PHILIPPE GRÉGOIRE

ANALYSE DE L'INDICE DE PAUVRETÉ DE SHORROCKS ET SON APPLICATION SUR DES DONNÉES CANADIENNES

Mémoire

présenté

à la Faculté des études supérieures

de l'Université Laval

pour l'obtention

du grade de maître ès arts (M.A.)

Département d'économique

FACULTÉ DES SCIENCES SOCIALES

UNIVERSITÉ LAVAL

août 1997

©Philippe Grégoire, 1997

National Library of Canada
Bibliothèque nationale du Canada

Acquisitions and Bibliographic Services
Acquisitions et services bibliographiques

395 Wellington Street
Ottawa ON K1A 0N4
Canada

395, rue Wellington
Ottawa ON K1A 0N4
Canada

Your file Votre référence

Our file Notre référence

The author has granted a non-exclusive licence allowing the National Library of Canada to reproduce, loan, distribute or sell copies of this thesis in microform, paper or electronic formats.

L'auteur a accordé une licence non exclusive permettant à la Bibliothèque nationale du Canada de reproduire, prêter, distribuer ou vendre des copies de cette thèse sous la forme de microfiche/film, de reproduction sur papier ou sur format électronique.

The author retains ownership of the copyright in this thesis. Neither the thesis nor substantial extracts from it may be printed or otherwise reproduced without the author's permission.

L'auteur conserve la propriété du droit d'auteur qui protège cette thèse. Ni la thèse ni des extraits substantiels de celle-ci ne doivent être imprimés ou autrement reproduits sans son autorisation.

0-612-25598-0

Canada

Résumé

L'objectif de ce mémoire est d'analyser et de généraliser certaines facettes théoriques et empiriques de la mesure de pauvreté de Shorrocks(1995). Celle-ci peut être illustrée par une courbe cumulative des fossés de pauvreté puisque, suivant une pondération particulière, la mesure de Shorrocks calcule deux fois l'aire sous cette courbe. Cette mesure nous permet entre autres d'évaluer le sentiment moyen de privation relative ressenti par les individus pauvres. Il nous est aussi possible de décomposer cette mesure afin de connaître l'impact de la pauvreté de certains sous-groupes de la population sur la pauvreté totale. Nous pouvons de plus évaluer l'impact des composantes du revenu sur l'atténuation de la pauvreté. Ces démonstrations proviennent de la manipulation de notre mesure en utilisant un échantillon d'individus ordonnés par ordre croissant du revenu et en posant le revenu des non pauvres comme étant égal au seuil de pauvreté. Le seuil de pauvreté utilisé est celui de Statistique Canada et nous verrons comment peut être dérivé un tel seuil. Nous illustrons enfin nos mesures à l'aide des données de l'enquête sur les finances des consommateurs de Statistique Canada pour les années 1981, 1990 et 1994.

PHILIPPE GREGOIRE JEAN-YVES DUCLOS

Avant-Propos

Merci à Jean-Yves Duclos pour ma direction mnémonique.

Merci à ma mère que j'aime née Monique.

Merci à Joanne, David et Olivier pour leur apport de bonheur de bonne heure jusqu'à tard dans la nuit éclairée par la petite veilleuse achetée à la quincaillerie du coin de la rue.

Merci à Pierre Gilbert pour son apport technologique.

Merci à Jimmy Royer pour son apport de Pierre Gilbert.

Merci à tous et à toutes peu importe pourquoi.

Un jour, alors que j'hibernais dans ma fraîchement lavée caverne, un chercheur d'or ressemblant à Michel Girouard pénétra en pleurant dans mon antre. "Est-ce Breeeeeee-X et ses déboires qui l'ont rendu indigent? Est-ce drôle ou triste?" me demandai-je. J'y compris alors que cet apathique individu, adorant la couleur jaune et arborant sur sa cravate les initiales F.P., haïrait peut-être que je l'eusse vu et, pour prévenir toute attaque de sa part, je lui lançai des pelletées de roches qui résonnèrent lors de leur impact sur le sol. "Où vais-je aller maintenant?" gémit-il de plus belle. Il fut si touchant que j'y geint à mon tour et je lui offrit une place dans mon logis charmant. Cela se produisit le même soir où le Père Noël cassa un des bocal dans lesquels il élevait des poissons rouges.

P.S. Il y en a 17.

Table des Matières

Résumé ii

Avant-Propos iii

1 INTRODUCTION 1

2 REVUE DE LITTÉRATURE 3

3 ANALYSE THÉORIQUE 6

3.1 Mesurer la pauvreté 6

3.2 Indice de Shorrocks et ses dérivées 8

3.2.1 Profil cumulé des fossés de pauvreté 8

3.2.2 Privation relative 11

3.2.3 Indice de Shorrocks et privation relative 16

3.2.4 Courbe de pauvreté maximale 18

3.2.5 Décomposition de l'indice de Shorrocks suivant les différentes composantes du revenu 20

3.2.6 Décomposition en sous-groupes 22

3.3 Seuil de pauvreté 23

4 ANALYSE DES RÉSULTATS 28

4.1 Les échantillons 28

4.2 Pauvreté globale 30

4.3 Pauvreté selon le type de famille 33
4.4 Pauvreté chez les personnes seules 36
4.5 Pauvreté chez les jeunes 36
4.6 Pauvreté chez les familles avec enfants et monoparentales 37
4.7 Influence des composantes du revenu dans la mesure de la pauvreté 38
4.8 Privation relative 44

5 Conclusion **46**

A Tableaux **50**

Bibliographie **50**

Liste des Tableaux

4.1 Échelle d'équivalence 29
4.2 Nombre d'individus et proportion de pauvres selon le type de famille 31
4.3 Indices de Shorrocks de pauvreté totale 31
4.4 Privation relative 45
A.5 Indice de Shorrocks selon le type de famille (1981) 50
A.6 Indice de Shorrocks selon le type de famille (1990) 50
A.7 Indice de Shorrocks selon le type de famille (1994) 51
A.8 Indice de Shorrocks des personnes seules selon l'âge (1981) 51
A.9 Indice de Shorrocks des personnes seules selon l'âge (1990) 51
A.10 Indice de Shorrocks des personnes seules selon l'âge (1994) 51
A.11 Indice de Shorrocks des familles dont le chef est âgé de moins de 30 ans (1981) 52
A.12 Indice de Shorrocks des familles dont le chef est âgé de moins de 30 ans (1990) 52
A.13 Indice de Shorrocks des familles dont le chef est âgé de moins de 30 ans (1994) 52
A.14 Indice de Shorrocks des familles avec enfants selon l'âge du chef(1981) 52
A.15 Indice de Shorrocks des familles avec enfants selon l'âge du chef(1990) 53
A.16 Indice de Shorrocks des familles avec enfants selon l'âge du chef(1994) 53
A.17 Indice de Shorrocks des familles monoparentales selon l'âge du chef (1981) . 53
A.18 Indice de Shorrocks des familles monoparentales selon l'âge du chef (1990) . 53
A.19 Indice de Shorrocks des familles monoparentales selon l'âge du chef (1994) . 54
A.20 Indice de Shorrocks après avoir déduit certaines composantes du revenu(1981) 54
A.21 Indice de Shorrocks après avoir déduit certaines composantes du revenu(1990) 54

A.22 Indice de Shorrocks après avoir déduit certaines composantes du revenu(1994) 55

Liste des Figures

3.1 Profil cumulé des fossés de pauvreté 10
3.2 Privation relative et privation absolue 13
3.3 Valeurs de $k(p, v)$ suivant p et v 15
3.4 Pauvreté maximale et courbe de Lorenz 19
4.5 Courbes cumulatives des fossés de pauvreté 32
4.6 Courbes cumulatives des fossés de pauvreté pour les familles avec enfants . . 35
4.7 Courbes cumulatives des fossés de pauvreté suite à l'élimination d'une des composantes du revenu (1981) 40
4.8 Courbes cumulatives des fossés de pauvreté suite à l'élimination d'une des composantes du revenu (1990) 41
4.9 Courbes cumulatives des fossés de pauvreté suite à l'élimination d'une des composantes du revenu (1994) 43

Chapitre 1

INTRODUCTION

Mesurer la pauvreté n'a jamais été une chose aisée. Les informations recueillies lors d'une enquête peuvent nous renseigner principalement de trois manières: sur la quantité de pauvres dans la population, avec l'aide par exemple du *taux de pauvreté*, sur l'intensité de leur pauvreté, et sur la répartition de la pauvreté au sein de la population (l'inégalité). Par intensité, on entend le montant d'argent nécessaire pour sortir un pauvre de la pauvreté. Ce montant, que nous appellerons *fossé de pauvreté*, peut être exprimé en dollars ou en fraction du seuil de pauvreté.

Le taux de pauvreté est probablement la mesure la plus utilisée car elle est simple et facile à communiquer, mais elle ne nous renseigne aucunement sur la sévérité de la pauvreté. Si le taux de pauvreté est faible, tant mieux. Seulement, est-il préférable d'avoir beaucoup de pauvres vivant près du seuil de pauvreté ou d'avoir peu de pauvres, mais chacun d'eux moisissant dans une misère démesurément profonde? Bien sûr, il est préférable d'avoir peu de pauvres vivant près du seuil de pauvreté, mais la réalité est souvent beaucoup moins simple.

Dans ce mémoire, nous analyserons surtout la sévérité et la dispersion de la pauvreté à l'aide d'une mesure conçue par Anthony Shorrocks. Ici, nous insisterons non seulement sur l'écart entre les revenus des pauvres et le seuil de pauvreté mais, en plus, il nous sera possible de donner plus d'importance au manque à gagner des plus défavorisés de la population à l'aide

d'une pondération appropriée. Il nous sera aussi possible de mesurer l'impact de la pauvreté de certains groupes de la population sur la pauvreté totale et nous verrons comment il est possible de mesurer le sentiment de privation relative moyen de tous les individus pauvres.

Le deuxième chapitre de ce travail , la revue de littérature, relate les plus récents développements en matière de mesure de pauvreté ainsi que leurs attributs respectifs. Le chapitre troisième explicite d'abord certains axiomes que l'on aime bien voir respectés quand on mesure la pauvreté pour ensuite démontrer comment soutirer le plus d'informations possibles de l'indice de Shorrocks. Le chapitre quatrième, quant à lui, y va de quelques résultats obtenus à partir de données canadiennes de 1981, 1990 et 1994. Nous verrons à l'aide de ces résultats une réduction de la pauvreté de 1981 à 1990 et une importante aggravation de 1990 à 1994. Nous soulignerons l'apport considérable à la pauvreté totale de la pauvreté chez les personnes seules et nous observons un amélioration de la condition des familles avec enfants. Nous concluons finalement en résumant les principaux résultats théoriques et empiriques de notre étude.

Chapitre 2

REVUE DE LITTÉRATURE

La littérature sur les mesures de pauvreté est relativement récente, du moins celle utilisée pour cette recherche, puisque le premier article auquel nous nous référons a été écrit en 1976 par Amartya Sen [8]. Dans son article, Sen explique que deux axiomes de base que toute mesure de pauvreté devrait respecter, soient les axiomes de monotonicité et de transfert, ne sont pas toujours respectés par des mesures telles le taux de pauvreté et le fossé de pauvreté. Alors que la première de ces mesures ne respecte pas de façon stricte aucun de ces axiomes, la deuxième ne respecte pas strictement l'axiome de transfert. Afin de pallier ces manquements, Sen concocta un indice qui est fonction de la somme pondérée des fossés de pauvreté des individus vivant sous le seuil de pauvreté, où chacun de ces derniers voit son manque à gagner se faire attribuer un poids relatif à son rang parmi les pauvres; le plus pauvre se voit accorder un poids égal à q (si q pauvres il y a), le deuxième un poids égal à $q-1$ et ainsi de suite jusqu'au moins pauvre qui se voit décerner un poids de 1. De cette façon, le $i^{\text{ème}}$ individu, si tous les pauvres sont ordonnés par ordre croissant de revenu, voit son manque à gagner afin de ne plus être pauvre se faire donner un poids égal à $q-i+1$. Cet indice respecte l'axiome de monotonicité mais, contrairement à ce que l'on a cru pendant quelques années, il échoue dans le cas de l'axiome du transfert et ce, dans quelques rares occasions. Peu importe, l'idée originale de Sen a fait boule de neige.

En 1979, Noriyuki Takayama [10], inspiré par Sen, propose un indice qu'il obtient à

l'aide d'une distribution censurée des revenus de la population, soit en posant égal au seuil de pauvreté tout revenu supérieur à ce dernier. Cette méthode s'avére fort intéressante puisque de cette façon une variation de revenu chez les non pauvres ne modifie en rien la mesure de pauvreté. Il donne aussi à l'individu i un poids égal à $n-i+1$, c'est-à-dire relatif à son rang dans la population totale. Malheureusement, cet indice ne respecte ni l'un ni l'autre des deux axiomes ci-haut mentionnés.

Par la suite, toujours en 1979, Daniel Thon [11] suggère un indice proche de celui de Sen, soit une fonction de la somme des fossés de pauvreté des individus pauvres mais pondérés par le rang de ceux-ci au sein de la population totale. De plus, son indice respecte nos deux axiomes de base.

En 1980, Nanak Kakwani [6] énonce deux axiomes qu'il aimerait bien voir respectés par toute mesure de pauvreté, soient les axiomes de sensibilité au transfert et à la monotonicité. Kakwani produit alors un indice fonction de la somme des fossés de pauvreté de tous les individus vivant sous le seuil de pauvreté. Afin que son indice soit plus sensible aux revenus de ceux qui reçoivent et/ou donnent le montant faisant l'objet d'un transfert, chaque individu se voit accorder le poids suggéré par Sen, mais élevé à une certaine puissance. Son indice ne respecte malheureusement pas l'axiome du transfert.

En 1980 à nouveau, Charles Blackorby et David Donaldson [1] démontrent qu'il est possible d'obtenir un indice de pauvreté "à la Sen" pour toute fonction d'évaluation du bien-être social des individus pauvres, pourvu que celle-ci soit homothétique. Cette fonction permet de définir un revenu équivalent qui, si on remplace le revenu de chaque pauvre par celui-ci, donne la même valeur à notre fonction de bien-être social que la distribution de revenus initiale. Cet indice possède sensiblement les mêmes caractéristiques que celui de Sen.

En 1984, James Foster, Joel Greer et Erik Thorbecke [4] proposent un indice, décomposable en sous-groupes, issu de la sommation des fossés de pauvreté des individus indigents élevés à une certaine puissance. Le nombre d'axiome respectés par cette mesure croît avec la

puissance mais c'est surtout la décomposabilité de l'indice qui permet à ce dernier de se distinguer. Cette propriété permet de décomposer leur indice comme suit: la pauvreté totale mesurée et l'addition des mesures de pauvreté de chaque sous-groupe de la population (ex: personnes seules, familles monoparentales, etc..) donneront le même résultat.

Enfin, en 1995, Anthony F. Shorrocks [9] élabore un indice de pauvreté fonction de la sommation des fossés de pauvreté de tous les individus, celui des riches étant nul, et auxquels il est possible d'accorder le poids que l'on désire. Cet indice, sans être parfaitement décomposable, peut mesurer l'impact sur la pauvreté totale de la pauvreté de certains sous-groupes de la population et peut aussi être décomposé selon la source de revenus. Cet indice, issu d'un profil des fossés de pauvreté de la population totale, possède surtout l'avantage d'être représentable graphiquement puisque, suivant une certaine pondération, il représente deux fois l'aire sous la courbe cumulative des fossés de pauvreté, chaque membre de la société étant ordonné par ordre croissant de revenu, donc par ordre décroissant de fossé de pauvreté. Le caractère graphicogénique de cet indice le rend ainsi plus facilement exposable. C'est avec cet indice que nous travaillerons tout au long de ce mémoire et ce, en harmonie avec la plupart des axiomes que nous nommerons dans le prochain chapitre, celui de la proportion de pauvres étant le seul axiome auquel la mesure n'obéit pas. Avec cet indice, il est possible, nous le verrons plus loin, d'avoir plus de pauvres mais moins de pauvreté, définie de façon plus appropriée.

Chapitre 3

ANALYSE THÉORIQUE

3.1 Mesurer la pauvreté

Lorsque l'on mesure la pauvreté à l'aide d'un échantillon de n individus, il est d'abord utile d'ordonner les individus par ordre croissant de revenu y, de sorte que $y_i \leq y_j$ si $i \leq j$. y_i représente ainsi le revenu de la personne située au rang i. En distribution continue, $y(p)$ représentera le revenu de l'individu situé au percentile p ($0 \leq p \leq 1$, $p = \frac{i}{n}$ pour l'individu situé au rang i). Dans ce mémoire, nous utiliserons toujours la variable q pour désigner le nombre de pauvres d'un échantillon et la variable z pour désigner le seuil de pauvreté. Ainsi, le taux de pauvreté se traduira toujours par $\frac{q}{n}$. Ce taux, que nous avons l'habitude d'appeler H dans la littérature économique portant sur la pauvreté, est sans nulle doute la plus connue et la plus utilisée des mesures de pauvreté. Il en est ainsi parce que cette mesure est facile à comprendre et à communiquer.

Une autre mesure, le "fossé de pauvreté moyen", nous informe surtout sur l'intensité de la pauvreté. Elle est une moyenne de l'écart entre le revenu des individus pauvres et le seuil de pauvreté z. Cette moyenne est ensuite normalisée par rapport au seuil de pauvreté afin de pouvoir comparer des échantillons différents (avec seuils de pauvreté différents) entre eux.

Nous appellerons cette mesure I:

$$I = \frac{n}{q}\int_0^{\frac{q}{n}} \frac{z - y(s)}{z} ds \tag{3.1}$$

$$= \sum_{i=1}^{q} \frac{z - y_i}{qz} \tag{3.2}$$

Ces deux dernières mesures sont les plus populaires quand vient le temps de diffuser des résultats portant sur la pauvreté car tout le monde peut les comprendre. Par contre, voici deux axiomes prépondérants chez les économistes oeuvrant dans ce domaine qui ne font pas toujours bon ménage avec ces deux mesures:

Axiome 1: (motonicité) toutes choses étant égales par ailleurs, la réduction du revenu d'un individu sous le seuil de la pauvreté doit faire augmenter la pauvreté mesurée, et vice versa.

Axiome 2: (transfert) toutes choses étant égales par ailleurs, un transfert effectué d'un individu sous le seuil de la pauvreté vers un individu dont le revenu est plus élevé doit faire augmenter la pauvreté mesurée, et vice versa.

H ne respecte, de façon stricte, aucun de ces deux axiomes alors que I ne se plie pas toujours aux exigences de l'axiome de transfert; la valeur de I reste inchangée lorsqu'un transfert s'effectue entre deux individus sous le seuil de pauvreté. C'est pourquoi beaucoup d'efforts ont été fournis par les spécialistes de la pauvreté afin de mettre au point une mesure de pauvreté qui obéisse non seulement à ces deux axiomes, mais aussi autant que possible à une grande majorité des axiomes suivants tels qu'énoncés par Hagenaars [5]:

Axiome 3: (symétrie de population) toutes choses étant égales par ailleurs, si deux ou plusieurs populations identiques sont regroupées, la valeur de l'indice ne devrait pas changer, et vice versa.

Axiome 4: (proportion de pauvres) toutes choses étant égales par ailleurs, une augmentation dans la proportion de pauvres devrait faire augmenter la pauvreté mesurée, et vice versa.

Axiome 5: (focus) toutes choses étant égales par ailleurs, l'indice de pauvreté devrait être indépendant du niveau de revenu des individus vivant au-dessus du seuil de pauvreté, et vice versa.

Axiome 6: (sensibilité au transfert) toutes choses étant égales par ailleurs, l'augmentation de la pauvreté mesurée résultant du transfert d'un montant fixe d'une personne pauvre vers une personne plus riche devrait décroître en fonction du revenu du donateur, l'écart entre les revenus des deux individus étant fixe, et vice versa.

Axiome 7: (décomposabilité) toutes choses étant égales par ailleurs, la pauvreté mesurée devrait augmenter lorsque la pauvreté à l'intérieur d'un sous-groupe augmente, et vice versa.

Axiome 8 (continuité) toutes choses étant égales par ailleurs, si un individu ayant un revenu légèrement inférieur au seuil de pauvreté voit son revenu augmenter juste assez pour qu'il sorte de la pauvreté, la différence entre la pauvreté mesurée avant qu'il sorte et après ne doit pas être disproportionnée.

3.2 Indice de Shorrocks et ses dérivées

3.2.1 Profil cumulé des fossés de pauvreté

L'indice de Shorrocks émane de la définition d'un profil cumulé des fossés de pauvreté $D(y;p)$. L'indice s'obtient en intégrant la courbe $D(y;p)$. Ce dernier s'extrait d'une population de n

individus ordonnés par ordre croissant de revenu net y, où q individus vivent sous le seuil de la pauvreté z et, pour ne tenir compte que de l'influence de ces derniers, nous poserons égal à z le revenu de tout individu préalablement supérieur à z. Ce profil se mesure alors comme suit:

$$D(y;p) = \int_0^p \frac{z - y(s)}{z} ds \tag{3.3}$$

où $y(p)$ représente le revenu de l'individu se situant au percentile p. Rappelons que les individus sont ordonnés par ordre croissant de revenu, donc que $y_1 \leq y_2 \leq \cdots \leq y_i \leq \cdots \leq y_n$. Nous avons ainsi $p_i = \frac{i}{n}$ et $y(p) = z$ si $p \geq \frac{q}{n} = H$. $D(y;\cdot)$ est ainsi construit en accumulant successivement les fossés de pauvreté des individus, du plus pauvre au plus riche. L'apport de chaque individu pauvre à ce profil est facilement indentifiable puisque

$$\frac{\partial D(y;p)}{\partial p} = \frac{z - y(p)}{z}. \tag{3.4}$$

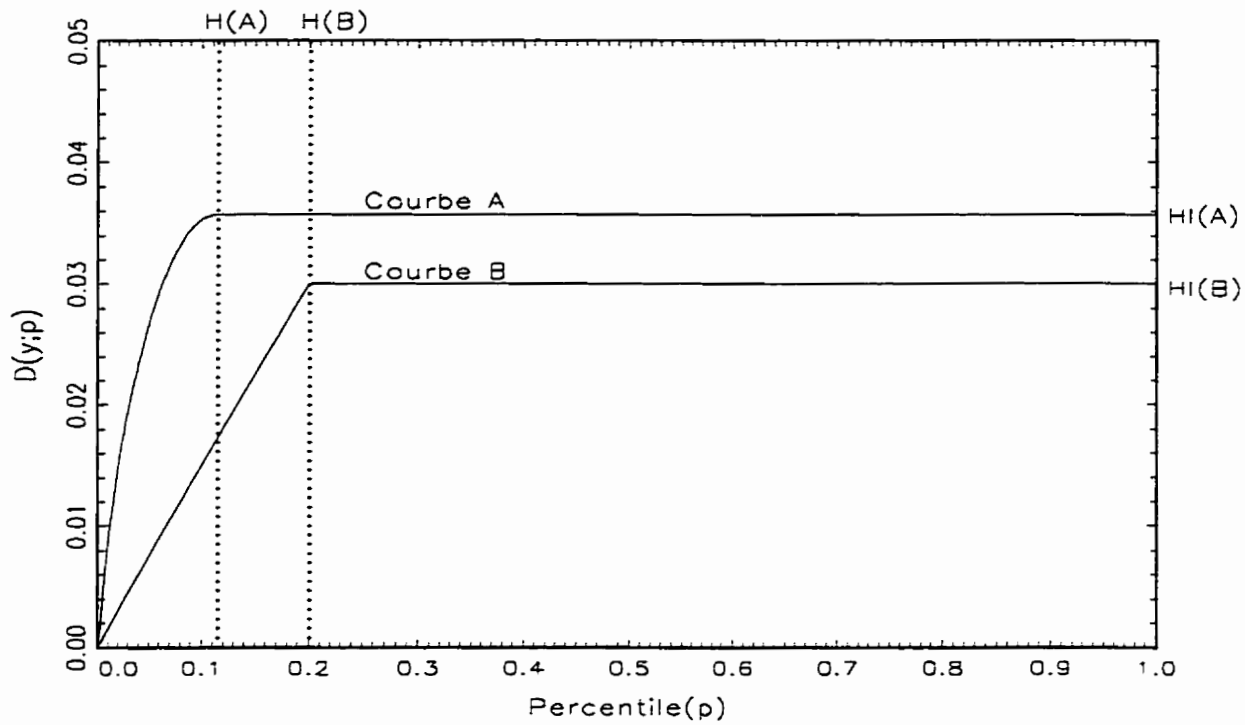
Tout au long de ce chapitre, nous utiliserons le cas d'une distribution continue pour bien mettre en lumière les propriétés de la mesure de Shorrocks et de ses dérivées mais nous nous référerons au cas discret pour bien mettre en valeur les avantages de ces mesures dans le cas d'analyses empiriques. Ainsi, de façon discrète, ce profil s'écrit

$$D\left(y;\frac{k}{n}\right) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{k}\frac{z - y_i}{z}. \tag{3.5}$$

Nous obtenons donc

$$\begin{aligned}
D(y;0) &= 0 \\
D(y;\frac{1}{n}) &= \frac{z - y_1}{nz} \\
&\cdots \\
D(y;1) &= \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{z - y_i}{z} \\
&= \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{q}\frac{z - y_i}{z} \\
&= \frac{q}{n} \times \frac{1}{q}\sum_{i=1}^{n}\frac{z - y_i}{z} \\
&= HI
\end{aligned}$$

Figure 3.1: Profil cumulé des fossés de pauvreté



et, de façon plus générale, nous dirons que $D(y;p) = HI$ lorsque $p \geq H$.

La courbe $D(y;p)$ est ainsi continue, croissante et concave, comme on peut le voir sur la figure 3.1, où une courbe typique est représentée par la courbe A. Elle résulte de l'accumulation successive des écarts, relativement au seuil de pauvreté, du revenu de chaque membre de la société, des moins nantis aux plus riches. Il existe un arbitrage entre le nombre de pauvres et la quantité de pauvreté; si notre mesure représentait une fois l'aire sous la courbe $D(y;\cdot)$, il serait possible, suivant deux distributions de revenus différentes, d'avoir un indice plus élevé avec un taux de pauvreté plus faible. La courbe B, par exemple, issue d'une population où tous les pauvres auraient le même revenu, fournit un taux de pauvreté plus élevé que celui de la courbe A mais , par contre, l'aire sous cette courbe est plus petite que celle sous la courbe A. Nous pourrions alors affirmer que la population B a un taux de pauvreté plus élevé que la population A mais sa "quantité" de pauvreté est plus faible.

La mesure de Shorrocks mesure deux fois l'aire sous la courbe $D(y;\cdot)$. De façon discrète, cette aire peut être approximée de la façon suivante:

$$
\begin{aligned}
S &= 2\int_0^1 D(y;p)dp && (3.6)\\
&= 2\sum_{j=1}^{n-1}\int_{\frac{j-\frac{1}{2}}{n}}^{\frac{j+\frac{1}{2}}{n}} D(y;p)dp + 2\int_{n-\frac{1}{2}}^{n} D(y;p)dp && (3.7)\\
&= 2\sum_{j=1}^{q}\frac{1}{n}\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{j}\frac{z-y_i}{z}\right] + 2\sum_{j=q+1}^{n-1}\frac{1}{n}\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{j}\frac{z-y_i}{z}\right] + 2\frac{1}{2n}\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{z-y_i}{z}\right] && (3.8)\\
&= \frac{2}{n^2}\sum_{i=1}^{q}(q-i+1)\frac{z-y_i}{z} + \frac{2}{n^2}\sum_{i=1}^{q}(n-q-1)\frac{z-y_i}{z} + \frac{1}{n^2}\sum_{i=1}^{q}\frac{z-y_i}{z} && (3.9)\\
&= \frac{1}{n^2}\sum_{i=1}^{q}(2n-2i+1)\frac{z-y_i}{z}. && (3.10)
\end{aligned}
$$

L'indice de Shorrocks est donc une moyenne pondérée des fossés de pauvreté, où les poids des individus sont fonction du rang des individus dans la population.

3.2.2 Privation relative

Un des objectifs de ce mémoire est d'établir la relation entre l'indice de Shorrocks et ses dérivées, que nous aborderons plus loin, et la privation relative ressentie par les pauvres.

Pour ce faire, il est fort utile de faire le lien entre $D(y;\cdot)$ et la courbe de Lorenz ($L(p) = \frac{1}{\mu_n}\int_0^1 y(s)ds$) de la distribution des revenus censurée (rappelons que les revenus supérieurs à z sont posés égaux à z):

$$\begin{aligned} D(y;p) &= \int_0^p \frac{z-y(s)}{z}ds \\ &= p - \frac{1}{z}\int_0^p y(s)ds \\ &= p - \frac{1}{z}\mu_n L(p) \\ &= \frac{1}{z}(pz - \mu_n L(p)) \\ &= \frac{1}{z}(pz - p\mu_n + p\mu_n - \mu_n L(p)) \\ &= \underbrace{p\left(\frac{z-\mu_n}{z}\right)}_{A} + \underbrace{\frac{\mu_n}{z}(p - L(p))}_{B} \end{aligned}$$

où

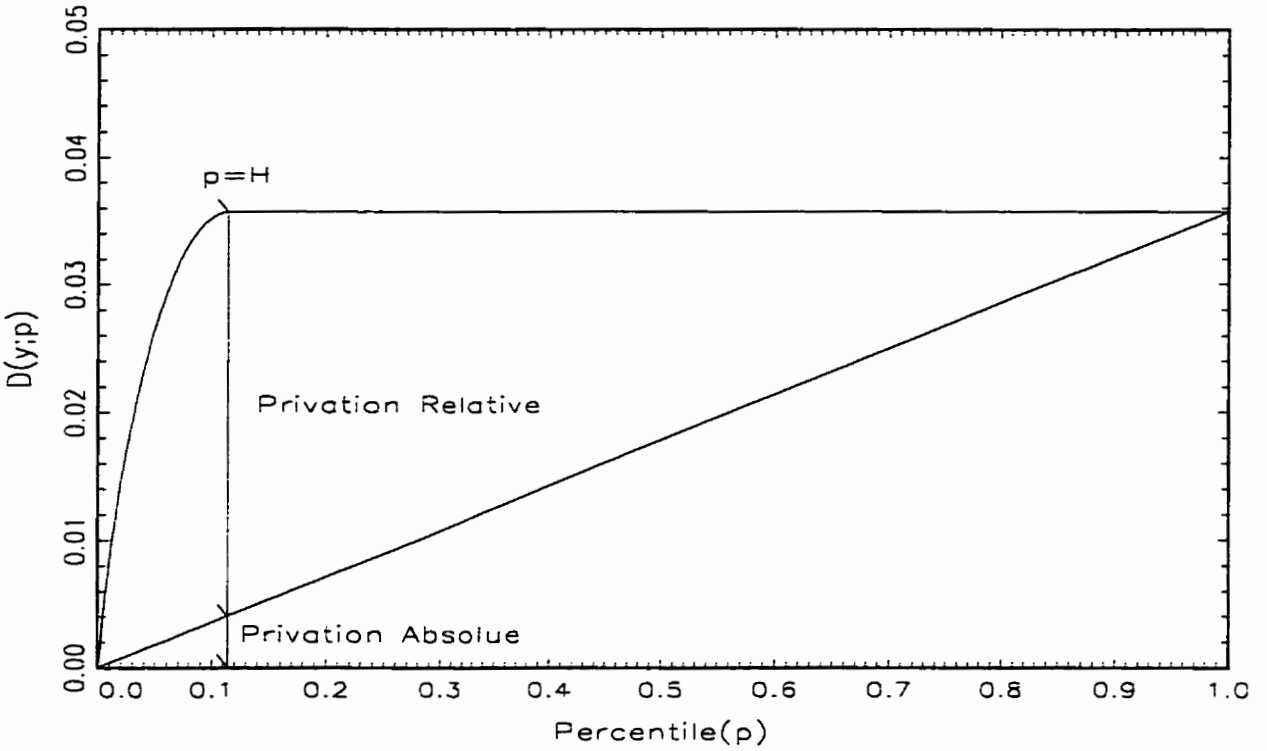
$\mu_n \equiv$ moyenne des revenus de la distribution censurée;

$A \equiv$ pauvreté des $p \times n$ individus les plus pauvres s'ils avaient tous le même revenu;

$B \equiv$ pauvreté excédentaire des $p \times n$ individus les plus pauvres due à l'inégalité entre les reven

Ainsi, en prenant $p = H$, par exemple, la valeur de $D(y;H)$ se décompose en deux parties: $H\left(\frac{z-\mu_n}{z}\right)$, le fardeau de pauvreté que porteraient les individus présentement pauvres si la pauvreté était distribuée également entre tous les n individus de la population, et $\frac{\mu_n}{z}(H - L(H))$, le facteur décrivant l'apport de l'inégalité des revenus à leur pauvreté (voir figure 3.2). Si on utilise la mesure de Shorrocks, soit deux fois l'aire sous la courbe $D(y;p)$, la fraction de la mesure provenant de la partie A sera égale à $2 \times \frac{HI}{2} = HI$. Cette mesure, HI, représente la *privation absolue moyenne* de tous les individus, la privation due à l'écart entre leurs revenus et le seuil de pauvreté z. Cette moyenne représente la fraction du seuil de pauvreté que l'on doit débourser par individu (pauvre et non pauvre) afin d'enrayer la pauvreté ou, autrement dit de quelle fraction du seuil de pauvreté seraient pauvres tous les n individus si la pauvreté était distribuée uniformément. La deuxième partie de la mesure,

Figure 3.2: Privation relative et privation absolue



c'est-à-dire deux fois l'aire entre la droite reliant les deux extrémités de la courbe $D(y,p)$ et celle-ci, provient de l'inégalité entre les revenus des individus. Cette inégalité apporte ce qu'on appelle la *privation relative*, la privation due au fait que certains individus ont un revenu plus élevé que d'autres. Cette inégalité, dont on ne tient pas compte dans la mesure HI, intervient dans la mesure de Shorrocks.

Il existe donc un lien entre le *profil cumulatif des fossés de pauvreté* de Shorrocks et l'inégalité des revenus. Une des mesures d'inégalité les plus connues est sans auncun doute le coefficient de Gini. Celui-ci, lorsqu'on veut connaître l'inégalité entre les revenus de toute la population, se calcule comme suit:

$$G = 2\int_0^1 (p - L(p))dp \tag{3.11}$$

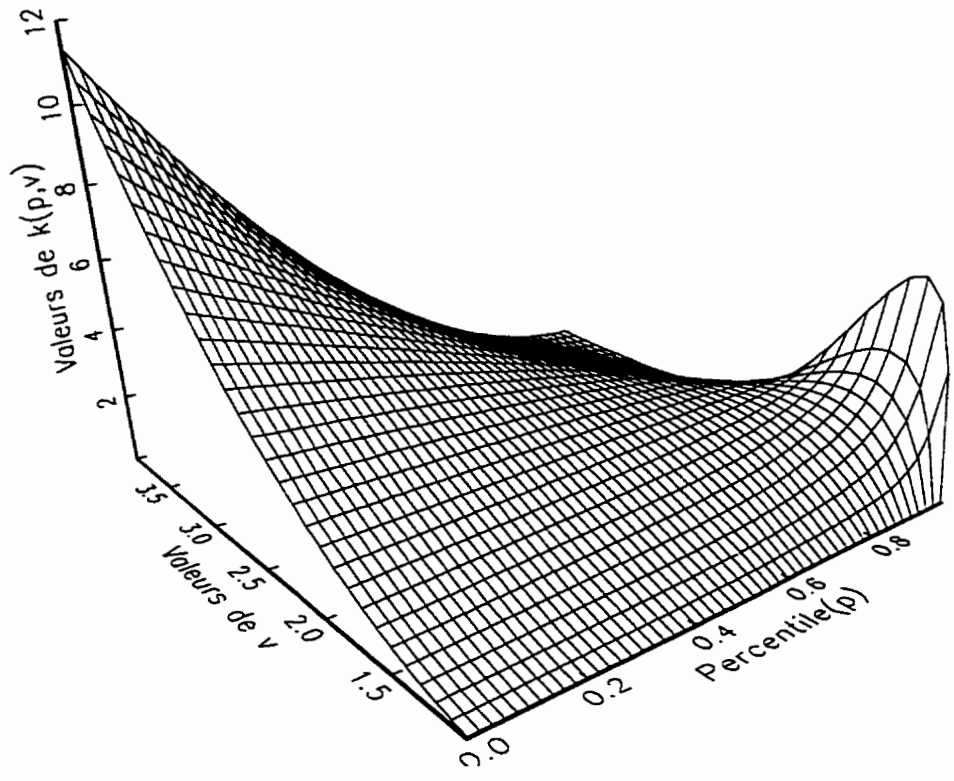
G mesure ainsi deux fois l'aire entre la droite d'égalité parfaite des revenus et la courbe de Lorenz des revenus. Pour ce mémoire, nous utiliserons le coefficient de Gini généralisé, qui s'obtient en adjugeant un poids normatif aux différentes valeurs de $p - L(p)$ suivant le percentile p et une autre variable, v, choisie selon l'importance que l'on veut donner à chaque percentile. La pondération employée ici sera $k(p,v) = v(v-1)(1-p)^{v-2}$. La figure 3.3 montre la relation entre v, p et $k(p,v)$. On y voit que pour $v = 1$, toutes les valeurs de $p - L(p)$ ont le même poids peu importe leur rang, et celui-ci est nul; l'inégalité entre les revenus n'a aucune valeur et $G = 0$. Pour $1 < v < 2$, l'inégalité entre les revenus se voit accorder plus d'importance pour un p élevé que pour un p faible. Pour $v = 2$, la pondération est la même, 2 en l'occurence, peu importe le percentile et, finalement, pour $v > 2$, plus le percentile est faible, plus le poids est élevé. Notre coefficient de Gini devient alors, tel que décrit par Duclos [3]

$$G(v) = \int_0^1 (p - L(p))v(v-1)(1-p)^{v-2}dp. \tag{3.12}$$

Le coefficient de Gini standard s'obtient donc lorsque $v = 2$.

Ce coefficient peut être exprimé en terme de privation relative, qui est, pour chaque individu, la moyenne de la différence entre le revenu d'un individu et le revenu de tous les individus plus riches que lui. De manière plus technique, elle se définit de la manière suivante:

Figure 3.3: Valeurs de $k(p, v)$ suivant p et v



$$\delta(p_i, p_j) = \begin{cases} y_j - y_i & \text{si } j > i \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \tag{3.13}$$

La privation de l'individu i relativement à l'individu j est donnée par $\delta(p_i, p_j)$ et la privation de l'individu i relativement à l'ensemble de la population est donnée par $c(p_i) = \int_0^1 \delta(p_i, p)dp$. Décortiquons un peu cette équation:

$$\begin{aligned} c(p_i) &= \int_0^1 \delta(p_i, p)dp && (3.14) \\ &= \int_0^1 \max[0, y(p) - y(p_i)]dp && (3.15) \\ &= \int_{p_i}^1 y(p) - y(p_i)dp && (3.16) \\ &= \mu_n(1 - L(p_i)) - (1 - p_i)y(p_i) && (3.17) \end{aligned}$$

Il est possible de démontrer que la moyenne des sentiments de privation relative non pondérés de l'ensemble de la population est égale au coefficient de Gini (lorsque $v = 2$) multiplié par la moyenne des revenus. Ainsi,

$$G(2) = \frac{1}{\mu_n} \int_0^1 c(p)dp. \tag{3.18}$$

Dans le cas où $v \neq 2$, nous obtenons la relation suivante entre le coefficient de Gini généralisé et la privation relative:

$$\begin{aligned} G(v) &= \frac{1}{v\mu_n} \int_0^1 c(p)k(p)dp && (3.19) \\ &= \frac{1}{\mu_n} \int_0^1 c(p)(v-1)(1-p)^{v-2}dp. && (3.20) \end{aligned}$$

3.2.3 Indice de Shorrocks et privation relative

Nous venons de faire le lien entre la courbe $D(y; \cdot)$ et la courbe de Lorenz, entre le coefficient de Gini et la privation relative; nous détenons donc tous les ingrédients pour établir la relation entre l'indice de pauvreté de Shorrocks et la privation relative. L'indice de Shorrocks initial se définit comme suit:

$$S \equiv 2\int_0^1 D(y;p)dp. \tag{3.21}$$

Les dérivées de cet indice, dont nous parlions un peu plus tôt, se définissent à leur tour comme suit;

$$S \equiv \int_0^1 \theta(p)D(y;p)dp \tag{3.22}$$

où $\theta(p)$ est une fonction positive arbitraire du rang des individus. Pour ce mémoire, nous poserons $\theta(p) = k(p,v)$, une fonction qui dépend non seulement du rang des individus mais aussi d'un autre facteur v. Ainsi, la mesure de pauvreté que nous utiliserons lors de l'analyse empirique de ce mémoire est la suivante:

$$S(v) = \int_0^1 k(p)D(y;p)dp \tag{3.23}$$

En se servant des résultats obtenus précédemment, nous pouvons construire un pont entre notre mesure de pauvreté et la privation relative moyenne des pauvres:

$$\begin{aligned}
S(v) &= \int_0^1 k(p)D(y;p)dp && (3.24)\\
&= \int_0^1 k(p)\int_0^p \left(\frac{z-y(s)}{z}\right)dsdp && (3.25)\\
&= \frac{1}{z}\int_0^1 k(p)[pz-\mu_n L(p)]dp && (3.26)\\
&= \frac{1}{z}\int_0^1 k(p)(pz-p\mu_n)dp + \frac{1}{z}\int_0^1 \mu_n k(p)(p-L(p)dp && (3.27)\\
&= \frac{1}{z}\int_0^1 k(p)p(z-\mu_n)dp + \frac{1}{z}\mu_n G(v) && (3.28)\\
&= \frac{z-\mu_n}{z} + \frac{1}{zv}\int_0^1 k(p)c(p)dp && (3.29)\\
&= \underbrace{HI}_{A} + \underbrace{\frac{1}{z}\int_0^1 (v-1)(1-p_i)^{v-2}\int_0^1 \delta(p_i,p_j)dp_j dp_i}_{B}. && (3.30)
\end{aligned}$$

où

$A \equiv$ sentiment moyen de privation absolue de tous les individus de la société

$B \equiv$ sentiment moyen de privation relative de tous les individus de la société

Ce résultat est intéressant puisqu'il permet non seulement de tâter l'intensité de la pauvreté d'un échantillon, mais aussi permet-il d'accorder un poids à la privation relative subie par les pauvres due à l'hétérogénéité des revenus. Rappelons que les personnes non pauvres ne vivent pas de privation relative. Lorsque $v = 1$, on voit que la privation relative moyenne est nulle. Elle intervient dans le calcul lorsque $v > 1$.

3.2.4 Courbe de pauvreté maximale

Il est possible de tracer une courbe de pauvreté maximale pour les pauvres, soit une courbe d'accumulation des fossés de pauvreté lorsque tous les individus pauvres d'un échantillon ont un revenu nul. Nous obtenons ainsi une droite de pente égale à 1 commençant à l'origine pour ensuite devenir horizontale au point où $p = H$. L'aire sous cette courbe, comme nous le voyons sur la figure 3.4, est égale à $\frac{H^2}{2} + H(1-H)$. Ainsi, dans le cas où $v = 2$, nous obtenons une valeur qui pourrait s'appeler *indice de pauvreté maximale* et que nous représenterons par $S_0(2)$, qui calcule deux fois l'aire sous la courbe de pauvreté maximale[1]. Cet indice sera égal à $1 - (1 - H)^2$. Dans le cas plus général, nous aurons $S_0(v) = 1 - (1 - H)^v$.

Cette définition nous amène à établir que $S(v)$ est égale à la différence entre l'indice de pauvreté maximale et une somme pondérée des revenus des pauvres. Définissons d'abord

$$\omega(p) = \int_p^1 k(s)ds \tag{3.31}$$

$$= \int_p^1 v(v-1)(1-s)^{v-2}ds \tag{3.32}$$

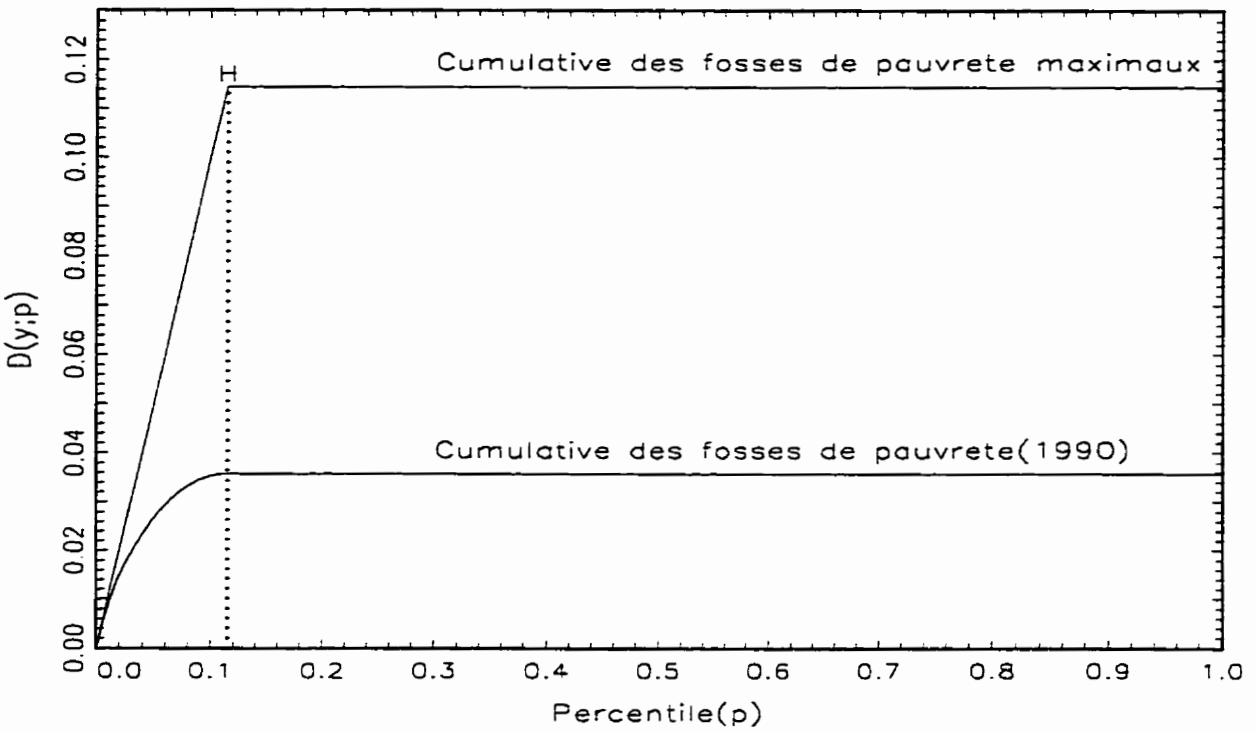
$$= v(1-p)^{v-1}. \tag{3.33}$$

L'indice de Shorrocks peut ainsi s'écrire:

$$S(v) = \int_0^1 k(p)D(y;p)dp \tag{3.34}$$

[1]Notons que la pauvreté maximale pourrait être celle où tous les n individus de la population ont un revenu nul mais pour ce mémoire, la pauvreté maximale sera celle où les individus pauvres seulement ont un revenu nul.

Figure 3.4: Pauvreté maximale et courbe de Lorenz



$$= -\int_0^1 \frac{d\omega(p)}{dp} D(y;p)dp \tag{3.35}$$

$$= [-\omega(p)D(y;p)]_0^1 + \int_0^1 \omega(p)\left(\frac{z-y(p)}{z}\right)dp \tag{3.36}$$

$$= \int_0^1 v(1-p)^{v-1}\left(\frac{z-y(p)}{z}\right)dp. \tag{3.37}$$

car $\omega(1) = 0$, $D(y;0) = 0$ et $\frac{\partial}{\partial p}D(y;p) = \frac{z-y(p)}{z}$. Décortiquons maintenant ce résultat:

$$S(v) = \int_0^1 v(1-p)^{v-1}\left(\frac{z-y(p)}{z}\right)dp \tag{3.38}$$

$$= \int_0^{\frac{q}{n}} v(1-p)^{v-1}\left(\frac{z-y(p)}{z}\right)dp \tag{3.39}$$

$$= -(1-\frac{q}{n})^v + 1 - \frac{1}{z}\int_0^{\frac{q}{n}} v(1-p)^{v-1}y(p)dp \tag{3.40}$$

$$= 1-(1-H)^v - \frac{1}{z}\int_0^{\frac{q}{n}} v(1-p)^{v-1}y(p)dp \tag{3.41}$$

$$= S_0(v) - \underbrace{\frac{1}{z}\int_0^{\frac{q}{n}} v(1-p)^{v-1}y(p)dp}_{B}. \tag{3.42}$$

B représente alors la somme la somme pondérée des revenus de tous les pauvres. On voit que, si $v = 1$, $S(v) = H - (H - HI) = HI$. On voit aussi que si B augmente, $S(v)$ diminue; autrement dit, la pauvreté diminue si la somme pondérée des revenus des pauvres augmente. B représente alors l'élément qui nous éloigne de la pauvreté maximale.

3.2.5 Décomposition de l'indice de Shorrocks suivant les différentes composantes du revenu

Tentons maintenant de décomposer $y(p)$ en C composantes de sorte que $\sum_{c=1}^{C} y_c(p) = y(p)$. Cette particularité de $S(v)$ nous permet de mieux cerner l'apport de certaines composantes du revenu, comme par exemple les prestations d'assurance-chômage, vis-à-vis l'atténuation de la pauvreté. Ici, nous ne pouvons décomposer que les revenus inférieurs au seuil de

pauvreté z car $y(p)$ est censuré à z lorsque $p \geq H$. Nous avons ainsi

$$S(v) = S_0(v) - \frac{1}{z}\int_0^H v(1-p)^{v-1}\sum_{c=1}^{C} y_c(p)dp \tag{3.43}$$

$$= S_0(v) - \sum_{c=1}^{C}\left(\int_0^H \frac{v(1-p)^{v-1}}{z} y_c(p)dp\right) \tag{3.44}$$

Nous pouvons aussi poser que $y_c(p) = 0$ si $p \geq H$ et l'on obtient alors

$$S(v) = S_0(v) - \sum_{c=1}^{C}\left(\int_0^1 \frac{v(1-p)^{v-1}}{z} y_c(p)dp\right). \tag{3.45}$$

Mais si on veut une somme pondérée par $k(p)$, on peut faire ce qui suit:

$$\begin{aligned}
S(v) &= S_0(v) - \frac{1}{z}\sum_{c=1}^{C}\int_0^1 v(1-p)^{v-1} y_c(p)dp \\
&= S_0(v) - \frac{1}{z}\sum_{c=1}^{C}\left[\left[v(1-p)^{v-1}L_c(p)\right]_0^1 - -\int_0^1 v(v-1)(1-p)^{v-2}L_c(p)dp\right] \\
&= S_0(v) - \frac{1}{z}\sum_{c=1}^{C}\int_0^1 v(v-1)(1-p)^{v-2}L_c(p)dp \\
&= S_0(v) - \frac{1}{z}\sum_{c=1}^{C}\int_0^1 k(p)L_c(p)dp,
\end{aligned}$$

où $L_c(p) = \int_0^p y_c(s)ds$, la courbe d'accumulation de la composante c du revenu de chaque individu. Ici, les individus ne se trouvent plus nécessairement en ordre croissant de la composante y_c. Mais cela nous permet de mieux visualiser l'intervention de chaque composante du revenu dans la forme finale de la courbe $D(y;\cdot)$. Cette démarche est par contre criticable puisque si on retirait une composante du revenu à tous les individus, certains non pauvres deviendront pauvres. Dans notre analyse empirique, nous procéderons plutôt en privant tous les individus de certaines composantes du revenu et en les reclassant par ordre croissant du revenu restant, pour ensuite recalculer nos indices de Shorrocks.

3.2.6 Décomposition en sous-groupes

Notre indice, comme nous l'avons mentionné dans la revue de littérature, n'est pas décomposable dans le sens où l'indice de pauvreté totale n'est pas la somme des indices de chaque sous-groupe. Par contre, il est possible de suggérer une méthode pour indiquer l'apport de chaque sous-groupe à l'indice total. Partons d'abord du fait que

$$S(v) = \int_0^1 \omega(p) \left(\frac{z - y(p)}{z} \right) dp \tag{3.46}$$

et que, si la population est composée de n individus, on a que

$$\begin{aligned} S(v) &= \sum_{i=1}^{n} \int_{\frac{i-1}{n}}^{\frac{i}{n}} \omega(p) \left(\frac{z - y_i}{z} \right) dp && (3.47) \\ &= \sum_{i=1}^{n} \int_{\frac{i-1}{n}}^{\frac{i}{n}} v(1-p)^{v-1} \left(\frac{z - y_i}{z} \right) dp && (3.48) \\ &= \sum_{i=1}^{n} w(i,n) \left(\frac{z - y_i}{z} \right) && (3.49) \end{aligned}$$

où

$$\begin{aligned} w(i,n) &= \int_{\frac{i-1}{n}}^{\frac{i}{n}} \omega(p) dp \\ &= \int_{\frac{i-1}{n}}^{\frac{i}{n}} v(1-p)^{v-1} dp \\ &= \left(1 - \left(\frac{i-1}{n}\right)\right)^v - \left(1 - \frac{i}{n}\right)^v \\ &= \frac{(n-i+1)^v - (n-i)^v}{n^v}, \end{aligned}$$

ce qui est semblable au résultat de Donaldson et Weymark [2] pour la pondération discrète du coefficient de Gini généralisé. En posant $v = 2$, on voit bien que la formule discrète de notre indice est semblable à celle de l'équation 3.10, mesurant deux fois l'aire sous $D(y, p)$. En posant $v = 1$, chaque individu se voit attribuer un poids égal à $\frac{1}{n}$, donc tous ont le même poids.

Si nous voulons maintenant décomposer l'indice $S(v)$ suivant les différents valeurs apportées par chaque sous-groupe (ex:familles monoparentales, personnes seules, etc...), nous

définissons d'abord un sous-groupe, par exemple θ_{mo} = familles monoparentales. Notre indice de pauvreté peut alors s'écrire, pour chaque sous-groupe g,

$$S_g(v) = \sum_{i\varepsilon\theta_g} w(i,n)\left(\frac{z-y_i}{z}\right)$$

et l'indice de Shorrocks peut être représenté par

$$S(v) = \sum_{g=1}^{G} S_g(v).$$

Il est aussi possible de décomposer la courbe $D(y,p)$ suivant l'apport des différents sous-groupes comme, par exemple, au point où $p = \frac{k}{n}$:

$$\begin{aligned} D\left(y,\frac{k}{n}\right) &= \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{k}\frac{z-y_i}{z} \\ &= \frac{1}{n}\left[\sum_{i\varepsilon\theta_1,i\leq k}\frac{z-y_i}{z}+\sum_{i\varepsilon\theta_2,i\leq k}\frac{z-y_i}{z}+\cdots+\sum_{i\varepsilon\theta_G,i\leq k}\frac{z-y_i}{z}\right] \\ &= \sum_{g=1}^{G}\left[\frac{1}{n}\sum_{i\varepsilon\theta_g,i\leq k}\frac{z-y_i}{z}\right] \\ &= \sum_{g=1}^{G} D_g\left(y,\frac{k}{n}\right). \end{aligned}$$

Cette décomposition nous aidera à savoir qui sont les groupes qui influencent le plus notre pauvreté mesurée.

3.3 Seuil de pauvreté

Pour notre étude empirique, nous utiliserons le même seuil de pauvreté que Statistique Canada pour 1990 et nous l'ajusterons selon le niveau des prix moyen pour les années 1981 et 1994. Le calcul de ce seuil de pauvreté peut être illustré à l'aide d'une fonction d'utilité de la forme suivante que nous appelons *fonction de dépenses linéaire*, telle que définie par Pollack et al. [7]:

$$U(x) = \sum_{k=1}^{K} a_k \log(x_k - b_k) \tag{3.50}$$

avec

$$\begin{aligned} a_k &> 0 \\ x_k - b_k &> 0 \\ \sum a_k &= 1 \end{aligned}$$

où x_k représente la quantité consommée du bien k, K représente la quantité totale de biens, qu'il est utile de voir comme l'aggrégation de certaines catégories de biens tels la nourriture plutôt que comme des biens spécifiques comme le beurre ou les pacanes. Le paramètre b_k représente la quantité minimale du bien k qui doit être consommée et le paramètre a_k se voudra, comme nous le verrons plus loin, être la proportion du revenu "surnuméraire" dépensée dans le bien k. Ces paramètres seront les mêmes pour tous les individus si ceux-ci appartiennent à une même catégorie de ménages. Dans cette section, nous verrons comment nous pouvons dériver le seuil de pauvreté à l'aide de ce type de fonction d'utilité. Ce n'est pas nécessairement la méthode de Statistique Canada, mais elle procure des résultats similaires. Il nous sera aussi possible de connaître la relation entre le seuil de pauvreté et le revenu revenu moyen à l'aide d'un petit exemple.

La contrainte budgétaire pour l'individu j est la suivante:

$$\sum_{k=1}^{K} p_k x_{kj} \leq \mu_j \tag{3.51}$$

où p_k est le prix du bien k et μ_j est le revenu de l'individu j.

La maximisation de la fonction d'utilité sous la contrainte budgétaire nous donne la demande Marshallienne de chaque individu pour chaque bien i:

$$x_{ij}(p, \mu_j) = b_i - \frac{a_i}{p_i} \sum_{k=1}^{K} p_k b_k + \frac{a_i}{p_i} \mu_j. \tag{3.52}$$

À première vue, ce système semble dépendre de $2k$ paramètres ($n \times b$ et $n \times a$) mais comme $\sum a_k = 1$, seulement $2k - 1$ paramètres sont linéairement indépendants. Avec la fonction de demande, nous pouvons déterminer la fonction de dépense suivante pour le bien i:

$$p_i x_{ij} = p_i b_i + a_i \left(\mu_j - \sum_{k=1}^{K} p_k b_k \right). \tag{3.53}$$

On voit bien ici le sens du paramètre a_i. Le surnuméraire en question, c'est $\mu - \sum p_k b_k$, soit le revenu μ duquel on a soustrait le montant minimal dépensé pour tous les biens. Ainsi. la part du budget de l'individu j consacrée au bien i s'écrira

$$w_{ij} = \frac{p_i b_i}{\mu_j} + a_i \left(1 - \frac{\sum p_k b_k}{\mu_j}\right). \tag{3.54}$$

Les familles qui dépensaient, en 1986, 56,2% et plus de leur revenu en habillement, alimentation et logement, que nous appellerons nécessités, étaient considérées comme pauvres par Statistique Canada. Ce chiffre provient du fait que l'individu ayant un revenu égal au revenu moyen ($\bar{\mu}$) dépensait 36.2% de son revenu en nécessités, et à ce nombre a été additionné arbitrairement 20%. La part du revenu de l'individu j et la moyenne des parts du revenu de tous les individus consacrées aux nécessités sont donc respectivement les suivantes:

$$w_{rj} = \frac{p_r b_r - a_r \sum p_k b_k}{\mu_j} + a_r \tag{3.55}$$

$$\bar{w}_r = \frac{p_r b_r - a_r \sum p_k b_k}{\bar{\mu}} + a_r \tag{3.56}$$

$$\tag{3.57}$$

où

$$\begin{aligned} p_r b_r &= p_m b_m + p_h b_h + p_l b_l \\ p_m b_m &\equiv \text{dépenses minimales en alimentation} \\ p_h b_h &\equiv \text{dépenses minimales en habillement} \\ p_l b_l &\equiv \text{dépenses minimales en logement} \end{aligned}$$

Donc, si l'individu q a un revenu égal à z, on s'attend à ce qu'il dépense 56.2% de son revenu en nécessités. On a ainsi

$$w_{rq} = \frac{p_r b_r - a_r \sum p_k b_k}{z} + a_r \tag{3.58}$$

$$= \frac{p_r b_r - a_r \sum p_k b_k}{\bar{\mu}} + a_r + 0.20 \tag{3.59}$$

$$= 0.362 + 0.20 \tag{3.60}$$

$$= 0.562. \tag{3.61}$$

Nous obtenons alors

$$z = \frac{p_r b_r - a_r \sum p_k b_k}{\frac{p_r b_r - a_r \sum p_k b_k}{\bar{\mu}} + 0.20}. \tag{3.62}$$

On voit que ce seuil n'est pas entièrement proportionnel (ou relatif) au revenu moyen. Il est évident que si le revenu moyen augmente, le seuil de pauvreté z augmente aussi. Cependant, cette augmentation n'est pas directement proportionnelle. Si, au lieu du facteur arbitraire 0.20 on avait une fonction du type $\frac{f(\cdot)}{\bar{\mu}}$, notre seuil deviendrait une fraction du revenu moyen et varierait en proportion de celui-ci. Par exemple, avec cette méthode, une régression bien simple nous suggère, pour une personne vivant seule en 1992 dans une région urbaine de 100 000 habitants et plus, une valeur de $a_r = 0.27$ et une valeur de $p_r b_r - a_r \sum p_k b_k = 4852\$$. Le revenu après impôt moyen de ces personnes seules est de 20 171\$, donc leur seuil de pauvreté devrait osciller autour de 11 014\$, ce qui est proche du seuil de pauvreté utilisé par Statistique Canada. Regardons maintenant l'élasticité de ce seuil (nous poserons $p_r b_r - a_r \sum p_k b_k = PB$):

$$z = \frac{PB\bar{\mu}}{PB + 0.2\bar{\mu}} \tag{3.63}$$

$$\ln z = \ln PB + \ln \bar{\mu} - \ln(PB + 0.2\bar{\mu}) \tag{3.64}$$

$$\frac{\partial \ln z}{\partial \ln \bar{\mu}} = 1 - \frac{0.2\bar{\mu}}{PB + 0.2\bar{\mu}}. \tag{3.65}$$

Si $PB = 4852\$$ et $\bar{\mu} = 20171\$$, $\frac{\partial \ln z}{\partial \bar{\mu}} = 1 - \frac{4034}{8886} = 0.55$. Ainsi, une augmentation de 1% du revenu moyen ferait augmenter de 0.55% le seuil de pauvreté.

Reconnaissons maintenant que les individus ne sont pas tous identiques et qu'ils vivent à l'intérieur de familles dont les besoins diffèrent selon la taille. Les seuils de pauvreté varieront donc aussi selon les besoins de chaque famille. Nous obtiendrons des seuils différents pour des familles de tailles différentes. Il est alors possible de dériver de ces informations une échelle d'équivalence, c'est-à-dire un moyen de traiter les revenus de chaque famille afin de donner à chacun de ses membres un revenu qui lui procurerait le même bien-être s'il vivait seul que s'il vivait au sein de sa famille avec le revenu actuel de celle-ci. Par exemple, en posant

$p_r b_{rs} \equiv$ dépenses minimales en necessités d'une personne seule

$p_r b_{r12}$ $\equiv$ dépenses minimales en nécessités d'une famille de 12 enfants

z_s $\equiv$ seuil de pauvreté pour une personne seule

z_{12} $\equiv$ seuil de pauvreté pour une famille de 12 enfants

on aura

$$\frac{p_r b_{rs} - a_r \sum p_k b_{ks}}{z_s} = 0.562 - a_r \tag{3.66}$$

$$\frac{p_r b_{r12} - a_r \sum p_k b_{k12}}{z_{12}} = 0.562 - a_r. \tag{3.67}$$

De cette façon,

$$\frac{z_s}{z_{12}} = \frac{p_r b_{rs} - a_r \sum p_k b_{ks}}{p_r b_{r12} - a_r \sum p_k b_{k12}}. \tag{3.68}$$

Cette fraction, $\frac{z_s}{z_{12}}$ multipliée au revenu de la famille, nous donnera le revenu "équivalent" qui, si distribué isolément à chaque membre de cette famille, procurera à chacun un bien-être équivalent à celui qu'il avait initialement dans sa famille. L'idée, en fait, est que $\frac{z_s}{z_{12}}$ n'est pas égal à $\frac{1}{14}$ (12 enfants et 2 parents) puisque la vie familiale fait réaliser des économies d'échelle à ses membres. Les besoins d'une famille de 12 enfants ne sont présumément pas 14 fois plus élevés que ceux d'une personne seule.

Chapitre 4

ANALYSE DES RÉSULTATS

4.1 Les échantillons

L'analyse empirique effectuée dans le cadre de ce mémoire est basée sur les bandes de microdonnées "Familles économiques-Revenu" des années 1981, 1990 et 1994 de Statistique Canada contenant des données recueillies au cours des années 1982, 1991 et 1995. L'enquête de 1981 fut menée auprès de 37 866 familles canadiennes, celle 1990 auprès de 45 580 et celle de 1994 auprès de 41 446 familles. Ces données nous renseignent entre autres sur le revenu net des familles, leur revenu brut et toutes les composantes de ce dernier, et par qui du chef de famille ou de son conjoint (si conjoint il y a) il a été gagné. L'enquête nous permet aussi de connaître l'âge du chef de famille et le type de famille (personne seule, monoparentale, etc.) qu'il dirige.

Les taux de pauvreté et les valeurs des indices du présent chapitre ont été calculés à partir du revenu net équivalent des individus, c'est-à-dire que pour chaque famille nous avons determiné un revenu qui procurerait un même niveau de vie à chaque membre de cette famille si chacun d'eux vivait comme une personne seule. Pour ce faire, il a fallu tenir compte des économies d'échelle occasionnées par la vie familiale ainsi que des différences de prix entre les différentes régions de résidence. Nous avons utilisé l'échelle d'équivalence "induite" par les seuils de faible revenu de Statistique Canada de 1990. Stat Can fournit

un seuil pour chaque type de région de résidence selon la taille de la famille. Il est ainsi possible de déterminer, avec cette information, la fraction du revenu familial qui procurerait à chaque membre de la famille le même niveau de vie que celle-ci si chacun d'eux vivait comme une personne seule dans une ville de 500 000 habitants et plus. Ces revenus sont alors dits "équivalents". Nous avons utilisé la même échelle pour les années 1981 et 1994. Cette échelle, la voici:

Tableau 4.1: Échelle d'équivalence

Taille de l'unité familiale	**Taille de la région de résidence**				
	500,000 habitants et plus	100,000 à 499,999	30,000 à 99,999	30,000 et moins	Régions rurales
1 pers.	1	1.17	1.20	1.33	1.57
2 pers.	0.74	0.86	0.88	0.98	1.16
3 pers.	0.57	0.66	0.68	0.76	0.89
4 pers.	0.48	0.57	0.58	0.65	0.76
5 pers.	0.45	0.52	0.53	0.59	0.70
6 pers.	0.42	0.49	0.50	0.56	0.65
7 et +	0.39	0.46	0.47	0.52	0.61

Dans chaque échantillon, les revenus ont ainsi été transformés en autant de revenus équivalents qu'il y a de membres dans la famille. Chaque famille ayant un poids évaluant le nombre de familles semblables à elle dans le pays, nous pouvons alors donner un revenu à chacun des individus canadiens petits et grands comme s'ils vivaient seuls dans une ville de 500 000 habitants et plus. C'est sur cette base que nous avons calculé nos indices.

Le seuil de pauvreté choisi est celui d'une personne seule vivant dans une région urbaine de 500 000 habitants ou plus en 1990, soit 12 002 $ après impôt. Ce seuil a été ajusté pour les années 1981 et 1994 en fonction du niveau mensuel moyen des prix des années 1981 et 1994. Le seuil de pauvreté pour ces deux années est ainsi respectivement $\frac{75.5}{119.5} \times 12002 = 7583\$$ et $\frac{130.7}{119.5} \times 12002 = 13127\$$.

L'échantillon a été divisé en quatre types de familles: les personnes seules (s), les familles époux-épouse avec au moins un enfant de moins de 18 ans (e), les familles monoparentales avec à leur tête un homme ou une femme ayant à sa charge au moins un enfant de moins de 18 ans (mo) et les familles autres (a). L'échantillon a aussi été divisé selon l'âge du chef de famille: les famille dont le chef est âgé de 30 ans ou moins (j), entre 30 et 60 ans exclusivement (m), et de 60 ans ou plus (v).

4.2 Pauvreté globale

Les taux de pauvreté après impôt pour 1981, 1990 et 1994 sont respectivement 13.7%, 11.5% et 20.1%. Le taux de 1994 est très élevé, plus que le taux calculé par Stat Can. Dans l'échantillon de 1994, il y a environ 1800 familles recensées qui sont considérées comme pauvres dans ce mémoire et que Stat Can considère comme non pauvres. L'explication la plus simple serait de dire que dans certaines régions ou certains quartiers de villes canadiennes, le coût des nécessités serait moins élevé que celui indiqué par la taille de la région de résidence. Ainsi, certaines familles ont un revenu net inférieur au seuil de pauvreté mais sont considérées comme non pauvres puisque le coût de la vie de cette famille serait présumément sur-évalué par la région de résidence. Qu'à cela ne tienne, nous utiliserons notre propre calcul du taux de pauvreté, soit 20.1%.

Le tableau 4.2 montre, pour chaque année, respectivement, la proportion du nombre total d'individus vivant dans chaque type de famille et selon l'âge du chef, le taux de pauvreté dans ces types de famille et la proportion de la population que constituent les individus pauvres de ces catégories.

En analysant les taux de pauvreté selon les types de famille, on voit que les taux de pauvreté sont relativement constants à toutes les années chez les familles avec enfants, les familles monoparentales et les familles autres, mais il augmente considérablement de 1981 à 1994 chez les personnes seules, en plus de la forte augmentation de la proportion des personnes seules en 1994. En regardant les taux de pauvreté selon l'âge du chef, on voit

Tableau 4.2: Nombre d'individus et proportion de pauvres selon le type de famille

Année	s	e	mo	a
1981	10.5%(36.2%,3.8%)	54.6%(9.7%,5.3%)	4.4%(49.3%,2.2%)	30.5%(7.9%,2.4%)
1990	12.6%(26.5%,3.3%)	47.5%(7.9%,3.8%)	5.2%(48.7%,2.5%)	34.7%(5.6%,1.9%)
1994	19.5%(47.0%,9.1%)	40.9%(10.7%,4.4%)	6.9%(51.5%,3.5%)	32.7%(9.1%,3.0%)

Année	j	m	v
1981	19.2%(18.5%,3.6%)	63.6%(10.4%,6.6%)	17.2%(20.4%,3.5%)
1990	15.3%(20.5%,3.1%)	66.0%(9.7%,6.4%)	18.7%(10.1%,2.0%)
1994	15.3%(37.0%,5.7%)	64.6%(14.9%,9.6%)	20.1%(24.1%,4.8%)

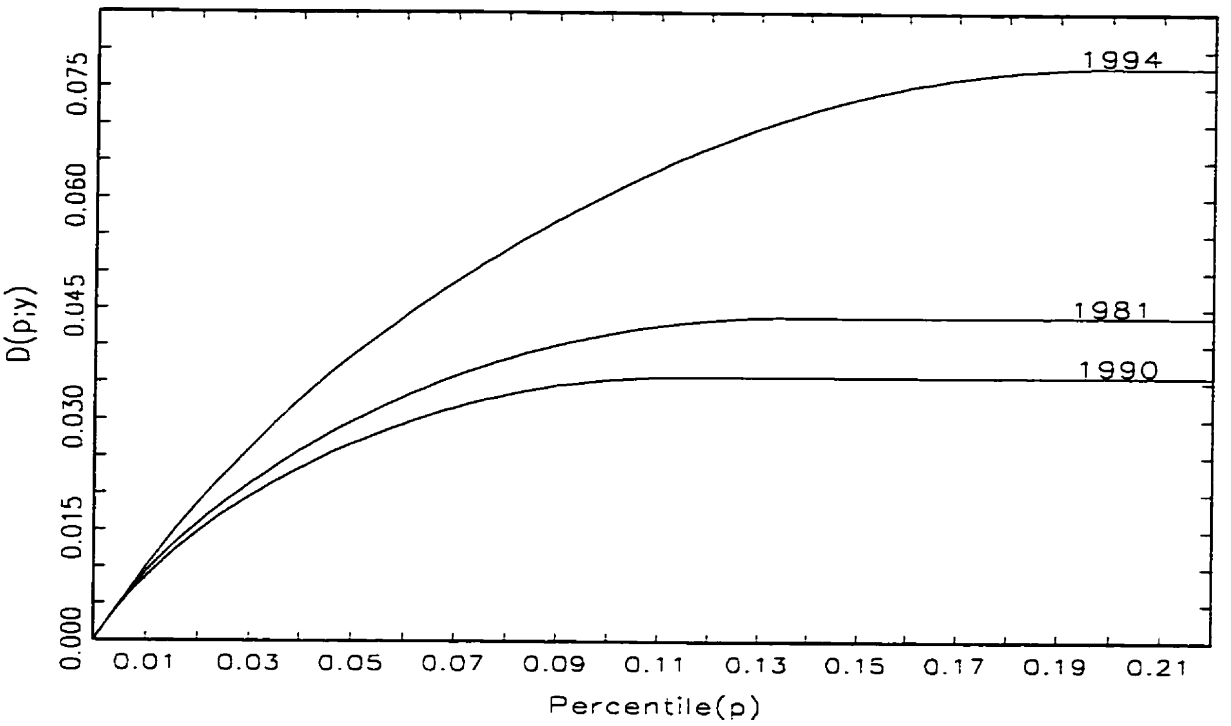
aussi une très forte augmentation du taux de pauvreté chez les familles dont le chef est âgé de 30 ans ou moins et ce, malgré une diminution dans la proportion des individus vivant dans ces familles. On voit aussi que le taux de pauvreté chez les familles dont le chef est âgé de 60 ans ou plus, malgré une forte diminution de 1981 à 1990, est légèrement supérieur en 1994 qu'en 1981 et la proportion d'individus vivant dans ces familles tend à augmenter de 1981 à 1994.

Tableau 4.3: Indices de Shorrocks de pauvreté totale

Année	S(1)	S(2)	S(3)	S(4)
1981	0.0439	0.0843	0.1217	0.1562
1990	0.0358	0.0690	0.1004	0.1297
1994	0.0777	0.1460	0.2061	0.2593

Pour ce qui est des valeurs de nos indices $S(\cdot)$, on voit, d'après le tableau 4.3, qu'ils diminuent tous de 1981 à 1990 et qu'ils augmentent ensuite de 1990 à 1994 pour devenir monstrueux. En regardant les courbes $D(y;\cdot)$ pour les différentes années présentées sur la figure 4.5, on voit bien l'aggravation de la pauvreté en 1994. Nous tenterons, au cours des prochaines sections, de bien voir les types de famille ou les groupes d'âge qui contribuent le plus à ces valeurs.

Figure 4.5: Courbes cumulatives des fossés de pauvreté



4.3 Pauvreté selon le type de famille

Les tableaux A.5, A.6 et A.7 de l'appendice A décrivent les indices de pauvreté suivant différentes valeurs de v. Un v égal à 1 donne un poids de $\frac{1}{n}$ au fossé de pauvreté de chaque individu alors que le poids accordé aux individus les plus pauvres de la société croît avec v. Ces indices ont été décomposés selon les types de famille. Le chiffre entre parenthèses à côté des $S_\cdot(\cdot)$ représente la part des personnes pauvres que constituent les pauvres faisant partie du type de famille en question. Le chiffre entre parenthèses à côté des indices représente la part de l'indice partiel $S_\cdot(\cdot)$ dans l'indice total de pauvreté $S(\cdot)$.

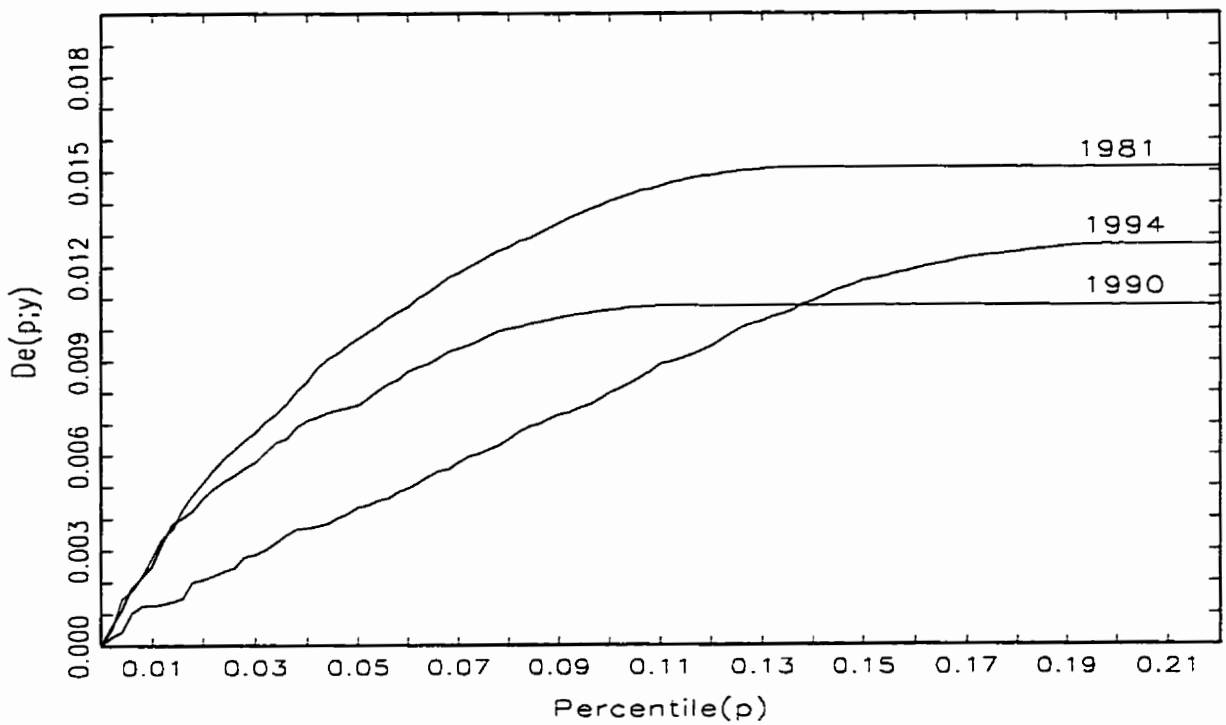
On peut voir dans ces tableaux que les proportions de pauvres provenant de classes familiales différentes sont relativement similaires en 1981 et en 1990. On dénote quand même un léger déplacement des individus pauvres provenant de couples avec enfants vers les familles monoparentales. La pauvreté totale était plus faible en 1990 qu'en 1981. Cette différence s'explique par les diminutions de pauvreté chez les personnes seules, les couples avec enfants et les familles autres. Par contre, la quantité de pauvreté est restée sensiblement la même chez les familles monoparentales. Ces dernières supportent une plus grande part de la pauvreté totale en 1990 qu'en 1981. Cette plus grande part est acquise à l'avantage des couples avec enfants, qui voient leur part diminuer. En 1981, les familles monoparentales et les personnes seules voient leur part de pauvreté augmenter légèrement avec v, ce qui veut dire que les membres de ces classes ont tendance à avoir un revenu relativement plus faible que le seuil de pauvreté. En 1990, par contre, seulement les personnes seules voient leur part de pauvreté augmenter et ce, faiblement, avec v, alors que la part des familles monoparentales reste constante, donc que celles-ci seraient moins pauvres en 1990 qu'en 1981.

Là où l'on rencontre de grands changements, c'est lorsque l'on passe de 1990 à 1994. L'indice de pauvreté total fait plus que doubler. Cette forte augmentation est surtout due à la pauvreté chez les personnes seules, que nous décortiquerons selon l'âge de celles-ci dans la prochaine section. Ces dernières constituaient 45.7% de la population pauvre en 1994 mais supportaient environ 55% de la pauvreté totale. Cette forte hausse, de 1990 à 1994, est

sans aucun doute grandement aidée par le fait que le nombre de personnes seules a presque doublé de 1990 à 1994 et que le taux de pauvreté chez ces mêmes personnes a lui aussi presque doublé. De plus, leur part de pauvreté augmente plus rapidement avec v qu'en 1981 ou en 1990, ce qui suggère qu'elles auraient tendance à être relativement plus pauvres en 1994 qu'avant. Les familles monoparentales supportent en 1994 une part de la pauvreté totale moins grande en moyenne que la proportion de pauvres que constituent les individus faisant partie de familles monoparentales, ce qui n'est le cas ni en 1981, ni en 1990. Ces derniers auraient donc tendance à être relativement moins pauvres, malgré le fait qu'ils soient plus nombreux, en 1994 qu'en 1981 ou en 1990. On dénote une tendance chez les familles avec enfants à être moins pauvres puisque les individus en faisant partie constituaient 21.7% des pauvres en 1994 mais ne supportaient que 16% en moyenne de la pauvreté.

On voit aussi certaines choses intéressantes en passant de 1981 à 1994: la quantité de pauvreté chez les familles avec enfants a diminué. Elle est toujours plus faible, peu importe le poids accordé aux plus pauvres. Cela se produit malgré le fait qu'il y ait plus d'individus pauvres vivant dans des familles avec enfants en 1994 qu'en 1981. Ces individus sont donc relativement moins pauvres en 1994 qu'en 1981. Ces remarques deviennent plus évidentes lorsqu'on regarde la figure 4.6, où l'on voit que la courbe des fossés de pauvreté pour les familles avec enfants de 1994 se situe toujours en-dessous de celle de 1981. L'allure des courbes pour 1990 et 1994 de cette figure nous indiquent, par exemple, que dans les 10% plus pauvres de l'échantillon, il y avait moins de familles avec enfants en 1994 qu'en 1990. Par contre, on voit bien qu'il y avait plus de pauvreté chez ces familles en 1994 qu'en 1990 puisque la courbe pour 1994 se termine au-dessus de celle pour 1990. Mais pour ce qui est de la pauvreté extrême, par exemple les 5% plus pauvres, la situation est plus enviable pour les familles avec enfants en 1994 qu'1n 1990.

Figure 4.6: Courbes cumulatives des fossés de pauvreté pour les familles avec enfants



4.4 Pauvreté chez les personnes seules

De 1981 à 1990, comme on peut le voir sur les tableaux A.8 et A.9 démontrant les indices de Shorrocks pour ces années, la pauvreté chez les personnes seules a diminué. Cette baisse s'explique par la situation des personnes seules de 60 ans et plus. La pauvreté chez ces dernières a diminué de plus de la moitié entre ces deux années et les personnes seules agées constituent une part beaucoup plus faible des pauvres en 1990 qu'en 1981. Hélas, tous s'apauvrissent en 1994, tel que décrit par le tableau A.10, de sorte que chaque catégorie d'âge constitue à peu près un tiers des personnes seules pauvres en 1994. La pauvreté chez les 60 ans et moins est un peu plus du triple en 1994 qu'en 1990 alors que celle des 60 ans et plus est presque six fois en 1994 ce qu'elle était en 1990. La part des jeunes dans la pauvreté des personnes seules augmente toujours avec v et ce, de manière draconienne en 1994, ce qui nous indique qu'elles ont tendance à être relativement très pauvres, alors que celle des 30-60 ne diminue avec v qu'en 1994.

Il est intéressant de noter que pour les trois années, les personnes seules de moins de 60 ans supportaient une part de la pauvreté totale toujours plus importante (et croissante avec v) que la proportion de pauvres qu'elles constituaient. Il est aussi important de noter dans cette section le peu de pauvreté chez les personnes âgées seules en 1990.

La pauvreté chez les personnes seules de moins de 30 ans nous amène à nous questionner sur la situation des familles dont le chef est âgé de moins de 30 ans, ce que nous ferons dans la prochaine section.

4.5 Pauvreté chez les jeunes

De 1981 à 1990, la pauvreté a baissé chez les familles dont le chef est agé de moins de 30 ans mais on peut voir sur les tableaux A.11 et A.12 que la pauvreté n'a diminué que chez les familles avec enfants dont le chef est jeune.La proportion d'individus pauvres provenant de ces familles a aussi diminué au contraire des autres types de famille, plus particulièrement les familles monoparentales. Ces dernières supportent une part plus grande de la pauvreté

totale en 1990 qu'en 1981.

En passant de 1990 à 1994, d'après le tableau A.13, on voit une forte augmentation de la pauvreté chez les jeunes, surtout les personnes seules et les familles monoparentales. On dénote aussi une augmentation draconienne de la part de la pauvreté totale supportée par les personnes seules de moins de 30 ans. Constituant 15.0% des pauvres, elles supportent en moyenne 21% de la pauvreté totale en 1994.

4.6 Pauvreté chez les familles avec enfants et monoparentales

En regardant les tableaux A.14 à A.19 nous pourrons voir la situation des enfants de moins de 18 ans au Canada, qu'ils aient deux parents ou un seul. Ici, nous ne parlerons que des familles dont le chef est âgé de moins de 60 ans, puisque les cas où le chef est âgé de 60 ans et plus semblent plutôt marginaux.

En regardant la pauvreté chez les familles avec enfants, on voit une amélioration, quel que soit l'âge du chef, en passant de 1981 à 1990 mais une détérioration en passant de 1990 à 1994. Cependant, la situation des familles avec enfants en 1994 est mieux qu'en 1981. L'amélioration, de 1981 à 1990, est sensiblement la même en termes absolus; par exemple, les indices $S_{ej}(2)$ et $S_{em}(2)$ diminuent chacun d'environ 0.003 et ce, de concert avec une diminution de la part des pauvres que constituent les pauvres appartenant à ces catégories. Lorsque l'on passe de 1990 à 1994, la pauvreté chez les familles avec enfants dont le chef est âgé de 30 ans ou moins augmente toujours plus en valeur absolue avec v. Par contre, la pauvreté chez les familles avec enfants dont le chef est âgé entre 30 et 60 ans est plus faible en 1994 qu'en 1990 lorsque $v = 4$, ce qui veut dire que les plus pauvres de cette catégorie étaient relativement moins pauvres en 1994 qu'en 1990. Cela nous incite à conclure que l'augmentation de la pauvreté chez les familles avec enfants de 1990 à 1994 est due en grande partie à l'appauvrissement des familles dont le chef est âgé de 30 ans ou moins.

Regardons maintenant du côté des familles monoparentales. De 1981 à 1990, la pauvreté

totale de ce sous-groupe reste sensiblement la même, malgré une augmentation de la part des pauvres que constituent les pauvres de cette catégorie. Lorsque l'on passe de 1990 à 1994, la pauvreté augmente toujours plus en valeur absolue chez les familles monoparentales dont le chef est âgé entre 30 et 60 ans que chez celles dont le chef est âgé de 30 ans ou moins. Cependant, la part de pauvreté totale occupée par ces premières diminue avec v seulement en 1994. Ainsi, malgré une augmentation de la pauvreté chez les familles monoparentales de 1990 à 1994, nous pouvons dire que celles très pauvres en 1990 dont le chef est âgé entre 30 et 60 ans le sont relativement moins en 1994.

4.7 Influence des composantes du revenu dans la mesure de la pauvreté

Nous avons décomposé le revenu (net) en 8 composantes (ici, nous omettons les revenus de travail puisque l'élimination de cette composante entraîne une augmentation trop grande de la pauvreté):

Vie: sécurité de la vieillesse, supplément de revenu garanti et, pour les années 1990 et 1994, allocation au conjoint

Pen: prestations du Régime de pensions du Canada ou du Régime des rentes du Québec

Cho: prestations d'assurance-chômage

Aid: assistance sociale et suppléments de revenu provinciaux

Cap: revenu total de placement

Imp: impôt total sur le revenu

Aut: incluant entre autres les prestations fiscales pour enfants(1994), allocations familiales et allocations aux jeunes(1981 et 1990) crédit d'impôt pour enfants(1981 et 1990) crédits remboursables d'impôt provinciaux et crédit pour la TPS

Pour obtenir les résultats de cette sous-section, nous avons enlevé une de ces composantes du revenu de chaque individu, et avons ensuite reclassé les individus afin de redéfinir de nouveaux indices de pauvreté. Dans les tableaux, le chiffre entre parenthèses représente le pourcentage d'augmentation de la valeur de l'indice entier.

Avant d'entamer notre discussion sur les résultats contenus dans ces tableaux, nous présenterons quelques graphiques qui faciliteront la compréhension de cette section. D'abord, le fait de reclasser les individus après la suppression d'une des composantes du revenu nous permet de tracer de nouvelles courbes cumulatives des fossés de pauvreté. La figure 4.7 représente l'accumulation des fossés de pauvreté lorsqu'une composante du revenu (celle mentionnée sur la courbe, AUCUN voulant dire qu'aucun élément du revenu n'a été enlevé) a été retranchée et ce, pour l'année 1990. Cette figure nous renseigne de plusieurs façons: le taux de pauvreté étant l'endroit où la courbe devient plate, on voit que l'extraction de l'assistance sociale ne fait que très peu augmenter le taux de pauvreté, donc n'appauvrit que très peu de non pauvres mais par contre, la courbure prononcée de la courbe AID nous indique que la suppression de cette composante rend les individus pauvres encore plus pauvres; la composante AUT est celle qui fait augmenter le plus le taux de pauvreté, donc plusieurs individus deviendraient pauvres sans cette composante, qui est constituée surtout des prestations d'aide à la famille; autrement dit, les allocations ayant pour but de réduire la pauvreté chez les enfants semblent assez efficaces, d'autant plus que la quantité de pauvreté absolue (HI) est très élevée sans cette composante.

La figure 4.8 nous permet de mieux visualiser la situation de 1990. On peut y voir rapidement que l'élimination de l'assistance sociale dans le revenu apauvrit les individus les plus pauvres de l'échantillon plus que toute autre composante. On y voit aussi que l'élimination des prestastions de sécurité de la vieillesse apauvrit toujours moins les individus

Figure 4.7: Courbes cumulatives des fossés de pauvreté suite à l'élimination d'une des composantes du revenu (1981)

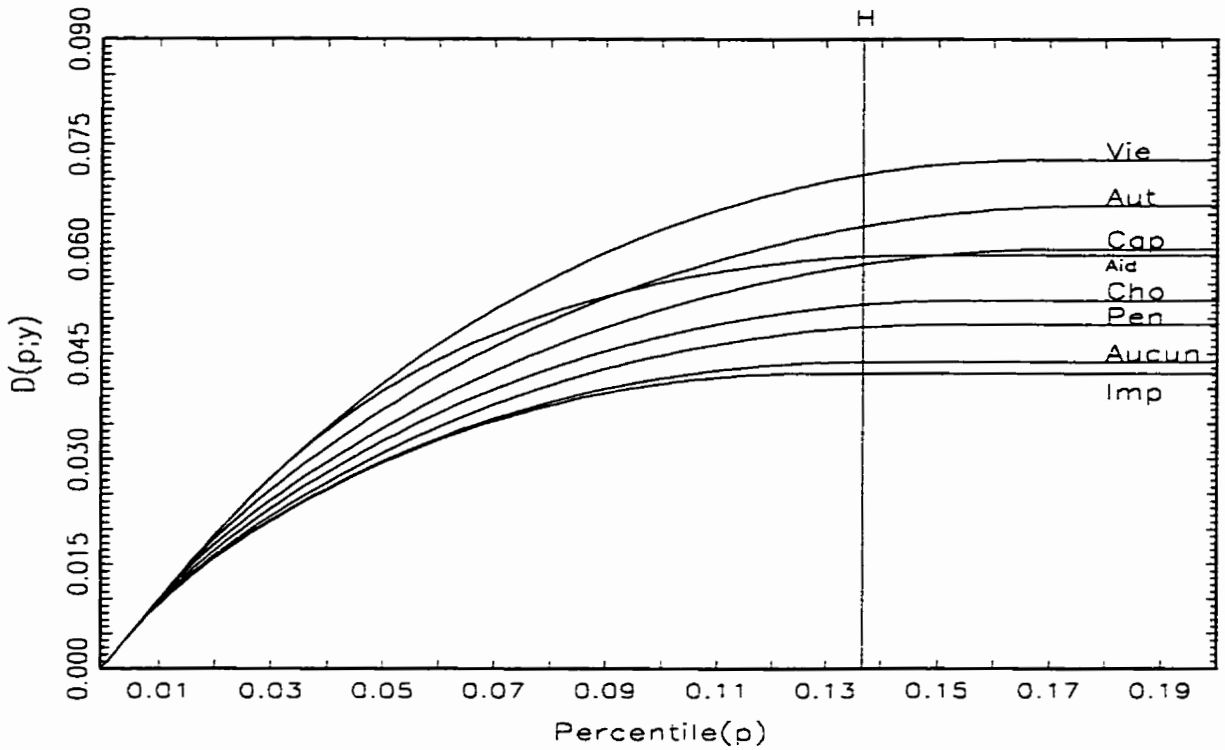
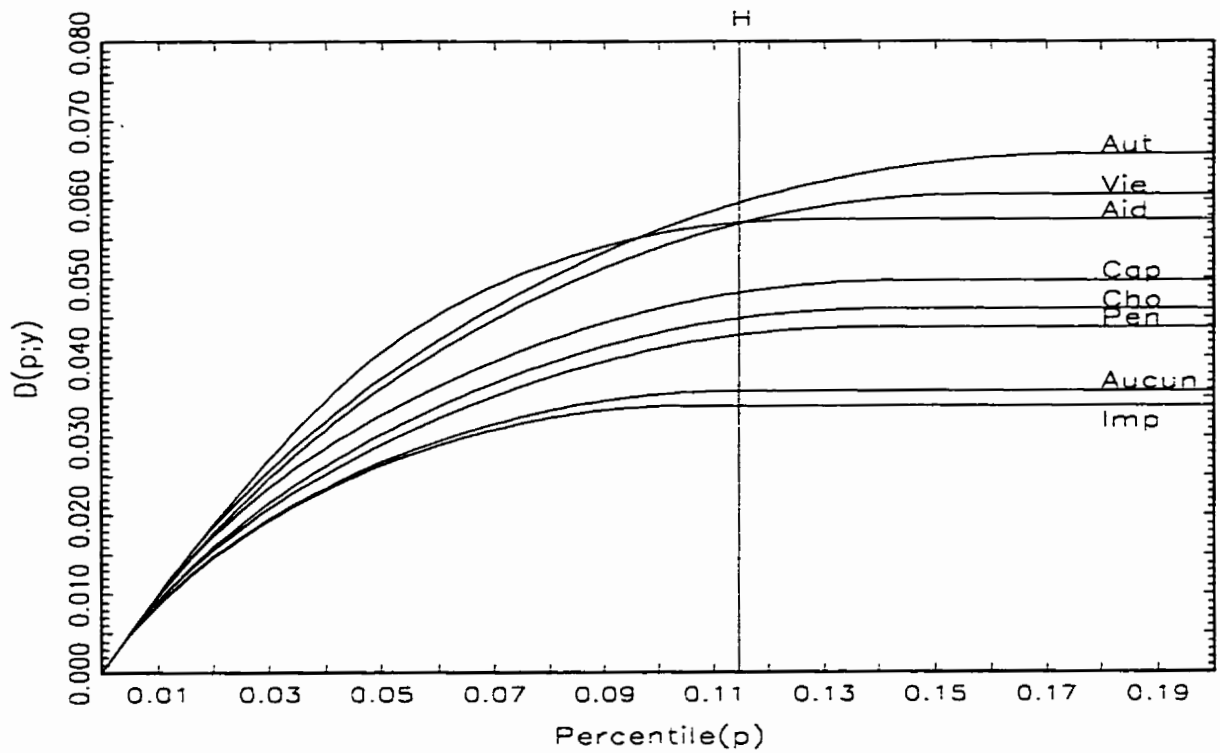


Figure 4.8: Courbes cumulatives des fossés de pauvreté suite à l'élimination d'une des composantes du revenu (1990)



que l'élimination des prestations relatives aux enfants(AUT).

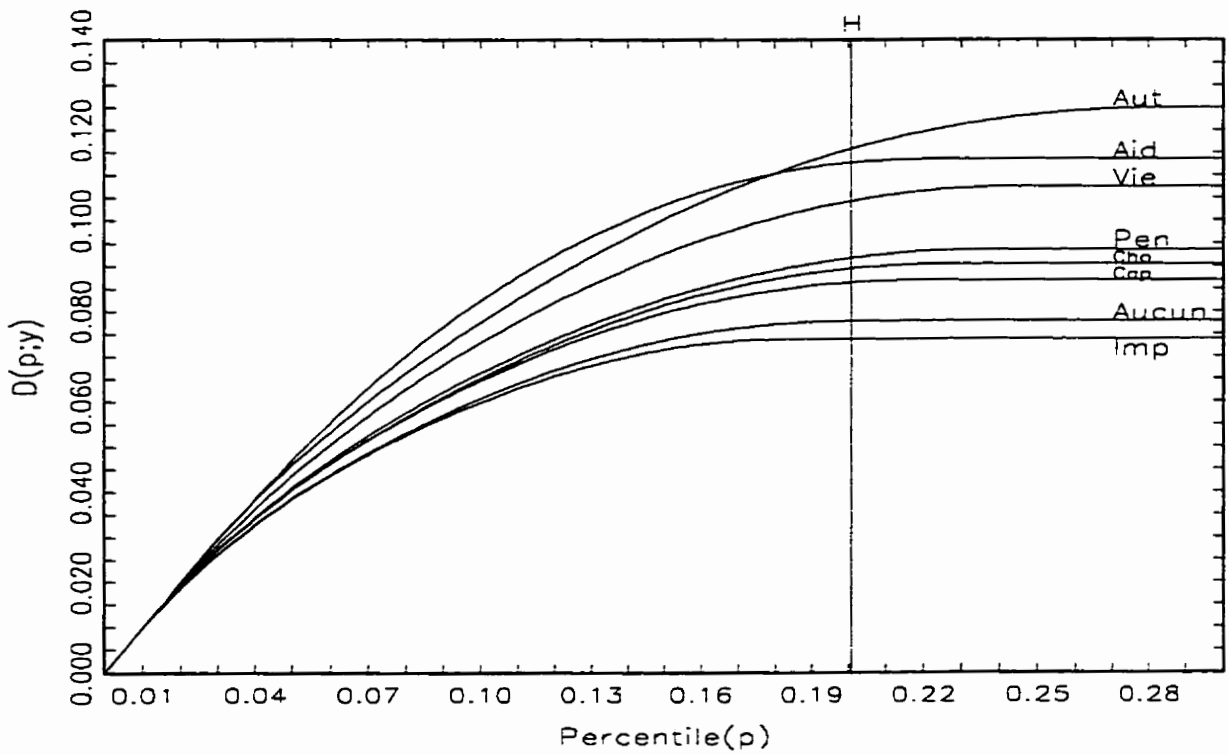
La figure 4.9 permet de voir la situation de 1994. On y voit que la suppression de l'assistance sociale apauvrit toujours plus les très pauvres de l'échantillon. Ici, la courbe AID est toujours supérieure à la courbe VIE, ce qui porterait à croire que l'élimination des prestations de sécurité de la vieillesse aurait causé moins de dommage chez les personnes non pauvres qu'en 1990 relativement au dommages causés par l'élimination de l'assistance sociale. Les prochaines explications sont basées sur les tableaux A.20 à A.22.

On peut voir sur le tableau A.20 qu'en 1981, Vie est le grand champion avec une augmentation de 65.8% d'augmentation avec $v = 1$ et 60% avec $v = 4$. Cette augmentation nous indique que beaucoup de bénéficiaires de la sécurité de la vieillesse, du supplément de revenu garanti et de l'allocation au conjoint se situent en-dessous du seuil de pauvreté et que plusieurs bénéficiaires de ces allocations vivant au-dessus mais près du seuil de pauvreté se retrouvent pauvres si on leur enlève.

Il est intéressant aussi de comparer les indices de pauvreté sans Aid et sans Cap lorsque $v = 1$ et $v = 4$. Avec $v = 1$, la perte des revenus de placement fait augmenter la pauvreté de 36.9% contre 34.6% pour Aid. Avec $v = 4$, la perte de l'aide sociale fait augmenter la pauvreté de 34% contre 32.4% pour les revenus de placement. Ceci démontre un autre aspect important de la mesure du profil cumulé des fossés de pauvreté: comme on peut le voir sur la figure 4.9, la courbure de la courbe AID est plus prononcée que celle de CAP, donc les individus ayant un rang faible sont plus pauvres sans AID que sans CAP; les résultats obtenus auraient pu être anticipés en observant que l'allure de ces deux courbes puisqu'elles sont très rapprochées dans leur partie horizontale. Enlever l'aide sociale rendrait donc des individus déjà pauvres encore plus pauvres alors que la perte des revenus de placement apauvrirait surtout des individus près du seuil de pauvreté.

On peut aussi voir que les programmes sociaux tels l'assurance-chômage et l'assistance sociale jouent un rôle très important dans la faible pauvreté de 1990. Tandis que la perte de l'assurance-chômage fait augmenter l'indice dans les mêmes proportions pour les années 1981 et 1994, l'augmentation est plus importante en 1990. De même, la perte de l'aide sociale

Figure 4.9: Courbes cumulatives des fossés de pauvreté suite à l'élimination d'une des composantes du revenu (1994)



causerait de graves dommages pour la pauvreté de 1990.

Il est aussi intéressant de voir l'importance des revenus de placement; pour 1981 et 1990, leur ablation fait grimper la pauvreté d'environ 38% alors qu'en 1994, celle-ci n'augmente que de 11%. Cela pourrait s'expliquer de deux façons: en 1994, les gens qui recevaient des revenus de placement se situaient loin du seuil de pauvreté ou bien encore ces revenus étaient trop faibles pour que leur perte rende pauvre des non pauvres.

Les revenus autres sont aussi très importants en 1990 puisque leur disparition y feraient augmenter la pauvreté de 80% alors qu'en 1994, ce chiffre ne serait que de 60%. Cependant, la pauvreté élevé de 1994 nous empêche de nous prononcer davantage. En terme absolu, par contre, on voit, pour $v = 1$, que l'élimination des revenus autres fait augmenter la pauvreté de 3% du seuil de pauvreté alors que cette augmentation est de 5% en 1994. La perte subie est donc plus grande en 1994 qu'en 1990 en terme du seuil de pauvreté.

4.8 Privation relative

Nous avons vu dans une section précédente comment déterminer la valeur de la privation relative dans une mesure de pauvreté $S(\cdot)$. Nous avons vu qu'avec $v = 1$ la privation relative moyenne est nulle et que, pour extirper la valeur de la privation relative dans notre mesure, on doit en soustraire $S(1)$. Ainsi,

$$\text{Privation Relative} \equiv S(v) - HI \tag{4.69}$$

$$\equiv S(v) - S(1) \tag{4.70}$$

Le prochain tableau représente la privation relative moyenne pour chaque année selon la valeur de v. Le nombre entre parenthèses représente la part de la privation relative dans la mesure totale.

Les résultats bruts vont de pair avec nos indices de pauvreté et ne nous apportent donc rien de très nouveau. Cette privation relative peut être une façon de vérifier la courbure de nos courbes cumulatives des fossés de pauvreté: plus celles-ci sont concaves, plus la privation

Tableau 4.4: Privation relative

v	1981	1990	1994
2	0.0404(47.9%)	0.0332(48.1%)	0.0683(46.8%)
3	0.0778(63.9%)	0.0646(64.3%)	0.1284(62.3%)
4	.01123(71.9%)	0.0939(72.4%)	0.1816(70.0%)

relative devrait être élevée. Mais soyons prudent: cette privation relative dépend aussi du taux de pauvreté.

Regardons maintenant quelles fractions de nos mesures la privation relative occupe. On voit que ces fractions sont légèrement inversement proportionnelles au taux de pauvreté; les plus élevées se retrouvent en 1990 et les moins élevées en 1994. Ainsi, moins on a de pauvres, plus la privation relative constitue une part importante de notre pauvreté mesurée. Cette dernière affirmation mérite de plus amples réflections. Notons d'abord que ces résultats proviennent de données canadiennes; ici, l'inégalité des revenus est moins présente que dans d'autres pays. Il serait intéressant de comparer les résultats obtenus à partir de données de différents pays; on pourrait ainsi voir des pays avec moins de pauvreté mais plus de privation relative que d'autres.

Dans l'analyse de la privation relative, il est important de voir que la proportion de la pauvreté totale occupée par celle-ci augmente avec v. Rappelons qu'un v élevé donne plus de poids aux plus pauvres de la société. Nous avons vu que la courbe cumulative des fossés de pauvreté est plus abrupte au début et s'aplanit tranquillement. Cela provient du fait que les plus grandes inégalités des revenus surviennent chez les individus les plus pauvres de la société. Ainsi, la privation relative relative devrait prendre un place toujours plus grande dans la mesure de pauvreté totale lorsque v augmente puisque l'accroissement de v accentue l'importance accordée aux plus pauvres.

Chapitre 5

Conclusion

Ce mémoire met en lumière un certain nombre de propriétés de la mesure de pauvreté de Shorrocks (1995). Un aspect intéressant de cette mesure est qu'elle est liée à une courbe d'accumulation des fossés de pauvreté qui permet de visualiser facilement l'état de la pauvreté dans un échantillon. Ces fossés de pauvreté peuvent être pondérés selon notre désir d'accorder plus ou moins d'importance aux individus les plus pauvres d'un échantillon. Il est possible de faire le lien entre cette mesure, la courbe de Lorenz des revenus et le coefficient de Gini, ce qui facilite la séparation de la mesure en deux composantes: l'une exprimant la privation absolue et l'autre exprimant la privation relative. Cette mesure permet aussi de connaître l'impact sur la pauvreté totale de la pauvreté de certains sous-groupes d'un échantillon comme, par exemple, les personnes seules ou les familles monoparentales. On peut de plus connaître le rôle de chaque composante du revenu des individus dans l'atténuation de la pauvreté en décomposant ces revenus suivant leurs différentes composantes comme, par exemple, l'assurance-chômage ou bien l'assistance sociale.

Dans ce mémoire, nous insistons beaucoup sur la pauvreté des sous-groupes de l'échantillon. Dans une étude comme la nôtre où nous observons la pauvreté sur différentes années, il est intéressant de voir quels sont les groupes de la population qui expliquent les variations dans nos mesures, d'une année à l'autre. Ces connaissances rendent possible un meilleur ciblage des politiques de réduction de la pauvreté et de savoir si certaines actions ont bel et bien agi

sur les groupes visés.

Notre section sur la privation relative est surtout descriptive. Cette propriété de notre mesure serait peut-être plus à-propos si nous avions comparé la pauvreté de différents pays, ou plutôt des échantillons avec différentes structures sociales. Mais cette donnée (la privation relative) reste quand même très intéressante puisqu'elle reflète l'inégalité entre les revenus des individus et permet surtout de connaître l'état des plus pauvres de la société car ce sont eux qui vivent la privation relative la plus grande.

Notre section de résultats suite à l'élimination d'une des composantes du revenu utilise une démarche différente de celle décrite à ce sujet dans la partie théorique. La raison est que nous voulions qu'un non pauvre puisse devenir pauvre suite à la perte d'une des composantes de son revenu plutôt que de ne regarder que l'effet de cette perte sur les pauvres. Cette manière de procéder nous fait mieux voir le rôle de chaque composante du revenu, en particulier celles provenant de programmes gouvernementaux, dans l'atténuation de la pauvreté.

Cette étude peut paraître incomplète puisqu'il est possible de faire ressortir plusieurs autres avantages de l'indice de pauvreté de Shorrocks qui n'ont pas été mentionnés dans ce mémoire, et qu'il est surtout possible de tirer plusieurs autres conclusions des résultats empiriques obtenus dans ce travail. Cependant, des recherches futures viendront sans aucun doute éclairer davantage ce sentier bien entamé qui, espérons-le, nous conduira à une mesure facilitant le plus possible l'adoucissement de ce fléau qu'est la pauvreté.

Bibliographie

[1] Blackorby, C., Donaldson, D., *Ethical Indices for the Measurement of Poverty*, Econometrica, Vol.48 (May, 1980), 1053-1061;

[2] Donaldson, D., Weymark, J.A., *A Single Parameter Generalization of the Gini Indices of Inequality*, Journal of Economic Theory, Vol.22, 67-86;

[3] Duclos, J.-Y., *Relative Performance, Relative Deprivation and Generalised Gini Indices of Inequality and Horizontal Inequity*, Cahier de recherche 9514, Département d'Écomomique, Université Laval;

[4] Foster, J., Greer, J., Thorbecke, E., *A Class of Decomposable Poverty Measures*, Econometrica, Vol. 52 (May, 1984), 761-767;

[5] Hagenaars, A., *A class of poverty indices*, International Economic Review, Vol. 28 (October, 1987), 583-607;

[6] Kakwani, N., *On a Class of Poverty Measures*, Econometrica, Vol.48 (March, 1980), 437-446;

[7] Pollack, R.A., Wales, T.J., *Demand System Specification & Estimation*, Oxford University Press, Oxford, 1992;

[8] Sen, A., *Poverty: An Ordinal Approach to Measurement*, Econometrica, Vol.44 (January, 1976), 219-232;

[9] Shorrocks, A., F., *Revisiting the Sen Poverty Index*, Econometrica, Vol.63 (September, 1995), 1225-1230;

[10] Takayama, N., *Poverty, Income Inequality, and Their Measure: Professor Sen's Axiomatic Approach Reconsidered*, Econometrica, Vol.47 (May, 1979), 747-759;

[11] Thon, D., *On Measuring Poverty*, Review of Income and Wealth, Vol.25 (June, 1979), 429-439.

Appendice A

Tableaux

Tableau A.5: Indice de Shorrocks selon le type de famille (1981)

v	$S(v)$	$S_s(v)(27.9\%)$	$S_e(v)(38.5\%)$	$S_{mo}(v)(15.9\%)$	$S_a(v)(17.7\%)$
1	0.0439	0.0131(29.8%)	0.0151(34.4%)	0.0085(19.4%)	0.0072(16.4%)
2	0.0843	0.0252(29.9%)	0.0290(34.4%)	0.0165(19.6%)	0.0136(16.1%)
3	0.1217	0.0365(30.0%)	0.0417(34.3%)	0.0238(19.6%)	0.0197(16.1%)
4	0.1562	0.0470(30.1%)	0.0534(34.2%)	0.0308(19.7%)	0.0250(16.0%)

Tableau A.6: Indice de Shorrocks selon le type de famille (1990)

v	$S(v)$	$S_s(v)(29.0\%)$	$S_e(v)(31.9\%)$	$S_{mo}(v)(22.0\%)$	$S_a(v)(17.1\%)$
1	0.0358	0.0107(29.9%)	0.0108(30.2%)	0.0085(23.7%)	0.0058(16.2%)
2	0.0690	0.0207(30.0%)	0.0208(30.1%)	0.0164(23.8%)	0.0111(16.1%)
3	0.1004	0.0301(30.0%)	0.0303(30.2%)	0.0238(23.7%)	0.0162(16.1%)
4	0.1297	0.0390(30.1%)	0.0391(30.1%)	0.0307(23.7%)	0.0209(16.1%)

Tableau A.7: Indice de Shorrocks selon le type de famille (1994)

v	$S(v)$	$S_s(v)$(45.7%)	$S_e(v)$(21.7%)	$S_{mo}(v)$(17.7%)	$S_a(v)$(14.9%)
1	0.0777	0.0422(54.3%)	0.0126(16.2%)	0.0129(16.6%)	0.0100(12.9%)
2	0.1460	0.0802(54.9%)	0.0233(16.0%)	0.0240(16.4%)	0.0185(12.7%)
3	0.2061	0.1144(55.5%)	0.0322(15.6%)	0.0336(16.3%)	0.0259(12.6%)
4	0.2593	0.1454(56.1%)	0.0398(15.3%)	0.0419(16.2%)	0.0322(12.4%)

Tableau A.8: Indice de Shorrocks des personnes seules selon l'âge (1981)

v	$S_s(v)$	$S_{sj}(v)$(8.3%)	$S_{sm}(v)$(5.8%)	$S_{sv}(v)$(13.8%)
1	0.0131	0.0050(11.4%)	0.0034(7.7%)	0.0047(10.7%)
2	0.0252	0.0098(11.6%)	0.0066(7.8%)	0.0088(10.5%)
3	0.0365	0.0143(11.8%)	0.0097(8.0%)	0.0125(10.2%)
4	0.0470	0.0186(11.9%)	0.0126(8.1%)	0.0158(10.1%)

Tableau A.9: Indice de Shorrocks des personnes seules selon l'âge (1990)

v	$S_s(v)$	$S_{sj}(v)$(10.6%)	$S_{sm}(v)$(8.8%)	$S_{sv}(v)$(9.6%)
1	0.0106	0.0049(13.7%)	0.0036(10.1%)	0.0022(6.1%)
2	0.0207	0.0097(14.1%)	0.0069(10.0%)	0.0041(5.9%)
3	0.0301	0.0142(14.1%)	0.0100(10.0%)	0.0059(5.9%)
4	0.0390	0.0184(14.2%)	0.0130(10.0%)	0.0075(5.9%)

Tableau A.10: Indice de Shorrocks des personnes seules selon l'âge (1994)

v	$S_s(v)$	$S_{sj}(v)$(15.0%)	$S_{sm}(v)$(14.4%)	$S_{sv}(v)$(16.3%)
1	0.0422	0.0162(20.8%)	0.0131(16.9%)	0.0130(16.6%)
2	0.0802	0.0311(21.3%)	0.0247(16.9%)	0.0244(16.7%)
3	0.1144	0.0448(21.7%)	0.0352(17.1%)	0.0344(16.7%)
4	0.1454	0.0575(22.2%)	0.0447(17.2%)	0.0432(16.7%)

Tableau A.11: Indice de Shorrocks des familles dont le chef est âgé de moins de 30 ans (1981)

v	$S_j(v)$	$S_{sj}(v)(8.3\%)$	$S_{ej}(v)(9.9\%)$	$S_{moj}(v)(5.6\%)$	$S_{aj}(v)(2.2\%)$
1	0.0132	0.0050(11.4%)	0.0037(8.4%)	0.0034(7.7%)	0.0011(2.6%)
2	0.0255	0.0098(11.6%)	0.0070(8.3%)	0.0065(7.7%)	0.0022(2.7%)
3	0.0371	0.0143(11.8%)	0.0101(8.3%)	0.0095(7.8%)	0.0032(2.6%)
4	0.0479	0.0186(11.9%)	0.0129(8.3%)	0.0123(7.9%)	0.0041(2.6%)

Tableau A.12: Indice de Shorrocks des familles dont le chef est âgé de moins de 30 ans (1990)

v	$S_j(v)$	$S_{sj}(v)(10.6\%)$	$S_{ej}(v)(5.5\%)$	$S_{moj}(v)(8.7\%)$	$S_{aj}(v)(2.5\%)$
1	0.0114	0.0049(13.7%)	0.0019(5.3%)	0.0036(10.1%)	0.0010(2.7%)
2	0.0224	0.0097(14.1%)	0.0036(5.2%)	0.0070(10.1%)	0.0020(3.1%)
3	0.0324	0.0141(14.0%)	0.0053(5.3%)	0.0101(10.1%)	0.0029(2.9%)
4	0.0420	0.0184(14.2%)	0.0068(5.2%)	0.0131(10.1%)	0.0037(2.9%)

Tableau A.13: Indice de Shorrocks des familles dont le chef est âgé de moins de 30 ans (1994)

v	$S_j(v)$	$S_{sj}(v)(15.0\%)$	$S_{ej}(v)(4.8\%)$	$S_{moj}(v)(6.8\%)$	$S_{aj}(v)(1.5\%)$
1	0.0255	0.0162(20.8%)	0.0028(3.6%)	0.0054(6.9%)	0.0011(1.5%)
2	0.0484	0.0311(21.3%)	0.0052(3.6%)	0.0101(6.9%)	0.0021(1.4%)
3	0.0691	0.0448(21.7%)	0.0072(3.5%)	0.0142(6.9%)	0.0029(1.4%)
4	0.0877	0.0575(22.2%)	0.0088(3.4%)	0.0178(6.9%)	0.0036(1.3%)

Tableau A.14: Indice de Shorrocks des familles avec enfants selon l'âge du chef(1981)

v	$S_e(v)$	$S_{ej}(v)(9.9\%)$	$S_{em}(v)(26.6\%)$	$S_{ev}(v)(2.0\%)$
1	0.0151	0.0037(8.4%)	0.0107(24.4%)	0.0007(1.6%)
2	0.0290	0.0070(8.3%)	0.0205(24.3%)	0.0014(1.8%)
3	0.0417	0.0101(8.3%)	0.0296(24.3%)	0.0020(1.7%)
4	0.0534	0.0129(8.3%)	0.0379(24.3%)	0.0026(1.6%)

Tableau A.15: Indice de Shorrocks des familles avec enfants selon l'âge du chef(1990)

v	$S_e(v)$	$S_{ej}(v)(5.5\%)$	$S_{em}(v)(25.5\%)$	$S_{ev}(v)(0.9\%)$
1	0.0108	0.0019(5.3%)	0.0087(24.3%)	0.0002(0.6%)
2	0.0208	0.0036(5.2%)	0.0167(24.2%)	0.0003(0.7%)
3	0.0303	0.0053(5.3%)	0.0244(24.3%)	0.0006(0.6%)
4	0.0391	0.0068(5.2%)	0.0315(24.3%)	0.0007(0.6%)

Tableau A.16: Indice de Shorrocks des familles avec enfants selon l'âge du chef(1994)

v	$S_e(v)$	$S_{ej}(v)(4.8\%)$	$S_{em}(v)(16.5\%)$	$S_{ev}(v)(0.4\%)$
1	0.0126	0.0028(3.6%)	0.0096(12.4%)	0.0002(0.2%)
2	0.0233	0.0052(3.6%)	0.0177(12.1%)	0.0004(0.3%)
3	0.0322	0.0072(3.5%)	0.0245(11.9%)	0.0005(0.2%)
4	0.0398	0.0088(3.4%)	0.0303(11.7%)	0.0007(0.2%)

Tableau A.17: Indice de Shorrocks des familles monoparentales selon l'âge du chef (1981)

v	$S_{mo}(v)$	$S_{moj}(v)(5.6\%)$	$S_{mom}(v)(9.9\%)$	$S_{mov}(v)(0.4\%)$
1	0.0085	0.0034(7.7%)	0.0050(11.4%)	0.0001(0.3%)
2	0.0165	0.0065(7.7%)	0.0097(11.5%)	0.0003(0.4%)
3	0.0238	0.0095(7.8%)	0.0140(11.5%)	0.0003(0.3%)
4	0.0308	0.0123(7.9%)	0.0180(11.5%)	0.0004(0.3%)

Tableau A.18: Indice de Shorrocks des familles monoparentales selon l'âge du chef (1990)

v	$S_{mo}(v)$	$S_{moj}(v)(8.7\%)$	$S_{mom}(v)(13.1\%)$	$S_{mov}(v)(0.2\%)$
1	0.0085	0.0036(10.1%)	0.0048(13.4%)	0.0001(0.2%)
2	0.0164	0.0070(10.1%)	0.0093(13.5%)	0.0001(0.2%)
3	0.0238	0.0101(10.1%)	0.0135(13.4%)	0.0002(0.2%)
4	0.0307	0.0131(10.1%)	0.0174(13.4%)	0.0002(0.2%)

Tableau A.19: Indice de Shorrocks des familles monoparentales selon l'âge du chef (1994)

v	$S_{mo}(v)$	$S_{moj}(v)(6.8\%)$	$S_{mom}(v)(10.7\%)$	$S_{mov}(v)(0.2\%)$
1	0.0129	0.0054(6.9%)	0.0074(9.5%)	0.0001(0.2%)
2	0.0240	0.0101(6.9%)	0.0136(9.3%)	0.0003(0.2%)
3	0.0336	0.0142(6.9%)	0.0190(9.2%)	0.0004(0.2%)
4	0.0419	0.0178(6.9%)	0.0235(9.1%)	0.0006(0.2%)

Tableau A.20: Indice de Shorrocks après avoir déduit certaines composantes du revenu(1981)

v	$S(v)$	$S(-vie)$	$S(-pen)$	$S(-cho)$	$S(-aid)$
1	0.0439	0.0728(65.8%)	0.0492(12.1%)	0.0526(19.8%)	0.0591(34.6%)
2	0.0843	0.1382(63.9%)	0.0941(11.6%)	0.1006(19.3%)	0.1134(34.5%)
3	0.1217	0.1969(61.8%)	0.1351(11.0%)	0.1443(18.6%)	0.1633(34.2%)
4	0.1562	0.2499(60.0%)	0.1727(10.6%)	0.1843(18.0%)	0.2093(34.0%)

v	$S(v)$	$S(-aut)$	$S(-imp)$	$S(-cap)$
1	0.0439	0.0663(51.0%)	0.0422(-3.9%)	0.0601(36.9%)
2	0.0843	0.1256(49.0%)	0.0812(-3.7%)	0.1141(35.3%)
3	0.1217	0.1789(47.0%)	0.1175(-3.5%)	0.1627(33.7%)
4	0.1562	0.2268(45.2%)	0.1512(-3.2%)	0.2068(32.4%)

Tableau A.21: Indice de Shorrocks après avoir déduit certaines composantes du revenu(1990)

v	$S(v)$	$S(-vie)$	$S(-pen)$	$S(-cho)$	$S(-aid)$
1	0.0358	0.0606(69.3%)	0.0437(22.1%)	0.0461(28.8%)	0.0574(60.3%)
2	0.0690	0.1154(67.2%)	0.0839(21.6%)	0.0884(28.1%)	0.1105(60.1%)
3	0.1004	0.1652(64.5%)	0.1210(20.5%)	0.1273(26.8%)	0.1597(59.1%)
4	0.1297	0.2105(62.3%)	0.1552(19.7%)	0.1632(25.8%)	0.2053(58.3%)

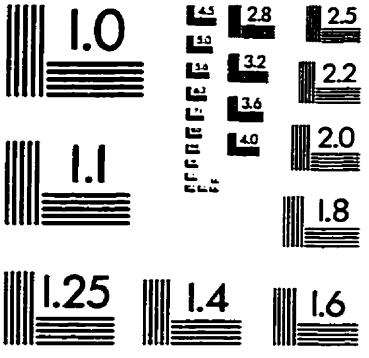
v	$S(v)$	$S(-aut)$	$S(-imp)$	$S(-cap)$
1	0.0358	0.0658(83.8%)	0.0339(-5.3%)	0.0497(38.8%)
2	0.0690	0.1248(80.9%)	0.0657(-4.8%)	0.0953(38.1%)
3	0.1004	0.1780(77.3%)	0.0956(-4.8%)	0.1372(36.7%)
4	0.1297	0.2259(74.2%)	0.1237(-4.6%)	0.1758(35.5%)

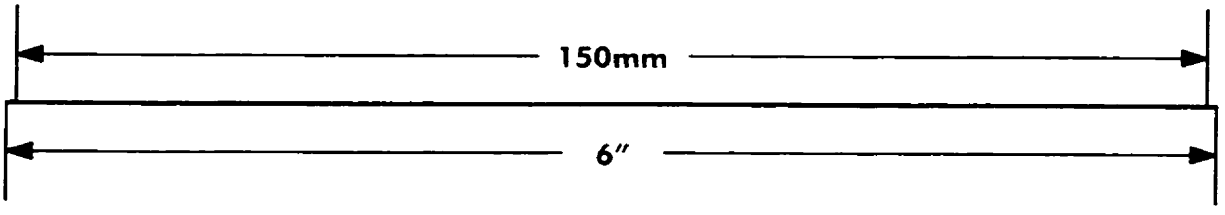
Tableau A.22: Indice de Shorrocks après avoir déduit certaines composantes du revenu(1994)

v	$S(v)$	$S(-vie)$	$S(-pen)$	$S(-cho)$	$S(-aid)$
1	0.0777	0.1074(38.2%)	0.0936(20.5%)	0.0904(16.3%)	0.1135(46.1%)
2	0.1460	0.1983(35.8%)	0.1736(18.9%)	0.1681(15.1%)	0.2109(44.5%)
3	0.2061	0.2756(33.7%)	0.2426(17.7%)	0.2354(14.2%)	0.2948(43.0%)
4	0.2593	0.3418(31.8%)	0.3022(16.5%)	0.2938(13.3%)	0.3673(41.7%)

v	$S(v)$	$S(-aut)$	$S(-imp)$	$S(-cap)$
1	0.0777	0.1250(60.9%)	0.0738(-5.0%)	0.0868(11.7%)
2	0.1460	0.2280(56.2%)	0.1392(-4.7%)	0.1620(11.0%)
3	0.2061	0.3135(52.1%)	0.1973(-4.3%)	0.2277(10.5%)
4	0.2593	0.3851(48.5%)	0.2491(-3.9%)	0.2851(09.9%)

IMAGE EVALUATION
TEST TARGET (QA-3)





APPLIED IMAGE, Inc
1653 East Main Street
Rochester, NY 14609 USA
Phone: 716/482-0300
Fax: 716/288-5989

© 1993, Applied Image, Inc., All Rights Reserved