271	0.0683	0.0464	-0.0076	0.0107	-0.0100
	(0.0281)	(0.0280)	(0.0270)	(0.0099)	(0.0495)	(0.0193)	(0.0156)	(0.0100)	(0.0141)	(0.0000)	(0.0000)
Prêt	0.3971	0.1575	0.1596	0.0625	0.8383	0.1848	0.2279	0.1550	0.0924	0.0755	0.0100
	(0.0483)	(0.0168)	(0.0251)	(0.0102)	(0.0308)	(0.0228)	(0.0345)	(0.0225)	(0.0247)	(0.0000)	(0.0000)
Muts-teaux	0.4997	0.2743	0.3498	0.1371	0.8117	0.2780	0.3319	0.2256	0.0886	0.0861	0.0000
	(0.0334)	(0.0244)	(0.0377)	(0.0159)	(0.0600)	(0.0401)	(0.0560)	(0.0426)	(0.0455)	(0.0000)	(0.0000)
Mvane	0.4986	0.2738	0.3484	0.1365	0.7870	0.2427	0.2809	0.1910	0.0544	0.0745	-0.0200
	(0.0422)	(0.0240)	(0.0379)	(0.0182)	(0.0722)	(0.0313)	(0.0457)	(0.0328)	(0.0375)	(0.0000)	(0.0000)
TOTAL		1.0	1.0	0.3918		1.0	1.0	0.6798	0.2880		
		(0.00)	(0.00)	(0.0190)		(0.00)	(0.00)	(0.0313)	(0.0366)		

Tableau 17 : Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les strates des ménages (FGT : $\alpha = 1$, $z = 533.87$)

Strates	Estimations	Proportions	Contributions	Contributions	Estimations	Proportions	Contributions	Contributions	Différence ^c	Intra ^a	Inter
---------	-------------	-------------	---------------	---------------	-------------	-------------	---------------	---------------	-------------------------	--------------------	-------

	ns	ns	ions relatives	tions absolues	ns	ns	ions relatives	ons absolues			
	1984				1996				1984 vs 1996		
ound	0.0038	0.0548	0.0016	0.0002	0.1282	0.0709	0.0338	0.0091	0.0089	0.0078	0.0001
	(0.0020)	(0.0045)	(0.0009)	(0.0001)	(0.0175)	(0.0098)	(0.0085)	(0.0021)	(0.0021)	(0.0000)	(0.0000)
uala	0.0010	0.0571	0.0004	0.0001	0.1191	0.0965	0.0427	0.0115	0.0114	0.0091	0.0001
	(0.0006)	(0.0036)	(0.0003)	(0.0000)	(0.0274)	(0.0140)	(0.0133)	(0.0035)	(0.0035)	(0.0000)	(0.0000)
tres lles	0.0998	0.1824	0.1403	0.0182	0.1075	0.1271	0.0507	0.0137	-0.0046	0.0012	-0.0001
	(0.0126)	(0.0280)	(0.0300)	(0.0036)	(0.0175)	(0.0193)	(0.0121)	(0.0030)	(0.0047)	(0.0000)	(0.0000)
prêt	0.1161	0.1575	0.1408	0.0183	0.3488	0.1848	0.2396	0.0645	0.0462	0.0398	0.0001
	(0.0190)	(0.0168)	(0.0270)	(0.0036)	(0.0182)	(0.0228)	(0.0374)	(0.0092)	(0.0098)	(0.0000)	(0.0000)
uts-teau x	0.1793	0.2743	0.3788	0.0492	0.3378	0.2780	0.3490	0.0939	0.0447	0.0438	0.0001
	(0.0171)	(0.0244)	(0.0459)	(0.0066)	(0.0402)	(0.0401)	(0.0633)	(0.0202)	(0.0213)	(0.0000)	(0.0000)
vane	0.1603	0.2738	0.3381	0.0439	0.3150	0.2427	0.2841	0.0764	0.0325	0.0400	-0.0001
	(0.0210)	(0.0240)	(0.0467)	(0.0076)	(0.0488)	(0.0313)	(0.0519)	(0.0155)	(0.0173)	(0.0000)	(0.0000)
TAL		1.0	1.0	0.1298		1.0	1.0	0.2691	0.1393		
		(0.00)	(0.00)	(0.0087)		(0.00)	(0.00)	(0.0188)	(0.0207)		

Tableau 18 : Décomposition sectorielle de la pauvreté selon les strates des ménages (FGT : $\alpha = 2$, $z = 533.87$)

strates	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Différence ^c	Intra ^a	Inter
	1984				1996				1984 vs 1996		
ound	0.0013	0.0548	0.0012	0.0001	0.0504	0.0709	0.0266	0.0036	0.0035	0.0031	0.0001
	(0.0008)	(0.0045)	(0.0008)	(0.0000)	(0.0077)	(0.0098)	(0.0070)	(0.0009)	(0.0009)	(0.0000)	(0.0000)
uala	0.0001	0.0571	0.0001	0.0000	0.0592	0.0965	0.0426	0.0057	0.0057	0.0045	0.0001
	(0.0001)	(0.0036)	(0.0001)	(0.0000)	(0.0150)	(0.0140)	(0.0141)	(0.0018)	(0.0018)	(0.0000)	(0.0000)
tres lles	0.0466	0.1824	0.1446	0.0085	0.0450	0.1271	0.0426	0.0057	-0.0028	-0.0002	-0.0001
	(0.0068)	(0.0280)	(0.0328)	(0.0018)	(0.0089)	(0.0193)	(0.0110)	(0.0013)	(0.0022)	(0.0000)	(0.0000)
prêt	0.0470	0.1575	0.1259	0.0074	0.1765	0.1848	0.2431	0.0326	0.0252	0.0222	0.0001
	(0.0092)	(0.0168)	(0.0276)	(0.0017)	(0.0121)	(0.0228)	(0.0395)	(0.0046)	(0.0049)	(0.0000)	(0.0000)
uts-teau x	0.0858	0.2743	0.4004	0.0235	0.1688	0.2780	0.3496	0.0469	0.0234	0.0229	0.0001
	(0.0098)	(0.0244)	(0.0523)	(0.0035)	(0.0269)	(0.0401)	(0.0690)	(0.0112)	(0.0118)	(0.0000)	(0.0000)
vane	0.0703	0.2738	0.3277	0.0193	0.1634	0.2427	0.2955	0.0396	0.0204	0.0240	-0.0001
	(0.0120)	(0.0240)	(0.0538)	(0.0040)	(0.0325)	(0.0313)	(0.0594)	(0.0093)	(0.0101)	(0.0000)	(0.0000)
TAL		1.0	1.0	0.0588		1.0	1.0	0.1342	0.0754		
		(0.00)	(0.00)	(0.0048)		(0.00)	(0.00)	(0.0119)	(0.0129)		

Tableau 19 : Décomposition selon le sexe du chef de ménage (FGT : $\alpha = 0$, $z = 255.95$)

sexe	Estimation	Proportion	Contributi	Contributi	Estimation	Proportion	Contributi	Contributio	Différence ^c	Intra ^a	Inter
------	------------	------------	------------	------------	------------	------------	------------	-------------	-------------------------	--------------------	-------

	s	s	ons relatives	ons absolues	s	s	ons relatives	ns absolues			
1984				1996				1984 vs 1996			
sculin	0.3487 (0.0210)	0.8467 (0.0086)	0.8463 (0.0142)	0.2952 (0.0187)	0.7113 (0.0300)	0.8888 (0.0128)	0.9077 (0.0145)	0.6322 (0.0303)	0.3370 (0.0356)	(0.0000) 0.3147	(0.0000) 0.022
minin	0.3497 (0.0274)	0.1533 (0.0086)	0.1537 (0.0142)	0.0536 (0.0049)	0.5779 (0.0495)	0.1106 (0.0128)	0.0918 (0.0144)	0.0639 (0.0098)	0.0103 (0.0110)	(0.0000) 0.0301	(0.0000) -0.01
défini					0.7096 (0.2545)	0.0006 (0.0004)	0.0006 (0.0006)	0.0004 (0.0004)	◆ (0.0004)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)
eroun	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.3488 (0.0194)	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.6965 (0.0291)			

Tableau 20: Décomposition selon le sexe du chef de ménage (FGT : $\alpha = 1$, $z = 255.95$)

sexe	Estimation s	Proportion s	Contributi ons relatives	Contributi ons absolues	Estimation s	Proportion s	Contributi ons relatives	Contributio ns absolues	Différence ^c	Intra ^a	Inter ^b
1984				1996				1984 vs 1996			
sculin	0.1117 (0.0091)	0.8467 (0.0086)	0.8395 (0.0171)	0.0946 (0.0080)	0.3104 (0.0206)	0.8888 (0.0128)	0.9146 (0.0143)	0.2759 (0.0194)	0.1813 (0.0210)	0.1724 (0.0000)	0.008 (0.0000)
minin	0.1180 (0.0112)	0.1533 (0.0086)	0.1605 (0.0171)	0.0181 (0.0019)	0.2321 (0.0256)	0.1106 (0.0128)	0.0851 (0.0142)	0.0257 (0.0043)	0.0076 (0.0047)	0.0151 (0.0000)	-0.00 (0.0000)
défini					0.1353 (0.0485)	0.0006 (0.0004)	0.0003 (0.0003)	0.0001 (0.0001)	◆ (0.0001)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)
eroun	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.1126 (0.0084)	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.3016 (0.0198)			

Tableau 21: Décomposition selon le sexe du chef de ménage (FGT : $\alpha = 2$, $z = 255.95$)

sexe	Estimation s	Proportion s	Contributi ons relatives	Contributi ons absolues	Estimation s	Proportion s	Contributi ons relatives	Contributio ns absolues	Différence ^c	Intra ^a	Inter ^b
1984				1996				1984 vs 1996			
sculin	0.0489 (0.0048)	0.8467 (0.0086)	0.8282 (0.0211)	0.0414 (0.0042)	0.1666 (0.0141)	0.8888 (0.0128)	0.9169 (0.0148)	0.1481 (0.0129)	0.1067 (0.0136)	0.1021 (0.0000)	0.004 (0.0000)
minin	0.0560 (0.0066)	0.1533 (0.0086)	0.1718 (0.0211)	0.0086 (0.0011)	0.1212 (0.0164)	0.1106 (0.0128)	0.0830 (0.0147)	0.0134 (0.0024)	0.0048 (0.0027)	0.0086 (0.0000)	-0.00 (0.0000)
défini					0.0258 (0.0093)	0.0006 (0.0004)	0.0001 (0.0001)	0.0000 (0.0000)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)
eroun	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.0500 (0.0044)	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.1615 (0.0134)			

Tableau 22: Décomposition selon le sexe du chef de ménage (FGT : $\alpha = 0$, $z = 373.26$)

sexe	Estimation s	Proportion s	Contributi ons relatives	Contributi ons absolues	Estimation s	Proportion s	Contributi ons relatives	Contributio ns absolues	Différence ^c	Intra ^a	Inter ^b
1984				1996				1984 vs 1996			
sculin	0.2100 (0.0178)	0.8467 (0.0086)	0.8502 (0.0199)	0.1778 (0.0156)	0.4460 (0.0354)	0.8888 (0.0128)	0.9022 (0.0203)	0.3964 (0.0341)	0.2186 (0.0375)	0.2048 (0.0000)	0.013 (0.0000)
minin	0.2044 (0.0226)	0.1533 (0.0086)	0.1498 (0.0199)	0.0313 (0.0041)	0.3848 (0.0515)	0.1106 (0.0128)	0.0969 (0.0201)	0.0426 (0.0081)	0.0112 (0.0091)	0.0238 (0.0000)	-0.01 (0.0000)
ni					0.7096 (0.2545)	0.0006 (0.0004)	0.0009 (0.0009)	0.0004 (0.0004)	◆ (0.0004)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)
eroun	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.2091 (0.0162)	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.4394 (0.0327)			

Tableau 23 : Décomposition selon le sexe du chef de ménage (FGT : $\alpha = 1$, $z = 373.26$)

sexe	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Différence ^c	Intra ^a	Inter ^b
	1984				1996				1984 vs 1996		
sculin	0.0561 (0.0057)	0.8467 (0.0086)	0.8477 (0.0220)	0.0475 (0.0049)	0.1394 (0.0148)	0.8888 (0.0128)	0.9079 (0.0196)	0.1239 (0.0136)	0.0764 (0.0145)	0.0722 (0.0000)	0.0040 (0.0000)
minin	0.0557 (0.0075)	0.1533 (0.0086)	0.1523 (0.0220)	0.0085 (0.0013)	0.1132 (0.0286)	0.1106 (0.0004)	0.0917 (0.0003)	0.0125 (0.0000)	0.0040 (0.0029)	0.0076 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)
ni					0.0798 (0.0184)	0.0006 (0.0128)	0.0003 (0.0196)	0.0000 (0.0026)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)
nerou n	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.0561 (0.0052)	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.1365 (0.0139)			

Tableau 24 : Décomposition selon le sexe du chef de ménage (FGT : $\alpha = 2$, $z = 373.26$)

sexe	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Différence ^c	Intra ^a	Inter ^b
	1984				1996				1984 vs 1996		
sculin	0.0220 (0.0026)	0.8467 (0.0086)	0.8477 (0.0252)	0.0186 (0.0023)	0.0584 (0.0077)	0.8888 (0.0128)	0.9055 (0.0227)	0.0519 (0.0070)	0.0333 (0.0074)	0.0316 (0.0000)	0.0017 (0.0000)
minin	0.0218 (0.0036)	0.1533 (0.0086)	0.1523 (0.0252)	0.0033 (0.0006)	0.0490 (0.0099)	0.1106 (0.0128)	0.0944 (0.0227)	0.0054 (0.0013)	0.0021 (0.0014)	0.0036 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)
ni					0.0090 (0.0032)	0.0006 (0.0004)	0.0001 (0.0001)	0.0000 (0.0000)	◆ (0.0000)	◆ (◆)	0.0000 (0.0000)
nerou n	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.0220 (0.0024)	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.0573 (0.0072)			

Tableau 25 : Décomposition selon le sexe du chef de ménage (FGT : $\alpha = 0$, $z = 533.87$)

sexe	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Différence ^c	Intra ^a	Inter ^b
	1984				1996				1984 vs 1996		
sculin	0.3946 (0.0206)	0.8467 (0.0086)	0.8527 (0.0148)	0.3341 (0.0187)	0.6959 (0.0325)	0.8888 (0.0128)	0.9099 (0.0149)	0.6185 (0.0329)	0.2844 (0.0379)	0.2614 (0.0000)	0.0230 (0.0000)
minin	0.3764 (0.0282)	0.1533 (0.0086)	0.1473 (0.0148)	0.0577 (0.0056)	0.5503 (0.0503)	0.1106 (0.0128)	0.0895 (0.0147)	0.0609 (0.0096)	0.0032 (0.0111)	0.0230 (0.0000)	-0.0100 (0.0000)
ni					0.7096 (0.2545)	0.0006 (0.0004)	0.0006 (0.0006)	0.0004 (0.0004)	◆ (0.0004)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)
nerou n	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.3918 (0.0190)	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.6798 (0.0313)			

Tableau 26: Décomposition selon le sexe du chef de ménage (FGT : $\alpha = 1$, $z=533.87$)

Sexe	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Différence ^c	Intra ^a	Inter ^b
sculin	0.1298 (0.0095)	0.8467 (0.0086)	0.8467 (0.0176)	0.1099 (0.0084)	0.2759 (0.0199)	0.8888 (0.0128)	0.9114 (0.0167)	0.2452 (0.0191)	0.1353 (0.0209)	0.1268 (0.0000)	0.0088 (0.0000)
minin	0.1298 (0.0121)	0.1533 (0.0086)	0.1533 (0.0176)	0.0199 (0.0023)	0.2142 (0.0257)	0.1106 (0.0128)	0.0881 (0.0165)	0.0237 (0.0042)	0.0038 (0.0048)	0.0111 (0.0000)	-0.0001 (0.0000)
ni					0.2692 (0.0966)	0.0006 (0.0004)	0.0006 (0.0006)	0.0002 (0.0002)	◆ (0.0002)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)
eroun	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.1298 (0.0087)	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.2691 (0.0188)			

Tableau 27: Décomposition selon le sexe du chef de ménage (FGT : $\alpha = 2$, $z=533.87$)

Sexe	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Différence ^c	Intra ^a	Inter ^b
sculin	0.0588 (0.0052)	0.8467 (0.0086)	0.8468 (0.0198)	0.0498 (0.0046)	0.1372 (0.0127)	0.8888 (0.0128)	0.9090 (0.0184)	0.1220 (0.0119)	0.0722 (0.0127)	0.0681 (0.0000)	0.0041 (0.0000)
minin	0.0587 (0.0067)	0.1533 (0.0086)	0.1532 (0.0198)	0.0090 (0.0012)	0.1098 (0.0159)	0.1106 (0.0128)	0.0905 (0.0183)	0.0121 (0.0024)	0.0031 (0.0026)	0.0067 (0.0000)	-0.0001 (0.0000)
défini					0.1022 (0.0366)	0.0006 (0.0004)	0.0004 (0.0004)	0.0001 (0.0001)	◆ (0.0001)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)
eroun	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.0588 (0.0048)	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.1342 (0.0119)			

Tableau 28 : Décomposition par groupe d'âge du chef de ménage (FGT : $\alpha = 0$, $z = 255.95$)

Groupe d'âge	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Différence ^c	Intra ^a	Inter
	1984				1996				1984 vs 1996		
moins de 35	0.2598 (0.0259)	0.2283 (0.0092)	0.1700 (0.0140)	0.0593 (0.0065)	0.7096 (0.2545)	0.0006 (0.0004)	0.0006 (0.0006)	0.0004 (0.0004)	0.0448 (0.0162)	0.0632 (0.0000)	-0.01 (0.0000)
35-50	0.3158 (0.0235)	0.3896 (0.0101)	0.3526 (0.0179)	0.1230 (0.0101)	0.5668 (0.0506)	0.1836 (0.0161)	0.1494 (0.0194)	0.1041 (0.0149)	0.1303 (0.0212)	0.1287 (0.0000)	0.00 (0.0000)
50 et +	0.4358 (0.0228)	0.3821 (0.0128)	0.4773 (0.0219)	0.1665 (0.0101)	0.6448 (0.0347)	0.3929 (0.0190)	0.3637 (0.0229)	0.2533 (0.0186)	0.1722 (0.0262)	0.1470 (0.0000)	0.02 (0.0000)
non défini					0.8009 (0.0258)	0.4229 (0.0239)	0.4863 (0.0296)	0.3387 (0.0242)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)
ensemble	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.3488 (0.0194)	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.6965 (0.0291)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)

Tableau 29 : Décomposition par groupe d'âge du chef de ménage (FGT : $\alpha = 1$, $z = 255.95$)

Groupe d'âge	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Différence ^c	Intra ^a	Inter
	1984				1996				1984 vs 1996		
moins de 35	0.0796 (0.0100)	0.2283 (0.0092)	0.1614 (0.0160)	0.0182 (0.0024)	0.1353 (0.0485)	0.0006 (0.0004)	0.0003 (0.0003)	0.0001 (0.0001)	0.0250 (0.0000)	0.0250 (0.0000)	-0.00 (0.0000)
35-50	0.0982 (0.0094)	0.3896 (0.0101)	0.3397 (0.0191)	0.0383 (0.0039)	0.2011 (0.0255)	0.1836 (0.0161)	0.1224 (0.0197)	0.0369 (0.0066)	0.0736 (0.0000)	0.0736 (0.0000)	0.00 (0.0000)
50 et +	0.1471 (0.0106)	0.3821 (0.0128)	0.4989 (0.0232)	0.0562 (0.0043)	0.2865 (0.0222)	0.3929 (0.0190)	0.3731 (0.0261)	0.1125 (0.0100)	0.0856 (0.0000)	0.0856 (0.0000)	0.01 (0.0000)
non défini					0.3596 (0.0244)	0.4229 (0.0239)	0.5042 (0.0334)	0.1521 (0.0146)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)
ensemble	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.1126 (0.0084)	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.3016 (0.0198)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)

Tableau 30 : Décomposition par groupe d'âge du chef de ménage (FGT : $\alpha = 2$, $z = 255.95$)

Groupe d'âge	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Différence ^c	Intra ^a	Inter
	1984				1996				1984 vs 1996		
ins de 35	0.0342 (0.0050)	0.2283 (0.0092)	0.1560 (0.0186)	0.0078 (0.0012)	0.0258 (0.0093)	0.0006 (0.0004)	0.0001 (0.0001)	0.0000 (0.0000)	0.0097 (0.0039)	0.0125 (0.0000)	-0.00 (0.0000)
5-50	0.0418 (0.0047)	0.3896 (0.0101)	0.3260 (0.0205)	0.0163 (0.0019)	0.0951 (0.0152)	0.1836 (0.0161)	0.1081 (0.0205)	0.0175 (0.0037)	0.0444 (0.0067)	0.0441 (0.0000)	0.00 (0.0000)
et +	0.0678 (0.0063)	0.3821 (0.0128)	0.5180 (0.0250)	0.0259 (0.0024)	0.1546 (0.0152)	0.3929 (0.0190)	0.3761 (0.0294)	0.0607 (0.0064)	0.0574 (0.0099)	0.0520 (0.0000)	0.00 (0.0000)
défini					0.1970 (0.0182)	0.4229 (0.0239)	0.5157 (0.0378)	0.0833 (0.0096)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)
eroun	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.0500 (0.0044)	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.1615 (0.0134)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)

Tableau 31 : Décomposition par groupe d'âge du chef de ménage (FGT : $\alpha = 0$, $z = 373.26$)

Groupe d'âge	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Différence ^c	Intra ^a	Inter
	1984				1996				1984 vs 1996		
ins de 35	0.1984 (0.0234)	0.2283 (0.0092)	0.2166 (0.0180)	0.0453 (0.0057)	0.7096 (0.2545)	0.0006 (0.0004)	0.0009 (0.0009)	0.0004 (0.0004)	0.0071 (0.0132)	0.0179 (0.0000)	-0.01 (0.0000)
5-50	0.2076 (0.0194)	0.3896 (0.0101)	0.3868 (0.0214)	0.0809 (0.0081)	0.2854 (0.0507)	0.1836 (0.0161)	0.1193 (0.0247)	0.0524 (0.0119)	0.0787 (0.0204)	0.0777 (0.0000)	0.00 (0.0000)
et +	0.2171 (0.0179)	0.3821 (0.0128)	0.3967 (0.0243)	0.0830 (0.0071)	0.4063 (0.0452)	0.3929 (0.0190)	0.3633 (0.0305)	0.1596 (0.0188)	0.1440 (0.0222)	0.1286 (0.0000)	0.01 (0.0000)
défini					0.5365 (0.0352)	0.4229 (0.0239)	0.5165 (0.0350)	0.2269 (0.0210)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)
eroun	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.2091 (0.0162)	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.4394 (0.0327)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)

Tableau 32: Décomposition par groupe d'âge du chef de ménage (FGT : $\alpha = 1$, $z=373.26$)

groupe d'âge	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Différence ^c	Intra ^a	Inter
	1984				1996				1984 vs 1996		
moins de 35	0.0509 (0.0073)	0.2283 (0.0092)	0.2073 (0.0213)	0.0116 (0.0018)	0.0798 (0.0286)	0.0006 (0.0004)	0.0003 (0.0003)	0.0000 (0.0000)	0.0044 (0.0050)	0.0075 (0.0000)	-0.00 (0.00)
35-50	0.0576 (0.0065)	0.3896 (0.0101)	0.4003 (0.0268)	0.0224 (0.0026)	0.0874 (0.0214)	0.1836 (0.0161)	0.1176 (0.0292)	0.0160 (0.0047)	0.0306 (0.0081)	0.0303 (0.0000)	0.00 (0.00)
50 et +	0.0576 (0.0061)	0.3821 (0.0128)	0.3924 (0.0289)	0.0220 (0.0024)	0.1350 (0.0186)	0.3929 (0.0190)	0.3887 (0.0361)	0.0530 (0.0077)	0.0453 (0.0083)	0.0409 (0.0000)	0.00 (0.00)
non défini					0.1592 (0.0163)	0.4229 (0.0239)	0.4934 (0.0452)	0.0673 (0.0080)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)	◆ (0.00)
inconnu	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.0561 (0.0052)	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.1365 (0.0139)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)	◆ (0.00)

Tableau 33: Décomposition par groupe d'âge du chef de ménage (FGT : $\alpha = 2$, $z=373.26$)

groupe d'âge	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Différence ^c	Intra ^a	Inter
	1984				1996				1984 vs 1996		
moins de 35	0.0194 (0.0034)	0.2283 (0.0092)	0.2015 (0.0244)	0.0044 (0.0008)	0.0090 (0.0032)	0.0006 (0.0004)	0.0001 (0.0001)	0.0000 (0.0000)	0.0026 (0.0026)	0.0039 (0.0000)	-0.00 (0.00)
35-50	0.0227 (0.0031)	0.3896 (0.0101)	0.4033 (0.0328)	0.0089 (0.0012)	0.0381 (0.0116)	0.1836 (0.0161)	0.1220 (0.0357)	0.0070 (0.0024)	0.0143 (0.0042)	0.0142 (0.0000)	0.00 (0.00)
50 et +	0.0227 (0.0029)	0.3821 (0.0128)	0.3953 (0.0329)	0.0087 (0.0011)	0.0590 (0.0099)	0.3929 (0.0190)	0.4041 (0.0421)	0.0232 (0.0040)	0.0185 (0.0041)	0.0167 (0.0000)	0.00 (0.00)
non défini					0.0642 (0.0085)	0.4229 (0.0239)	0.4738 (0.0543)	0.0272 (0.0039)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)	◆ (0.00)
inconnu	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.0220 (0.0024)	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.0573 (0.0072)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)	◆ (0.00)

Tableau 34: Décomposition par groupe d'âge du chef de ménage (FGT : $\alpha = 0$, $z = 533.87$)

Groupe d'âge	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Différence ^c	Intra ^a	Inter
	1984				1996				1984 vs 1996		
moins de 35	0.3568 (0.0274)	0.2283 (0.0092)	0.2079 (0.0138)	0.0815 (0.0071)	0.7096 (0.2545)	0.0006 (0.0004)	0.0006 (0.0006)	0.0004 (0.0004)	0.0193 (0.0172)	0.0395 (0.0000)	-0.02 (0.0000)
35-50	0.3809 (0.0238)	0.3896 (0.0101)	0.3787 (0.0183)	0.1484 (0.0109)	0.5485 (0.0586)	0.1836 (0.0161)	0.1482 (0.0206)	0.1007 (0.0156)	0.1038 (0.0214)	0.1022 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
50 et +	0.4239 (0.0211)	0.3821 (0.0128)	0.4134 (0.0201)	0.1620 (0.0097)	0.6420 (0.0339)	0.3929 (0.0190)	0.3710 (0.0236)	0.2522 (0.0183)	0.1645 (0.0259)	0.1401 (0.0000)	0.0224 (0.0000)
définitif					0.7719 (0.0285)	0.4229 (0.0239)	0.4802 (0.0283)	0.3265 (0.0240)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)
neroun	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.3918 (0.0190)	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.6798 (0.0313)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)

Tableau 35: Décomposition par groupe d'âge du chef de ménage (FGT : $\alpha = 1$, $z = 533.87$)

Groupe d'âge	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Différence ^c	Intra ^a	Inter
	1984				1996				1984 vs 1996		
moins de 35	0.1204 (0.0124)	0.2283 (0.0092)	0.2118 (0.0159)	0.0275 (0.0031)	0.2692 (0.0966)	0.0006 (0.0004)	0.0006 (0.0006)	0.0002 (0.0002)	0.0077 (0.0081)	0.0147 (0.0000)	-0.00 (0.0000)
35-50	0.1284 (0.0105)	0.3896 (0.0101)	0.3853 (0.0196)	0.0500 (0.0045)	0.1918 (0.0306)	0.1836 (0.0161)	0.1309 (0.0241)	0.0352 (0.0074)	0.0503 (0.0111)	0.0497 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
50 et +	0.1369 (0.0094)	0.3821 (0.0128)	0.4029 (0.0221)	0.0523 (0.0039)	0.2553 (0.0233)	0.3929 (0.0190)	0.3728 (0.0277)	0.1003 (0.0101)	0.0811 (0.0127)	0.0719 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
définitif					0.3154 (0.0201)	0.4229 (0.0239)	0.4958 (0.0341)	0.1334 (0.0120)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)
neroun	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.1298 (0.0087)	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.2691 (0.0188)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)

Tableau 36: Décomposition par groupe d'âge du chef de ménage (FGT : $\alpha = 2$, $z = 533.87$)

Groupe d'âge	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Différence ^c	Intra ^a	Inter
	1984				1996				1984 vs 1996		
moins de 35	0.0540 (0.0067)	0.2283 (0.0092)	0.2098 (0.0183)	0.0123 (0.0016)	0.1022 (0.0366)	0.0006 (0.0004)	0.0004 (0.0004)	0.0001 (0.0001)	0.0043 (0.0046)	0.0075 (0.0000)	-0.00 (0.00)
35-50	0.0592 (0.0059)	0.3896 (0.0101)	0.3921 (0.0230)	0.0230 (0.0024)	0.0906 (0.0191)	0.1836 (0.0161)	0.1240 (0.0276)	0.0166 (0.0043)	0.0282 (0.0069)	0.0279 (0.0000)	0.00 (0.00)
50 et +	0.0612 (0.0054)	0.3821 (0.0128)	0.3981 (0.0254)	0.0234 (0.0021)	0.1304 (0.0156)	0.3929 (0.0190)	0.3819 (0.0324)	0.0512 (0.0065)	0.0428 (0.0074)	0.0384 (0.0000)	0.00 (0.00)
définitif					0.1566 (0.0136)	0.4229 (0.0239)	0.4937 (0.0407)	0.0662 (0.0071)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)	◆ (0.00)
meroon	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.0588 (0.0048)	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.1342 (0.0119)	◆ (0.0000)	◆ (0.0000)	◆ (0.00)

Tableau 37: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le niveau d'instruction du chef de ménage (FGT : $\alpha = 0$, $ZA = 255.95$)

Niveau d'instruction du chef de ménage	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Intra ^a	Inter ^b	Différence
	1984				1996				1984 vs 1996		
primaire	0.2606 (0.0215)	0.2879 (0.0126)	0.2151 (0.0197)	0.0750 (0.0070)	0.7482 (0.0349)	0.3504 (0.0211)	0.3764 (0.0267)	0.2622 (0.0207)	0.1556 (0.0000)	0.0316 (0.0000)	0.1872 (0.0218)
maternel	0.1065 (0.0300)	0.0390 (0.0042)	0.0119 (0.0036)	0.0042 (0.0013)	0.4655 (0.0587)	0.0711 (0.0097)	0.0475 (0.0081)	0.0331 (0.0057)	0.0198 (0.0000)	0.0092 (0.0000)	0.0289 (0.0058)
cond 1 ^{er} cycle	0.1514 (0.0324)	0.0551 (0.0050)	0.0239 (0.0058)	0.0083 (0.0020)	0.6139 (0.0531)	0.1070 (0.0115)	0.0943 (0.0136)	0.0657 (0.0099)	0.0375 (0.0000)	0.0199 (0.0000)	0.0574 (0.0100)
cond 2 nd cycle	0.0121 (0.0120)	0.0096 (0.0013)	0.0003 (0.0003)	0.0001 (0.0001)	0.4835 (0.0538)	0.0573 (0.0074)	0.0398 (0.0074)	0.0277 (0.0051)	0.0158 (0.0000)	0.0118 (0.0000)	0.0276 (0.0050)
supérieure	0.0000 (0.0000)	0.0105 (0.0016)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.1992 (0.0541)	0.0473 (0.0080)	0.0135 (0.0039)	0.0094 (0.0027)	0.0058 (0.0000)	0.0037 (0.0000)	0.0094 (0.0027)
autres	0.4369 (0.0252)	0.5979 (0.0160)	0.7488 (0.0204)	0.2612 (0.0182)	0.8136 (0.0325)	0.3668 (0.0285)	0.4284 (0.0322)	0.2984 (0.0272)	0.1817 (0.0000)	-0.1445 (0.0000)	0.0372 (0.0328)
mer	---	1.0	1.0	0.3488	---	1.0	1.0	0.6965			0.3472

un		(0.00)	(0.00)	(0.0194)		(0.00)	(0.00)	(0.0291)			(0.0350)
----	--	--------	--------	----------	--	--------	--------	----------	--	--	----------

Tableau 38: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le niveau d'instruction du chef de ménage (FGT : $\alpha = 1$, ZA= 255.95)

Niveau d'instruction	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Intra ^a	Inter ^b	Différence
	1984				1996				1984 vs 1996		
primaire	0.0759	0.2879	0.1939	0.0218	0.3211	0.3504	0.3730	0.1125	0.0783	0.0124	0.0907
	(0.0083)	(0.0126)	(0.0216)	(0.0025)	(0.0220)	(0.0211)	(0.0301)	(0.0110)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0113)
maternel	0.0311	0.0390	0.0108	0.0012	0.1960	0.0711	0.0462	0.0139	0.0091	0.0036	0.0127
	(0.0112)	(0.0042)	(0.0041)	(0.0005)	(0.0386)	(0.0097)	(0.0098)	(0.0031)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0033)
secondaire 1 ^{er} cycle	0.0373	0.0551	0.0182	0.0021	0.2739	0.1070	0.0972	0.0293	0.0192	0.0081	0.0273
	(0.0096)	(0.0050)	(0.0051)	(0.0006)	(0.0331)	(0.0115)	(0.0163)	(0.0051)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0052)
secondaire 2 nd cycle	0.0004	0.0096	0.0000	0.0000	0.1590	0.0573	0.0302	0.0091	0.0053	0.0038	0.0099
	(0.0004)	(0.0013)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0277)	(0.0074)	(0.0068)	(0.0021)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0023)
supérieure	0.0000	0.0105	0.0000	0.0000	0.0586	0.0473	0.0092	0.0028	0.0017	0.0011	0.0028
	(0.0000)	(0.0016)	(0.0000)	(0.0000)	0.3653	0.3668	0.4441	0.1340	(0.0000)	(0.0000)	(0.0008)
autres	0.1464	0.5979	0.7770	0.0875	(0.0280)	(0.0285)	(0.0335)	(0.0145)	0.1056	-0.0591	0.0464
	(0.0113)	(0.0160)	(0.0232)	(0.0077)	0.3653	0.3668	0.4441	0.1340	(0.0000)	(0.0000)	(0.0164)
mer un	---	1.0	1.0	0.1126	---	1.0	1.0	0.3016			0.1890
		(0.00)	(0.00)	(0.0084)		(0.00)	(0.00)	(0.0198)			(0.0215)

Tableau 39 : Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le niveau d'instruction du chef de ménage (FGT : $\alpha = 2$, ZA= 255.95)

Niveau d'instruction	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Intra ^a	Inter ^b	Différence
	1984				1996				1984 vs 1996		
primaire	0.2606	0.2879	0.2151	0.0750	0.1692	0.3504	0.3670	0.0593	0.0436	0.0063	0.0499
	(0.0215)	(0.0126)	(0.0197)	(0.0070)	(0.0153)	(0.0211)	(0.0340)	(0.0071)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0072)
maternel	0.1065	0.0390	0.0119	0.0042	0.1089	0.0711	0.0479	0.0077	0.0053	0.0020	0.0072

ffess nell											
	(0.0300)	(0.0042)	(0.0036)	(0.0013)	(0.0275)	(0.0097)	(0.0122)	(0.0021)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0027)
cond à 1 ^{er} le	0.1514	0.0551	0.0239	0.0083	0.1497	0.1070	0.0992	0.0160	0.0110	0.0043	0.0152
	(0.0324)	(0.0050)	(0.0058)	(0.0020)	(0.0205)	(0.0115)	(0.0188)	(0.0030)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0030)
cond à 2 nd ycle	0.0121	0.0096	0.0003	0.0001	0.0724	0.0573	0.0257	0.0042	0.0024	0.0017	0.0042
	(0.0120)	(0.0013)	(0.0003)	(0.0001)	(0.0167)	(0.0074)	(0.0067)	(0.0011)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0011)
érie	0.0000	0.0105	0.0000	0.0000	0.0207	0.0473	0.0061	0.0010	0.0006	0.0004	0.0010
	(0.0000)	(0.0016)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0062)	(0.0080)	(0.0019)	(0.0003)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0003)
res	0.4369	0.5979	0.7488	0.2612	0.2000	0.3668	0.4541	0.0734	0.0647	-0.0307	0.0340
	(0.0252)	(0.0160)	(0.0204)	(0.0182)	(0.0209)	(0.0285)	(0.0365)	(0.0093)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0100)
mer un	---	1.0	1.0	0.3488	---	1.0	1.0	0.1615			0.0500
		(0.00)	(0.00)	(0.0194)		(0.00)	(0.00)	(0.0134)			(0.0044)

Tableau 40: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le niveau d'instruction du chef de ménage (FGT : $\alpha = 0$, ZL= 373.26)

Niveau d'instruction	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Intra ^a	Inter ^b	Différence
	1984				1996				1984 vs 1996		
Primaire	0.1743 (0.0185)	0.2879 (0.0126)	0.2399 (0.0257)	0.0502 (0.0057)	0.4710 (0.0362)	0.3504 (0.0211)	0.3757 (0.0318)	0.1651 (0.0164)	0.0947 (0.0000)	0.0202 (0.0000)	0.1149 (0.0173)
Secondaire	0.0750 (0.0245)	0.0390 (0.0042)	0.0140 (0.0050)	0.0029 (0.0010)	0.1929 (0.0501)	0.0711 (0.0097)	0.0312 (0.0079)	0.0137 (0.0038)	0.0065 (0.0000)	0.0043 (0.0000)	0.0108 (0.0039)
Supérieur	0.1187 (0.0245)	0.0551 (0.0050)	0.0313 (0.0078)	0.0065 (0.0015)	0.3867 (0.0629)	0.1070 (0.0115)	0.0942 (0.0174)	0.0414 (0.0086)	0.0217 (0.0000)	0.0131 (0.0000)	0.0348 (0.0088)
Non instruit	0.0333 (0.0326)	0.0096 (0.0013)	0.0015 (0.0015)	0.0003 (0.0003)	0.1771 (0.0573)	0.0573 (0.0074)	0.0231 (0.0088)	0.0102 (0.0036)	0.0048 (0.0000)	0.0050 (0.0000)	0.0098 (0.0036)
Supérieur	0.0202 (0.0191)	0.0105 (0.0016)	0.0010 (0.0010)	0.0002 (0.0002)	0.0101 (0.0064)	0.0473 (0.0080)	0.0011 (0.0007)	0.0005 (0.0003)	-0.0003 (0.0000)	0.0006 (0.0000)	0.0003 (0.0004)
Secondaire	0.2492 (0.0219)	0.5979 (0.0160)	0.7123 (0.0286)	0.1490 (0.0149)	0.5687 (0.0503)	0.3668 (0.0285)	0.4747 (0.0357)	0.2086 (0.0243)	0.1541 (0.0000)	-0.0945 (0.0000)	0.0591 (0.0285)
Primaire		1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.2091 (0.0162)		1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.4394 (0.0327)			0.2302 (0.0365)

Tableau 41: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le niveau d'instruction du chef de ménage (FGT : $\alpha = 1$, ZL = 373.26)

Niveau d'instruction	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Intra ^a	Inter ^b	Différence
	1984				1996				1984 vs 1996		
Primaire	0.0474 (0.0058)	0.2879 (0.0126)	0.2431 (0.0294)	0.0136 (0.0017)	0.1400 (0.0150)	0.3504 (0.0211)	0.3596 (0.0402)	0.0491 (0.0065)	0.0296 (0.0000)	0.0059 (0.0000)	0.0354 (0.0067)
Maternelle	0.0255 (0.0098)	0.0390 (0.0042)	0.0178 (0.0071)	0.0010 (0.0004)	0.0668 (0.0181)	0.0711 (0.0097)	0.0348 (0.0093)	0.0048 (0.0014)	0.0023 (0.0000)	0.0015 (0.0000)	0.0038 (0.0014)
Secondaire 1 ^{er} cycle	0.0327 (0.0081)	0.0551 (0.0050)	0.0321 (0.0095)	0.0018 (0.0005)	0.1247 (0.0270)	0.1070 (0.0115)	0.0979 (0.0241)	0.0134 (0.0035)	0.0075 (0.0000)	0.0041 (0.0000)	0.0116 (0.0035)
Secondaire 2 nd cycle	0.0045 (0.0044)	0.0096 (0.0013)	0.0008 (0.0008)	0.0000 (0.0000)	0.0434 (0.0169)	0.0573 (0.0074)	0.0182 (0.0075)	0.0025 (0.0010)	0.0013 (0.0000)	0.0011 (0.0000)	0.0024 (0.0010)
Supérieure	0.0017 (0.0016)	0.0105 (0.0016)	0.0003 (0.0003)	0.0000 (0.0000)	0.0032 (0.0023)	0.0473 (0.0080)	0.0011 (0.0008)	0.0002 (0.0001)	0.0000 (0.0000)	0.0001 (0.0000)	0.0003 (0.0354)
Autres	0.0662 (0.0073)	0.5979 (0.0160)	0.7060 (0.0337)	0.0396 (0.0048)	0.1817 (0.0251)	0.3668 (0.0285)	0.4884 (0.0457)	0.0666 (0.0105)	0.0557 (0.0000)	-0.0287 (0.0000)	0.0273 (0.0115)
Moyenne	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.0561 (0.0052)	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.1365 (0.0139)			0.0204 (0.0148)

Tableau 42: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le niveau d'instruction du chef de ménage (FGT : $\alpha = 2$, ZL = 373.26)

Niveau d'instruction	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Intra ^a	Inter ^b	Différence
	1984				1996				1984 vs 1996		
maire	0.0180 (0.0027)	0.2879 (0.0126)	0.2358 (0.0342)	0.0052 (0.0008)	0.0581 (0.0078)	0.3504 (0.0211)	0.3553 (0.0466)	0.0204 (0.0032)	0.0128 (0.0000)	0.0024 (0.0000)	0.0152 (0.0033)
matrimoniales	0.0120 (0.0052)	0.0390 (0.0042)	0.0213 (0.0094)	0.0005 (0.0002)	0.0257 (0.0073)	0.0711 (0.0097)	0.0318 (0.0095)	0.0018 (0.0005)	0.0008 (0.0000)	0.0006 (0.0000)	0.0014 (0.0006)
primaire	0.0124 (0.0037)	0.0551 (0.0050)	0.0311 (0.0107)	0.0007 (0.0002)	0.0485 (0.0124)	0.1070 (0.0115)	0.0905 (0.0269)	0.0052 (0.0015)	0.0029 (0.0000)	0.0016 (0.0000)	0.0045 (0.0016)
secondaire	0.0007 (0.0007)	0.0096 (0.0013)	0.0003 (0.0003)	0.0000 (0.0000)	0.0157 (0.0076)	0.0573 (0.0074)	0.0157 (0.0073)	0.0009 (0.0004)	0.0005 (0.0000)	0.0004 (0.0000)	0.0009 (0.0004)
supérieure	0.0001 (0.0001)	0.0105 (0.0016)	0.0001 (0.0001)	0.0000 (0.0000)	0.0017 (0.0014)	0.0473 (0.0080)	0.0014 (0.0012)	0.0001 (0.0001)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0001 (0.0001)
autres	0.0261 (0.0035)	0.5979 (0.0160)	0.7114 (0.0397)	0.0156 (0.0022)	0.0790 (0.0139)	0.3668 (0.0285)	0.5053 (0.0520)	0.0290 (0.0055)	-0.0121 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0134 (0.0066)
non instruits	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.0220 (0.0024)	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.0573 (0.0072)			0.0353 (0.0048)

Tableau 43: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le niveau d'instruction du chef de ménage (FGT : $\alpha = 0$, ZU = 533.87)

Niveau d'instruction	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Intra ^a	Inter ^b	Différence
	1984				1996				1984 vs 1996		
maire	0.3385 (0.0227)	0.2879 (0.0126)	0.2487 (0.0204)	0.0974 (0.0080)	0.7514 (0.0384)	0.3504 (0.0211)	0.3874 (0.0277)	0.2633 (0.0210)	0.1318 (0.0000)	0.0341 (0.0000)	0.1659 (0.0229)
matrimoniales	0.1462 (0.0035)	0.0390 (0.0042)	0.0146 (0.0094)	0.0057 (0.0002)	0.3558 (0.0139)	0.0711 (0.0097)	0.0372 (0.0095)	0.0253 (0.0005)	0.0115 (0.0000)	0.0081 (0.0000)	0.0196 (0.0066)

Professionnel	(0.0320)	(0.0042)	(0.0036)	(0.0014)	(0.0626)	(0.0097)	(0.0072)	(0.0050)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0052)
Condition 1 ^{er} cycle	0.2573	0.0551	0.0362	0.0142	0.5679	0.1070	0.0894	0.0608	0.0252	0.0214	0.0466
	(0.0365)	(0.0050)	(0.0069)	(0.0026)	(0.0553)	(0.0115)	(0.0131)	(0.0094)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0097)
Condition 2 nd cycle	0.0703	0.0096	0.0017	0.0007	0.3746	0.0573	0.0316	0.0215	0.0102	0.0106	0.0208
	(0.0398)	(0.0013)	(0.0010)	(0.0004)	(0.0565)	(0.0074)	(0.0069)	(0.0047)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0047)
Supérieure	0.0727	0.0105	0.0020	0.0008	0.0786	0.0473	0.0055	0.0037	0.0002	0.0028	0.0030
	(0.0438)	(0.0016)	(0.0013)	(0.0005)	0.7514	0.3504	0.3874	0.2633	(0.0000)	(0.0000)	(0.0023)
Inférieures	0.4567	0.5979	0.6969	0.2731	0.8321	0.3668	0.4489	0.3052	0.1811	-0.1489	0.0327
	(0.0246)	(0.0160)	(0.0224)	(0.0185)	(0.0337)	(0.0285)	(0.0330)	(0.0284)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0339)
Moyenne	---	1.0	1.0	0.3918	---	1.0	1.0	0.6798			0.2880
		(0.00)	(0.00)	(0.0190)		(0.00)	(0.00)	(0.0313)			(0.0366)

Tableau 44: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le niveau d'instruction du chef de ménage (FGT : $\alpha = 1$, ZU = 533.87)

Niveau d'instruction	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Intra ^a	Inter ^b	Différence
	1984				1996				1984 vs 1996		
Maire	0.1092	0.2879	0.2421	0.0314	0.2884	0.3504	0.3757	0.1011	0.0572	0.0124	0.0697
	(0.0097)	(0.0126)	(0.0229)	(0.0031)	(0.0198)	(0.0211)	(0.0320)	(0.0101)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0109)
Maternelle	0.0546	0.0390	0.0164	0.0021	0.1304	0.0711	0.0345	0.0093	0.0042	0.0030	0.0072
	(0.0143)	(0.0042)	(0.0047)	(0.0006)	(0.0285)	(0.0097)	(0.0078)	(0.0022)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0023)
Condition 1 ^{er} cycle	0.0799	0.0551	0.0339	0.0044	0.2293	0.1070	0.0912	0.0245	0.0121	0.0080	0.0201
	(0.0134)	(0.0050)	(0.0073)	(0.0009)	(0.0357)	(0.0115)	(0.0170)	(0.0050)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0055)
Condition 2 nd cycle	0.0212	0.0096	0.0016	0.0002	0.1220	0.0573	0.0260	0.0070	0.0034	0.0034	0.0068
	(0.0136)	(0.0013)	(0.0011)	(0.0001)	(0.0249)	(0.0074)	(0.0067)	(0.0017)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0017)
Supérieure	0.0141	0.0105	0.0011	0.0001	0.0171	0.0473	0.0030	0.0008	0.0001	0.0006	0.0007
	(0.0082)	(0.0016)	(0.0007)	(0.0001)	(0.0090)	(0.0080)	(0.0017)	(0.0004)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0005)
Inférieures	0.1530	0.5979	0.7049	0.0915	0.3445	0.3668	0.4696	0.1264	0.0924	-0.0575	0.0349
	(0.0116)	(0.0160)	(0.0259)	(0.0081)	(0.0285)	(0.0285)	(0.0362)	(0.0143)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0165)
Moyenne	---	1.0	1.0	0.1298	---	1.0	1.0	0.2691			0.1392

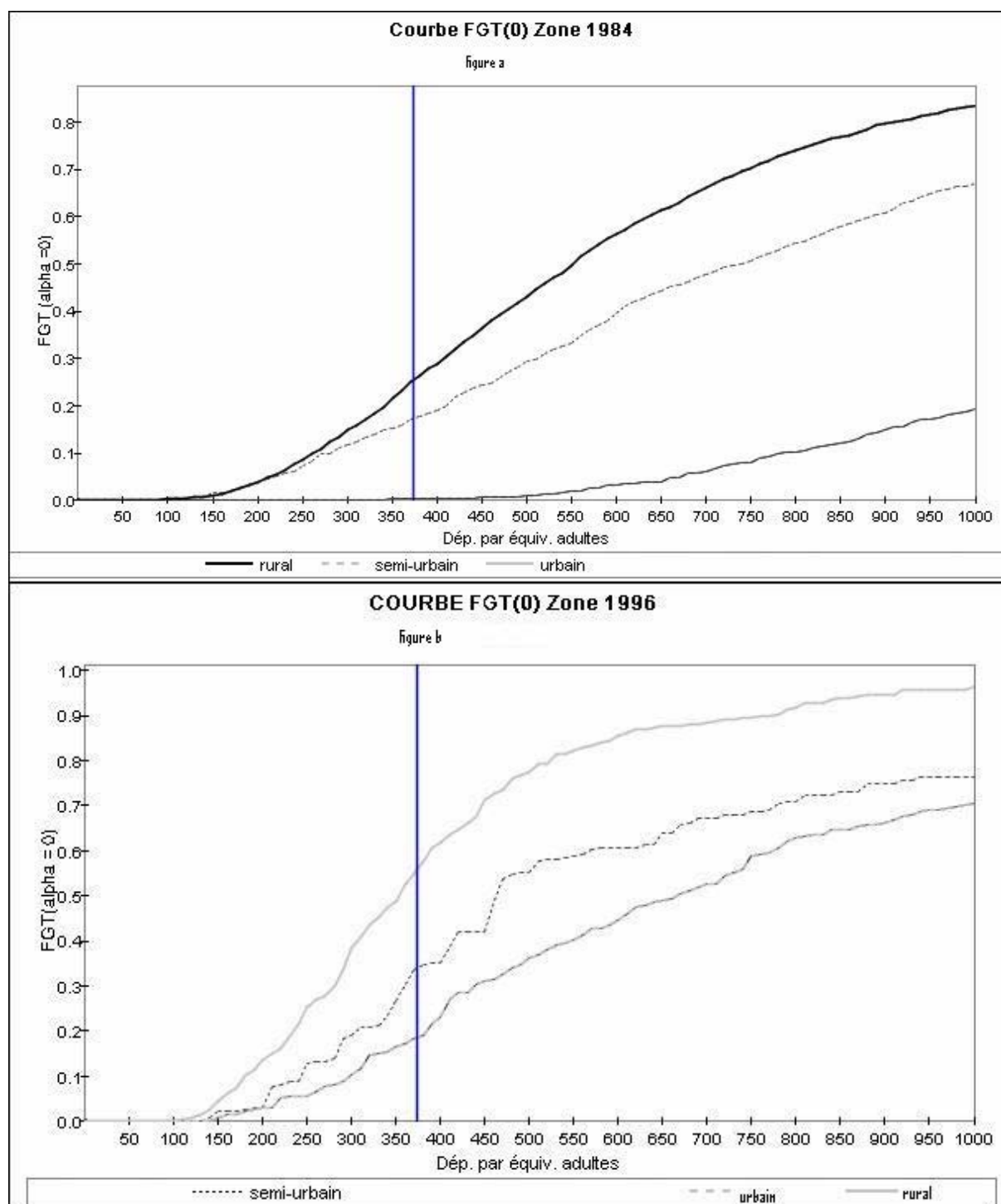
un		(0.00)	(0.00)	(0.0087)		(0.00)	(0.00)	(0.0188)			(0.0100)
----	--	--------	--------	----------	--	--------	--------	----------	--	--	----------

Tableau 45: Décomposition sectorielle de la pauvreté selon le niveau d'instruction du chef de ménage (FGT : $\alpha = 2$, ZU = 533.87)

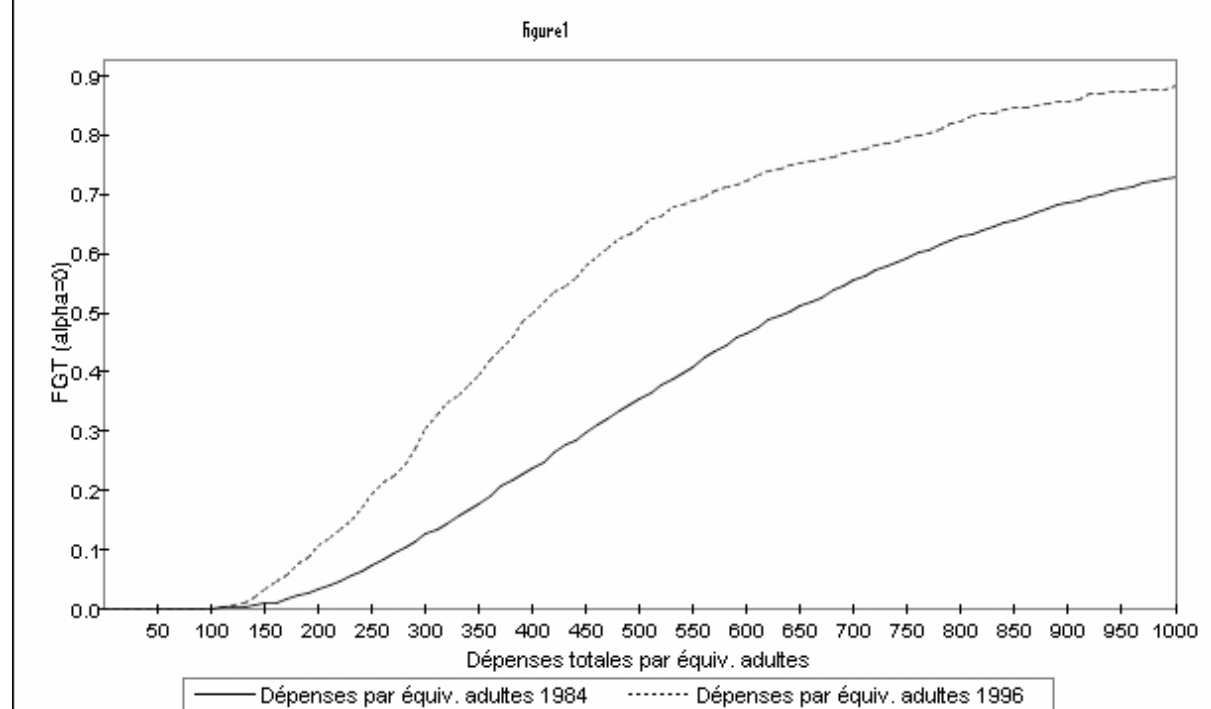
Niveau d'instruction	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Estimations	Proportions	Contributions relatives	Contributions absolues	Intra ^a	Inter ^b	Différence
	1984				1996				1984 vs 1996		
Primaire	0.0490 (0.0053)	0.2879 (0.0126)	0.2402 (0.0261)	0.0141 (0.0016)	0.1408 (0.0126)	0.3504 (0.0211)	0.3678 (0.0365)	0.0494 (0.0058)	0.1318 (0.0000)	0.0341 (0.0000)	0.1659 (0.0225)
Maternelle	0.0268 (0.0085)	0.0390 (0.0042)	0.0178 (0.0060)	0.0010 (0.0004)	0.0631 (0.0155)	0.0711 (0.0097)	0.0334 (0.0084)	0.0045 (0.0012)	0.0115 (0.0000)	0.0081 (0.0000)	0.0196 (0.0052)
Secondaire 1 ^{er} cycle	0.0348 (0.0071)	0.0551 (0.0050)	0.0326 (0.0082)	0.0019 (0.0005)	0.1158 (0.0224)	0.1070 (0.0115)	0.0924 (0.0207)	0.0124 (0.0029)	0.0252 (0.0000)	0.0214 (0.0000)	0.0466 (0.0097)
Secondaire 2 nd cycle	0.0070 (0.0052)	0.0096 (0.0013)	0.0011 (0.0009)	0.0001 (0.0001)	0.0506 (0.0142)	0.0573 (0.0074)	0.0216 (0.0068)	0.0029 (0.0009)	0.0102 (0.0000)	0.0106 (0.0000)	0.0208 (0.0047)
Supérieure	0.0035 (0.0025)	0.0105 (0.0016)	0.0006 (0.0005)	0.0000 (0.0000)	0.0054 (0.0028)	0.0473 (0.0080)	0.0019 (0.0010)	0.0003 (0.0001)	0.0002 (0.0000)	0.0028 (0.0000)	0.0030 (0.0022)
Supérieures	0.0696 (0.0066)	0.5979 (0.0160)	0.7077 (0.0299)	0.0416 (0.0044)	0.1766 (0.0207)	0.3668 (0.0285)	0.4828 (0.0411)	0.0648 (0.0090)	0.1811 (0.0000)	-0.1489 (0.0000)	0.0322 (0.0339)
Moyenne	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.0588 (0.0048)	---	1.0 (0.00)	1.0 (0.00)	0.1342 (0.0119)			0.0754 (0.0075)

ANNEXE B

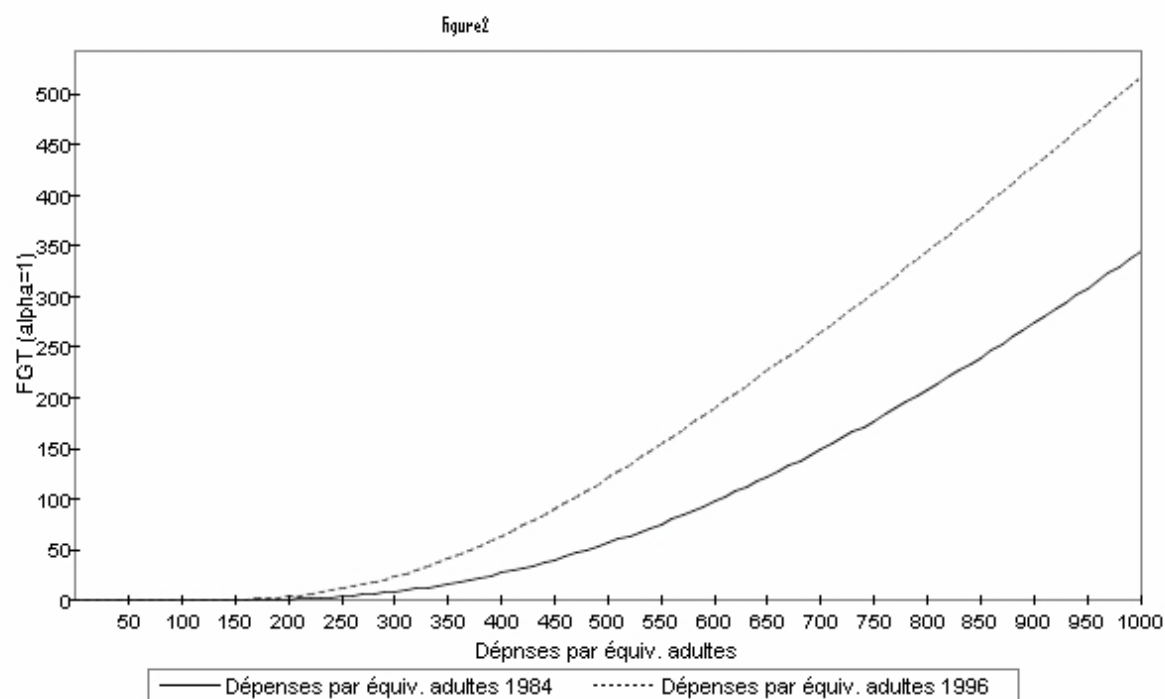
Courbes FGT pour le Cameroun



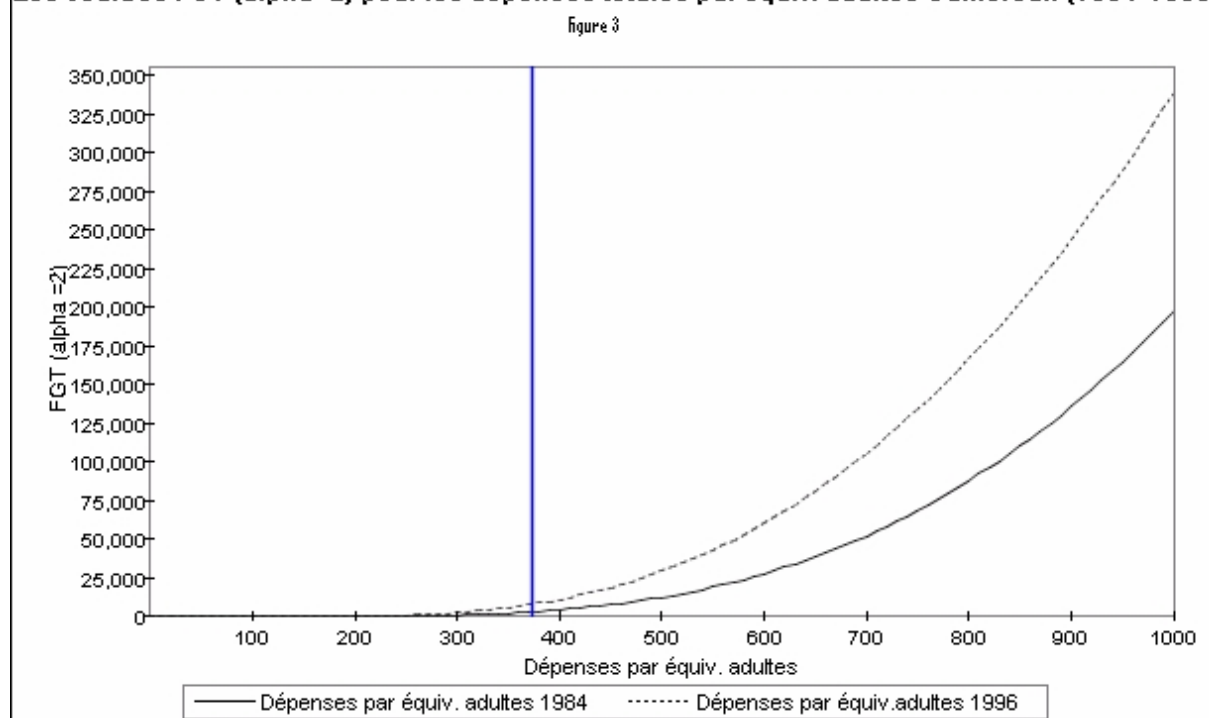
Les courbes FGT (alpha=0) pour les dépenses totales par équiv. adultes , Cameroun (1984-1996)



Les courbes FGT (alpha=1) pour les dépenses totales par équiv. adultes , Cameroun (1984-1996)

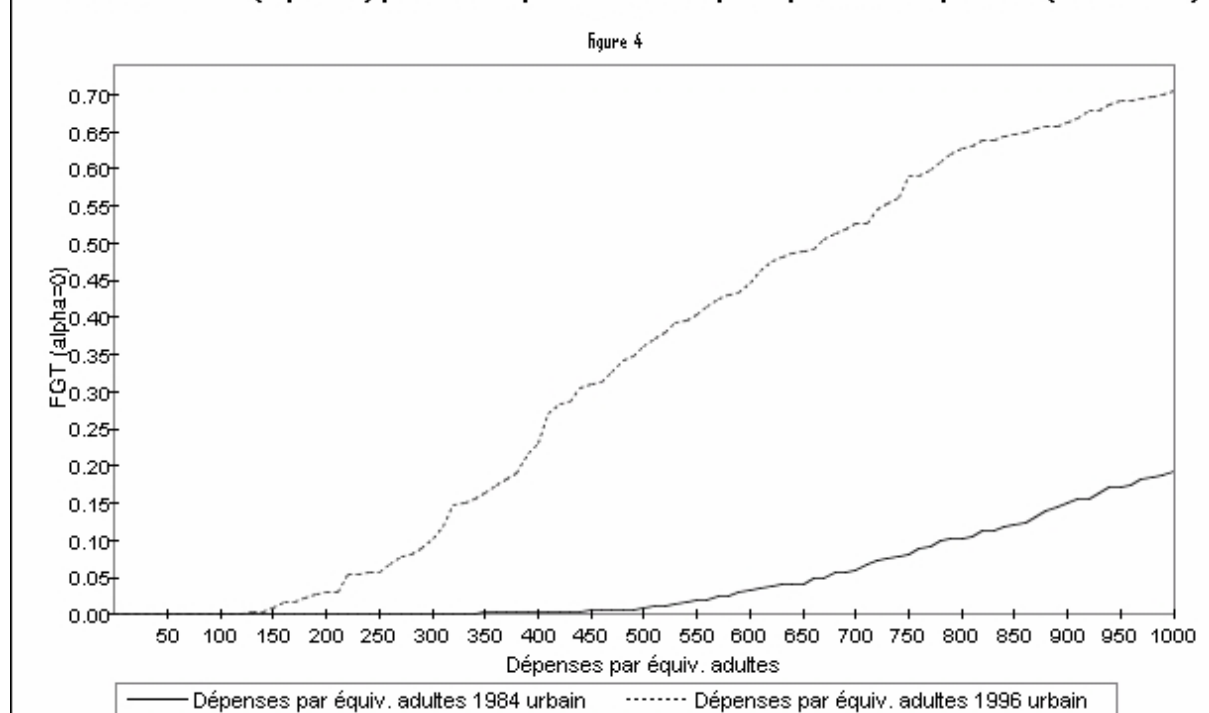


Les courbes FGT (alpha=2) pour les dépenses totales par équiv. adultes Cameroun (1984-1996)

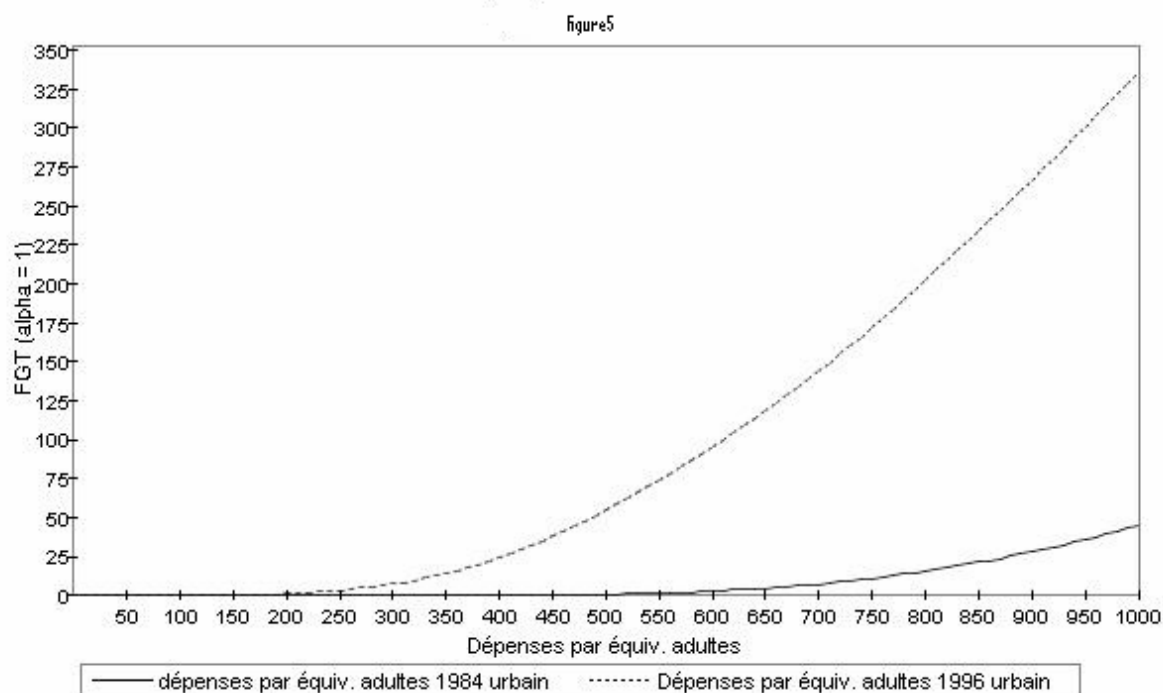


Courbes FGT selon les zones

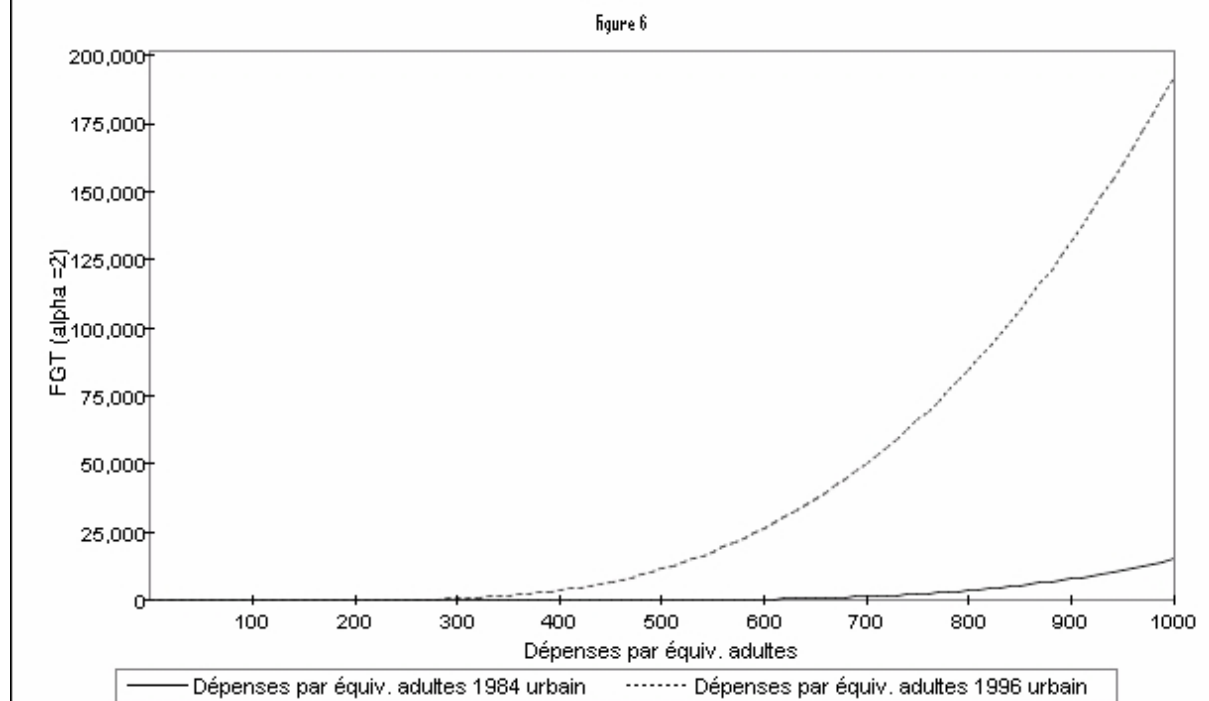
Les courbes FGT (alpha=0) pour les dépenses totales par équiv. adultes , Urbain (1984-1996)



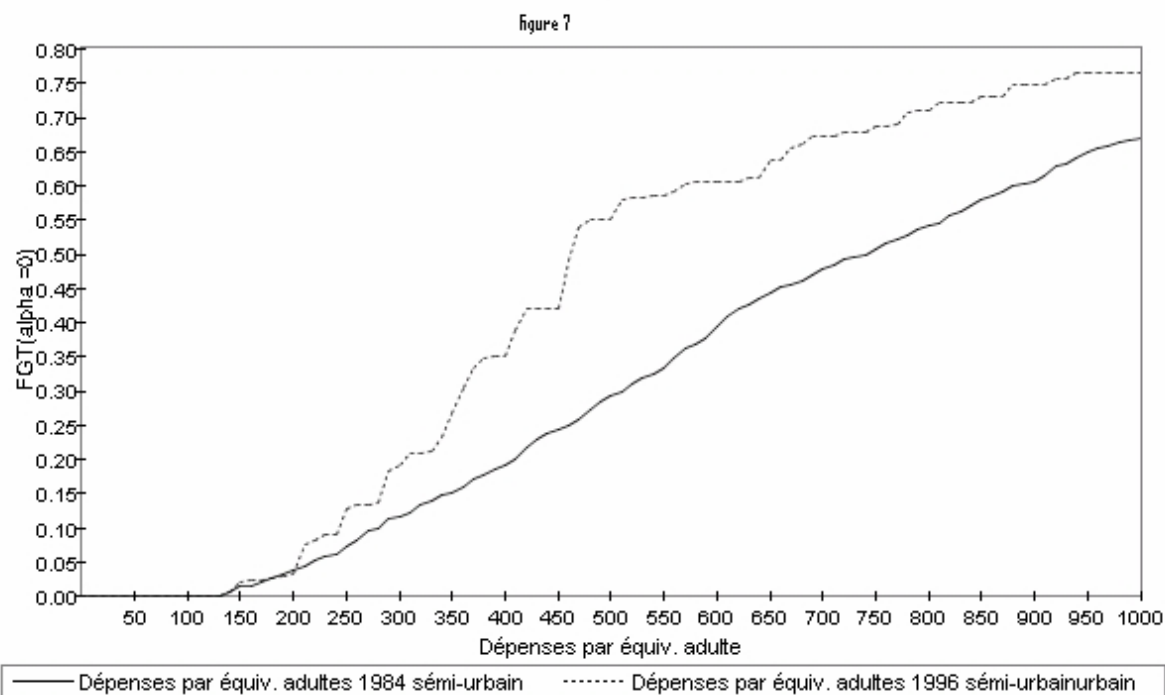
Les courbes FGT (alpha=1) pour les dépenses totales par équiv. adultes , Urbain (1984-1996)



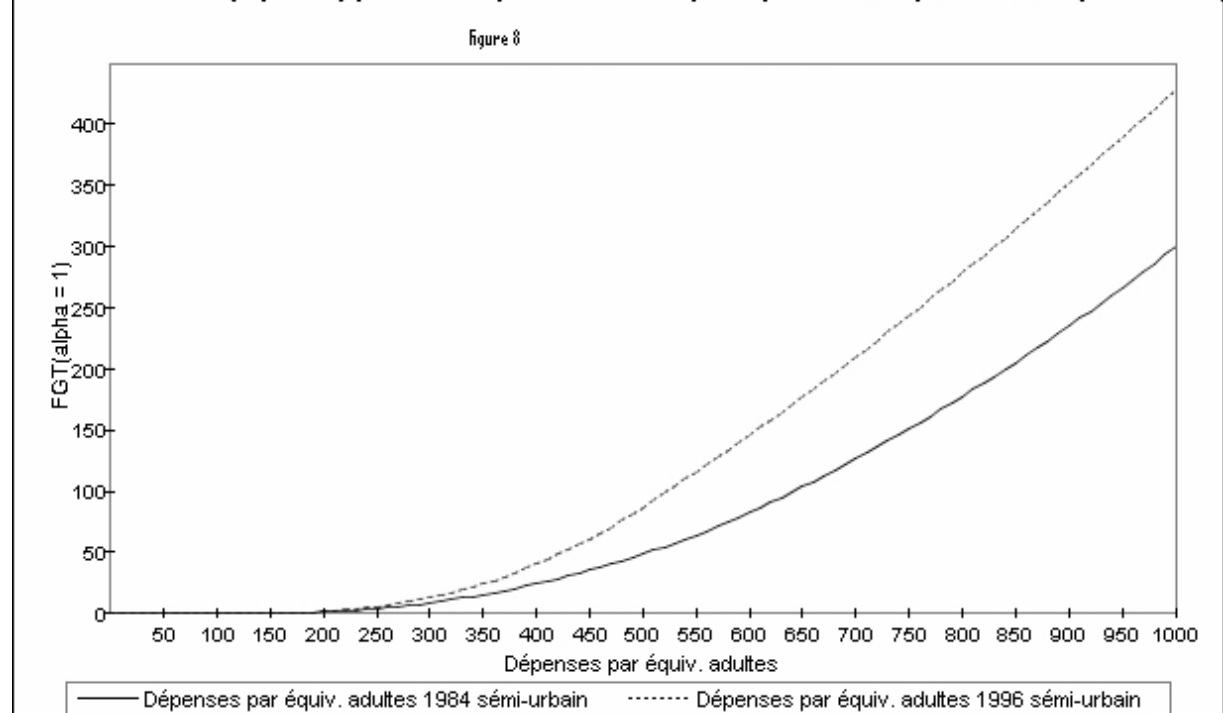
Les courbes FGT (alpha=2) pour les dépenses totales par équiv. adultes , Urbain (1984-1996)

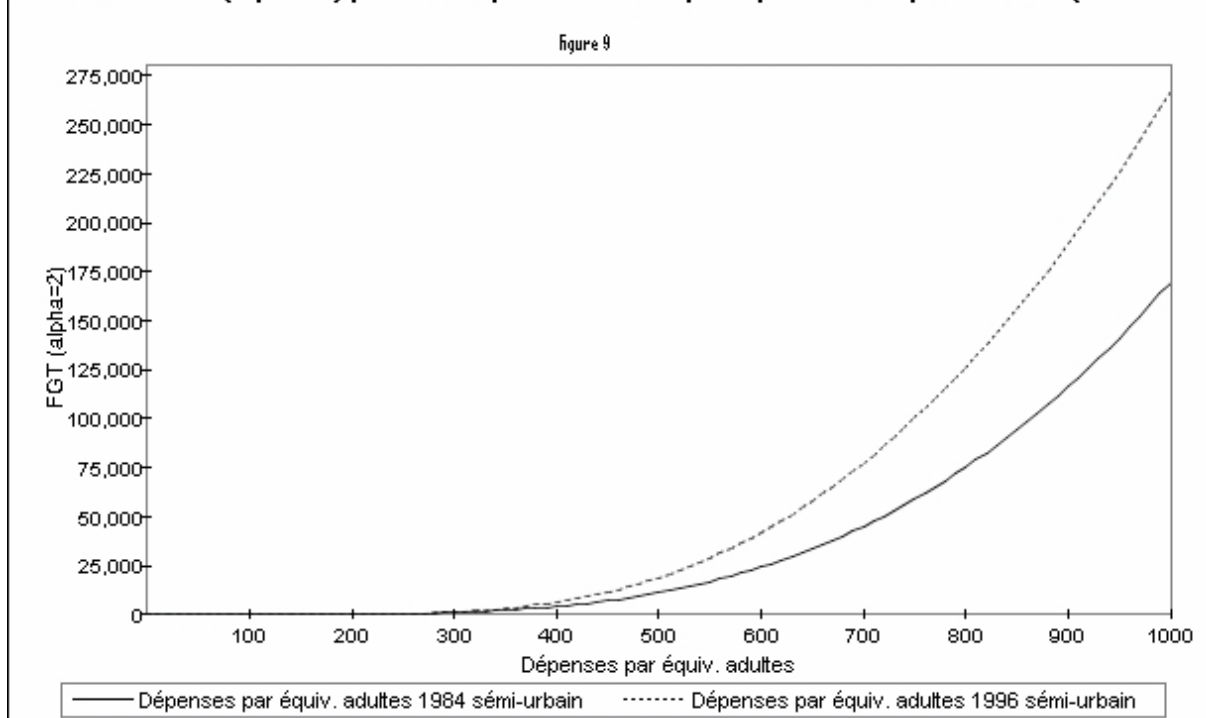


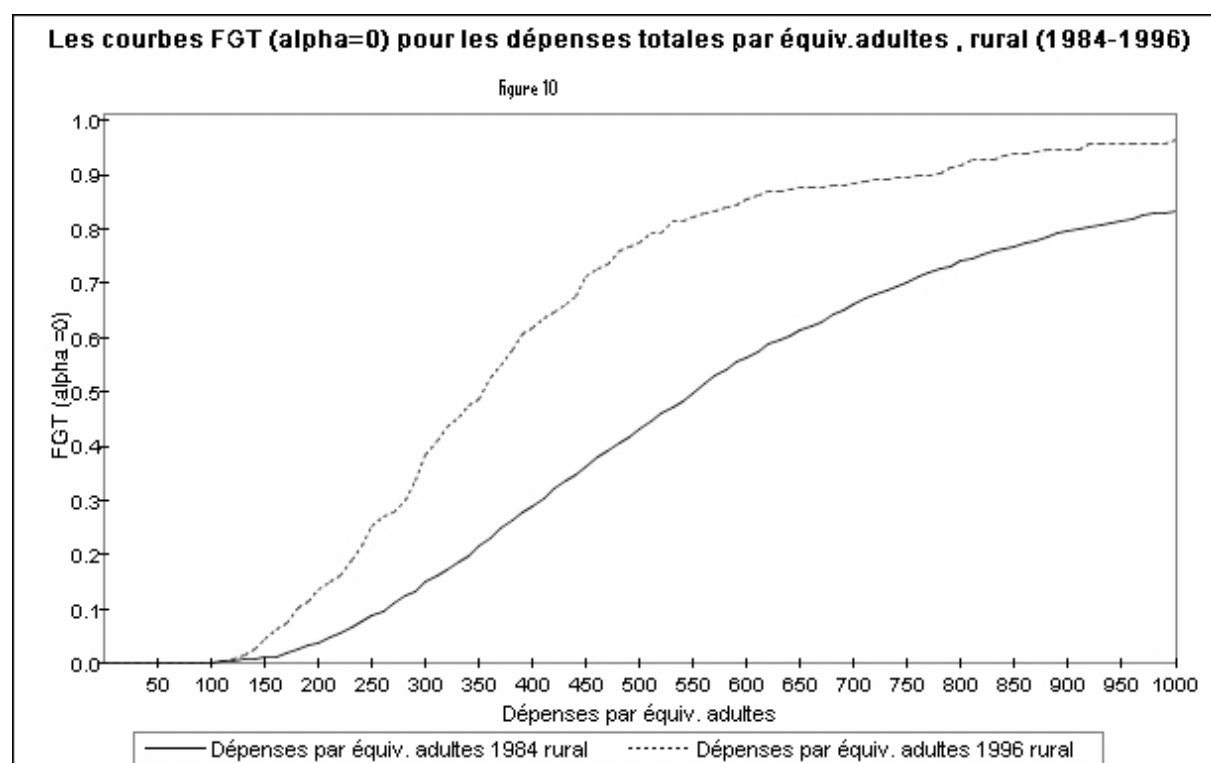
Les courbes FGT ($\alpha=0$) pour les dépenses totales par équiv. adultes , Sémi-urbain (1984-1996)



Les courbes FGT ($\alpha=1$) pour les dépenses totales par équiv. adultes , Sémi-urbain (1984-1996)

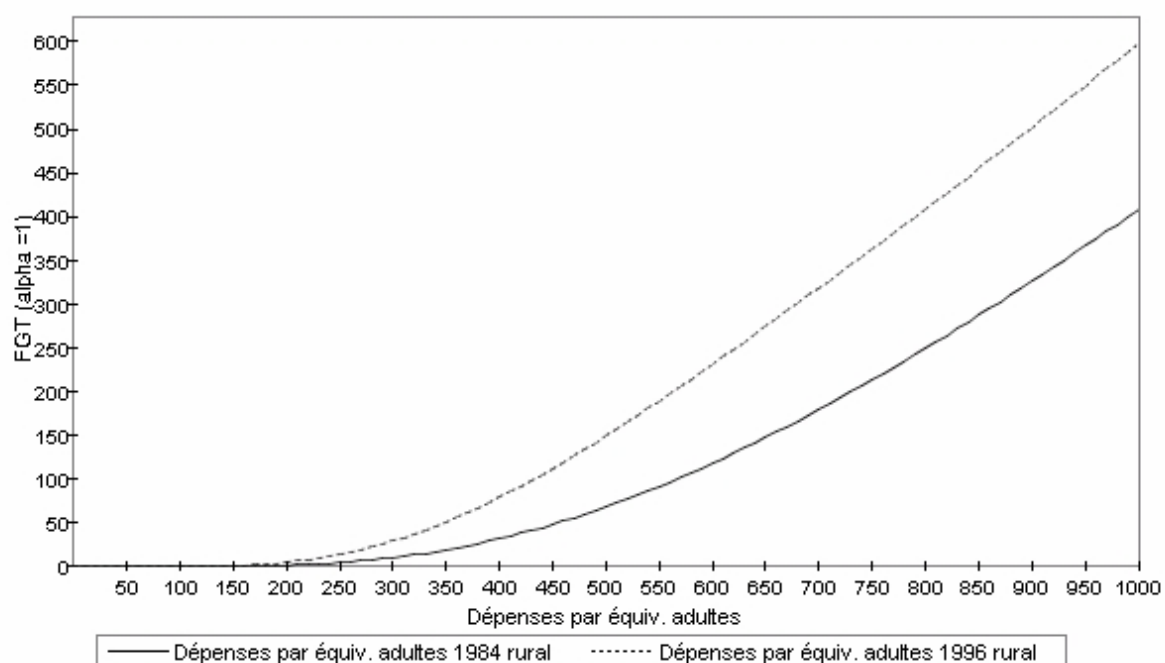


es courbes FGT (alpha=2) pour les dépenses totales par équiv.adultes , Sémi-urbain (1984-1996)



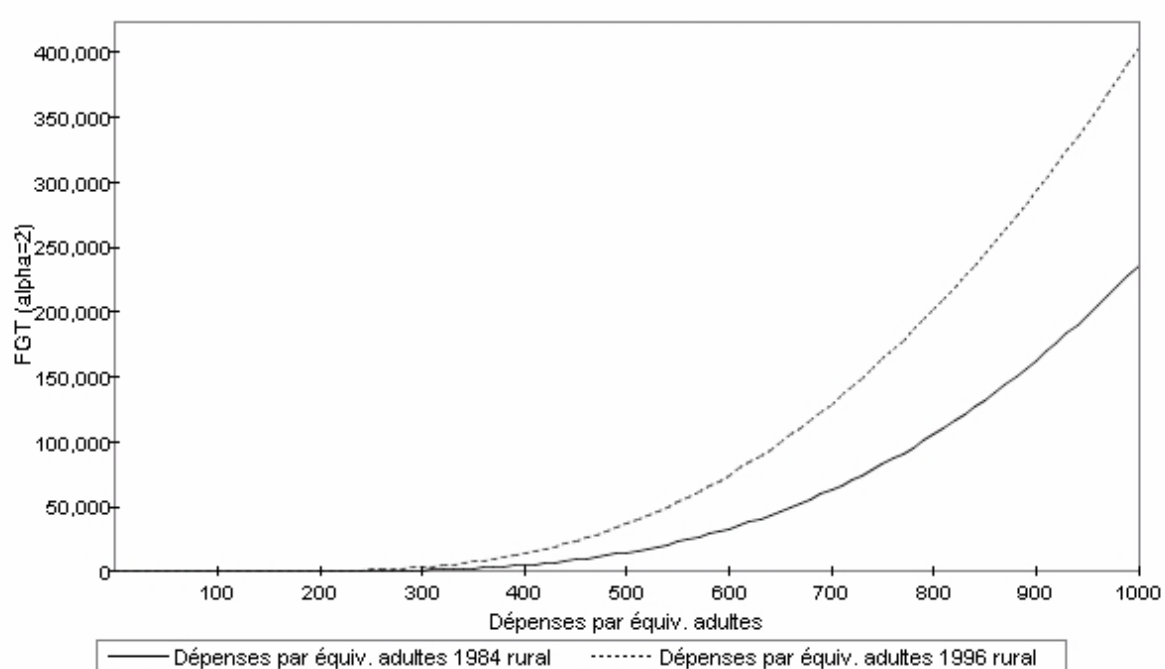
Les courbes FGT (alpha=1) pour les dépenses totales par équiv. adultes , rural (1984-1996)

Figure 11

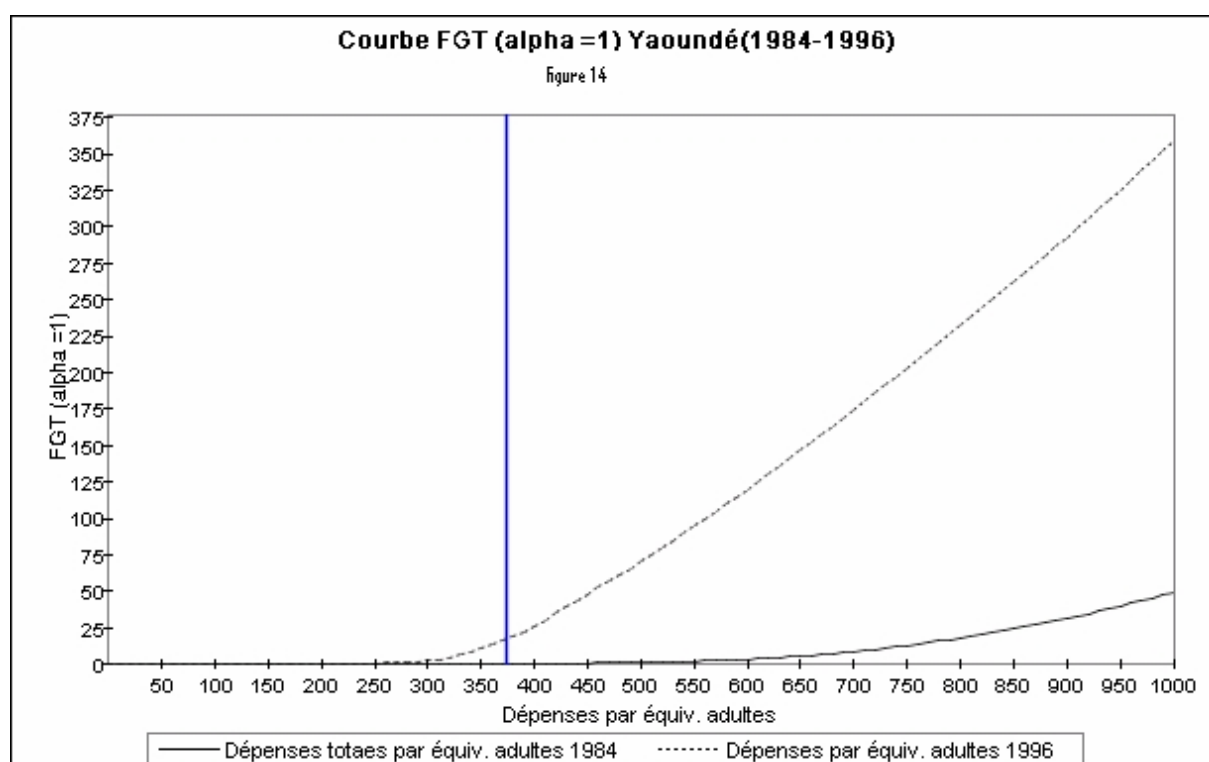
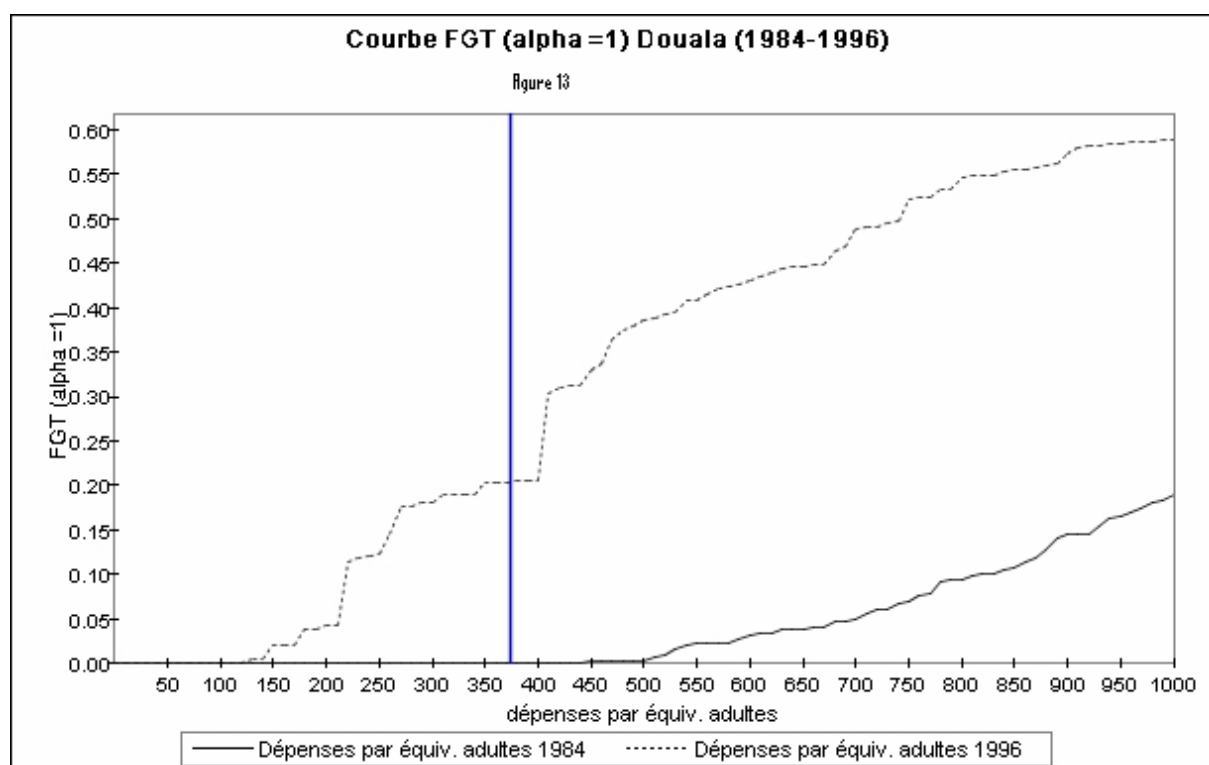


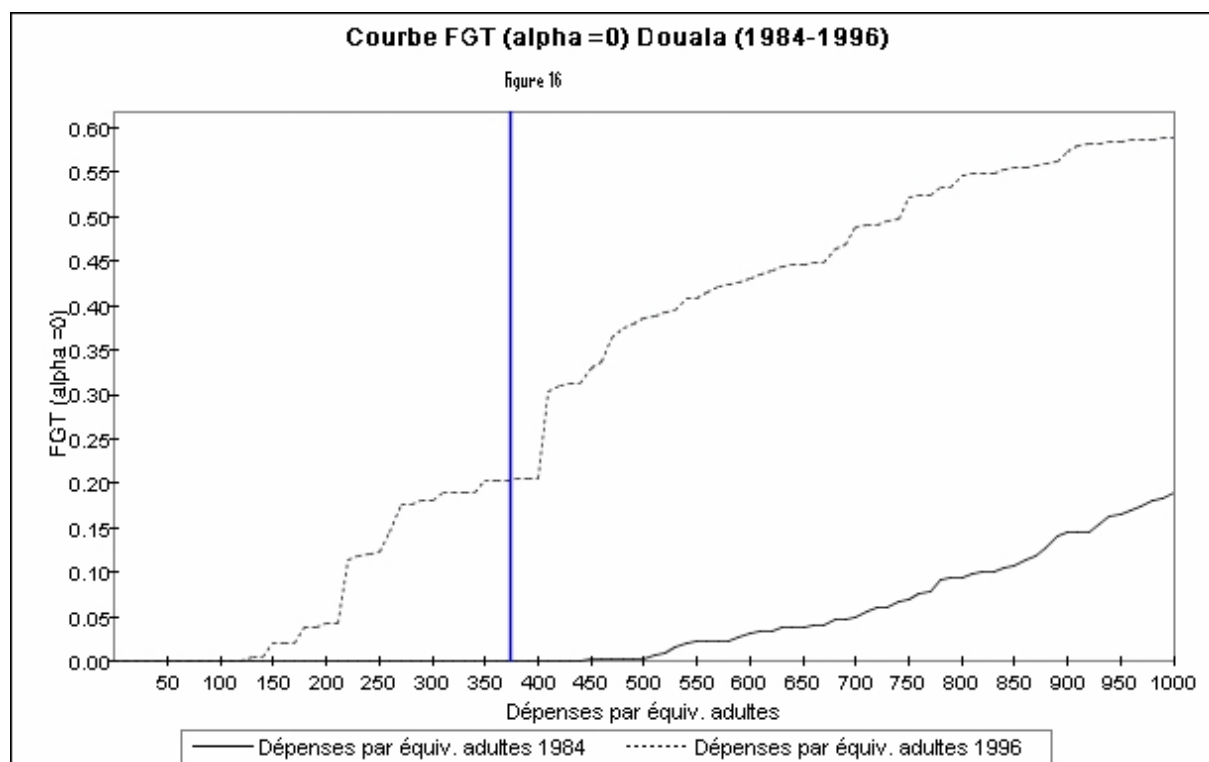
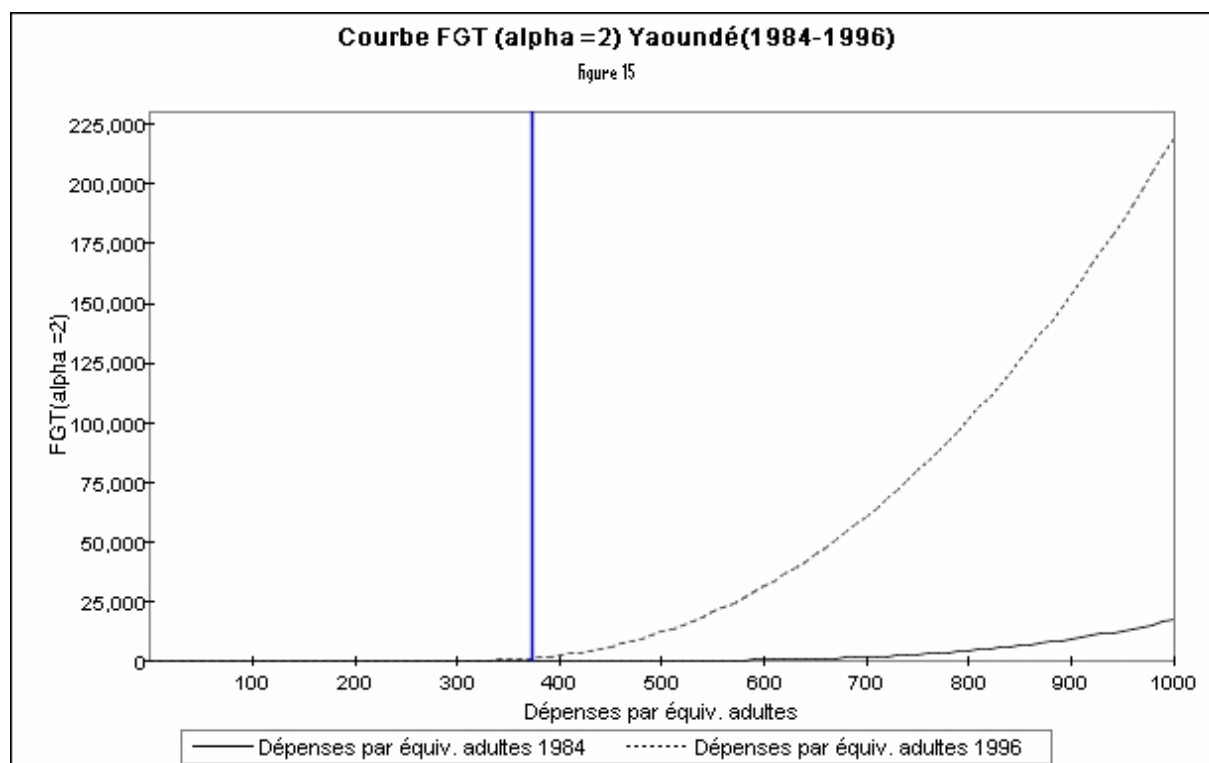
Les courbes FGT (alpha=2) pour les dépenses totales par équiv. adultes , rural (1984-1996)

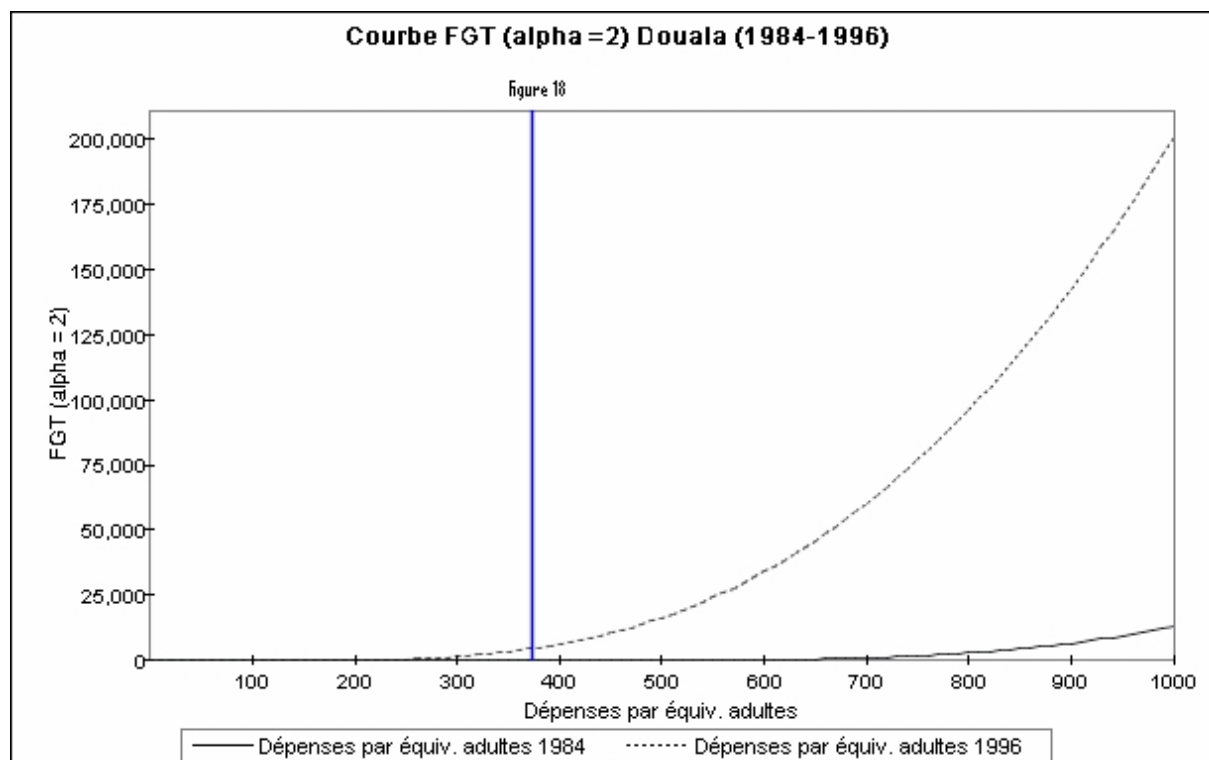
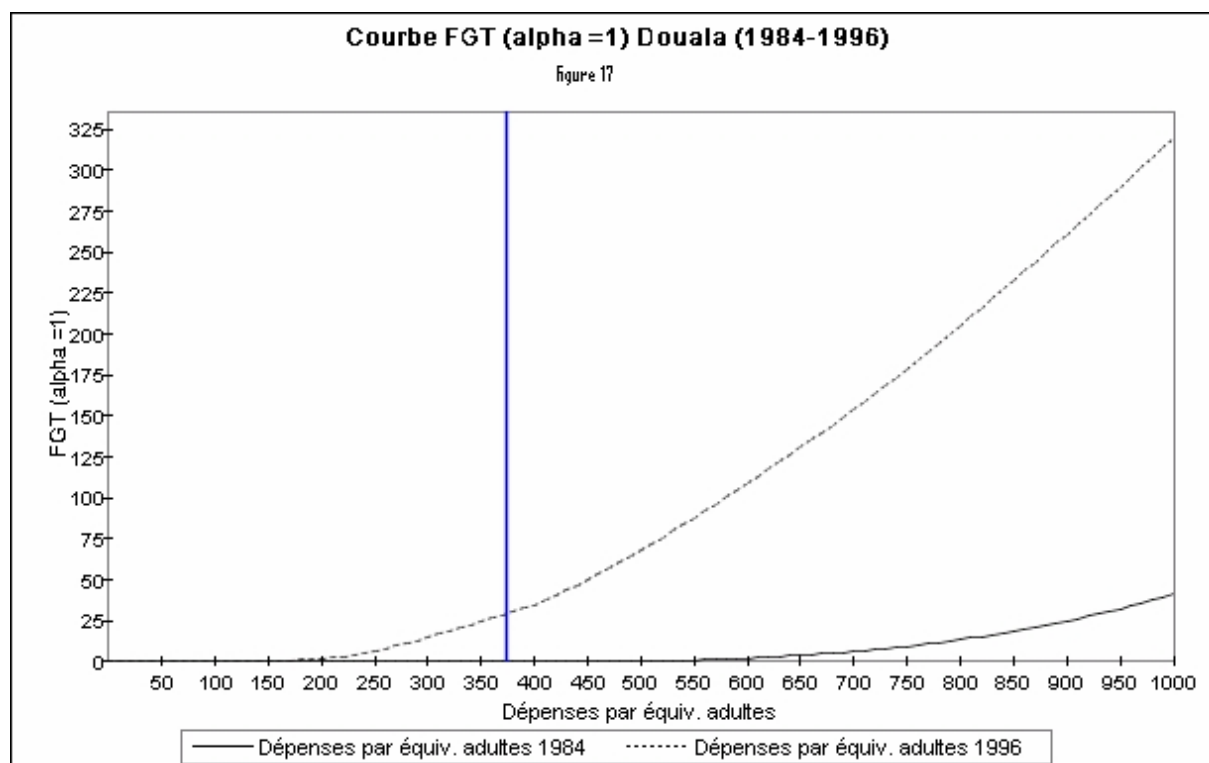
Figure 12

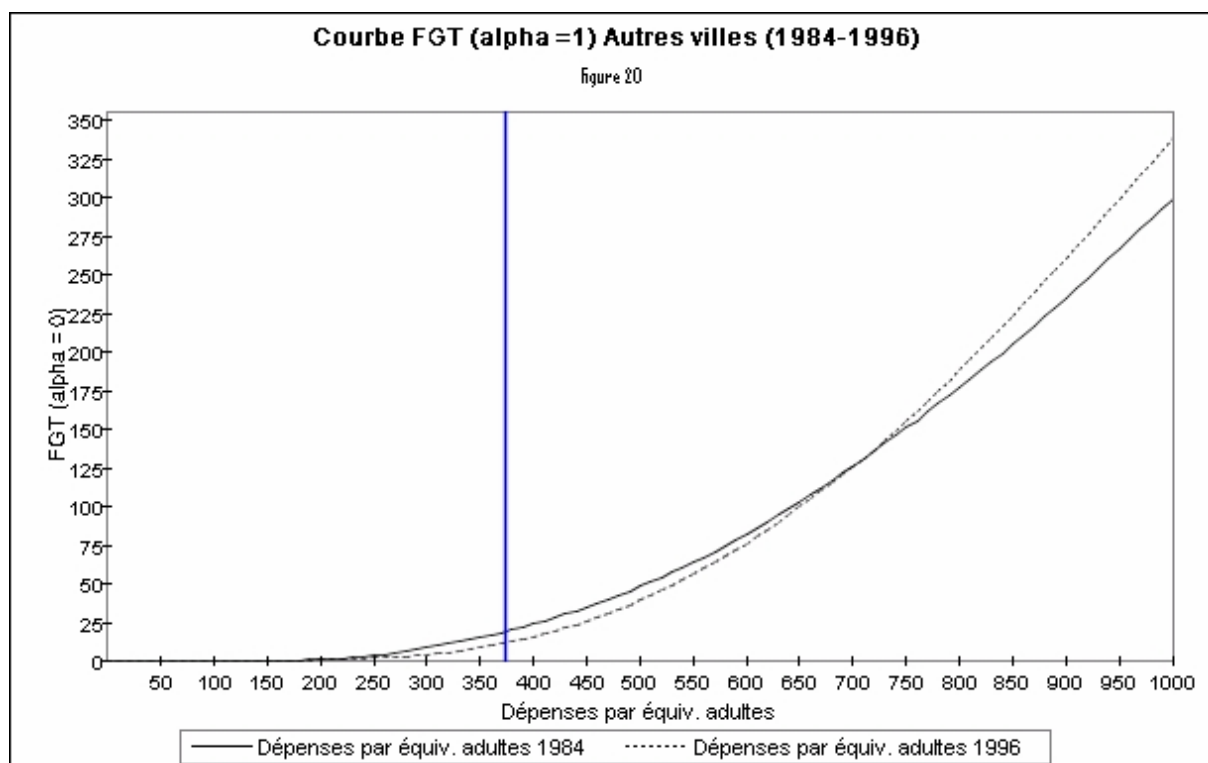
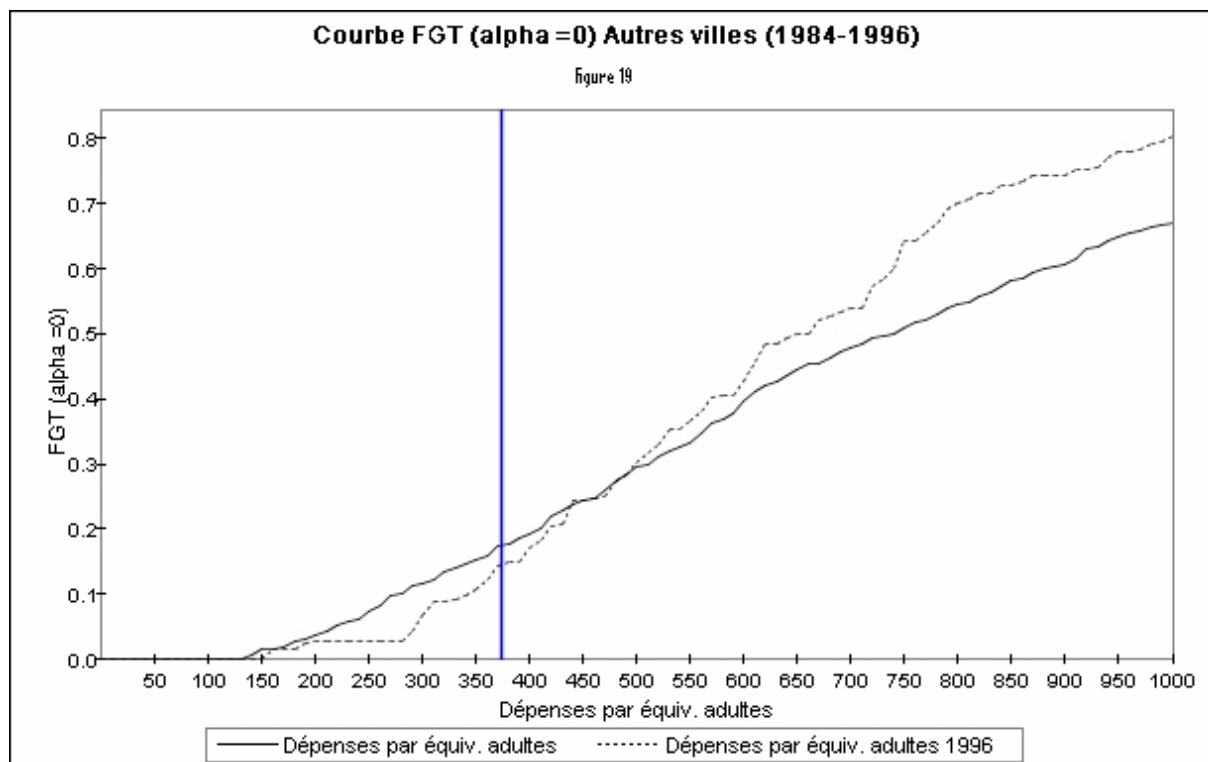


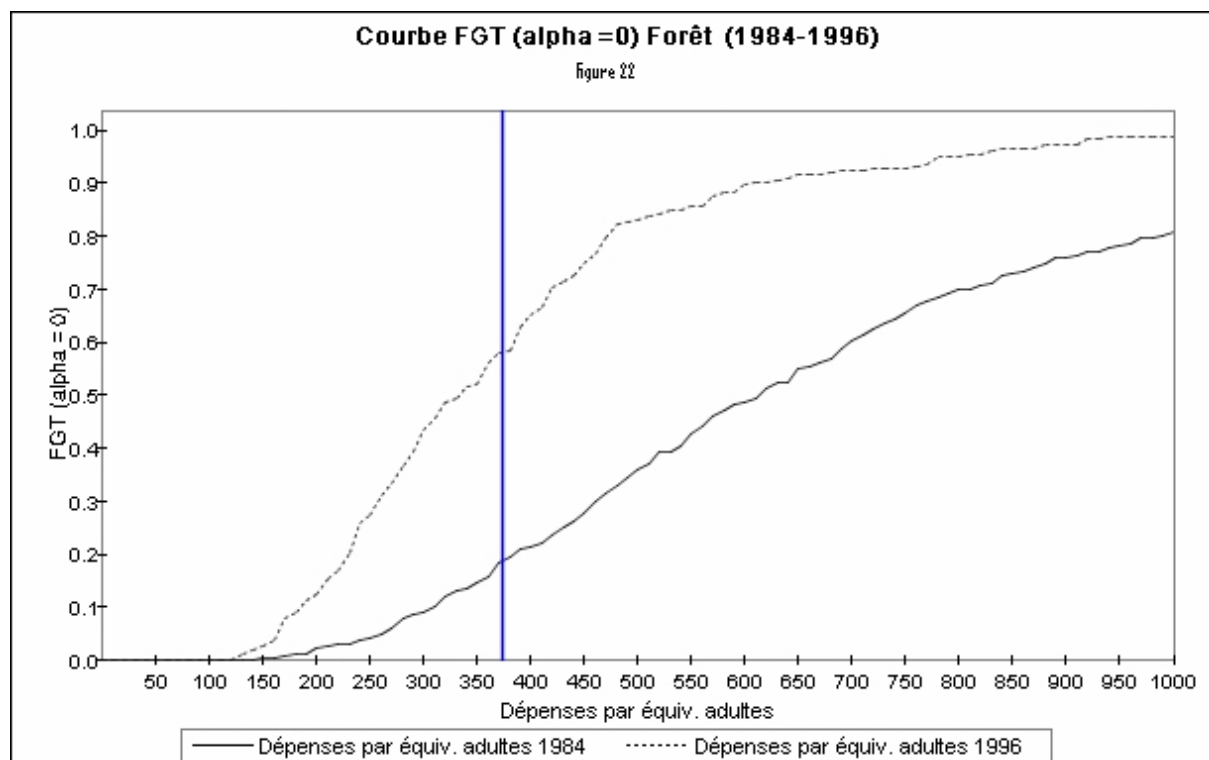
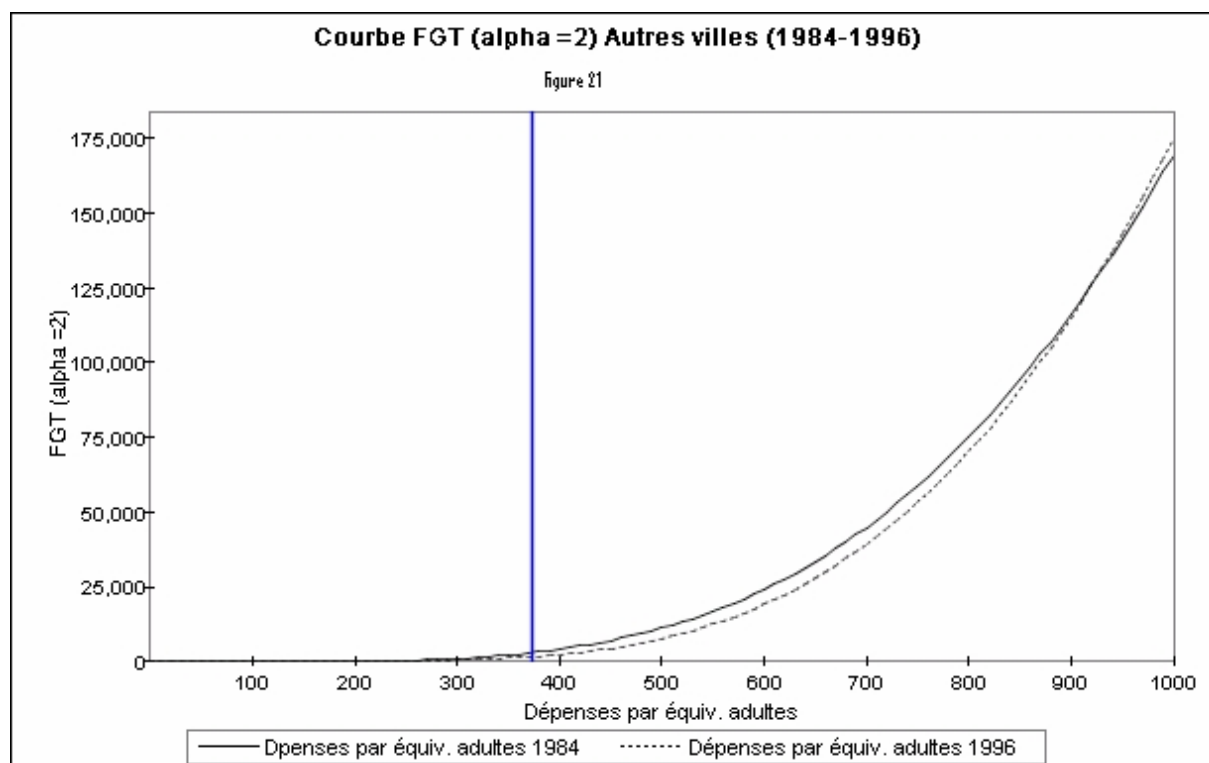
Courbes FGT selon les strates

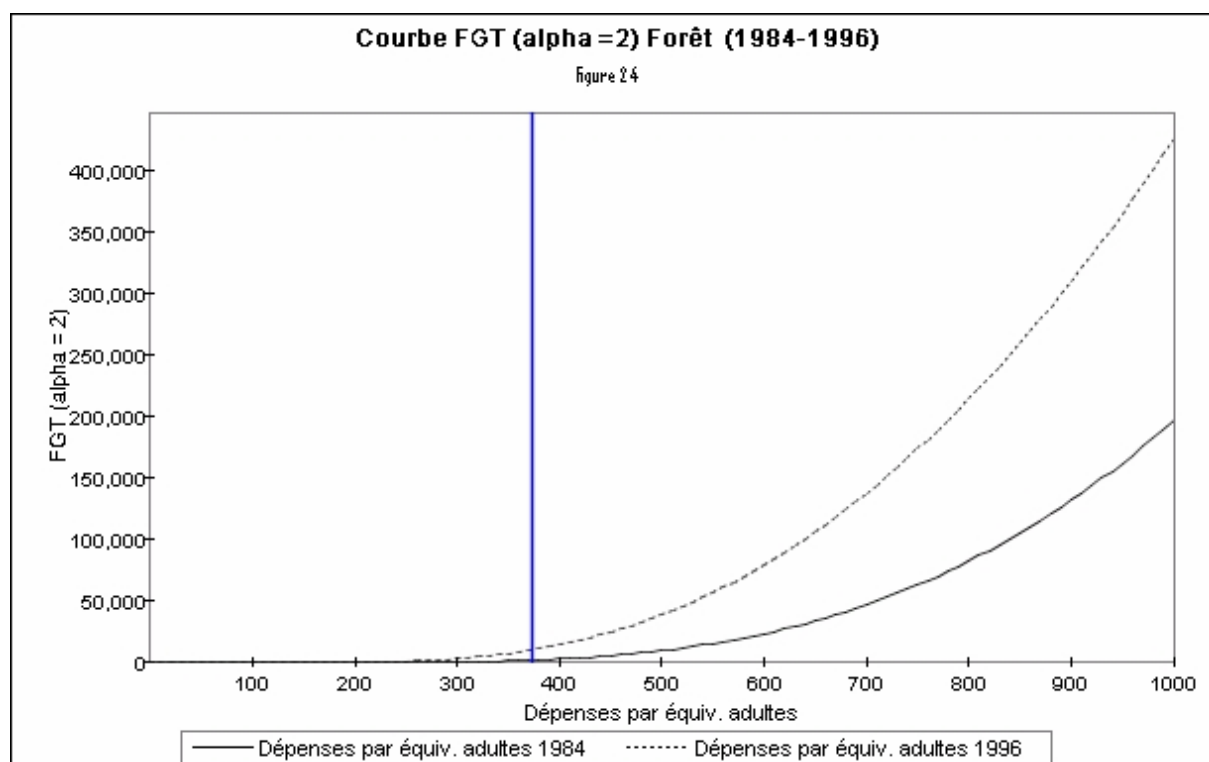
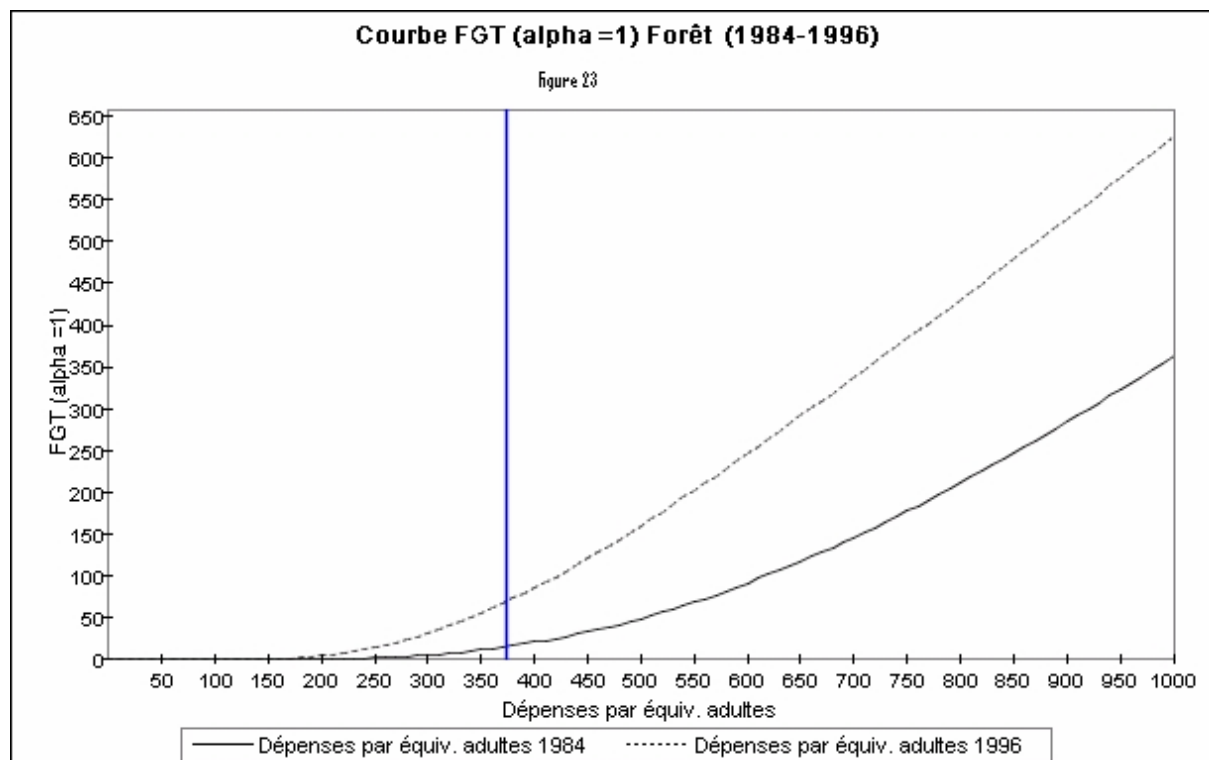


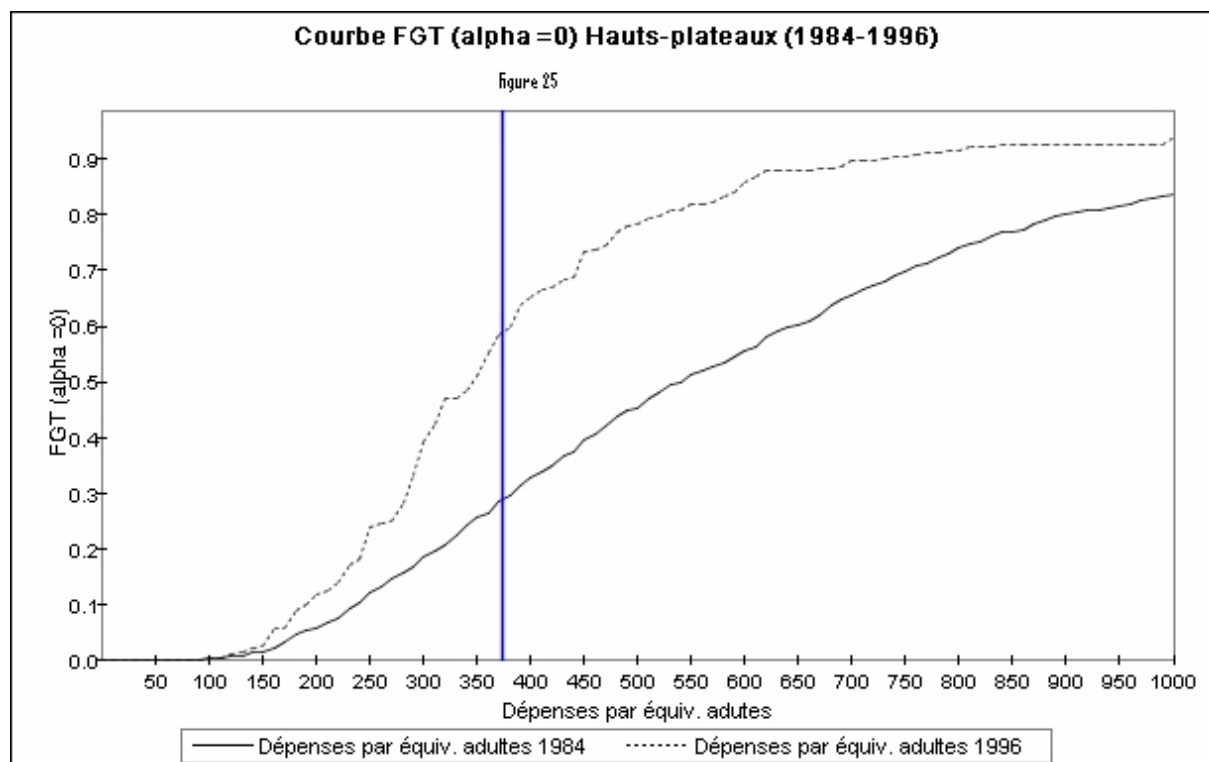


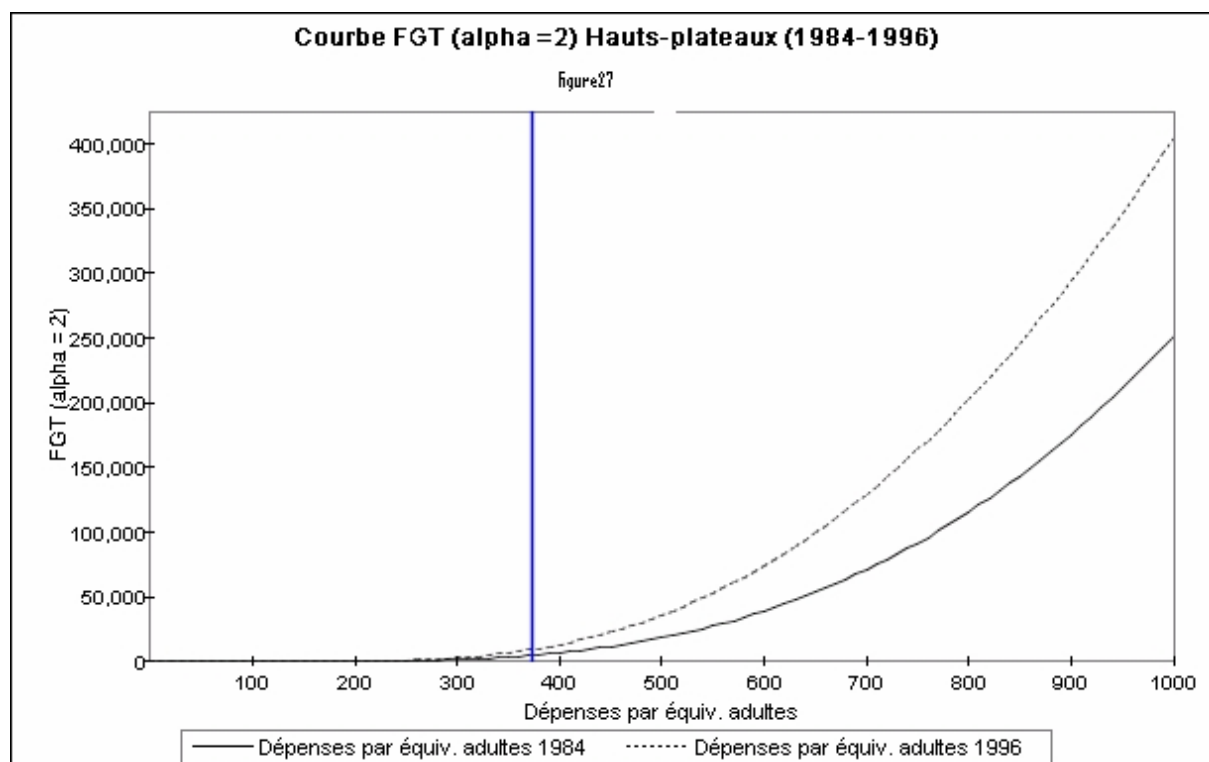
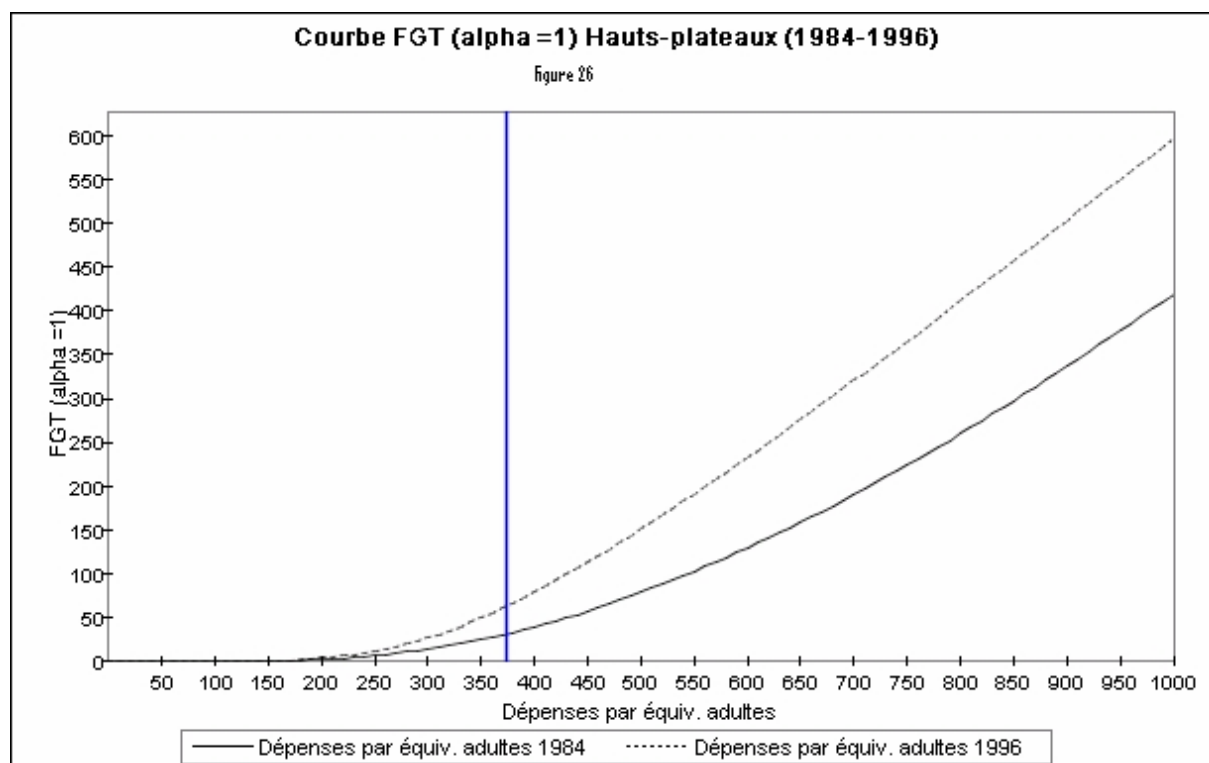


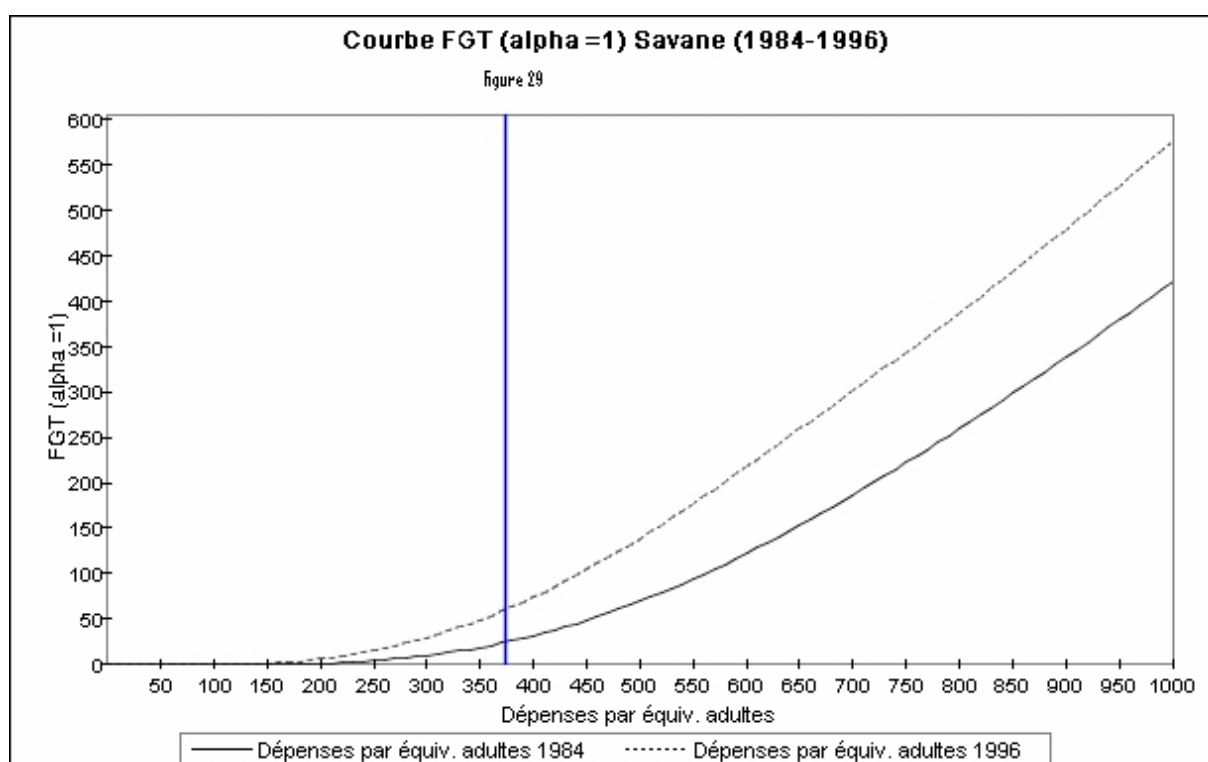
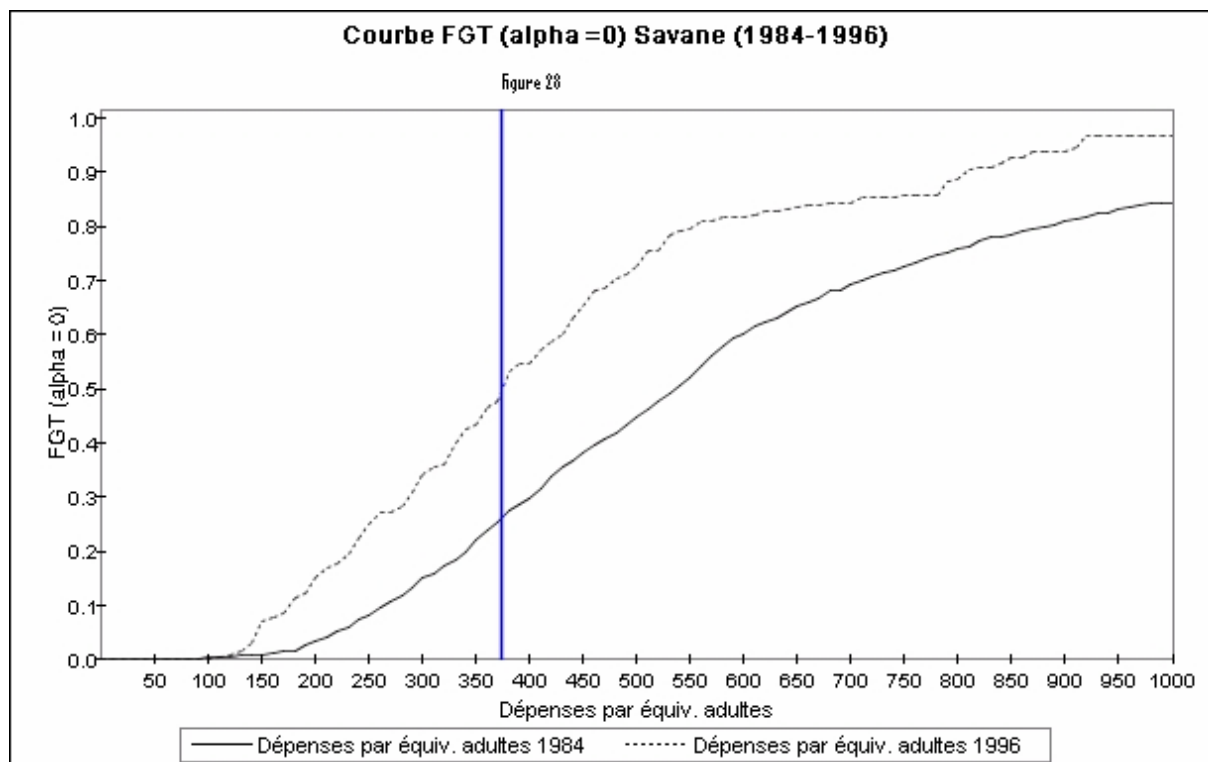


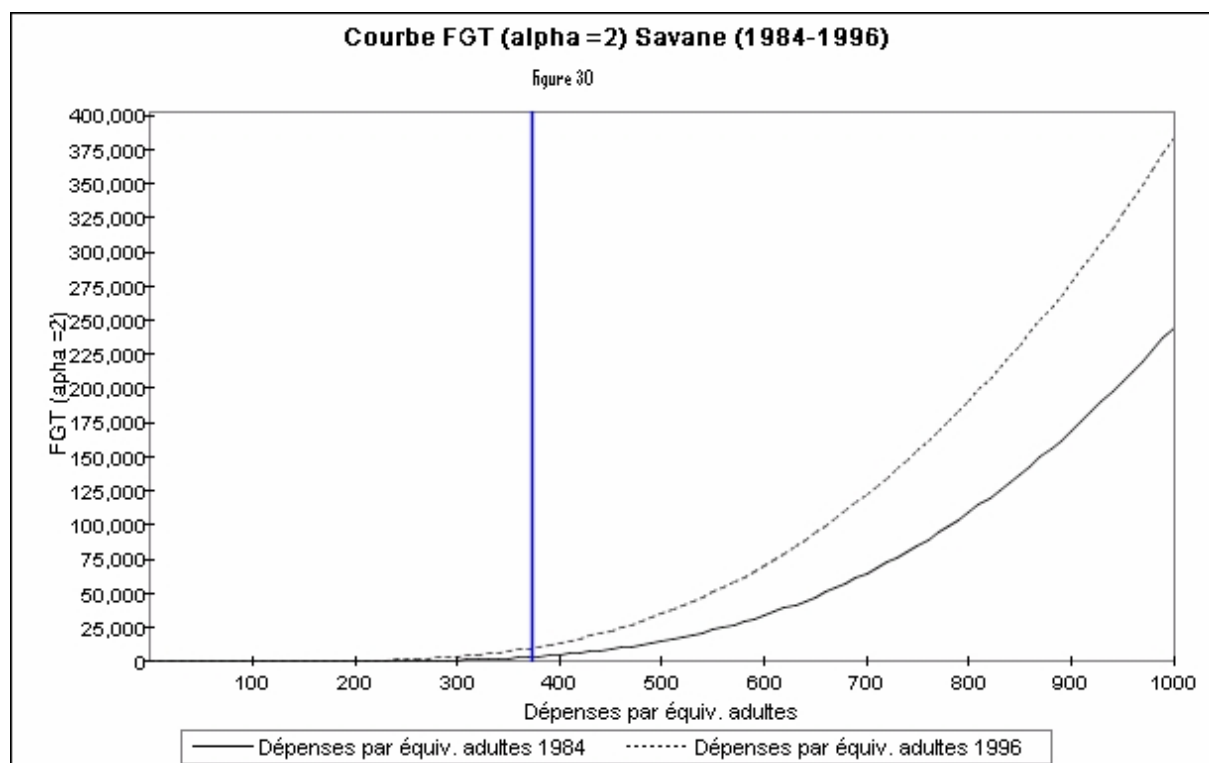




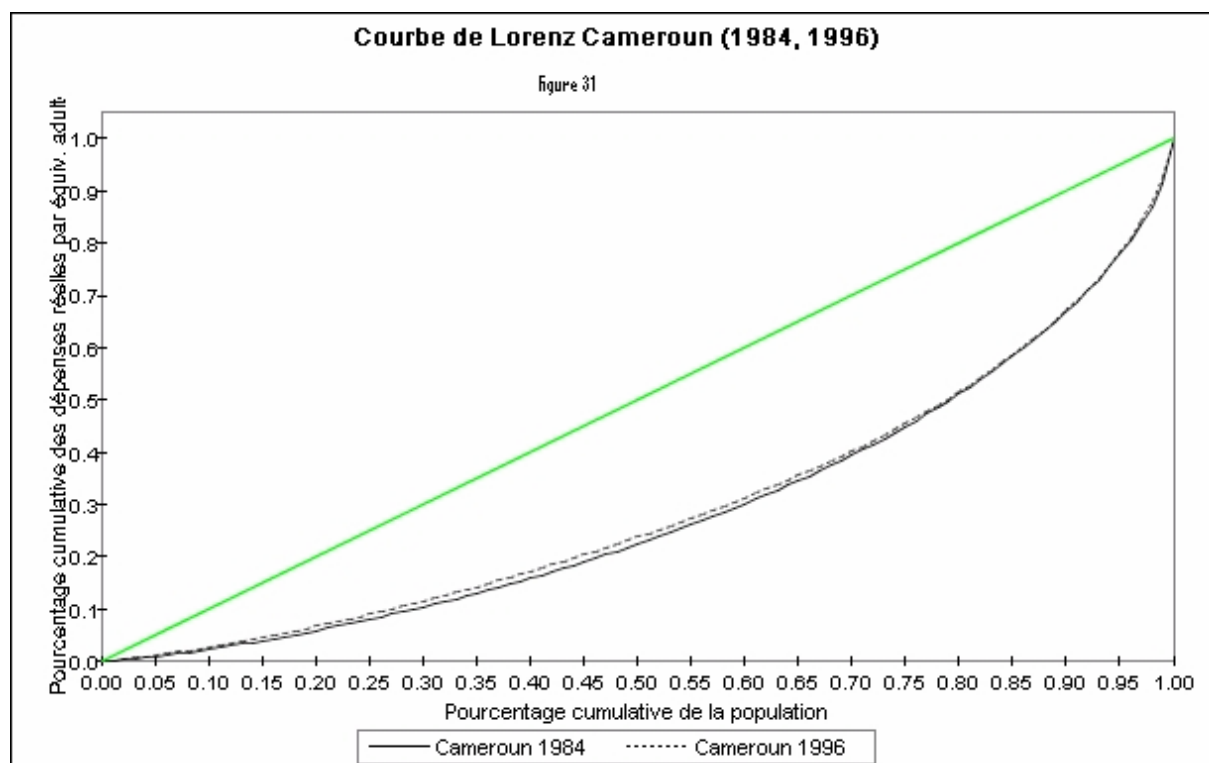






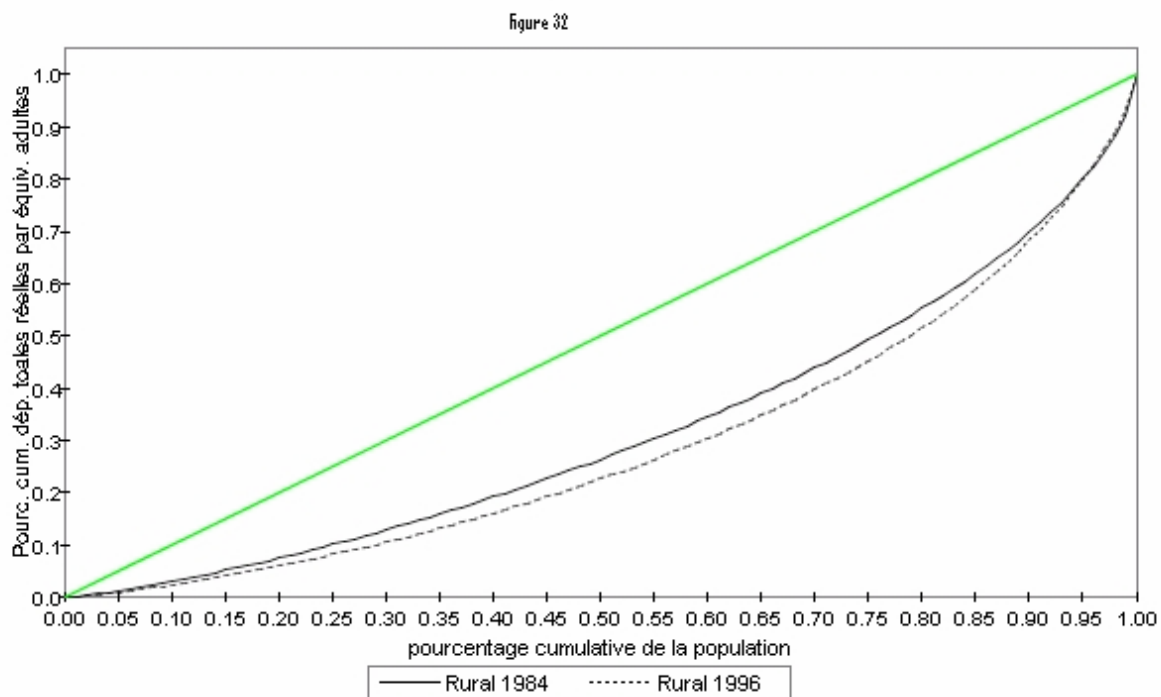


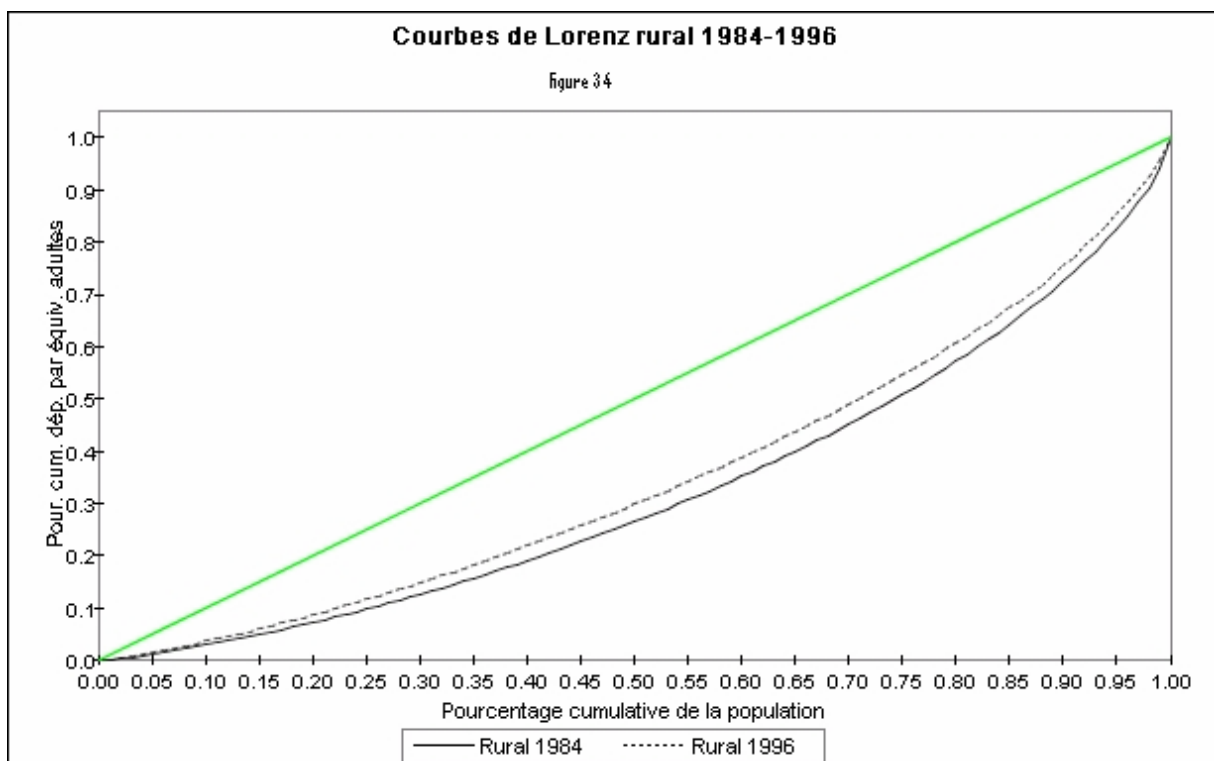
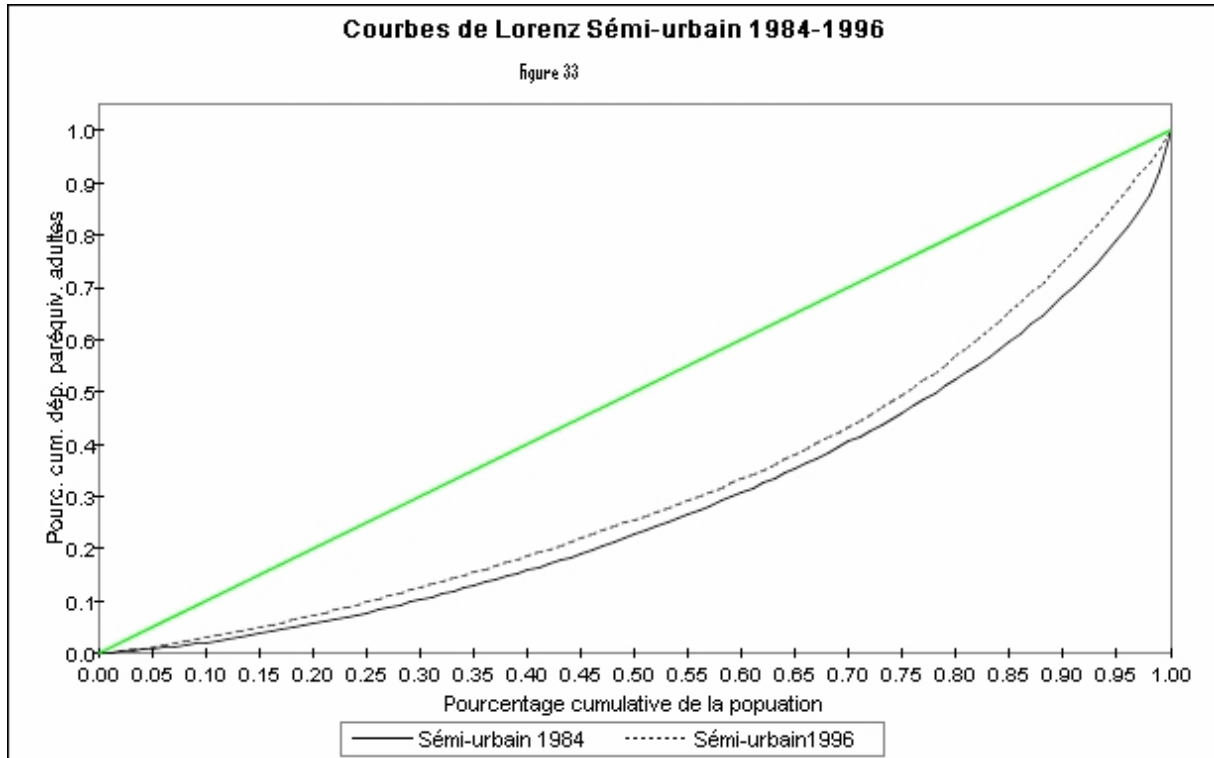
Courbes de Lorenz pour le Cameroun



Courbe de Lorenz selon les zones

Courbe de Lorenz Urbain 1984-1996





Courbes de Lorenz pour les strates

