



La Mesure de la Pauvreté en Economie

Patrick MOYES

GREThA UMR CNRS 5113

Cahiers du GREThA
n° 2008-06

GRETHA UMR CNRS 5113

Université Montesquieu Bordeaux IV

Avenue Léon Duguit - 33608 PESSAC - FRANCE

Tel : +33 (0)5.56.84.25.75 - Fax : +33 (0)5.56.84.86.47 - www.gretha.fr

La Mesure de la Pauvreté en Economie

Résumé

Ce papier présente la manière dont est traditionnellement appréhendée la mesure de la pauvreté en économie. Après un rappel de la définition du concept de pauvreté, j'examine successivement l'approche unidimensionnelle de la pauvreté, fondée sur le revenu ou la dépense, et l'approche multidimensionnelle, qui introduit des attributs non-monétaires. Le papier met l'accent sur les propriétés des mesures de la pauvreté, que l'on considère souhaitables, et sur leurs implications pour la forme des indices obtenus. J'insiste aussi sur l'approche en terme de dominance, qui permet de prendre explicitement en compte des points de vue divergents quant à la manière d'apprécier la pauvreté..

Mots-clés : Pauvreté, Indicateurs, Dominance stochastique

Poverty Measurement in Economics

Abstract

This paper gives an overview of the way the issue of poverty measurement is typically addressed in economics. After having briefly defined what is meant by poverty in economics, I examine successively the unidimensional approach to poverty based on the income or expenses, and the multidimensional approach, which introduces non-monetary attributes in addition to income. Particular emphasis is placed on those properties of the poverty measures, that are deemed reasonable, and on their implications for the structure of the corresponding indices. I also insist on the dominance approach, which allows one to take into account a large range of points of views concerning the way poverty should be assessed.

Key words: Poverty, Indices, Stochastic dominance

JEL : D30 ; D63 ; I32

La Mesure de la Pauvreté en Économie‡

1. INTRODUCTION

L'économiste est souvent appelé à donner son avis sur des questions telles que: (i) la pauvreté est-elle aujourd'hui plus importante en France qu'au Royaume-Uni? (ii) la pauvreté a-t-elle augmenté en France au cours des vingt dernières années? (iii) un système d'aides progressives est-il plus efficace du point de vue de la lutte contre la pauvreté que des aides non assorties à conditions de ressources? (iv) l'augmentation de la pauvreté que l'on observe au cours des dernières années est-elle imputable à tel groupe social plutôt qu'à tel autre? Les réponses aux questions précédentes nécessitent que l'on précise le *concept de pauvreté* et que l'on définisse des *mesures de la pauvreté* appropriées. D'une part, on peut a priori penser que la notion de pauvreté adoptée par les économistes est plus étroite – certains diraient plus réductrice – que celles retenues par le sociologue et le philosophe – parce que se limitant à la sphère monétaire. Je montrerai plus bas que ceci n'est pas le cas et que les économistes sont capables d'intégrer – sans doute imparfaitement – des dimensions de la pauvreté, qui ne font pas l'objet de valorisation par le marché. D'autre part, doit-on souscrire à la pratique de l'administration et de la plupart des organisations internationales pour lesquelles le pourcentage de pauvres dans une société traduit bien l'étendue de la pauvreté? Ou ne peut-on envisager des indicateurs plus élaborés permettant de prendre en compte les spécificités des situations individuelles face à la pauvreté?

Ce papier présente la manière dont la pauvreté est appréhendée par les économistes ainsi que les instruments qui ont été développés au cours des trente dernières années pour la mesurer. L'exposé ne sera pas exhaustif – du fait des limites de temps imparties et des préférences de l'auteur – mais il devrait toutefois présenter l'essentiel de la contribution de l'*économie normative* à la mesure de la pauvreté. Un souci constant de l'économiste est d'aboutir à un compromis acceptable entre la pertinence du concept de pauvreté retenu et la possibilité de quantifier l'étendue de la pauvreté. Les quatre questions précédentes font apparaître trois manières de mesurer la pauvreté. Les deux premières questions nécessitent seulement que l'on soit capable d'*ordonner* les situations du point de vue de la plus ou moins grande pauvreté. Pour répondre à la troisième question il est nécessaire de pouvoir *comparer des différences* de pauvreté. Enfin la dernière question suppose que l'on soit capable de *décomposer la pauvreté totale* en la somme des pauvretés des différents groupes qui constituent la société.

La présentation s'articulera autour de quatre thèmes: (i) le concept de pauvreté et l'identification de la population des pauvres; (ii) la mesure de la pauvreté unidimension-

‡ Ce papier reprend et développe le texte de la présentation faite lors de l'École Thématique CNRS de la Philosophie Économique *La Pauvreté dans les Pays Riches*, La Baume les Aix, 25–29 Septembre 2006. Je remercie les participants pour leurs commentaires et réactions, qui m'ont amené à revoir le texte de la présentation sur un certain nombre de points.

nelle; (iii) la mesure de la pauvreté multidimensionnelle; (iv) la relation entre pauvreté, inégalité et bien-être. Avant de procéder à l'examen successif des quatre thèmes précédents, je souhaiterais insister sur deux questions récurrentes dans ce papier.

Deux Conceptions de la Pauvreté

Il existe deux conceptions alternatives de la pauvreté faisant respectivement appel aux notions de *niveau de vie* et de *droits minimaux*. La première conception considère qu'un certain nombre de besoins essentiels tels que la nourriture, l'habillement et le logement doivent être satisfaits. La liste des besoins essentiels est plus ou moins exhaustive et peut varier en fonction des conditions géographiques, culturelles, religieuses voire historiques. La seconde approche considère que tout citoyen a le droit à un revenu minimum qu'il peut utiliser à sa convenance. Est alors comptée comme pauvre toute personne dont le revenu se situe au-dessous de ce revenu minimum. En pratique ces deux conceptions de la pauvreté sont souvent confondues: par exemple il est courant de décrire la pauvreté en termes de niveaux de vie mais de la mesurer à partir du revenu.

Diversité des Jugements de Valeur

Force est de reconnaître qu'il existe une grande diversité de points de vue en ce qui concerne les différents aspects de la pauvreté tels que notamment la ligne de pauvreté, la fonction de déficit [individuel] et la méthode d'agrégation. Plutôt que chercher à tout prix à imposer un point de vue au détriment des autres, la pratique consiste au contraire à admettre cette diversité et à proposer des mesures qui prennent en compte celle-ci. Cette démarche consensuelle, qui cherche à identifier les principes sur lesquels tout un chacun s'accorde, a naturellement un coût: il n'est généralement pas possible de trancher dans tous les cas de figure. En contrepartie, lorsqu'il est possible de conclure, alors on obtient un verdict qui ne devrait être remis en cause par aucun des experts souscrivant à ces principes. Cette démarche en terme de dominance est maintenant bien établie en économie normative et elle est appliquée avec un certain succès pour effectuer des comparaisons en termes de bien-être et d'inégalité.

2. LE CONCEPT DE PAUVRETÉ EN ÉCONOMIE

Le concept de pauvreté en économie met en jeu plusieurs éléments à la fois d'ordre qualitatif et quantitatif. Le premier élément porte sur la nature des biens et des attributs, dont la privation, totale ou partielle, est jugée socialement inacceptable. Les deuxième et troisième éléments concernent respectivement la période pendant laquelle la privation est endurée et les seuils de consommation en dessous desquels on estime qu'il y a pauvreté. Enfin, le dernier élément vise l'unité d'analyse – personne, ménage ou foyer – considérée comme la plus pertinente pour apprécier la pauvreté.

2.1. Les variables pertinentes

On adopte un point de vue paternaliste et on considère qu'un certain nombre de besoins

essentiels doivent être satisfaits. La liste de ces besoins peut être plus ou moins étendue: (i) biens de première nécessité tels que la nourriture, le logement, l'habillement, (ii) consommations de loisir tels que les repas au restaurant, le cinéma, les concerts. De même ces besoins peuvent varier au cours du temps ou entre les cultures. Une alternative consiste à avoir une approche subjective et à demander à chaque membre de la société d'indiquer son sentiment d'être ou pas en état de pauvreté. Cette seconde approche a ses mérites mais elle a été relativement peu utilisée notamment du fait des problèmes qu'elle pose tant au niveau de la collecte de l'information que des possibilités de comparaisons entre les individus ou entre les sociétés.

2.2. La période d'observation

De même les opinions peuvent différer en ce qui concerne le choix de la période de référence: un état de pauvreté transitoire n'est pas la même chose qu'un état de pauvreté chronique. Ici encore tout est matière de jugement de valeur: on peut considérer que la pauvreté transitoire n'est pas essentielle dans la mesure où elle ne constitue qu'une étape vers un état de non-pauvreté. Mais on pourrait tout aussi bien estimer que la société se doit de garantir à chacun et en toutes circonstances les ressources nécessaires pour éviter de se trouver – même pour une période transitoire – en situation de pauvreté. Une autre dimension de la pauvreté concerne l'éventualité de se trouver en état de pauvreté dans le futur. L'évaluation du risque de tomber en-deça du seuil de pauvreté pour un individu particulier est délicate mais il existe des techniques statistiques permettant d'estimer celui-ci à partir de données de panels.

2.3. La ligne de pauvreté

Pour chacun des besoins essentiels on détermine un seuil minimal – quantité de calories pour la nourriture, éléments de confort pour le logement – et on compte comme pauvre toute personne dont les consommations se situent en-deça de ces seuils.¹ Ceci conduit à une approche multidimensionnelle de la pauvreté où une personne est considérée comme pauvre dès lors qu'elle se trouve au-dessous du seuil de pauvreté pour chacun des biens essentiels. Cette approche a ses mérites mais on préfère généralement réduire l'analyse à une seule dimension en introduisant la notion de ligne de pauvreté. Celle-ci correspond au revenu minimum nécessaire pour acquérir les ressources permettant la satisfaction des besoins essentiels. Les experts peuvent être en désaccord en ce qui concerne les seuils de pauvreté pour chaque besoin élémentaire et donc pour la ligne de pauvreté. La technique classique consiste alors à reconnaître cette diversité d'opinions et à calculer – étant donné le choix d'un indicateur de pauvreté particulier – l'étendue de la pauvreté pour les différentes lignes de pauvreté. Une approche assez répandue – et utilisée principalement par les administrations

¹Compte tenu des besoins considérés il pourrait être légitime d'assimiler l'état de pauvreté à la non-satisfaction d'au moins un des besoins. Une autre manière de définir l'état de pauvreté serait de compter comme pauvre toute personne qui se situe en-deça du seuil pour chacun des besoins. Enfin une dernière possibilité suppose une certaine substituabilité entre les besoins, par exemple entre le cinéma et le restaurant. Je reviendrai sur la structure de la ligne de pauvreté lorsque j'examinerai l'approche multidimensionnelle.

gouvernementales – consiste à définir la ligne de pauvreté par référence à un quantile donné de la distribution des revenus: par exemple la moitié du revenu médian. Cette pratique pose plusieurs problèmes: (i) la ligne de pauvreté n'est plus exogène – déterminée à partir des seuils de besoins essentiels – et elle varie avec la distribution des revenus ce qui pose le problème de la signification des comparaisons de pauvreté entre pays par exemple; (ii) pauvreté et inégalité sont liées dans la mesure où la pauvreté ne saurait exister dans une situation de parfaite égalité.

2.4. L'unité d'analyse et la notion de besoin

S'intéresse-t-on à la pauvreté des familles, des ménages ou à celle des individus qui constituent ceux-ci? Traditionnellement on considère que c'est le bien-être de l'individu, qui doit faire l'objet de l'attention de l'économiste, et non celui du ménage. En effet le ménage est perçu comme un groupe d'individus, qui a un comportement propre plus ou moins en accord avec les aspirations de ses membres. Une difficulté pratique provient du fait qu'en règle générale les données statistiques disponibles n'indiquent que la consommation totale du ménage pour chacun des différents biens et non la distribution de celle-ci entre les membres du ménage. Ceci pose la difficile question du partage des ressources dans le ménage et force est de recourir à des hypothèses allant de l'inégalité extrême à l'égalité parfaite tout en sachant que la réalité se situe entre ces deux cas limite. Ceci est particulièrement crucial dans certaines cultures où l'on sait qu'il existe une forte discrimination liée au sexe par exemple dans la cellule familiale. Si on utilise l'information disponible pour le ménage, alors il est nécessaire de prendre en considération la taille et la composition du ménage. On conçoit aisément qu'un couple avec deux enfants ait davantage de besoins qu'un couple sans enfant. En effet le couple sans enfant devra mobiliser moins de ressources que le couple avec enfants pour garantir à chacun de ses membres un niveau de vie comparable à celui dont bénéficie chacun des membres du second ménage. Ce raisonnement suppose naturellement que les ménages ont un comportement égalitaire, ce qui est une hypothèse sujette à caution. La pratique courante consiste à ajuster les revenus observés au moyen d'échelles d'équivalence de manière à prendre en compte les différences de besoins liés à la taille et à la composition du ménage.²

3. LA PAUVRETÉ UNIDIMENSIONNELLE

Comment doit-on mesurer l'étendue de la pauvreté? Le pourcentage des pauvres dans la population constitue-t-il une mesure acceptable de la pauvreté? Ne doit-on pas plutôt con-

²Cette procédure présente un certain nombre de problèmes – dont certains d'ordre méthodologique [voir notamment Blundell et Lewbel (1991), Blackorby et Donaldson (1993)] – et il paraît préférable d'avoir recours à des techniques moins arbitraires dans la ligne des critères séquentiels proposés par Atkinson et Bourguignon (1987) [voir aussi Bourguignon (1989), Atkinson (1992), Jenkins et Lambert (1993), Chambaz et Maurin (1998), Bazen et Moyes (2003)]. Bien que ces nouvelles techniques – qui généralisent les critères de dominance que nous examinerons plus bas – aient démontré leur pertinence, il faut admettre que pour le moment la règle – à laquelle nous-mêmes n'échapperons pas ici – est plutôt d'utiliser la procédure d'ajustement au moyen des échelles d'équivalence. Fleurbaey, Hagneré et Trannoy (2003) ont récemment proposé une méthode qui constitue un compromis entre l'approche séquentielle et les échelles d'équivalence.

sidérer le déficit moyen de pauvreté? Faut-il – comme certains auteurs le suggèrent – intégrer l'inégalité dans la mesure de la pauvreté? Une mesure de pauvreté ne devrait-elle pas être décomposable afin de permettre de mesurer la contribution des différents groupes – sociaux, géographiques ou ethniques – à la pauvreté totale? Enfin faut-il admettre la possibilité de divergences d'opinions quant à la manière de mesurer la pauvreté et mettre l'accent sur la robustesse des résultats? Je supposerai dorénavant que les différentes questions examinées plus haut dans la Section 1 ont été résolues: liste des besoins essentiels retenus, choix de l'unité d'observation, choix de la période de référence, détermination de la ligne de pauvreté, prise en compte adéquate des différences de besoins. Pour illustrer mon propos j'utiliserai les distributions de revenus équivalents pour cinq pays calculées à partir de la base de données du Luxembourg Income Study. Afin de permettre des comparaisons entre pays les revenus ont été ajustés au moyen des parités de pouvoir d'achat de l'OCDE. Les différences de besoins des ménages ont été prises en compte au moyen de l'échelle d'équivalence de l'OCDE.³ Les pays retenus, ainsi que quelques statistiques élémentaires relatives aux distributions des revenus équivalents, sont indiqués dans le Tableau 1.

3.1. Notations préliminaires

Une *situation* ou *distribution* est une liste $\mathbf{x} := (x_1, \dots, x_{n(\mathbf{x})})$, où $x_i \in D := (0, v] \subseteq \mathbb{R}$ est le revenu de l'individu i et $n(\mathbf{x})$ la dimension de la distribution \mathbf{x} . Étant donné la ligne de pauvreté $z \in Z \subseteq D$, j'indique respectivement par $Q(z; \mathbf{x}) := \{i \in \{1, 2, \dots, n(\mathbf{x})\} \mid x_i < z\}$ la population des pauvres et par $q(z; \mathbf{x}) := \# Q(z; \mathbf{x})$ le nombre de pauvres dans la situation \mathbf{x} . Il est commode d'associer à la distribution \mathbf{x} sa permutée $\mathbf{x}_{(\cdot)} := (x_{(1)}, \dots, x_{(n(\mathbf{x}))})$ telle que les revenus sont rangés par ordre croissant i.e., $x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(n(\mathbf{x}))}$. Je note F_X la *fonction de distribution* ou *fonction de répartition* associée à la situation \mathbf{x} et définie par $F_X(s) := q(s; \mathbf{x})/n(\mathbf{x})$, pour tout $s \in D$. Un *indicateur* ou *indice de pauvreté* est une application $P : Z \times D^n \rightarrow \mathbb{R}$ telle que $P(z; \mathbf{x})$ représente le montant de pauvreté dans la situation \mathbf{x} quand la ligne de pauvreté est z .

3.2. Une liste d'indicateurs de pauvreté

J'indique ci-dessous à titre d'exemple les indicateurs de pauvreté les plus couramment utilisés dans la littérature.

$$\text{Proportion des pauvres: } PP(z; \mathbf{x}) := \frac{q(z; \mathbf{x})}{n(\mathbf{x})}$$

³En prenant pour référence le ménage consistant en un seul adulte, le revenu équivalent d'un ménage est obtenu en divisant son revenu total par un facteur, qui est une fonction isoélastique de sa taille. Plus précisément le revenu équivalent $E(y; m)$ d'un ménage de dimension m et ayant un revenu y est donné par la formule $E(y; m) = y/m^\epsilon$, où j'ai choisi $\epsilon = .5$. Buhmann, Rainwater, Schmaus et Smeeding (1988) ont montré qu'une telle spécification constituait une bonne approximation de la plupart des échelles d'équivalence couramment utilisées.

$$\text{Déficit de pauvreté: } DP(z; \mathbf{x}) := \frac{1}{n(\mathbf{x})} \sum_{i=1}^{q(z; \mathbf{x})} (z - x_{(i)})$$

$$\text{Déficit de pauvreté normalisé: } DPN(z; \mathbf{x}) := \frac{1}{n(\mathbf{x})} \sum_{i=1}^{q(z; \mathbf{x})} \left(\frac{z - x_{(i)}}{z} \right)$$

$$\text{Watts: } PW(z; \mathbf{x}) := \frac{1}{n(\mathbf{x})} \sum_{i=1}^{q(z; \mathbf{x})} \ln \left(\frac{z}{x_{(i)}} \right)$$

$$\text{Clark-Hemming-Ulph: } CHU_c(z; \mathbf{x}) := -\frac{1}{cn(\mathbf{x})} \sum_{i=1}^{q(z; \mathbf{x})} (z^c - x_{(i)}^c) \quad (c \leq 1)$$

$$\text{Foster-Greer-Thorbecke: } FGT_a(z; \mathbf{x}) := \frac{1}{n(\mathbf{x})} \sum_{i=1}^{q(z; \mathbf{x})} (z - x_{(i)})^{a-1} \quad (a \geq 1)$$

$$\text{Foster-Greer-Thorbecke normalisé: } FGT_a(z; \mathbf{x}) := \frac{1}{n(\mathbf{x})} \sum_{i=1}^{q(z; \mathbf{x})} \left(\frac{z - x_{(i)}}{z} \right)^{a-1} \quad (a \geq 1)$$

$$\text{Sen: } SEN(z; \mathbf{x}) := \sum_{i=1}^{q(z; \mathbf{x})} \frac{2i - 1}{n(\mathbf{x})^2} \left(\frac{z - x_{(i)}}{z} \right)$$

Jusqu'à une époque récente la *proportion de pauvres* était l'indicateur le plus utilisé par les organisations internationales pour mesurer la pauvreté. Une limite importante de cet indice est qu'une diminution du nombre de pauvres est compatible avec une augmentation de l'étendue de la pauvreté. Le *déficit de pauvreté*, qui représente le revenu nécessaire pour éliminer la pauvreté rapporté à la population totale, évite cet inconvénient. Le *déficit de pauvreté normalisé* exprime une idée similaire mais considère les écarts relatifs à la ligne de pauvreté plutôt que les écarts absolus. Les autres indicateurs ont été proposés respectivement par Watts (1968), Clark, Hemming et Ulph (1981), Foster, Greer et Thorbecke (1984) et Sen (1976). Le Tableau 2 indique l'étendue de la pauvreté dans chacun des cinq pays mesurée à partir des indices de pauvreté précédents et pour différentes valeurs de la ligne de pauvreté, tandis que le Tableau 3 donne le classement des pays – du moins pauvre au plus pauvre – qui en résulte.

3.3. Propriétés souhaitables pour un indicateur de pauvreté

Le Tableau 3 montre que le classement des pays du point de vue de la plus ou grande pauvreté est sensible au choix de l'indicateur retenu. Si le classement des pays n'est pas affecté par le choix de l'indicateur lorsque la ligne de pauvreté est fixée à 35 000 Euros, par contre il se modifie pour des valeurs plus élevées de celle-ci. Ainsi la substitution de l'indice de Sen à l'indice de Foster-Greer-Thorbecke – ou l'indice de Clark-Hemming-Ulph à l'indice de Watts –

inverse le classement du Royaume-Uni et des États Unis quand la ligne de pauvreté est passée de 35 000 Euros à 40 000 Euros. De même le Canada, qui est classé au-dessus de la Belgique par l'indice de Foster-Greer-Thorbecke lorsque la ligne de pauvreté est fixée à 55 000 Euros, se trouve-t-il dominé par celle-ci si on mesure la pauvreté à l'aide de l'indice de Sen. Au vu de ces résultats on peut se demander si certains indicateurs ne seraient pas plus pertinents que d'autres. Afin de juger de la plus ou moins grande pertinence d'un indicateur, j'introduis un certain nombre de conditions raisonnables que tout indicateur de pauvreté pourrait vérifier. Ces conditions indiquent de quelle manière un indicateur de pauvreté doit réagir à certaines modifications de la distribution des revenus.

Étant donné deux distributions \mathbf{x} et \mathbf{y} , je dirai que \mathbf{x} est obtenue à partir de \mathbf{y} au moyen:

d'une *permutation* si $\mathbf{x}_{(\cdot)} = \mathbf{y}_{(\cdot)}$;

d'une *réplication* si $\mathbf{x} = (\mathbf{y}; \dots; \mathbf{y})$;

d'un *incrément parmi les pauvres* s'il existe i tel que $x_i > y_i$ et $x_j = y_j$, pour tout $j \neq i$, où $y_i < z$;

d'un *décément parmi les pauvres* s'il existe i tel que $x_i < y_i$ et $x_j = y_j$, pour tout $j \neq i$, où que $y_i < z$;

d'un *incrément parmi les non-pauvres* s'il existe i tel que $x_i > y_i$ et $x_j = y_j$, pour tout $j \neq i$, où $y_i \geq z$;

d'un *transfert progressif parmi les pauvres* s'il existe deux individus i, j et $\Delta > 0$ tels que (i) $x_i = y_i + \Delta \leq y_j - \Delta = x_j$; (ii) $x_g = y_g$, pour tout $g \neq i, j$, où $y_j < z$;

d'un *transfert composite favorable parmi les pauvres* s'il existe quatre individus i, j, h, k et $\Delta > 0$ tels que (i) $x_i = y_i + \Delta \leq y_j - \Delta = x_j$; (ii) $x_h = y_h - \Delta < y_k + \Delta = x_k$; (iii) $y_j < x_k < z$; (iv) $x_g = y_g$, pour tout $g \neq i, j, h, k$.

Étant donné deux distributions \mathbf{x} , \mathbf{y} et la ligne de pauvreté $z \in Z$, les conditions que l'on impose traditionnellement sont les suivantes:

CONTINUITÉ [CONT]: $P(z; \mathbf{x})$ est continu en z et \mathbf{x} .

FOCUS [FOC]: Si on obtient \mathbf{x} partant de \mathbf{y} au moyen d'un incrément parmi les non-pauvres, alors $P(z; \mathbf{x}) = P(z; \mathbf{y})$.

SYMÉTRIE [SYM]: Si on obtient \mathbf{x} partant de \mathbf{y} au moyen d'une permutation, alors $P(z; \mathbf{x}) = P(z; \mathbf{y})$.

INVARIANCE AUX RÉPLICATIONS [REP]: Si on obtient \mathbf{x} partant de \mathbf{y} au moyen d'une réplication, alors $P(z; \mathbf{x}) = P(z; \mathbf{y})$.

MONOTONICITÉ [MON]: Si on obtient \mathbf{x} partant de \mathbf{y} au moyen d'un incrément parmi les pauvres, alors $P(z; \mathbf{x}) \leq P(z; \mathbf{y})$; si on obtient \mathbf{x} partant de \mathbf{y} au moyen d'un décrement parmi les pauvres, alors $P(z; \mathbf{x}) > P(z; \mathbf{y})$.

TRANSFERT [TR]: Si on obtient \mathbf{x} partant de \mathbf{y} au moyen d'un transfert progressif parmi les pauvres, alors $P(z; \mathbf{x}) < P(z; \mathbf{y})$.

SENSIBILITÉ AUX TRANSFERTS [STR]: Si on obtient \mathbf{x} partant de \mathbf{y} au moyen d'un transfert composite favorable parmi les pauvres, alors $P(z; \mathbf{x}) < P(z; \mathbf{y})$.

D'un point de vue pratique on peut souhaiter mesurer la contribution à la pauvreté totale de telle ou telle partie de la société. Considérons une distribution \mathbf{x} de dimension n et supposons que la population totale soit partitionnée en G groupes. Je note n_g le nombre d'individus dans le groupe g et j'utilise $\mathbf{n} := (n_1; \dots; n_G)$ pour représenter la partition de la population. On a alors $\mathbf{x} = (\mathbf{x}^1; \dots; \mathbf{x}^G)$, où $\mathbf{x}^g := (x_1^g, \dots, x_{n_g}^g)$ est la situation du groupe g . La condition suivante requiert que la pauvreté totale puisse s'exprimer comme la somme pondérée des pauvretés dans chaque groupe, les pondérations étant égales aux parts dans la population totale des différents groupes.

DÉCOMPOSABILITÉ [DEC]: $P(z; \mathbf{x}) = \frac{n_1}{n} P(z; \mathbf{x}^1) + \dots + \frac{n_G}{n} P(z; \mathbf{x}^G)$, pour tout \mathbf{x} et toute partition $\mathbf{n} := (n_1; \dots; n_G)$.

Une conséquence immédiate de la condition précédente est que la pauvreté totale ne saurait diminuer lorsque la pauvreté dans une partie de la population augmente. Cette propriété suppose une certaine indépendance quant à l'incidence sur le classement en terme de la pauvreté de certaines modifications des distributions. Je note $\mathbf{x}^{-i}(u) := (x_1^{-i}(u), \dots, x_{n(\mathbf{x})}^{-i}(u))$ avec $x_j^{-i}(u) := x_j$, pour tout $j \neq i$, et $x_i^{-i}(u) := u$, la distribution obtenue en remplaçant le revenu de l'individu i dans la situation \mathbf{x} par le revenu u .

INDÉPENDANCE [IND]: Si $P(z; \mathbf{x}) = P(z; \mathbf{y})$ et s'il existe i tel que $x_i = y_i < z$, alors $P(z; \mathbf{x}^{-i}(u)) = P(z; \mathbf{y}^{-i}(u))$, pour tout $u \in D$ tel que $u < z$.

Le Tableau 4 indique parmi les conditions précédentes celles qui sont vérifiées par les indices de pauvreté définis plus haut. Dès lors que $a \geq 3$ l'indice FGT_a satisfait à toutes les conditions. Si $a < 3$, alors seule la condition STR n'est pas vérifiée; si $a < 2$, alors il faut ajouter la condition TR. L'indice de Sen viole la condition DEC – de même que la condition IND qui n'est pas sans rapport avec DEC – mais il vérifie toutes les autres conditions à l'exception de STR.⁴ Les indices FGT_a apparaissent particulièrement intéressants au vu des conditions précédentes: en fait on peut montrer que ce sont à peu près les seuls indicateurs de pauvreté qui possèdent ces propriétés.

⁴On pourra se reporter à Foster (1984) pour un examen détaillé de l'indice de Sen et de ses nombreuses variantes. En ce qui me concerne, je mettrai l'accent sur les indices de pauvreté décomposables qui se situent dans le cadre de l'approche *welfariste*.

PROPOSITION 1 [Ebert et Moyes (2002)]. *L'indice de pauvreté P vérifie les conditions CONT, FOC, SYM, MON et IND, si et seulement si, il existe $f : Z \times D \rightarrow \mathbb{R}$ telle que*

$$(1) \quad P(z; \mathbf{x}) = f^{-1} \left(z, \frac{1}{n(\mathbf{x})} \left[\sum_{i=1}^{q(z; \mathbf{x})} f(z; x_{(i)}) + \sum_{i=q(z; \mathbf{x})+1}^{n(\mathbf{x})} f(z; z) \right] \right),$$

où $f(z; t)$ est continue et décroissante en t , pour tout $t \in D$ tel que $t \leq z$, et où $f^{-1}(z; t)$ est l'inverse de $f(z; t)$ par rapport à t .

Une conséquence immédiate du résultat précédent est que les conditions CONT, FOC, SYM, MON et IND garantissent que P vérifie REP et DEC. J'ai jusqu'à présent considéré que la ligne de pauvreté était fixée. On peut souhaiter que l'indice de pauvreté réagisse de manière appropriée à une modification de la ligne de pauvreté, ce que les deux conditions suivantes expriment.

INVARIANCE À L'HOMOTÉTIE [IH]: Si $P(z; \mathbf{x}) = P(z; \mathbf{y})$, alors $P(\lambda z; \lambda \mathbf{x}) = P(\lambda z; \lambda \mathbf{y})$, pour tout \mathbf{x}, \mathbf{y} , tout z et tout $\lambda > 0$.

La condition IH indique que si deux situations sont équivalentes pour une ligne de pauvreté donnée et si les revenus individuels et de la ligne de pauvreté varient dans la même proportion, alors il en sera de même pour les deux nouvelles situations. Par contre rien ne garantit que le niveau de pauvreté initial restera inchangé suite à une modification proportionnelle des revenus et de la ligne de pauvreté.

INVARIANCE À LA TRANSLATION [IT]: Si $P(z; \mathbf{x}) = P(z; \mathbf{y})$, alors $P(z + \gamma; \mathbf{x} + \gamma \mathbf{1}_{n(\mathbf{x})}) = P(z + \gamma; \mathbf{y} + \gamma \mathbf{1}_{n(\mathbf{y})})$, pour tout \mathbf{x}, \mathbf{y} , tout z et tout γ , où $\mathbf{1}_{n(\mathbf{x})}$ et $\mathbf{1}_{n(\mathbf{y})}$ sont les vecteurs unité de dimension $n(\mathbf{x})$ et $n(\mathbf{y})$, respectivement.

La condition IT exprime la même idée que précédemment lorsque tous les revenus individuels et la ligne de pauvreté augmentent ou diminuent d'un montant égal. Toutefois cette transformation uniforme des revenus et de la ligne de pauvreté ne laissera pas nécessairement inchangé le niveau de pauvreté. Si on ajoute les conditions IH et IT aux conditions utilisées dans la Proposition 1, alors on obtient des indicateurs de pauvreté identiques – à une transformation croissante près – aux indices FGT_a .

PROPOSITION 2 [Ebert et Moyes (2002)]. *L'indice de pauvreté P vérifie les conditions CONT, FOC, SYM, MON, IND, IH et IT, si et seulement si, il existe $g : Z \times D \rightarrow \mathbb{R}$ telle que*

$$(2) \quad P(z; \mathbf{x}) = g \left(\frac{1}{n(\mathbf{x})} \sum_{i=1}^{q(z; \mathbf{x})} \left(\frac{z - x_{(i)}}{z} \right)^{a-1}, z \right) \quad (a > 1) \text{ et}$$

$$(3) \quad P(z; \mathbf{x}) = g \left(\frac{1}{n(\mathbf{x})} \sum_{i=1}^{q(z; \mathbf{x})} (z - x_{(i)})^{a-1}, z \right) \quad (a > 1),$$

où $g(z; t)$ est continue et croissante en t , pour tout $t \in D$ tel que $t \leq z$.

Le résultat précédent laisse toutefois subsister une certaine indétermination quant à la forme précise des indicateurs de pauvreté, que les deux conditions suivantes permettent de lever.

HOMOGENÉITÉ 0 [HOM]: $P(\lambda z; \lambda \mathbf{x}) = P(z; \mathbf{x})$, pour tout \mathbf{x} , tout z et tout $\lambda > 0$.

TRANSLATIVITÉ 0 [TRA]: $P(z + \gamma; \mathbf{x} + \gamma \mathbf{1}_{n(\mathbf{x})}) = P(z; \mathbf{x})$, pour tout \mathbf{x} , tout z et tout γ .

La condition HOM est plus forte que la condition IH: la pauvreté reste inchangée suite à des modifications proportionnelles des revenus et de la ligne de pauvreté. La même remarque vaut pour TRA: l'addition ou la soustraction d'un même montant à tous les revenus et à la ligne de pauvreté ne modifie pas la valeur de l'indice. On obtient alors:

PROPOSITION 3 [Ebert et Moyes (2002)]. *L'indice de pauvreté P vérifie les conditions CONT, FOC, SYM, MON, IND, IH, IT et HOM, si et seulement si:*

$$(4) \quad P(z; \mathbf{x}) = \frac{1}{n(\mathbf{x})} \sum_{i=1}^{q(z; \mathbf{x})} \left(\frac{z - x_{(i)}}{z} \right)^{a-1} \quad (a > 1).$$

L'indice de pauvreté P vérifie les conditions CONT, FOC, SYM, MON, IND, IH, IT et TRA, si et seulement si:

$$(5) \quad P(z; \mathbf{x}) = \frac{1}{n(\mathbf{x})} \sum_{i=1}^{q(z; \mathbf{x})} (z - x_{(i)})^{a-1} \quad (a > 1).$$

On vérifie sans difficulté que les conditions TR et STR sont satisfaites dès lors que $a > 2$ et $a > 3$, respectivement.

3.4. L'approche en terme de dominance

La discussion précédente a montré comment il était possible d'obtenir les indices FGT_a à partir d'un certain nombre de propriétés. Ces indices ont la propriété d'être décomposables et d'être plus ou moins sensibles à la distribution des revenus des pauvres suivant la valeur du paramètre a . En fait l'attrait de la famille FGT_a va bien au-delà de ces deux propriétés ainsi que nous allons le voir.

J'ai à plusieurs reprises évoqué le fait que les opinions pouvaient différer quant à la pauvreté et qu'une démarche raisonnable consistait à prendre en compte cette diversité de points de vue. Je concentrerai ici mon attention sur deux composantes des indices de pauvreté qui peuvent faire l'objet de désaccord: la ligne de pauvreté et la fonction de déficit. Soit la famille d'indices de pauvreté

$$(6) \quad P(z; \mathbf{x}) := \frac{1}{n(\mathbf{x})} \sum_{i=1}^{n(\mathbf{x})} p(z; x_i),$$

où $p(z; t)$ est la *fonction de déficit*. Tous les indices de pauvreté que j'ai introduits plus haut – à l'exception notable de l'indice de Sen – peuvent s'écrire sous la forme (6) en choisissant de manière appropriée la fonction $p(z; t)$ [voir par exemple Atkinson (1987)]. J'ai représenté dans la Figure 1 les fonctions de déficit correspondant aux indices de pauvreté PP , DP , PW , CHU_c et FGT_a pour des valeurs particulières des paramètres c et a . Supposons que nous cherchions à obtenir un consensus en ce qui concerne le classement de deux situations du point de vue de la plus ou moins grande pauvreté. Une technique simple consiste à déclarer que la pauvreté est moindre dans la situation \mathbf{x} que dans la situation \mathbf{y} si tous les indices de pauvreté définis en (6) indiquent que $P(z; \mathbf{x}) \leq P(z; \mathbf{y})$, et ce quelque soit le choix de la fonction de déficit $p(z; t)$ et de la ligne de pauvreté z [voir Foster et Shorrocks (1988)]. La question suivante est naturellement de délimiter la classe des indices de pauvreté au sein de laquelle on cherche à établir le consensus. On note que les indices de pauvreté de la forme (6) vérifient les conditions CONT, FOC, SYM, REP, IND et DEC. Par contre rien ne permet d'affirmer que ces indices sont monotones et sensibles à la distribution des revenus entre les pauvres. L'introduction de conditions de plus en plus contraignantes pour la fonction de déficit permet de définir trois grandes classes d'indicateurs de pauvreté.

On vérifie facilement que P satisfait à la condition MON si et seulement si la fonction de déficit est décroissante. Si $p(z; t)$ est dérivable par rapport à t , alors cela signifie que

$$(7) \quad p_t(z; t) \leq 0, \quad \text{pour tout } t \in D \text{ et tout } z \in Z,$$

où $p_t(z; t)$ indique la dérivée première de $p(z; t)$ par rapport au revenu individuel t . Le problème est que, s'il est facile de définir le consensus, par contre il est plus difficile de vérifier qu'il est bien réalisé. Le résultat suivant indique une procédure simple permettant de conclure qu'il y a moins de pauvreté en \mathbf{x} qu'en \mathbf{y} , quelle que soit la ligne de pauvreté et quelle que soit la fonction de déficit dès lors que cette dernière est décroissante.

PROPOSITION 4. *Soit $Z = D$ et deux situations \mathbf{x} et \mathbf{y} . Les trois énoncés ci-dessous sont équivalents:*

- (a) $P(z; \mathbf{x}) \leq P(z; \mathbf{y})$, pour $z \in Z$ et tout P vérifiant la condition MON.
- (b) $FGT_1(z; \mathbf{x}) \leq FGT_1(z; \mathbf{y})$, pour tout $z \in Z$.
- (c) $F_X(s) \leq F_Y(s)$, pour tout $s \in Z$.

La procédure consiste à comparer les fonctions de distribution F_X et F_Y des situations \mathbf{x} et \mathbf{y} : si la fonction de distribution de \mathbf{x} ne se trouve jamais au-dessus de la fonction de distribution de \mathbf{y} – on dit que \mathbf{x} *domine stochastiquement \mathbf{y} au premier ordre* – alors on est sûr que \mathbf{x} sera classé au-dessus de \mathbf{y} par tout indice de pauvreté de la forme (6) avec une fonction de déficit décroissante et ce quelle que soit la ligne de pauvreté retenue. Il est intéressant de

noter que le classement des distributions que l'on obtient est identique à celui engendré par l'indicateur de pauvreté FGT_a lorsque la ligne de pauvreté prend toutes les valeurs possibles et que $a = 1$. J'ai représenté dans la Figure 2 les fonctions de distributions des cinq pays retenus à titre d'illustration. On note que la Norvège domine stochastiquement au premier ordre tous les autres pays: la fonction de distribution des revenus équivalents de ce pays est partout située en-dessous de toutes les autres fonctions de distribution. Il en résulte que la Norvège sera toujours classée au-dessus du Royaume Uni, de la Belgique, des États Unis et du Canada par tout indice de pauvreté vérifiant la condition MON. Ceci est illustré par le Tableau 2, qui montre que la pauvreté en Norvège est inférieure à la pauvreté dans chacun des autres pays pour les six indicateurs et les trois lignes de pauvreté que j'ai retenus. Par contre les fonctions de distribution du Royaume Uni, de la Belgique, des États Unis et du Canada se coupent au moins une fois ce qui rend le classement de ces pays par la dominance stochastique au premier ordre impossible. Il est alors toujours possible de trouver (i) deux indices monotones de la forme (6) et une ligne de pauvreté, ou (ii) un indice monotone et deux lignes de pauvreté, tels que ces pays seront classés de manière différente. Ainsi, lorsque la ligne de pauvreté est fixée à 55 000 Euros, l'indice DP indique qu'il y a moins de pauvreté en Belgique qu'au Canada alors que selon l'indice FGT_a avec $a = 3$ c'est le contraire. De même on observe qu'il y a plus de pauvreté aux États Unis qu'au Royaume Uni lorsque la ligne de pauvreté est fixée à 40 000 Euros selon l'indice DP , alors que c'est la situation inverse qui se produit quand ligne de pauvreté atteint 55 000 Euros.

Un indicateur comme PP se trouve – si on néglige la discontinuité au niveau de la ligne de pauvreté – dans la classe des indices considérés dans la Proposition 4.⁵ Une limite de cet indice – à l'origine de l'article pionnier de Sen – est qu'il ne vérifie pas la condition TR: un transfert progressif parmi les pauvres n'entraîne pas automatiquement une réduction de la valeur de l'indice. Si l'on souhaite que la pauvreté diminue suite à un tel transfert, alors il faut et il suffit que la fonction de déficit soit convexe par rapport au revenu individuel:

$$(8) \quad p_{tt}(z; t) \geq 0, \quad \text{pour tout } t \in D \text{ et tout } z \in Z,$$

où $p_{tt}(z; t)$ indique la dérivée seconde de $p(z; t)$ par rapport au revenu individuel t . On obtient alors le résultat suivant qui indique le test statistique à mettre en œuvre pour vérifier le consensus lorsque la fonction de déficit est décroissante et convexe et que la ligne de pauvreté varie.

PROPOSITION 5. *Soit $Z = D$ et deux situations \mathbf{x} et \mathbf{y} . Les trois énoncés ci-dessous sont équivalents:*

$$(a) \quad P(z; \mathbf{x}) \leq P(z; \mathbf{y}), \quad \text{pour } z \in Z \text{ et tout } P \text{ vérifiant les conditions MON et TR.}$$

⁵Mathématiquement il est toujours possible d'approximer la fonction de déficit correspondant à l'indice PP par une fonction continue et dérivable aussi précisément qu'on le souhaite.

(b) $FGT_2(z; \mathbf{x}) \leq FGT_2(z; \mathbf{y})$, pour tout $z \in Z$.

(c) $\int_{-\infty}^s F_X(\xi) d\xi \leq \int_{-\infty}^s F_Y(\xi) d\xi$, pour tout $s \in Z$.

Le résultat précédent affirme que, si l'intégrale de la fonction de distribution de \mathbf{x} ne se trouve jamais au-dessus de l'intégrale de la fonction de distribution de \mathbf{y} – on dit que \mathbf{x} domine stochastiquement \mathbf{y} au second ordre – alors on est assuré que \mathbf{x} sera classé au-dessus de \mathbf{y} par tout indice de pauvreté de la forme (6) avec une fonction de déficit décroissante et convexe, et ce quelle que soit la ligne de pauvreté retenue. Ici encore la relation avec la famille des indicateurs FGT_a est à noter: le classement des distributions que l'on obtient est identique à celui engendré par l'indicateur de pauvreté FGT_a lorsque la ligne de pauvreté décrit l'intervalle des revenus et que $a = 2$. La Figure 3, qui indique les intégrales des fonctions de distributions, fait apparaître trois groupes de pays. On trouve aux deux extrêmes le Royaume Uni, qui est dominé par tous les pays à l'exception des États Unis, et la Norvège, qui domine l'ensemble des pays. Ce dernier résultat n'est pas surprenant dans la mesure où la dominance stochastique au premier ordre classait la Norvège au-dessus de tous les autres pays. La dominance stochastique au second ordre ne permet pas de départager la Belgique, les États Unis et le Canada, qui occupent une position intermédiaire.

On peut souhaiter aller encore plus loin et désirer que la pauvreté diminue suite à un transfert composite favorable. On peut montrer que l'indicateur de pauvreté P vérifie la condition STR si et seulement si la dérivée tierce de la fonction de déficit est non-positive. Plus précisément

$$(9) \quad p_{ttt}(z; t) \leq 0, \quad \text{pour tout } t \in D \text{ et tout } z \in Z,$$

où $p_{ttt}(z; t)$ indique la dérivée troisième de $p(z; t)$ par rapport au revenu individuel t . Ici encore le test statistique à mettre en œuvre pour vérifier le consensus lorsque la fonction de déficit est décroissante, convexe et à dérivée tierce non-positive est relativement simple.

PROPOSITION 6. Soit $Z = D$ et deux situations \mathbf{x} et \mathbf{y} . Les trois énoncés ci-dessous sont équivalents:

(a) $P(z; \mathbf{x}) \leq P(z; \mathbf{y})$, pour $z \in Z$ et tout P vérifiant les conditions MON, TR et STR.

(b) $FGT_3(z; \mathbf{x}) \leq FGT_3(z; \mathbf{y})$, pour tout $z \in Z$.

(c) $\int_{-\infty}^s \int_{-\infty}^{\xi} F_X(\zeta) d\zeta d\xi \leq \int_{-\infty}^s \int_{-\infty}^{\xi} F_Y(\zeta) d\zeta d\xi$, pour tout $s \in Z$.

Pour que \mathbf{x} soit classé au-dessus de \mathbf{y} par tout indice de pauvreté de la forme (6) avec une fonction de déficit décroissante et convexe à taux décroissant il faut et il suffit que la double intégrale de la fonction de distribution de \mathbf{x} ne se trouve jamais au-dessus de la double

intégrale de la fonction de distribution de \mathbf{y} : on dit dans ce cas que \mathbf{x} *domine stochastiquement* \mathbf{y} *au troisième ordre*. De manière équivalente la pauvreté en \mathbf{x} est toujours inférieure à la pauvreté en \mathbf{y} , et ce quelle que soit la ligne de pauvreté, lorsqu'on mesure celle-ci à l'aide de l'indice FGT_a et que $a = 3$. J'ai représenté dans la Figure 4 les intégrales doubles des fonctions de distributions du Royaume Uni, de la Belgique, des États Unis, du Canada et de la Norvège. Seules deux paires de pays ne sont pas comparables: le Royaume Uni et les États Unis d'une part, la Belgique et le Canada d'autre part. Cela signifie qu'il est possible dans chaque cas de trouver (i) deux indicateurs de pauvreté dans la classe et une ligne de pauvreté, ou (ii) un indicateur de pauvreté dans la classe et deux lignes de pauvreté, tels que les pays soient classés de manière opposée.⁶

Les conditions (c) – ou de manière analogue les conditions (b) – des Propositions 4, 5 et 6 sont facilement vérifiables: les Tableaux 5, 6 et 7 indiquent les classements des cinq pays obtenus lorsqu'on applique la règle consensuelle aux trois classes d'indices de pauvreté (6) et qu'on fait varier la ligne de pauvreté. Dans l'illustration que j'ai retenue, la ligne de pauvreté décrit l'étendue des revenus considérés. On peut estimer que ceci est trop restrictif et s'accorder pour faire varier la ligne de pauvreté entre deux limites z^- et z^+ avec $z^- < z^+$. On obtiendrait dans ce cas des résultats analogues aux précédents à ceci près que maintenant les conditions (c) ne devraient être vérifiées que sur l'intervalle défini par ces seuils limites de pauvreté.

4. LA PAUVRETÉ MULTIDIMENSIONNELLE

J'ai jusqu'à présent opté pour une approche unidimensionnelle où le revenu – ou de manière plus exacte la dépense – permettait de qualifier la situation de son détenteur au regard de la pauvreté. Il existe toutefois un certain nombre de raisons qui militent pour une approche multidimensionnelle de la pauvreté. En premier lieu le bien-être de chaque individu, qui permet d'apprécier s'il se trouve ou non en état de pauvreté, dépend de son revenu mais aussi de variables non-matérielles. Certes un revenu élevé permet à une personne d'améliorer sa situation en terme de consommation de biens marchands. Mais il se peut dans le même temps qu'il n'existe pas de marché pour certains attributs – on peut penser aux biens publics par exemple – ou que les biens disponibles sur ces marchés soient rationnés. Le revenu constitue alors un indicateur imparfait du niveau de vie et il doit être complété par d'autres variables relatives au niveau d'éducation, à l'état de santé ou encore à la consommation de biens publics. En second lieu la nature multidimensionnelle du bien-être est au cœur de l'approche en termes de *capacités* et de *fonctionnalités* développée par Sen (1985). Les capacités sont généralement mesurés à partir d'attributs tels que le degré d'alphabétisation, l'espérance de

⁶Bien que ceci n'apparaisse pas dans le Tableau 3 compte tenu des indices et des lignes de pauvreté retenus, l'examen de la Figure 4 suggère comment aboutir à un tel résultat. Il suffit pour ce faire de retenir l'indice de pauvreté de Foster-Greer-Thorbecke avec $a = 3$ et de choisir pour la ligne de pauvreté des valeurs se situant de part et d'autre des revenus pour lesquels les intégrales doubles des fonctions de distribution des deux pays se coupent.

vie mais en aucun cas à partir du seul revenu. Un exemple d'une mesure multidimensionnelle du bien-être est fourni par l'*indice de développement humain* (IDH) des Nations Unis. Ce dernier indique le niveau de vie d'un pays à partir de l'espérance de vie moyenne, du revenu national par tête et du niveau moyen d'éducation.⁷ Enfin on peut estimer que l'approche en termes de droits minimaux, qui reconnaît à chacun l'entière liberté de disposer de son revenu comme il l'entend, va peut-être trop loin. En effet un individu peut utiliser son revenu pour des consommations néfastes pour sa santé – et en fin de compte pour son bien-être – plutôt qu'à la réalisation des besoins essentiels. Ainsi un individu pourra-t-il être considéré comme n'étant pas en état de pauvreté sur la base de son revenu, alors que l'observation de ses consommations le rangerait sans équivoque possible dans la population des pauvres.

4.1. Notations préliminaires

La démarche examinée plus haut, lorsqu'on définit l'état de pauvreté sur la base du seul revenu ou dépense, se généralise assez naturellement au cas où la pauvreté est déterminée à partir de plusieurs attributs. Supposons que la pauvreté puisse être appréciée à partir de $m \geq 2$ attributs et que ceux-ci soient cardinalement mesurables.⁸ Je supposerai pour simplifier l'exposé que le nombre d'individus est fixé et égal à n ($n \geq 2$): la démarche s'étend sans difficulté au cas où on considère des populations de tailles distinctes. Une *situation* pour une société de n individus est une matrice

$$(10) \quad \mathbf{X} = [\mathbf{x}^1; \dots; \mathbf{x}^m] = \begin{bmatrix} x_1^1 & \cdots & x_1^h & \cdots & x_1^m \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ x_i^1 & \cdots & x_i^h & \cdots & x_i^m \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ x_n^1 & \cdots & x_n^h & \cdots & x_n^m \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{x}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{x}_i \\ \vdots \\ \mathbf{x}_n \end{bmatrix}$$

où \mathbf{x}^h représente la manière dont l'attribut h est distribué entre les n individus, \mathbf{x}_i indique les quantités des différents attributs dont bénéficie l'individu i , et $x_i^h \in D^h := (0, v^h] \subseteq \mathbb{R}$ décrit la situation de l'individu i au regard de l'attribut h . La ligne de pauvreté multidimensionnelle est la donnée d'un vecteur $\mathbf{z} := (z^1, \dots, z^m)$, où $z^h \in Z^h \subseteq D^h$ est la ligne de pauvreté pour l'attribut h .

Une difficulté inhérente à la nature multidimensionnelle du problème a trait à la définition de la population des pauvres. On peut concevoir au moins deux manières de définir l'état de pauvreté: le choix d'une définition ou de l'autre aura des conséquences importantes tant pour la quantification de la pauvreté que pour les propriétés des indices de pauvreté.

⁷L'IDH est une mesure agrégée du bien-être social insensible à la distribution de l'espérance de vie, du niveau d'éducation et du revenu au sein de la population. Des distributions très différentes de ces trois variables peuvent conduire à des valeurs identiques de l'IDH, ce qui constitue une limite importante de cet indice.

⁸On se retrouve ici face à une difficulté récurrente dans l'appréciation de la pauvreté – et plus généralement du bien-être – à savoir la nature des variables considérées. Si le revenu et la dépense sont des variables cardinales, par contre on peut hésiter à qualifier comme telles des variables comme le degré d'alphabétisation, l'espérance de vie ou encore la participation à la vie sociale.

VERSION 1. Une première possibilité est de considérer qu'un individu est pauvre si la quantité de chaque l'attribut auquel il a accès est inférieure au seuil de pauvreté pour ce dernier. Autrement dit un individu sera qualifié de pauvre s'il est pauvre en chaque attribut. La population des pauvres est notée

$$(11) \quad Q^1(\mathbf{z}; \mathbf{X}) := \{i \in \{1, 2, \dots, n\} \mid x_i^h < z^h, \forall h\}$$

et le nombre de pauvres est $q^1(\mathbf{z}; \mathbf{X}) := \# Q^1(\mathbf{z}; \mathbf{X})$.

VERSION 2. Une seconde possibilité consiste à déclarer qu'un individu est pauvre dès lors qu'il est pauvre en au moins un attribut. Dans ce cas la population des pauvres devient

$$(12) \quad Q^2(\mathbf{z}; \mathbf{X}) := \{i \in \{1, 2, \dots, n\} \mid x_i^h < z^h, \exists h\}$$

et $q^2(\mathbf{z}; \mathbf{X}) := \# Q^2(\mathbf{z}; \mathbf{X})$ représente le nombre de pauvres correspondant.

Il est clair que le nombre de pauvres au sens de la seconde définition sera en général supérieur au nombre de pauvres selon la première acceptation. Une difficulté liée à la seconde définition est qu'un individu, qui est pauvre en deux attributs, sera compté deux fois. En effet $Q^2(\mathbf{z}; \mathbf{X}) = \bigcup_{h=1}^m Q^h(z^h; \mathbf{x}^h)$, où $Q^h(z^h; \mathbf{x}^h)$ est la population des pauvres en attribut h . Une manière simple de résoudre ce problème consiste (i) à définir l'ensemble des riches comme les individus dont les consommations en chaque attribut sont supérieures ou égales au seuil de pauvreté, et (ii) à définir l'ensemble des pauvres comme le complémentaire de l'ensemble des riches dans la population totale. La Figure 4 permet de comparer les deux définitions précédentes de la pauvreté: les ensembles $Q^1(\mathbf{z}; \mathbf{X})$ et $Q^2(\mathbf{z}; \mathbf{X})$ correspondent aux zones ombrées. Un *indice* ou *indicateur de pauvreté multidimensionnelle* est une application $P : \mathcal{Z} \times \mathbb{D} \longrightarrow \mathbb{R}$ avec $\mathcal{Z} := Z^1 \times \dots \times Z^m$ et $\mathbb{D} := [D^1 \times \dots \times D^m]^n$ telle que $P(\mathbf{z}; \mathbf{X})$ mesure le montant de pauvreté dans la situation \mathbf{X} quand la ligne de pauvreté est \mathbf{z} .

4.2. Propriétés souhaitables pour un indicateur de pauvreté multidimensionnel

Comme dans le cas unidimensionnel je considèrerai un certain nombre de propriétés qu'un indicateur de pauvreté multidimensionnelle pourrait posséder. Je commencerai par proposer des conditions qui sont des adaptations naturelles des propriétés utilisées dans l'approche unidimensionnelle et qui n'exploitent pas le caractère multidimensionnel de la pauvreté. L'énoncé précis de ces conditions nécessite que je définisse dans un premier temps un certain nombre de transformations élémentaires des situations. Étant donné deux situations \mathbf{X} et \mathbf{Y} , je dirai que \mathbf{X} est obtenue à partir de \mathbf{Y} au moyen:

d'une *permutation* si \mathbf{X} est égale à \mathbf{Y} à une permutation des lignes près;

d'un *incrément parmi les pauvres* s'il existe un individu i et un attribut h tels que (i) $x_i^h > y_i^h$, où $y_i^h < z^h$; (ii) $x_j^h = y_j^h$, pour tout $j \neq i$; (iii) $x_j^k = y_j^k$, pour tout j et pour tout $k \neq h$;

d'un *décroissement parmi les pauvres* s'il existe un individu i et un attribut h tels que (i) $x_i^h < y_i^h$, où $y_i^h < z^h$; (ii) $x_j^h = y_j^h$, pour tout $j \neq i$; (iii) $x_j^k = y_j^k$, pour tout j et pour tout $k \neq h$;

d'un *incrément parmi les non-pauvres* s'il existe un individu i et un attribut h tels que (i) $x_i^h > y_i^h$, où $y_i^h \geq z^h$; (ii) $x_j^h = y_j^h$, pour tout $j \neq i$; (iii) $x_j^k = y_j^k$, pour tout j et pour tout $k \neq h$;

d'un *transfert progressif parmi les pauvres* s'il existe deux individus i, j , un attribut h et $\Delta > 0$ tels que (i) $x_i^h = y_i^h + \Delta \leq y_j^h - \Delta = x_j^h$, où $y_j^h < z^h$; (ii) $x_g^h = y_g^h$, pour tout $g \neq i, j$; (iii) $x_g^k = y_g^k$, pour tout g et tout $k \neq h$.

Étant donné deux situations \mathbf{X}, \mathbf{Y} et la ligne de pauvreté $\mathbf{z} \in \mathcal{Z}$, il est naturel d'imposer les conditions suivantes:

CONTINUITÉ [CONT]: $P(\mathbf{z}; \mathbf{X})$ est continu en \mathbf{z} et \mathbf{X} .

FOCUS [FOC]: Si on obtient \mathbf{X} partant de \mathbf{Y} au moyen d'un incrément parmi les non-pauvres, alors $P(\mathbf{z}; \mathbf{X}) = P(\mathbf{z}; \mathbf{Y})$.

SYMÉTRIE [SYM]: Si on obtient \mathbf{X} partant de \mathbf{Y} au moyen d'une permutation, alors $P(\mathbf{z}; \mathbf{X}) = P(\mathbf{z}; \mathbf{Y})$.

MONOTONICITÉ [MON]: Si on obtient \mathbf{X} partant de \mathbf{Y} au moyen d'un incrément parmi les pauvres, alors $P(\mathbf{z}; \mathbf{X}) \leq P(\mathbf{z}; \mathbf{Y})$; si on obtient \mathbf{X} partant de \mathbf{Y} au moyen d'un décroissement parmi les pauvres, alors $P(\mathbf{z}; \mathbf{X}) > P(\mathbf{z}; \mathbf{Y})$.

TRANSFERT UNIDIMENSIONNEL [TRU]: Si on obtient \mathbf{X} partant de \mathbf{Y} au moyen d'un transfert progressif parmi les pauvres, alors $P(\mathbf{z}; \mathbf{X}) < P(\mathbf{z}; \mathbf{Y})$.

Considérons maintenant la situation \mathbf{X} et supposons que la population totale soit partitionnée en G groupes si bien que $\mathbf{X} = (\mathbf{X}^1; \dots; \mathbf{X}^G)$, où \mathbf{X}^g est la situation du groupe g . La condition suivante requiert que la pauvreté totale puisse s'exprimer comme la somme des pauvretés dans chaque groupe pondérées par la part du groupe dans la population totale.

DÉCOMPOSABILITÉ [DEC]: $P(\mathbf{z}; \mathbf{X}) = \frac{n_1}{n} P(\mathbf{z}; \mathbf{X}^1) + \dots + \frac{n_G}{n} P(\mathbf{z}; \mathbf{X}^G)$, pour tout \mathbf{X} , tout \mathbf{z} et toute partition $\mathbf{n} := (n_1; \dots; n_G)$.

Les conditions que je vais examiner maintenant sont liées au caractère multidimensionnel du concept de pauvreté. On peut souhaiter que l'indice de pauvreté réagisse de manière appropriée à une modification de la ligne de pauvreté. Il est commode d'introduire la matrice diagonale d'ordre $m \times m$ suivante:

$$(13) \quad \Lambda := \begin{bmatrix} \lambda_1 & \cdots & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ 0 & \cdots & \lambda_h & \cdots & 0 \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ 0 & \cdots & 0 & \cdots & \lambda_m \end{bmatrix}.$$

La condition suivante est une extension naturelle de la condition IH lorsque la pauvreté est multidimensionnelle.

INVARIANCE À L'HOMOTÉTIE MULTIDIMENSIONNELLE [IHM]: Si $P(\mathbf{z}; \mathbf{X}) = P(\mathbf{z}; \mathbf{Y})$, alors $P(\Lambda\mathbf{z}; \Lambda\mathbf{X}) = P(\Lambda\mathbf{z}; \Lambda\mathbf{Y})$, pour tout \mathbf{X}, \mathbf{Y} , tout \mathbf{z} et toute matrice Λ telle que $\lambda_h > 0$, pour tout h .

La condition IHM indique que si deux situations sont équivalentes pour une ligne de pauvreté donnée et si, pour chaque attribut, les consommations individuelles et la ligne de pauvreté varient dans la même proportion, alors il en sera de même pour les deux nouvelles situations. La notion de réduction des inégalités dans un contexte multidimensionnel donne lieu à plusieurs interprétations possibles.⁹

La première définition remonte à Kolm (1977) et consiste à déclarer que la situation \mathbf{X} est plus égale que la situation \mathbf{Y} si chaque attribut h est distribué de manière plus égalitaire dans la situation \mathbf{X} que dans la situation \mathbf{Y} . Cette interprétation est tout à fait naturelle à ceci près que c'est le même processus d'égalisation qui est utilisé pour chaque attribut: techniquement la transformation est effectuée au moyen de la même matrice bistochastique.¹⁰ Je dirai que \mathbf{X} est obtenue à partir de \mathbf{Y} au moyen d'une *égalisation uniforme parmi les pauvres* si $\mathbf{x}^h = B\mathbf{y}^h$, pour tout h , où B est une matrice bistochastique.

TRANSFERT MULTIDIMENSIONNEL [TRM]: Si on obtient \mathbf{X} partant de \mathbf{Y} au moyen d'une égalisation uniforme parmi les pauvres, alors $P(\mathbf{z}; \mathbf{X}) < P(\mathbf{z}; \mathbf{Y})$.

Contrairement à ce qu'on pourrait penser au premier abord la condition TRU est plus forte que la condition TRM. Ceci tient au fait qu'une égalisation uniforme peut toujours se décomposer en une suite de transferts progressifs. Les deux notions d'égalisation précédentes font intervenir les distributions des attributs entre les individus et elles n'imposent pas de restrictions particulières concernant la manière dont les attributs interviennent dans la détermination du bien-être de l'individu.

Les deux conditions que je vais introduire maintenant prennent en compte les bien-être des individus plutôt que les distributions des attributs entre ces mêmes individus [voir Atkinson

⁹On peut se reporter à Gravel et Moyes (2006) pour une revue de ces différentes conceptions ainsi que leurs implications pour la mesure du bien-être social.

¹⁰Une matrice à n lignes et n colonnes $B = [b_{ij}]$ est dite *bistochastique* si (i) $b_{ij} \geq 0$, pour tous $i, j = 1, 2, \dots, n$, (ii) $\sum_{i=1}^n b_{ij} = 1$, pour tout $j = 1, 2, \dots, n$, et (iii) $\sum_{j=1}^n b_{ij} = 1$, pour tout $i = 1, 2, \dots, n$.

et Bourguignon (1982), Moyes (1999)]. Je dirai que \mathbf{X} est obtenue à partir de \mathbf{Y} au moyen d'une *permutation positive parmi les pauvres* – de manière équivalente que \mathbf{Y} est obtenue à partir de \mathbf{X} au moyen d'une *permutation négative parmi les pauvres* – s'il existe deux individus i, j et deux attributs h, k tels que: (i) $x_g^\ell = y_g^\ell$, pour tout g et tout $\ell \neq h, k$, et (ii) $y_i^h = x_j^h < x_i^h = y_j^h < z^h$ et $y_i^k = x_i^k < x_j^k = y_j^k < z^k$, ou (iii) $y_i^h = x_i^h < x_j^h = y_j^h < z^h$ et $y_i^k = x_j^k < x_i^k = y_j^k < z^k$. La condition suivante exploite l'idée de compensation et indique que la situation \mathbf{X} est meilleure que la situation \mathbf{Y} si la situation \mathbf{X} s'obtient à partir de la situation \mathbf{Y} au moyen d'une permutation positive.

SUBSTITUABILITÉ [SUBS]: Si on obtient \mathbf{X} partant de \mathbf{Y} au moyen d'une permutation positive parmi les pauvres, alors $P(\mathbf{z}; \mathbf{X}) < P(\mathbf{z}; \mathbf{Y})$.

Si le pauvre i est moins bien loti que le pauvre j en attributs h et k – ce qu'expriment les inégalités $y_i^h < y_j^h < z^h$ et $y_i^k < y_j^k < z^k$ – alors une permutation des consommations en attribut h ou une permutation des consommations en attribut k entre les deux individus – toutes choses égales par ailleurs – doit améliorer la distribution des bien-être individuels et *in fine* réduire la pauvreté. Ceci requiert que les attributs h et k entrent dans la fonction de bien-être individuel avec un certain degré de substituabilité. Ce pourrait être le cas pour des besoins de moindre nécessité tels le cinéma ou le repas au restaurant. Par contre on conçoit difficilement que ce puisse être le cas pour des besoins de première nécessité tels que l'habillement, le logement et la nourriture. Dans ce cas il semble naturel de supposer que les attributs sont complémentaires au sens où la satisfaction d'un besoin va de pair avec la satisfaction de l'autre. Formellement les attributs interviennent dans la détermination du bien-être individuel – ou de manière équivalente dans la fonction de déficit individuel – en proportions fixes. Une permutation négative a plutôt tendance à améliorer la distribution des niveaux de vie lorsque les attributs sont complémentaires ce qu'exprime la condition ci-dessous.

COMPLÉMENTARITÉ [COMP]: Si on obtient \mathbf{X} partant de \mathbf{Y} au moyen d'une permutation négative parmi les pauvres, alors $P(\mathbf{z}; \mathbf{X}) < P(\mathbf{z}; \mathbf{Y})$.

Pour simplifier je considérerai dorénavant qu'il y a seulement deux attributs si bien que $m = 2$ et mon exposé suivra la démarche de Bourguignon et Chakravarty (2003). L'indicateur ci-dessous vérifie les conditions FOC, CONT, MON, DEC, IHM et TRU:

$$(14) \quad P(\mathbf{z}; \mathbf{X}) := \frac{1}{n} \left[\sum_{i \in Q^1(z^1; \mathbf{x}^1)} f^1 \left(\frac{x_i^1}{z^1} \right) + \sum_{i \in Q^2(z^2; \mathbf{x}^2)} f^2 \left(\frac{x_i^2}{z^2} \right) \right],$$

où f^h est continue, décroissante, convexe et telle que $f^h(s) = 0$, pour tout $s \geq 1$. Choisissons

$$(15) \quad f^h(s) = a^h(1 - s)^{b^h - 1}, \text{ pour tout } 0 \leq s < 1,$$

avec $a^h > 0$ et $b^h \geq 1$, pour tout $h = 1, 2$. Le paramètre a^h représente le poids donné à l'attribut h dans l'évaluation de la pauvreté totale, alors que le paramètre b^h mesure l'aversion pour la pauvreté en ce même attribut. En combinant (14) et (15), on obtient

$$(16) \quad P(\mathbf{z}; \mathbf{X}) := \frac{1}{n} \left[\sum_{i \in Q^1(z^1; \mathbf{x}^1)} a^1 \left(\frac{z^1 - x_i^1}{z^1} \right)^{b^1-1} + \sum_{i \in Q^2(z^2; \mathbf{x}^2)} a^2 \left(\frac{z^2 - x_i^2}{z^2} \right)^{b^2-1} \right].$$

On note que ces indices sont additivement séparables par rapport aux individus mais aussi par rapport aux attributs.¹¹ Ces indices constituent l'extension naturelle des indices de Foster-Greer-Thorbecke dans un contexte multidimensionnel. Ainsi que je l'ai noté plus haut la condition TRU est plus contraignante que la condition TRM et on peut souhaiter substituer la seconde condition à la première. La classe d'indicateurs suivants vérifient les conditions FOC, CONT, MON, DEC, IHM et TRM:

$$(17) \quad P(\mathbf{z}; \mathbf{X}) := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f \left(\max \left\{ \frac{z^1 - x_i^1}{z^1}, 0 \right\}, \max \left\{ \frac{z^2 - x_i^2}{z^2}, 0 \right\} \right),$$

où $f(u_1, u_2)$ est continue, croissante, quasi-convexe et $f(0, 0) = 0$. Une possibilité intéressante serait de choisir

$$(18) \quad f(u_1, u_2) := g \left([a_1 u_1^\rho + a_2 u_2^\rho]^{\frac{1}{\rho}} \right),$$

où g est une fonction croissante et convexe telle que $f(0) = 0$. Les paramètres a_1 et a_2 sont les pondérations positives attachées aux attributs 1 et 2. Le paramètre ρ mesure l'élasticité de substitution entre les déficits normalisés des deux attributs. En combinant (17) et (18) on obtient la famille d'indicateurs de pauvreté:

$$(19) \quad P(\mathbf{z}; \mathbf{X}) := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g \left(\left[a_1 \left(\max \left\{ \frac{z^1 - x_i^1}{z^1}, 0 \right\} \right)^\rho + a_2 \left(\max \left\{ \frac{z^2 - x_i^2}{z^2}, 0 \right\} \right)^\rho \right]^{\frac{1}{\rho}} \right).$$

Ces d'indicateurs sont particulièrement flexibles et permettent de prendre en considération différents points de vue en matière de pauvreté suivant les valeurs des paramètres a_1 , a_2 , ρ et la forme de la fonction g . Une première restriction tient à la condition TMR, qui est satisfaite si et seulement si $\rho \geq 1$. Parmi les différentes possibilités je mettrai l'accent sur trois cas particuliers.

¹¹Le premier type de séparabilité est une conséquence immédiate de la condition DEC et elle n'est pas une grande surprise. La séparabilité par rapport aux attributs est moins évidente: c'est en fait une implication de la condition TRU lorsque l'indice de pauvreté vérifie DEC [voir Chakravarty, Mukherjee et Ranade(1998), Bourguignon et Chakravarty (2003)].

CAS 1: $\rho \rightarrow +\infty$. La substituabilité entre les déficits en attributs 1 et 2 dans la définition de la pauvreté tend alors vers zéro. Les deux attributs sont complémentaires et doivent être combinés dans la proportion définie par les seuils de pauvreté z^1 et z^2 . Les indices de pauvreté s'écrivent:

$$(20) \quad P(\mathbf{z}; \mathbf{X}) := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g \left(\max \left\{ \max \left\{ \frac{z^1 - x_i^1}{z^1}, 0 \right\}, \max \left\{ \frac{z^2 - x_i^2}{z^2}, 0 \right\} \right\} \right) \\ = \frac{1}{n} \left[\sum_{i \in I^1(\mathbf{z}; \mathbf{X})} g \left(\frac{z^1 - x_i^1}{z^1} \right) + \sum_{i \in I^2(\mathbf{z}; \mathbf{X})} g \left(\frac{z^2 - x_i^2}{z^2} \right) \right],$$

avec par définition

$$(21.a) \quad I^1(\mathbf{z}; \mathbf{X}) := \left\{ i \mid \frac{x_i^1}{z^1} \leq \min \left\{ \frac{x_i^2}{z^2}, 1 \right\} \right\} \text{ et}$$

$$(21.b) \quad I^2(\mathbf{z}; \mathbf{X}) := \left\{ i \mid \frac{x_i^2}{z^2} \leq \min \left\{ \frac{x_i^1}{z^1}, 1 \right\} \right\}.$$

Ces indices vérifient – en plus des conditions FOC, CONT, MON, DEC et IHM – les conditions TRM et COMP. La définition (20) est identique à la définition (16) à ceci près que les ensembles $Q^h(z^h; \mathbf{x}^h)$ sont remplacés par les ensembles $I^h(\mathbf{z}; \mathbf{X})$ et que les fonctions de déficit sont les mêmes pour tous les attributs. Il est naturel de choisir comme spécification pour g la fonction de déficit de Foster-Greer-Thorbecke.

CAS 2: $\rho = 1$. Les deux attributs sont de parfaits substituts et les indices de pauvreté s'écrivent alors:

$$(22) \quad P(\mathbf{z}; \mathbf{X}) := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g \left(a_1 \left(\max \left\{ \frac{z^1 - x_i^1}{z^1}, 0 \right\} \right) + a_2 \left(\max \left\{ \frac{z^2 - x_i^2}{z^2}, 0 \right\} \right) \right).$$

Ici encore on pourrait choisir comme spécification pour g la fonction de déficit de Foster-Greer-Thorbecke.

CAS 3: $g(s) = s^b$ ($b > 1$). On obtient alors:

$$(23) \quad P(\mathbf{z}; \mathbf{X}) := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[a_1 \left(\max \left\{ \frac{z^1 - x_i^1}{z^1}, 0 \right\} \right)^\rho + a_2 \left(\max \left\{ \frac{z^2 - x_i^2}{z^2}, 0 \right\} \right)^\rho \right]^{\frac{b}{\rho}}.$$

L'interprétation de l'indicateur de pauvreté (23) est relativement simple. Dans un premier temps on agrège les déficits de pauvreté des deux attributs en un déficit moyen individuel

de pauvreté en utilisant la formule (15) pour certaines valeurs des paramètres a_1 , a_2 et ρ avec g égale à l'identité. Dans un second temps la pauvreté multidimensionnelle est obtenue en calculant la moyenne d'ordre b sur l'ensemble de la population de ces déficits moyens individuels de pauvreté.

4.3. L'approche en terme de dominance

Comme dans le cas unidimensionnel, plutôt que de choisir un indicateur particulier, on peut souhaiter aboutir à un consensus en ce qui concerne les comparaisons en matière de pauvreté. Pour simplifier la présentation je me limite toujours au cas où il y a seulement deux attributs si bien que $m = 2$. Considérons la famille d'indices de pauvreté

$$(24) \quad P(\mathbf{z}; \mathbf{X}) := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n p(\mathbf{z}; \mathbf{x}_i),$$

où $p(\mathbf{z}; \mathbf{t})$ est la *fonction de déficit* avec $\mathbf{z} := (z^1, z^2)$ et $\mathbf{x}_i := (x_i^1, x_i^2)$. $\mathbf{t} := (t^1, t^2)$. On note que par définition l'indice de pauvreté $P(\mathbf{z}; \mathbf{X})$ vérifie la condition de *décomposabilité* (DEC). J'indique par $p_1(\mathbf{z}; \mathbf{t})$ et $p_2(\mathbf{z}; \mathbf{t})$ les dérivées premières de $p(\mathbf{z}; \mathbf{t})$ par rapport aux attributs 1 et 2 et par $p_{12}(\mathbf{z}; \mathbf{t})$ la dérivée croisée avec $\mathbf{t} := (t^1, t^2)$. Considérons les trois propriétés suivantes de la fonction de déficit:

$$(25) \quad p_1(\mathbf{z}; \mathbf{t}) \leq 0, \text{ pour tout } \mathbf{t} \in \mathbb{D} \text{ et tout } \mathbf{z} \in \mathcal{Z};$$

$$(26) \quad p_2(\mathbf{z}; \mathbf{t}) \leq 0, \text{ pour tout } \mathbf{t} \in \mathbb{D} \text{ et tout } \mathbf{z} \in \mathcal{Z};$$

$$(27) \quad p_{12}(\mathbf{z}; \mathbf{t}) \leq 0, \text{ pour tout } \mathbf{t} \in \mathbb{D} \text{ et tout } \mathbf{z} \in \mathcal{Z}.$$

Les conditions (25) et (26) impliquent que la pauvreté mesurée à l'aide de l'indice (24) diminue quand la consommation individuelle en chaque attribut augmente. La condition (27) indique que la diminution de pauvreté imputable à l'augmentation de la consommation d'un attribut est d'autant plus importante que la consommation de l'autre attribut est faible. En fait un indicateur de pauvreté, qui vérifie les conditions (25), (26) et (27), satisfait aux conditions de *monotonie* (MON) et de *substituabilité* (SUBS). On obtient alors le résultat suivant:

PROPOSITION 7. *Soit deux situations \mathbf{X} et \mathbf{Y} . Alors les deux énoncés ci-dessous sont équivalents:*

(a) $P(\mathbf{z}; \mathbf{X}) \leq P(\mathbf{z}; \mathbf{Y})$, pour tout $\mathbf{z} \in \mathcal{Z}$ et tout P vérifiant les conditions MON et SUBS.

(b) $F_X(\mathbf{s}) \leq F_Y(\mathbf{s})$, pour tout $\mathbf{s} := (s^1, s^2) \in \mathcal{Z}$.

Si la fonction de distribution jointe de \mathbf{X} est nulle part située au-dessus de la fonction de distribution jointe de \mathbf{Y} – on dit que \mathbf{X} domine stochastiquement \mathbf{Y} au premier ordre – alors

tous les indices de la forme (24) et vérifiant les conditions (25), (26) et (27) classeront \mathbf{X} au-dessus de \mathbf{Y} , et ce quelle que soit la ligne de pauvreté. Il n'existe pas à ma connaissance de résultats similaires concernant les indicateurs de la forme (24), qui satisfont aux conditions de *monotonicité* (MON) et de *transfert multidimensionnel* (TRM). Par contre, si on substitue à la dernière propriété la condition de *transfert unidimensionnel* (TRU), alors il est possible d'obtenir un résultat en terme de dominance. Je note

$$(28) \quad F_X^1(s^1) := \int_{-\infty}^{s^1} F_X(\xi^1, s^2) d\xi^1 \quad \text{et} \quad F_X^2(s^2) := \int_{-\infty}^{s^2} F_X(s^1, \xi^2) d\xi^2$$

les fonctions de distribution marginales de la situation \mathbf{X} pour les attributs 1 et 2, respectivement. Le résultat ci-dessous indique le test à mettre en œuvre pour vérifier que la pauvreté diminue pour tous les indicateurs de la forme (24) satisfaisant aux conditions de *monotonicité* (MON) et de *transfert unidimensionnel* (TRU), et ceci quelle que soit la ligne de pauvreté.

PROPOSITION 8. *Soit deux situations \mathbf{X} et \mathbf{Y} . Alors les deux énoncés ci-dessous sont équivalents:*

- (a) $P(\mathbf{z}; \mathbf{X}) \leq P(\mathbf{z}; \mathbf{Y})$, pour tout $\mathbf{z} \in \mathcal{Z}$ et tout P vérifiant les conditions MON et TRU.
- (b) $F_X^h(s^h) \leq F_Y^h(s^h)$, pour tout $s^h \in Z^h$ et tout $h = 1, 2$.

Le test statistique consiste à appliquer le critère de la dominance stochastique au second ordre à chaque attribut. Ce résultat exploite le fait que, combinée à la définition (24), la condition TRU implique que P est doublement additivement séparable et peut s'écrire $p(\mathbf{z}; \mathbf{x}_i) = p^1(z^1; x_i^1) + p^2(z^2; x_i^2)$, où $p^1(z^1; t^1)$ et $p^2(z^2; t^2)$ sont les fonctions de déficit pour les attributs 1 et 2, respectivement.

5. PAUVRETÉ VERSUS INÉGALITÉ ET BIEN-ÊTRE

La notion de pauvreté se distingue-t-elle de celles d'inégalité et de bien-être social tel que ce dernier est défini par les économistes? Si tel est le cas, alors existe-t-il des relations entre les concepts de pauvreté, d'inégalité et de bien-être social. De même dans quelle mesure la pauvreté se différencie-t-elle des notions de privation et d'exclusion, qui font l'objet d'attention croissante de la part des économistes? Enfin la société doit-elle avoir comme priorité la lutte contre la pauvreté plutôt que la réduction des inégalités dans la mesure où la pauvreté est assimilable à la non-satisfaction de besoins considérés comme élémentaires.

Pauvreté, Privation et Exclusion

Les concepts de pauvreté et de privation – telle que celle-ci a été définie par Runciman (1966) – présentent des similitudes formelles. L'une et l'autre font intervenir la notion de déficit individuel qui mesure la distance entre la situation de l'individu et une situation de référence. Par contre pauvreté et privation diffèrent en ce qui concerne le choix de la

situation de référence. Dans le cas de la pauvreté, c'est la ligne de pauvreté qui constitue la référence: la fonction de déficit est positive pour toute personne se situant en-dessous du seuil de pauvreté et elle s'annule lorsque le revenu excède la ligne de pauvreté. Dans le cas de la privation, ce sont les revenus des personnes plus riches que lui qui constituent pour chaque individu la référence à laquelle il compare sa situation. La résorption de la pauvreté n'implique généralement pas la disparition de la privation, cette dernière notion s'apparentant davantage à l'inégalité qu'à la pauvreté. Exclusion et pauvreté font toutes deux référence à une liste d'attributs et à des seuils de consommation auxquels tout membre de la société devrait avoir accès. Alors que la pauvreté met de plus en plus l'accent sur l'intensité de celle-ci, l'exclusion privilégie plutôt l'idée d'appartenance ou de non-appartenance à un groupe.

Pauvreté, Bien-Être et Inégalité

La prise en compte à la suite de Sen (1976) de la manière dont les revenus en-dessous du seuil de pauvreté sont distribués a conduit certains auteurs – par exemple Takayama (1979) – à transposer l'approche en terme d'inégalité à celle de la pauvreté. Formellement l'idée consiste à appliquer un indice d'inégalité à la distribution des revenus censurée $\mathbf{x}^z := (x_1^z, \dots, x_{n(\mathbf{x})}^z)$ obtenue en posant $x_i^z := x_i$, si $x_i < z$, et $x_i^z := z$, si $x_i \geq z$, où $\mathbf{x} := (x_1, \dots, x_{n(\mathbf{x})})$ est la distribution originale. Toutefois, plus que liée à l'inégalité, la pauvreté est en étroite relation avec le bien-être social. Ceci apparaît notamment dans l'approche en terme de dominance où les deux notions coïncident dès lors que l'on considère les indices de pauvreté de la forme (6). Dans ce cas la réduction de la pauvreté est une condition nécessaire et suffisante à l'augmentation du bien-être, lorsqu'on a un point de vue *welfariste* et qu'on souscrit à un certain nombre de principes éthiques.

Les Priorités de la Société

Au-delà des concepts de pauvreté, d'inégalité, de bien-être et de leur mesure, se pose la question de savoir ce que la société considère comme le plus digne d'attention. De ce point de vue les priorités diffèrent suivant les pays et les cultures. On oppose traditionnellement les sociétés européennes à l'Amérique du Nord quant à la manière dont l'inégalité et la pauvreté sont appréhendées par les citoyens. L'inégalité n'est pas perçue comme un problème majeur dans un pays comme les États Unis dans la mesure où elle est assortie d'une mobilité importante.¹² Les statistiques américaines insistent davantage sur la mesure de la pauvreté absolue au sens où la ligne de pauvreté est déterminée sur la base de la satisfaction de besoins essentiels. Dans le même temps les pays de la vieille Europe semblent plus attentifs à l'évolution des inégalités sans toutefois négliger la pauvreté. Il est révélateur à ce propos que l'Union Européenne privilégie les indicateurs de pauvreté relative au sens où la ligne de pauvreté est égale à un quantile donné de la distribution – en général 50% de la médiane –

¹²Un certain nombre d'études récentes ont montré que la mobilité réelle aux États Unis n'était guère différente de ce qu'on peut observer en Europe. Dans le même temps le *credo* américain en la possibilité pour chaque citoyen d'avoir une chance égale de progresser dans l'échelle sociale est toujours profondément ancré même si les faits ne sont pas à la hauteur de cette croyance.

plutôt que les indicateurs absolus.

6. CONCLUSION

J'ai présenté dans ce papier la manière dont est appréhendée la pauvreté en économie en mettant l'accent sur les indices et les critères permettant de la mesurer. Le revenu a constitué dans un premier temps la variable privilégiée par les économistes pour apprécier la pauvreté, qu'il s'agisse d'identifier la population des pauvres ou qu'il s'agisse de mesurer l'étendue de la pauvreté. Les deux dernières décennies ont toutefois été marquées par la reconnaissance du fait que la pauvreté est un phénomène complexe que la seule prise en compte du revenu ne permet pas de cerner avec précision. S'est alors substituée à l'approche unidimensionnelle de la pauvreté une approche multidimensionnelle plus apte à capturer les différentes dimensions de celle-ci au nombre desquelles on peut ranger la santé, l'éducation, l'habitat ou plus généralement l'environnement social, géographique et culturel des individus.

Malgré les progrès réalisés au cours des dernières années, il faut reconnaître que l'approche multidimensionnelle de la pauvreté n'a pas encore atteint le degré d'achèvement de l'approche unidimensionnelle. Au-delà de la constitution de la liste des variables à prendre en compte et des contraintes informationnelles que celles-ci entraînent, une difficulté essentielle réside dans la définition de la ligne de pauvreté dans un contexte multidimensionnel. Nous avons supposé dans ce papier qu'il n'y avait pas de possibilité de substitution entre les différents attributs: soit on considère qu'une personne est pauvre si elle se situe en-dessous du seuil de pauvreté pour chaque attribut, soit elle est pauvre si elle est en-dessous du seuil de pauvreté pour au moins un attribut. Ces deux conceptions extrêmes de la pauvreté, qui n'autorisent aucune substituabilité entre les attributs, se justifient assez bien dans le cas de biens de première nécessité. Par contre elles sont plus discutables lorsqu'ils s'agit de composantes moins essentielles du bien-être individuel telles que les consommations de loisirs.

Enfin il faut insister sur la différence entre les approches en termes de pauvreté et d'inégalité, tant du point de vue conceptuel que culturel. Si, à la suite de Sen (1976), on a de plus en plus tendance à considérer que l'inégalité parmi les pauvres est une composante importante de la pauvreté, par contre les deux notions ne sauraient se confondre. L'inégalité a trait à la manière dont les différents attributs sont distribués dans l'ensemble de la population alors que la pauvreté ne concerne que les seuls individus dont les situations se situent en-deçà d'un minimum social. Le concept de pauvreté relative, qui consiste à choisir comme seuil pour chaque attribut la valeur d'un quantile donné, est de ce point de vue critiquable dans la mesure où il introduit une confusion entre pauvreté et inégalité. Le concept de pauvreté absolue, qui ne fait pas dépendre les seuils de pauvreté de la distribution des attributs, me paraît plus pertinent compte tenu des préférences culturelles, qui existent en faveur de l'une ou l'autre de ces deux approches.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ATKINSON, A.B., (1987): “On the measurement of poverty”, *Econometrica*, Vol. 55, pp. 749–764.
- ATKINSON, A.B., (1992): “Measuring poverty and differences in family composition”, *Economica*, Vol. 59, pp. 1–16.
- ATKINSON, A.B. et F. BOURGUIGNON, (1982): “The comparison of multi-dimensioned distributions of economic status”, *Review of Economic Studies*, Vol. 49, pp. 183–201.
- ATKINSON, A.B. et F. BOURGUIGNON, (1987): “Income distributions and differences in needs”, in G.R. Feiwel (Ed.), *Arrow and the Foundation of the Theory of Economic Policy*, Macmillan, New York.
- BAZEN, S. et P. MOYES, (2003): “International comparisons of income distributions when population structures differ”, *Research in Economic Inequality*, Vol. 9, pp. 85–104.
- BLACKORBY, C. et D. DONALDSON, (1993): “Adult-equivalence scales and the economic implementation of interpersonal comparisons of well-being”, *Social Choice and Welfare*, Vol. 10, pp. 335–361.
- BLUNDELL, R. et A. LEWBEL, (1991): “The information content of equivalence scales”, *Journal of Econometrics*, Vol. 50, pp. 49–68.
- BOURGUIGNON, F. et S.R. CHAKRAVARTY, (2003): “The measurement of multidimensional poverty”, *Journal of Economic Inequality*, Vol. 1, pp. 51–65.
- BOURGUIGNON, F., (1989): “Family size and social utility: Income distribution dominance criteria”, *Journal of Econometrics*, Vol. 42, pp. 67–80.
- BUHMANN, B., L. RAINWATER, G. SCHMAUS et T. SMEEDING, (1988): “Equivalence scales, well-being, inequality and poverty: Sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study (LIS) database”, *Review of Income and Wealth*, **34**, 115–142.
- CHAKRAVARTY, S.R., MUKHERJEE, D. et R.R. RANADE, (1998): “On the family of subgroup and factor decomposable measures of multidimensional poverty”, *Research in Economic Inequality*, Vol. 8, pp. 175–194.
- CHAMBAZ, C. et E. MAURIN, (1998): “Atkinson and Bourguignon’s dominance criteria: Extended and applied to the measurement of poverty in France”, *Review of Income and Wealth*, Vol. 44, pp. 497–513.
- CLARK, S.R., HEMMING, R. et D. ULPH, (1981): “On indices for the measurement of poverty”, *Economic Journal*, Vol. 91, pp. 515–526.
- EBERT, U. et P. MOYES, (2002): “A simple axiomatization of the Foster, Greer, and Thorbecke poverty orderings”, *Journal of Public Economic Theory*, Vol. 4, pp. 455–473.
- FLEURBAEY, M., HAGNERÉ, C. et A. TRANNOY, (2003): “Welfare comparisons with boun-

ded equivalence scales”, *Journal of Economic Theory*, Vol. 110, pp. 309–336.

FOSTER, J.E., (1984): “On economic poverty: A survey of aggregate measures”, *Advances in Econometrics*, Vol. 3, pp. 215–251.

FOSTER, J.E., GREER, J. et E. THORBECKE, (1984): “A class of decomposable poverty measures”, *Econometrica*, Vol. 52, pp. 761–776.

FOSTER, J.E. et A.F. SHORROCKS, (1988): “Poverty orderings and welfare dominance”, *Social Choice and Welfare*, Vol. 5, pp. 179–198.

GRAVEL, N. et P. MOYES, (2006): “Ethically robust comparisons of distributions of two individual attributes”, IDEP Discussion Paper # 06-05, CNRS-EHESS-Universités Aix-Marseille II et III.

JENKINS, S.P. et P.J. LAMBERT, (1993): “Ranking income distributions when needs differ”, *Review of Income and Wealth*, Series 39, Number 4, pp. 337–356.

KOLM, S.-C., (1977): “Multidimensional egalitarianisms”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. XCI, pp. 1–13.

MOYES, P., (1999): “Comparaisons de distributions hétérogènes et critères de dominance”, *Économie et Prévision*, No. 138–139, pp. 125–146.

RUNCIMAN, W.G., (1966): *Relative Deprivation and Social Justice*, Routledge and Kegan Paul, London.

SEN. A.K., (1976): “Poverty: An ordinal approach to measurement”, *Econometrica*, Vol. 44, pp. 219–231.

SEN. A.K., (1985): *Commodities and Capabilities*, North-Holland, Amsterdam.

TAKAYAMA, N., (1979): “Poverty, income inequality and their measures: Professor Sen’s axiomatic approach reconsidered”, *Econometrica*, Vol. 47, pp. 747–759.

WATTS. H.W., (1968): “An economic definition of poverty”, in D.P. Moynihan (Ed.), *On Understanding Poverty*, New-York, Basic Books.

TABLEAU 1. LES CINQ PAYS CONSIDÉRÉS

No Pays	Année	Minimum	Maximum	Médiane	Moyenne	Ecart Type
1. Royaume Uni	1999	28 605.98	53 003.38	43 844.33	43 134.14	6 859.58
2. Belgique	2000	34 263.03	61 566.58	51 131.28	50 346.43	7 961.45
3. États Unis	2000	25 347.23	69 275.49	51 657.42	50 459.89	12 844.09
4. Canada	2000	30 003.43	67 545.64	54 010.97	52 398.95	11 043.04
5. Norvège	2000	41 996.76	80 756.94	67 279.83	65 662.45	10 916.89

TABLEAU 2. LA PAUVRETÉ DANS LES CINQ PAYS POUR DIFFÉRENTS INDICES

1. LIGNE DE PAUVRETÉ: 35 000 EUROS

No Pays	Indices de Pauvreté					
	PP	DP	PW	CHU	FGT	SEN
1. Royaume Uni	0.15	490.323	0.015 150	2.724	1 240 509.80	0.025 185
2. Belgique	0.05	36.848	0.001 064	0.198	13 578.12	0.001 053
3. États Unis	0.15	779.265	0.025 157	4.423	2 941 017.00	0.042 395
4. Canada	0.10	282.685	0.008 649	1.563	634 938.60	0.009 954
5. Norvège	0.00	0.000	0.000 000	0.000	0.00	0.000 000

2. LIGNE DE PAUVRETÉ: 40 000 EUROS

No Pays	Indices de Pauvreté					
	PP	DP	PW	CHU	FGT	SEN
1. Royaume Uni	0.30	1 571.664	0.043 768	8.286	6 029 058.50	0.145 918
2. Belgique	0.15	412.086	0.010 961	2.125	961 278.95	0.016 955
3. États Unis	0.25	1 692.678	0.049 419	9.129	8 935 621.00	0.122 679
4. Canada	0.15	892.918	0.837 024	4.705	3 419 879.20	0.047 489
5. Norvège	0.00	0.000	0.000 000	0.000	0.00	0.000 000

3. LIGNE DE PAUVRETÉ: 55 000 EUROS

No Pays	Indices de Pauvreté					
	PP	DP	PW	CHU	FGT	SEN
1. Royaume Uni	1.00	11 865.862	0.255 979	54.981	92 749 930.00	2.932 514
2. Belgique	0.65	5 891.860	0.122 751	26.853	38 054 380.00	0.876 912
3. États Unis	0.60	7 699.217	0.173 927	36.449	72 651 760.00	1.023 568
4. Canada	0.55	5 818.840	0.126 339	27.044	46 882 074.00	0.685 398
5. Norvège	0.20	1 171.225	0.023 485	5.241	5 689 483.50	0.047 123

TABLEAU 3. CLASSEMENT DES CINQ PAYS PAR PAUVRETÉ DÉCROISSANTE

1. LIGNE DE PAUVRETÉ: 35 000 EUROS

No Pays	Indices de Pauvreté					
	PP	DP	PW	CHU	FGT	SEN
1. Royaume Uni	2	2	2	2	2	2
2. Belgique	4	4	4	4	4	4
3. États Unis	1	1	1	1	1	1
4. Canada	3	3	3	3	3	3
5. Norvège	5	5	5	5	5	5

2. LIGNE DE PAUVRETÉ: 40 000 EUROS

No Pays	Indices de Pauvreté					
	PP	DP	PW	CHU	FGT	SEN
1. Royaume Uni	2	2	3	2	2	1
2. Belgique	4	4	4	4	4	4
3. États Unis	3	1	2	1	1	2
4. Canada	4	3	1	3	3	3
5. Norvège	5	5	5	5	5	5

3. LIGNE DE PAUVRETÉ: 55 000 EUROS

No Pays	Indices de Pauvreté					
	PP	DP	PW	CHU	FGT	SEN
1. Royaume Uni	1	1	1	1	1	1
2. Belgique	2	3	4	4	4	3
3. États Unis	3	2	2	2	2	2
4. Canada	4	4	3	3	3	4
5. Norvège	5	5	5	5	5	5

TABLEAU 4. PROPRIÉTÉS DES INDICES DE PAUVRETÉ

Conditions	Indices de Pauvreté						
	PP	DP	DPN	PW	CHU	FGT	SEN
CONT	0	1	1	1	1	1	1
FOC	1	1	1	1	1	1	1
SYM	1	1	1	1	1	1	1
REP	1	1	1	1	1	1	1
MON	1	1	1	1	1	1	1
TR	0	1	1	1	1	1	1
STR	0	0	0	1	1	1	0
DEC	1	1	1	1	1	1	0
IND	1	1	1	1	1	1	0

Le symbole "1" signifie que la condition est vérifiée.

Le symbole "0" signifie que la condition n'est pas vérifiée.

TABLEAU 5. CLASSEMENT DES CINQ PAYS SELON LA DOMINANCE STOCHASTIQUE AU PREMIER ORDRE

Pays i	Pays j			
	Belgique	États Unis	Canada	Norvège
Royaume Uni	0	#	0	0
Belgique		#	#	0
États Unis			#	0
Canada				0

Le symbole “1” signifie que la pays i domine le pays j .

Le symbole “0” signifie que la pays j domine le pays i .

Le symbole “#” signifie que les pays i et j ne sont pas comparables.

TABLEAU 6. CLASSEMENT DES CINQ PAYS SELON LA DOMINANCE STOCHASTIQUE AU DEUXIÈME ORDRE

Pays i	Pays j			
	Belgique	États Unis	Canada	Norvège
Royaume Uni	0	#	0	0
Belgique		#	#	0
États Unis			0	0
Canada				0

Le symbole “1” signifie que la pays i domine le pays j .

Le symbole “0” signifie que la pays j domine le pays i .

Le symbole “#” signifie que les pays i et j ne sont pas comparables.

TABLEAU 7. CLASSEMENT DES CINQ PAYS SELON LA DOMINANCE STOCHASTIQUE AU TROISIÈME ORDRE

Pays i	Pays j			
	Belgique	États Unis	Canada	Norvège
Royaume Uni	0	#	0	0
Belgique		1	#	0
États Unis			0	0
Canada				0

Le symbole “1” signifie que la pays i domine le pays j .

Le symbole “0” signifie que la pays j domine le pays i .

Le symbole “#” signifie que les pays i et j ne sont pas comparables.

Figure 1. Fonctions de Déficit pour PP, DP, PW, CHU et FGT

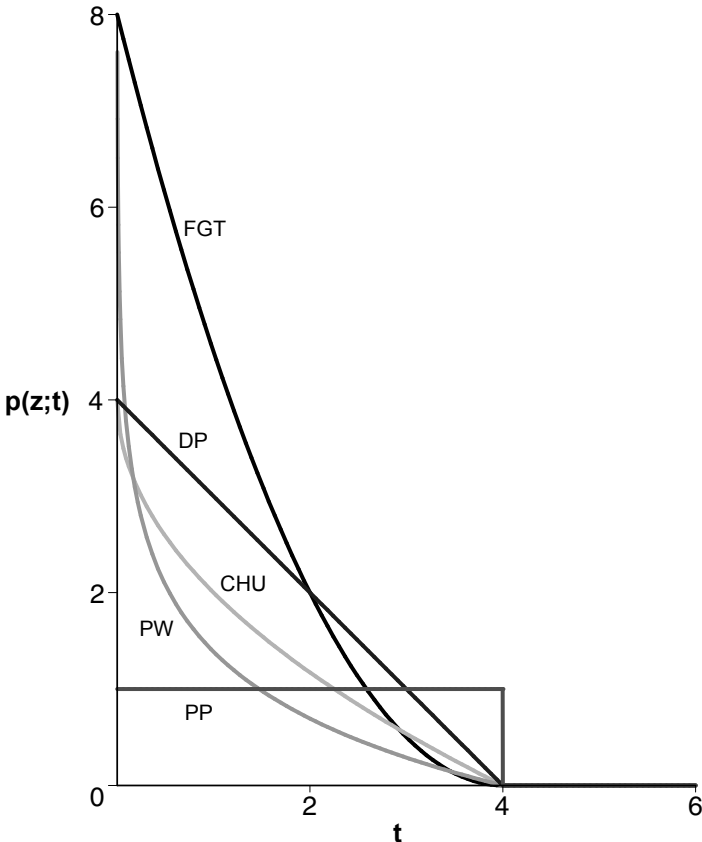
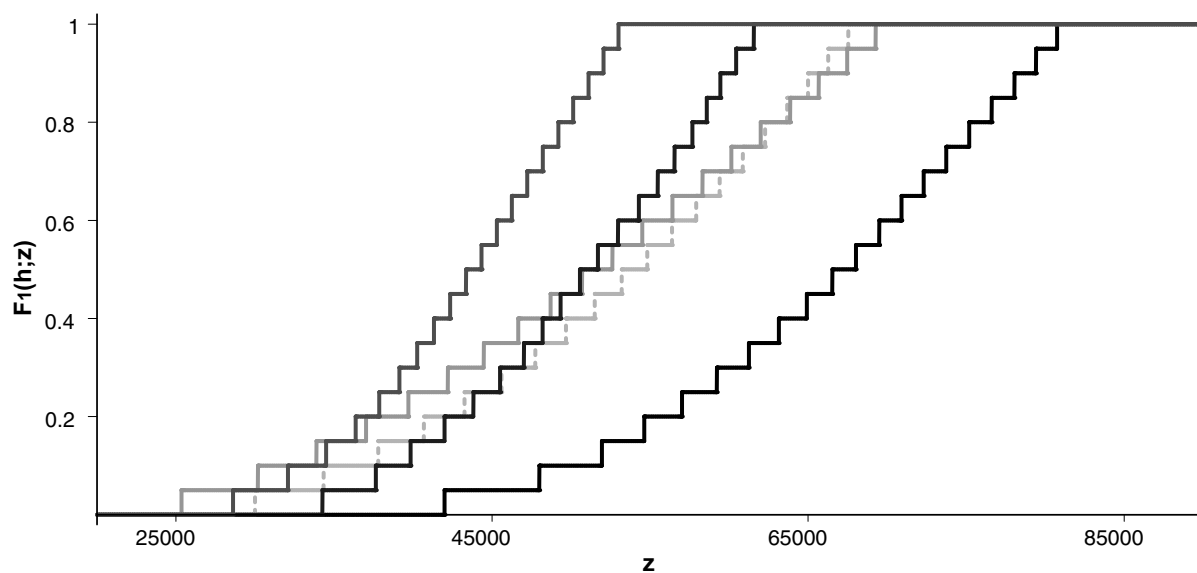
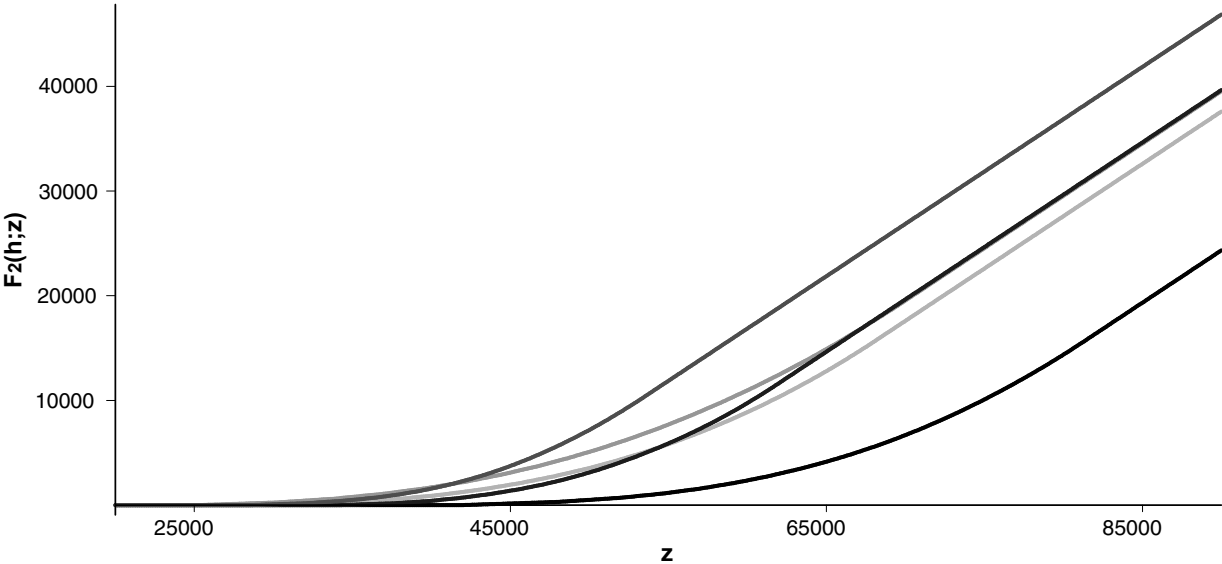


Figure 2. Fonctions de Distribution Cumulées



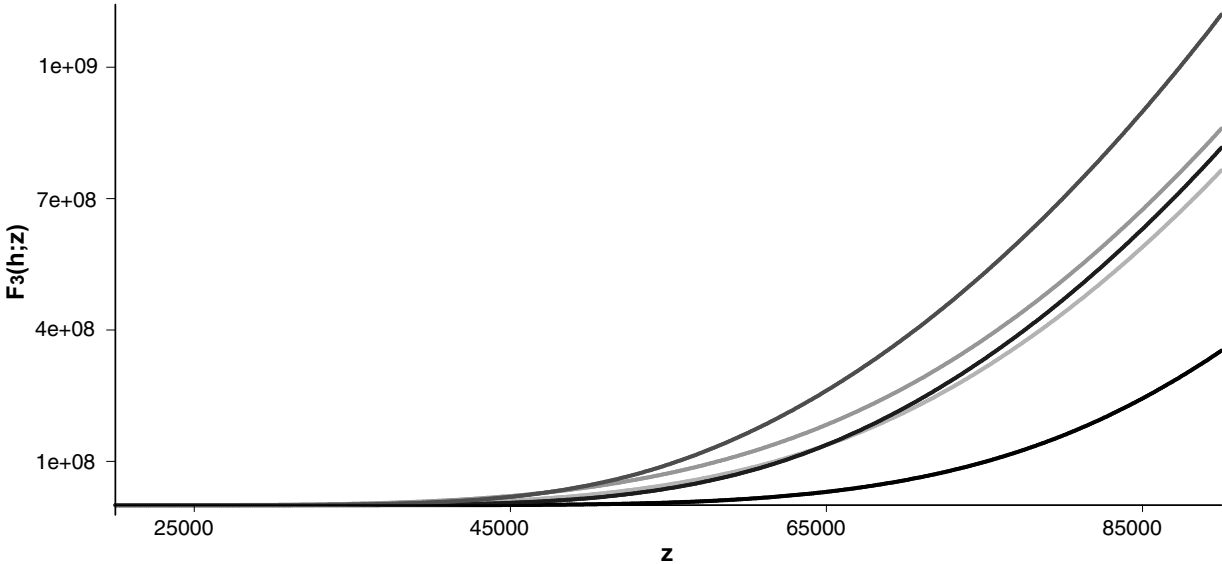
- _____ Royaume-Uni
- _____ Belgique
- _____ Etats-Unis
- Canada
- _____ Norvège

Figure 3. Intégrales des Fonctions de Distribution Cumulées



- Royaume-Uni
- Belgique
- Etats-Unis
- - - - - Canada
- Norvège

Figure 4. Doubles Intégrales des Fonctions de Distribution Cumulées



- Royaume-Uni
- Belgique
- Etats-Unis
- - - Canada
- Norvège

Figure 5.1. Pauvreté Version 1

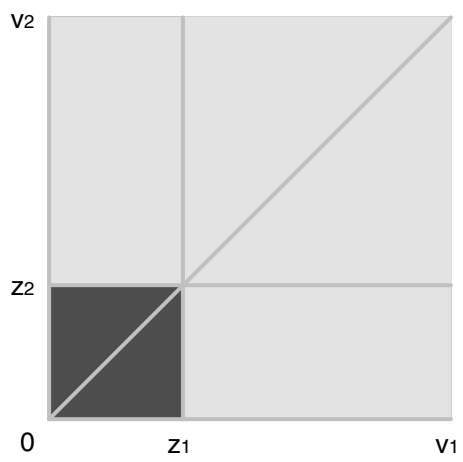
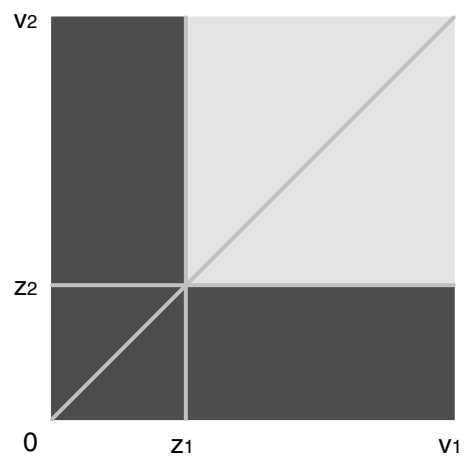


Figure 5.2. Pauvreté Version 2



Cahiers du GREThA
Working papers of GREThA

GREThA UMR CNRS 5113

Université Montesquieu Bordeaux IV
Avenue Léon Duguit
33608 PESSAC - FRANCE
Tel : +33 (0)5.56.84.25.75
Fax : +33 (0)5.56.84.86.47

www.gretha.fr

Cahiers du GREThA (derniers numéros)

- 2007-13 : FRIGANT Vincent, *Between Internationalisation and Proximity: the internationalisation process of automotive first tier suppliers*
- 2007-14 : OLTRA Vanessa, SAINT-JEAN Maïder, *Incrementalism of environmental innovations versus paradigmatic change: a comparative study of the automotive and chemical industries*
- 2007-15 : FRIGANT Vincent, *Les fournisseurs automobiles après dix ans de modularité : une analyse de la hiérarchie mondiale et des performances individuelles*
- 2007-16 : BERTIN Alexandre, CLEMENT Matthieu, *Pauvreté et économie de pénurie en Union Soviétique : une relecture à partir de l'approche par les capacités*
- 2007-17 : BERTIN Alexandre, LEYLE David, *Mesurer la pauvreté multidimensionnelle dans un pays en développement Démarche méthodologique et mesures appliquées au cas de l'Observatoire de Guinée Maritime*
- 2007-18 : DOUAI Ali, *Wealth, Well-being and Value(s): A Proposition of Structuring Concepts for a (real) Transdisciplinary Dialogue within Ecological Economics*
- 2007-19 : AYADI Mohamed, RAHMOUNI Mohieddine, YILDIZOGLU Murat, *Sectoral patterns of innovation in a developing country: The Tunisian case*
- 2007-20 : BONIN Hubert, *French investment banking at Belle Epoque: the legacy of the 19th century Haute Banque*
- 2007-21 : GONDARD-DELCROIX Claire, *Une étude régionalisée des dynamiques de pauvreté Régularités et spécificités au sein du milieu rural malgache*
- 2007-22 : BONIN Hubert, *Jacques Laffitte banquier d'affaires sans créer de modèle de banque d'affaires (des années 1810 aux années 1840)*
- 2008-01 : BERR Eric, *Keynes and the Post Keynesians on Sustainable Development*
- 2008-02 : NICET-CHENAF Dalila, *Les accords de Barcelone permettent- ils une convergence de l'économie marocaine ?*
- 2008-03 : CORIS Marie, *The Coordination Issues of Relocations? How Proximity Still Matters in Location of Software Development Activities*
- 2008-04 : BERR Eric, *Quel développement pour le 21^{ème} siècle ? Réflexions autour du concept de soutenabilité du développement*
- 2008-05 : DUPUY Claude, LAVIGNE Stéphanie, *Investment behaviors of the key actors in capitalism : when geography matters*
- 2008-06 : MOYES Patrick, *La mesure de la pauvreté en économie*

La coordination scientifique des Cahiers du GREThA est assurée par Sylvie FERRARI et Vincent FRIGANT. La mise en page est assurée par Dominique REBOLLO.