

IRISS-C/I

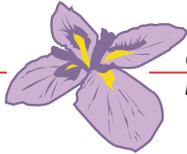
*An Integrated Research
Infrastructure in the
Socio-economic Sciences*

**Les mesures monétaires et directes de la pauvreté
sont-elles substituables ? Investigations sur base
de la courbe du ROC**

by

Alessio Fusco





Les mesures monétaires et directes de la pauvreté sont-elles substituables ? Investigations sur base de la courbe du ROC

Alessio Fusco

CEPS/INSTEAD - CEMAFI (Université de Nice Sophia-Antipolis)

Abstract L'utilité pratique des approches non monétaires de la pauvreté est interrogée sur base de l'étude du degré de recouvrement entre mesures directes et mesure monétaire de ce concept. L'utilisation de la méthode graphique et non paramétrique de la courbe du Receiver Operating Characteristic (ROC) permet, contrairement à l'approche généralement utilisée, d'évaluer ce degré de recouvrement indépendamment du seuil de privation utilisé. L'application de cette méthode aux données du Panel Communautaire des Ménages confirme l'aboutissement de nombreux travaux, à savoir que les résultats issus de ces deux approches se recourent, mais de manière imparfaite. Dès lors, c'est le caractère complémentaire, plutôt que celui substituable de ces deux mesures qui prévaut. Un tel résultat plaide donc pour un approfondissement de la recherche sur les méthodes directes de mesure de la pauvreté, et ce en vue de compléter l'approche monétaire largement utilisée.

Reference IRISS Working Paper 2006-13, CEPS/INSTEAD, Differdange, Luxembourg

URL <http://ideas.repec.org/p/irs/iriswp/2006-13.html>

The views expressed in this paper are those of the author(s) and do not necessarily reflect views of CEPS/INSTEAD. IRISS Working Papers are not subject to any review process. Errors and omissions are the sole responsibility of the author(s).

Les mesures monétaires et directes de la pauvreté sont-elles substituables ?

Investigations sur base de la courbe du ROC*

Alessio Fusco[†]

CEPS/INSTEAD – Luxembourg

CEMAFI – Université de Nice Sophia-Antipolis

Résumé – L'utilité pratique des approches non monétaires de la pauvreté est interrogée sur base de l'étude du degré de recoupement entre mesures directes et mesure monétaire de ce concept. L'utilisation de la méthode graphique et non paramétrique de la courbe du *Receiver Operating Characteristic* (ROC) permet, contrairement à l'approche généralement utilisée, d'évaluer ce degré de recoupement indépendamment du seuil de privation utilisé. L'application de cette méthode aux données du Panel Communautaire des Ménages confirme l'aboutissement de nombreux travaux, à savoir que les résultats issus de ces deux approches se recoupent, mais de manière imparfaite. Dès lors, c'est le caractère complémentaire, plutôt que celui substituable de ces deux mesures qui prévaut. Un tel résultat plaide donc pour un approfondissement de la recherche sur les méthodes directes de mesure de la pauvreté, et ce en vue de compléter l'approche monétaire largement utilisée.

Cette version : 15 décembre 2006

Mots-Clés – Pauvreté monétaire, Pauvreté de Conditions d'Existence, Privation Matérielle, Receiver Operating Characteristic, Panel Communautaire des Ménages

JEL : I32

* Je souhaite remercier Philippe Van Kerm, Claude Berthomieu, Vincent Dautel, Enrica Chiappero-Martinetti, Sally Bould ainsi que les participants à la conférence EPUNet 2006 et aux 10èmes rencontres euro-méditerranéennes pour leurs commentaires et suggestions concernant une version anglaise de cet article. Je conserve bien entendu l'entière responsabilité des erreurs ou lacunes de cette contribution.

[†] Centre d'Etudes de Populations, de Pauvreté et de Politiques Socio-Economiques/International Networks for Studies in Technology, Environment, Alternatives, Development (CEPS/INSTEAD), B.P. 48, L-4501 Differdange, Luxembourg. E-mail : alessio.fusco@ceps.lu

Introduction

"The difference between [poverty as a low level of income and poverty as a failure of achieving a range of basic capabilities] is, however, not just one of dimensions – one being uni-dimensional and the other multi-dimensional. A more fundamental difference is between means and ends. The income approach focuses on the means, while the capability approach focuses on the ends. Income is nothing but a means, which together with other means (such as public services) helps achieve the ends of capabilities.¹ The foundational question of what constitutes poverty, as distinct from the operational question of what causes poverty, should be answered in terms of the ends that people value but are unable to achieve, not in the means to achieve them. Hence the superiority of the capability approach".

Osmani S. R. (2005: 207-8), "Poverty and Human Rights", *Journal of Human Development*, Vol. 6, n°2, July

Le concept de pauvreté peut se définir et s'envisager de diverses manières. En suivant la distinction établie par Sen (1979, 1981) et Ringen (1987, 1988), la pauvreté peut s'appréhender de manière indirecte comme une insuffisance de ressources ou de manière directe sur la base des conditions de vie ou des réalisations des individus. La méthode indirecte se concentre sur les *moyens* que constituent les ressources dont disposent les individus pour satisfaire un ensemble de besoins considérés comme essentiels ou comme faisant partie d'un niveau de vie ordinaire dans la société à laquelle ils appartiennent. Se focalisant ainsi sur ce que les gens *ont ou n'ont pas* (Alcock, 2006), les approches indirectes nous informent sur la *satisfaction potentielle* plutôt qu'effective des besoins. A l'inverse, la méthode directe fait reposer la mesure de la pauvreté sur des indicateurs de privation (Townsend, 1989 ; Mack et Lansley, 1985 ; Desai et Shah, 1988 ; Dickes, 1989 ; Fall et Verger, 2005) ou d'échec dans la réalisation d'un ensemble de fonctionnements de base (Chiappero Martinetti, 2000). Dès lors, l'évaluation de la pauvreté dans le cadre de cette approche est basée sur l'observation directe des *résultats* que les individus parviennent à atteindre, c'est à dire sur la *satisfaction effective* des besoins. Ainsi, les mesures directes de pauvreté reposent sur ce que les individus *font ou ne font pas* (Alcock, 2006 ; Boltvinik, 1999)².

L'approche monétaire traditionnelle de la pauvreté est une méthode indirecte visant à évaluer la pauvreté sur la base d'une insuffisance de revenu. Cette approche étant centrée sur une unique variable de mesure, elle est parfois considérée, dans la littérature, comme une

¹ "Capabilities, in turn, should not be seen as a means towards achieving the ends of well-being, for capabilities are the constituents of well-being – they are the ends!"

² La tendance des dernières années est à l'apparition de méthodes combinées qui intègrent dans l'instrument de mesure de la pauvreté des informations sur les ressources *et* sur le mode de vie des individus. Cette tendance s'est affirmée aussi bien en Europe (les 'consistent poor' de Nolan et Whelan, 1996 ; les 'truly poor' de Halleröd, 1995), qu'en Amérique latine (Boltvinik, 2003).

approche *unidimensionnelle*. Par opposition, les approches directes de la pauvreté, comme celle de la privation relative de Townsend (1979) ou celle des conditions d'existence de Dickes (1989), se réfèrent à une information issue de plusieurs domaines. Elles peuvent dès lors être considérées comme des approches *multidimensionnelles* de la pauvreté³. Comme le souligne Osmani (2005), il est néanmoins à noter que la différence entre l'approche monétaire et la méthode directe ne s'exprime pas uniquement en termes d'unidimensionnalité versus de multidimensionnalité. En effet, la question de fond que suscite la coexistence de ces deux conceptions de la pauvreté porte avant tout sur la définition même du concept (Sen, 1979).

Si Ringen (1988 : 355) considère que le choix entre conception directe ou indirecte de la pauvreté est idéologique, plusieurs arguments permettent d'attester que, d'un point de vue théorique, les approches directes sont plus satisfaisantes que celles indirectes. Le principal grief formulé à l'encontre des approches indirectes est le suivant : l'expérience de la pauvreté *vécue* par les personnes défavorisées découle directement d'une interaction complexe de désavantages, ou de besoins non satisfaits, les empêchant de participer aux activités de la société comme les autres (Dickes, 1989 ; Alcock, 2006 ; PNUD, 1997) et ne se situe pas uniquement au niveau de leurs ressources monétaires. De plus, se concentrant sur les moyens, les approches indirectes ne permettent pas de tenir compte de la diversité humaine, alors même qu'une hétérogénéité naturelle prédomine parmi les individus et ce relativement à leurs caractéristiques personnelles et aux conditions socio-économiques et environnementales auxquels ils sont confrontés. Cette diversité affecte la capacité des individus à transformer les moyens dont ils disposent en réalisations. Aussi, la seule observation des moyens (e.g. la possession d'un véhicule) ne nous permet pas de préjuger de la manière dont les individus peuvent atteindre certains résultats (e.g. la capacité de se déplacer). En revanche, l'observation directe des accomplissements des individus permet, elle, de tenir compte de cette hétérogénéité, qui, en définitive, est contenue dans les résultats. Ces arguments poussent Sen (1979 : 290) à conclure que, "la méthode directe est supérieure à la méthode basée sur le revenu [..]. En effet, on peut penser que *seulement* dans le cas d'une absence de l'information directe sur la satisfaction d'un ensemble de besoins spécifiés, l'utilisation de l'information

³ Il existe cependant une exception. L'approche basée sur la consommation est une approche directe du niveau de vie des individus en ce qu'elle renseigne sur les besoins *effectivement* satisfaits ou non. Du fait qu'elle se base sur une variable unique de mesure elle peut également être qualifiée d'unidimensionnelle (Ringen, 1987 ou Fusco, 2005). Notons également que dans l'approche par les capacités de Sen un autre espace d'évaluation de la pauvreté peut être considéré, l'espace des capacités mentionné par Osmani (2005), et au sein duquel on se concentre sur ce que les gens peuvent ou ne peuvent pas faire. Cet espace ne sera pas traité dans cet article au sein duquel, nous nous concentrons sur les approches de Townsend ou Dickes qui traitent de la privation matérielle ou de la pauvreté de conditions d'existence.

intermédiaire apportée par le revenu peut être retenue, de telle sorte que la méthode monétaire est au mieux une solution de second rang" (notre traduction).

Cependant, si la contribution théorique des approches directes semble claire, les difficultés soulevées par leur opérationnalisation empirique nous amènent à nous interroger sur leur utilité pratique. L'apport conceptuel des approches directes de la pauvreté se matérialise-t-il, comparativement à l'approche monétaire traditionnelle, par des différences en termes d'identification des populations pauvres ? Cette question est d'importance dès lors que l'on prend conscience que, d'une part, le choix de l'une ou l'autre de ces approches va déterminer un espace informationnel différent pour la mesure du concept de pauvreté et, d'autre part, que l'information nécessaire à l'évaluation directe de la pauvreté, en prime d'être difficile à collecter, peut s'avérer coûteuse en termes de temps et de ressources (Klasen, 2000 ; Kuklys, 2005). La question de savoir si les résultats issus de ces deux approches sont, ou non, substantiellement différents se révèle dès lors pertinente (Lachaud, 1999). S'il s'avère que l'identification des populations en situation de pauvreté est identique sur la base de ces deux approches, alors celles-ci peuvent être considérées comme substituables. Dans ce cas, l'utilisation de l'information monétaire comme approximation de la pauvreté directe est justifiée (Dekkers, 2003). Si, en revanche, il est établi que les résultats sont significativement différents, il en résulte alors que ces deux approches sont complémentaires dans l'explication du concept de pauvreté (Costa, 2003).

Diverses contributions ont tenté de répondre à cette question. La conclusion mise en exergue par la littérature, et que Perry (2002 : 104) considère comme étant le résultat le plus important de ces dernières années dans le cadre de la recherche sur la pauvreté, est qu'il existe "une divergence significative entre la pauvreté mesurée en utilisant une approche monétaire et la pauvreté mesurée, de façon directe, en termes de privation observée [..]" (notre traduction). L'aboutissement essentiel est, en effet, que les groupes d'individus identifiés comme pauvres sur la base du revenu ou des conditions de vie ne se recoupent que partiellement (Dickes, 1989 ; Nolan et Whelan, 1996). Les indicateurs non monétaires sont d'ordinaire corrélés avec les mesures monétaires, mais pas suffisamment pour que les approches basées sur les ressources et celles basées sur les conditions de vie soient considérées comme équivalentes.

Notre article a pour objectif de contribuer à ce débat, par le biais de l'utilisation d'une extension de la méthodologie couramment utilisée dans l'analyse du degré de recoupement des mesures monétaires et directes de pauvreté. L'application de la méthode de la courbe du *Receiver Operating Characteristic* (ROC) sur les données du Panel Communautaire des Ménages (PCM) de l'année 1995 va nous permettre de confirmer les résultats obtenus dans la

littérature, et ce, indépendamment du seuil de privation utilisé. Cet article s'articule autour de trois sections : après une brève revue de la littérature portant sur l'étude du degré de recoupement entre pauvreté monétaire et pauvreté directe (section 1), la méthodologie de la courbe du ROC sera présentée (section 2), suivie des résultats de notre application empirique au PCM (section 3).

Section 1. Le recoupement entre approches monétaires et directes de la pauvreté

Plusieurs méthodes ont été utilisées dans le but d'évaluer le degré de recoupement entre les résultats issus des approches monétaires et directes de la pauvreté. Lachaud (1999, 2000) utilise une méthode économétrique pour vérifier si la discordance entre les résultats issus de ces deux approches est significative. Ainsi, à partir de données portant sur le Burkina-Faso (1994-1995), Lachaud (2000 : 49) tente de déterminer si l'approche par les capacités de Sen (approche directe) et celle basée sur l'utilité (approche monétaire) doivent être considérées comme complémentaires ou substituables. Son analyse économétrique le pousse à conclure que l'espace des capacités ne se substitue pas nécessairement à l'espace de l'utilité, et que la coexistence des deux approches introduit une information supplémentaire non négligeable. Dès lors, les deux approches peuvent être considérées comme complémentaires et non antagonistes.

Une autre procédure, souvent utilisée pour comparer les approches monétaires et directes de la pauvreté, consiste, dans un premier temps, à identifier les pauvres sur la base de chacune de ces deux méthodes, puis, dans un second temps, à étudier le degré de recoupement entre les deux populations ainsi distinguées. La difficulté consiste alors à déterminer un point de césure (seuil) sur les différents indicateurs. Dans le cadre de l'approche monétaire de la pauvreté, de nombreux débats ont eu lieu quant à la ligne de pauvreté à adopter. Au niveau européen, le choix généralement retenu est celui d'utiliser un seuil de pauvreté relatif correspondant à 60% du revenu médian équivalent. Malgré son caractère arbitraire et discutable, ce seuil a gagné en légitimité à travers son adoption officielle par les institutions européennes (Atkinson *et alii*, 2002 et Marlier *et alii*, 2006).

En revanche, aucun seuil particulier ne retient l'adhésion quant à l'identification des pauvres sur la base d'une approche directe de la pauvreté. Aussi, pour pouvoir étudier le degré de recoupement des deux approches, plusieurs pratiques communes ont été utilisées pour

distinguer les individus en situation de privation matérielle des autres⁴. L'une d'entre elle fait l'objet d'un usage fréquent et consiste simplement à fixer le seuil de privation de telle sorte que l'on obtienne la même proportion de personnes en situation de privation matérielle que d'individus en situation de pauvreté monétaire. C'est le choix effectué, entre autres, par Layte *et alii* (2001) sur les données du PCM ou par Perry (2002) sur des données néo-zélandaises. Layte *et alii* (2001) utilisent les données se rapportant à onze pays de la première vague du PCM pour déterminer la population d'individus en situation de "pauvreté consistante", c'est-à-dire à la fois dans une situation de privation et de pauvreté monétaire⁵. Dans le cadre de l'approche monétaire de la pauvreté, ces auteurs utilisent des seuils de 40 %, 50 % et 60 % du revenu équivalent médian. Leur mesure de privation, appelée *current lifestyle deprivation*, est un indice agrégé de 13 items de privation au sein duquel chaque item est pondéré par la proportion des ménages possédant l'item dans le pays étudié⁶. Dans chaque pays, on égalise ensuite la proportion d'individus en situation de pauvreté de conditions d'existence avec celle des individus en situation de pauvreté monétaire. Au seuil de 60 % du revenu équivalent médian, le degré de recoupement pour les différents pays se situe dans un intervalle allant de 39 % à 46 %, à l'exception du Danemark (17 %) et du Portugal (52,2 %). On peut expliquer la manière dont ce chiffre est obtenu à partir du cas de la France : en France, 15 % des individus vivaient, en 1994, en dessous du seuil de 60 % du revenu équivalent médian ; si l'on fixe le seuil de privation afin d'obtenir la même proportion de 15 % d'individus en situation de privation, on peut déterminer que seuls 5,9 % des individus étaient considérés comme pauvre par les deux définitions. Aussi, le degré de recoupement est de 39,3 % (5,9 % / 15 %).

⁴ On se place ici au niveau des méthodes qui, sur la base d'un indice de privation, doivent établir un seuil pour discriminer entre pauvres et non pauvres. Certaines méthodes, comme l'analyse cluster (Dekkers, 2003) ou les modèles à classes latentes (Pérez-Mayo, 2003 ; De Wilde, 2004) permettent d'éviter la spécification d'un tel seuil.

⁵ Le concept de pauvreté consistante a été introduit par les chercheurs du centre irlandais ESRI (Nolan et Whelan, 1996). Ces auteurs considèrent que la meilleure manière de rendre opératoire la définition européenne de la pauvreté comme "exclusion de la vie ordinaire de la société en raison d'une insuffisance de ressources" est d'incorporer dans l'instrument de mesure de la pauvreté à la fois le revenu et une mesure de privation. Les individus en situation de pauvreté consistante sont ceux qui sont pauvres sur le plan monétaire et simultanément en situation de privation. A l'opposée, les individus non pauvres par rapport aux deux définitions sont considérés comme en situation de non pauvreté consistante. Enfin, l'existence et l'importance des deux populations présentant un seul type de pauvreté (monétaire ou privation) va définir l'ampleur du recoupement.

⁶ Les items utilisés sont la non possession par manque de moyens financiers (1) d'une voiture, (2) d'une télévision couleur, (3) d'un magnétoscope, (4) d'un four à micro ondes, (5) d'une machine à laver la vaisselle, (6) d'un téléphone, ainsi que l'incapacité financière (7) de maintenir son logement adéquatement chauffé, (8) de se payer une semaine de vacances loin de chez soi, (9) de remplacer les meubles usagés, (10) d'acheter des vêtements neufs plutôt que d'occasion, (11) de manger de la viande, du poulet ou du poisson tous les deux jours si on le désire, (12) d'avoir des amis ou de la famille à la maison pour manger ou boire un verre au moins une fois par mois et enfin (13) l'incapacité de payer faire face à un paiement planifié (tel que payer une facture ou un emprunt logement) lors des douze derniers mois.

Les résultats de Perry (2002), sur la base du *New Zealand Living Standard Survey*, sont de la même nature. L'auteur utilise le même seuil de pauvreté monétaire que les chercheurs de ESRI et une échelle de privation (ELSI) représentant une moyenne pondérée de 40 items. La proportion de personnes en situation de pauvreté monétaire est de 17 %. Après avoir égalisé la proportion d'individus en situation de privation, l'auteur trouve que 7 % de la population est considérée comme pauvre sur la base des deux définitions. Le degré de recoupement est alors de 40 %, ce qui amène l'auteur à conclure que la "discordance [entre ces deux approches] est substantielle et se situe typiquement dans un intervalle entre 50 % et 60 %. Cela signifie qu'environ la moitié de ceux dont le niveau de vie est jugé comme étant faible de manière inacceptable ont un revenu supérieur au seuil de pauvreté monétaire choisi. De même, environ la moitié de ceux dont le revenu est inférieur au seuil de pauvreté monétaire ont des conditions de vie et une consommation qui les placent au dessus du seuil de privation" (Perry, 2002 : 104 ; notre traduction).

Une autre manière de procéder pour déterminer le seuil de privation est de travailler explicitement sur la base d'un seuil arbitraire constitué par une proportion préalablement définie du bas de la distribution des deux mesures et de comparer les populations ainsi identifiées. Comme le notent Delhaesse et Sluse (2004), cela nécessite simplement, pour chaque mesure, de classer les individus dans un ordre croissant de bien-être et de sélectionner une proportion de personnes désavantagées. L'utilisation de la même proportion se justifie afin d'obtenir une intersection claire des populations. A partir de données belges (*Panel Study on Belgian Households*), ces auteurs isolent des proportions de 15 % d'individus dans le bas de la distribution des mesures de pauvreté monétaire relative, de pauvreté monétaire subjective et de privation relative. Ils trouvent que pour les années 1992, 1997 et 2002, la proportion de la population totale souffrant à la fois de privation matérielle et de pauvreté monétaire relative se situe entre 6 % et 7 % (recoupement de 40-45 %). Fall et Verger (2005) ont utilisé cette méthode sur la partie française du PCM pour l'année 2001 afin de comparer la structure de la population définie comme pauvre à partir des définitions monétaire, subjective et basée sur les conditions de vie. Ils isolent sur la distribution de leurs indices de pauvreté subjective et de conditions d'existence, une proportion de pauvres similaire (respectivement 12,4 % et 9,8 %) à celle issue des résultats de l'analyse monétaire à partir d'un seuil égal à la moitié du revenu équivalent médian (11,7 %). Seulement 1,1 % de la population est confrontée aux trois aspects de la pauvreté et 2,0 % sont à la fois en situation de pauvreté

monétaire et de pauvreté de conditions de vie⁷. Bradshaw et Finch (2003) ont étudié, à partir de données anglaises (*Survey of Poverty and Social Exclusion* de 1999), le degré de recoupement entre une approche monétaire subjective de la pauvreté, une approche directe basée sur les nécessités socialement définies et une approche monétaire relative. Le degré de recoupement de la population identifiée comme pauvre sur la base de ces trois définitions/dimensions est faible (33 % de la population est considérée comme pauvre par au moins une des trois définitions tandis que seuls 5,7 % des individus sont en situation de pauvreté au regard des trois définitions). Ces résultats amènent les auteurs à conclure sur la nécessité de ne pas se fier à une seule et unique mesure de pauvreté et d'adapter les enquêtes afin qu'elles permettent d'obtenir plusieurs mesures de pauvreté. Ils recommandent enfin de cibler les politiques de réduction de la pauvreté vers les tranches de la population sujettes à plus d'un type de pauvreté.

Ainsi, il existe différentes manières de définir implicitement ou explicitement un seuil de privation afin d'étudier le degré de recoupement entre les individus en situation de pauvreté monétaire et ceux en situation de pauvreté de conditions d'existence. Cependant, on peut remarquer que, quel que soit le choix effectué, l'évaluation du degré de recoupement se fait à partir d'un seul et unique cas, celui déterminé par les seuils choisis pour les deux mesures. En conséquence, *le résultat est conditionnel aux seuils choisis pour chaque mesure*. Ceci constitue une limite évidente dès lors que l'on connaît la sensibilité des analyses sur la pauvreté au seuil retenu. Aussi, nous nous proposons de nous affranchir de cette contrainte par le biais de l'utilisation de la méthode de la courbe du *Receiver Operating Characteristic* (ROC) qui permet d'évaluer ce degré de recoupement, *indépendamment du seuil choisi pour définir la situation de privation*.

Section 2. La courbe du Receiver Operating Characteristic

La méthode de la courbe du *Receiver Operating Characteristic* (ROC) est une procédure issue de la théorie de détection du signal introduite durant la seconde guerre mondiale afin de parvenir à identifier de manière correcte les signaux radars ou sonars affectés par du bruit. Cette technique a été ensuite transposée dans de nombreux autres domaines tels que l'évaluation des performances visuelles, les prévisions météorologiques, la

⁷ En appliquant la même procédure sur la partie française de la première vague du PCM, se référant à l'année 1994, Lollivier et Verger (1997) trouvent que 1.7 % de la population est confrontée aux trois aspects de la pauvreté tandis que 2.6 % des individus sont à la fois en situation de pauvreté monétaire et de pauvreté de conditions d'existence.

radiographie dans le cadre des soins dentaires, la prise de décision médicale, etc. (Wodon, 1997). Comme le souligne Baulch (2002), la courbe du ROC est une méthode graphique et non paramétrique qui permet de juger de la capacité d'un test diagnostique à correctement identifier un résultat binaire. L'exemple de la prise de décision médicale, au sein de laquelle la méthode du ROC fait l'objet d'un usage intensif, illustre parfaitement cela. Afin de détecter la présence ou l'absence d'une maladie (résultat binaire), il est nécessaire d'effectuer un test diagnostique (variable continue). Sur la base du choix d'une valeur seuil, on peut alors conclure quant à la présence ou non de la maladie : les valeurs du test supérieures à ce seuil révèlent la présence de la maladie tandis que celles qui lui sont inférieures témoignent de son absence. Les difficultés d'avoir un test parfaitement fiable, ainsi que celles liées à la fixation d'un seuil adéquat, font que cette manière de procéder peut engendrer des erreurs de diagnostic lorsque la présence de la maladie est diagnostiquée à tort ou bien lorsque le test ne permet pas d'identifier des individus malades. La courbe du ROC est une méthode qui a pour but d'évaluer la fiabilité du test, c'est-à-dire la précision avec laquelle il permet de distinguer correctement entre des individus qui ont la maladie et ceux qui ne l'ont pas, et ce indépendamment du seuil utilisé. Cette logique est à la base de notre contribution au sein de laquelle l'indice de privation va être utilisé comme un test diagnostique (variable continue) dont le but sera de détecter la situation de pauvreté monétaire (résultat binaire). En conséquence, l'utilisation de la courbe du ROC nous permettra d'évaluer dans quelle mesure l'indice de privation permet de confirmer ou non le classement entre pauvreté monétaire et non pauvreté monétaire obtenu à un seuil de pauvreté monétaire donné, *indépendamment du seuil de privation*⁸.

Pour expliquer la manière dont cette méthode permet d'atteindre ce résultat, on peut commencer par noter que, étant donné la partition entre personnes en situation de pauvreté monétaire, ou non, réalisée par un seuil de pauvreté monétaire donné, pour chaque seuil de privation Z , allant de 0 à la valeur maximum de l'indice de privation quatre populations peuvent être identifiées (voir tableau 1). La première est la population des "vrais positifs" (VP) qui sont les individus en situation de pauvreté monétaire, dont le statut est confirmé par la mesure directe au seuil de privation donné Z . La seconde population est celle des "vrais négatifs" (VN) constituée par les individus qui ne sont pas en situation de pauvreté monétaire

⁸ A notre connaissance, la méthode du ROC a été appliquée à la pauvreté par les seuls Wodon (1997) et Baulch (2002). Wodon (1997) l'applique à des données portant sur le Bangladesh afin de comparer la performance de certains indicateurs de ciblage pour identifier les pauvres. De même, Baulch (2002) l'utilise pour évaluer la précision d'indicateurs de ciblage sur des données vietnamiennes.

et qui sont correctement identifiés comme tels par l'indice de privation au seuil de privation donné Z. Les termes de "sensibilité" et de "spécificité" sont utilisés pour qualifier les fractions de VP et de VN. La sensibilité (resp. spécificité) correspond à la probabilité qu'un individu en situation de pauvreté monétaire (resp. non pauvreté monétaire) soit correctement identifié comme tel par l'indice de privation.

Les deux autres populations sont celles des "faux positifs" (FP), qui sont les individus classés comme pauvres par l'indice de privation alors qu'ils ne sont pas en situation de pauvreté monétaire, et les "faux négatifs" (FN) qui sont les individus identifiés comme non pauvres par l'indice de privation mais qui sont en situation de pauvreté monétaire.

Tableau 1: le recoupement des populations pour un seuil de privation donné Z

	Privation matérielle (indice supérieur à Z)	Non privation matérielle (indice inférieur à Z)	
Pauvreté monétaire	Pauvreté Consistante Fraction de Vrais Positifs (VP) (Sensibilité)	Pauvreté Monétaire Fraction de Faux Négatifs (FN)	TP + FN = 1 ⁹
Non pauvreté monétaire	Privation matérielle Fraction de Faux Positifs (FP)	Non Pauvreté Consistante Fraction de Vrais Négatifs (TN) (Spécificité)	FP + TN = 1

A des seuils de pauvreté monétaire et de privation donnés, il y a une analogie entre ce tableau et le concept de pauvreté consistante introduit par les chercheurs irlandais du centre ESRI (Nolan et Whelan, 1996). On peut illustrer ce point en prenant le cas de la France en 1995. Les détails sur les calculs sont donnés dans la section 3 :

Tableau 2: Pauvreté Consistante en France en 1995 au seuil de 60 % de la médiane

		Privation matérielle (Si)		
		P	NP	total
Pauvreté monétaire	P	4,44%	9,82%	14,27%
	NP	9,83%	75,90%	85,73%
	total	14,27%	85,73%	100,00

Source : Eurostat PCM BDU version de décembre 2003, année d'enquête 1995, calculs de l'auteur

Le taux de pauvreté monétaire à un seuil de pauvreté de 60 % du revenu équivalent médian en 1995 est de 14,27 %. Par construction, on égalise, à cette valeur, la proportion

⁹ Les fractions de VP et de FN somment à 1. En effet, les individus en situation de pauvreté monétaire sont soit des vrais positifs (VP), c'est à dire correctement identifiés par l'indice de privation à un seuil donné Z, soit des faux négatifs (FN), i.e. considérés à tort comme des non pauvres par l'indice de privation. Le même raisonnement s'applique aux individus qui ne sont pas en situation de pauvreté monétaire ; ils peuvent être soit correctement identifiés comme des vrais négatifs (VN), c'est-à-dire être correctement identifiés comme des non pauvres par l'indice de privation, soit comme des faux positifs (FP), c'est à dire être identifiés de manière incorrecte comme pauvre par l'indice de privation. Aussi, les fractions de VN et de FP somment également à 1.

d'individus en situation de pauvreté de conditions d'existence. On étudie ensuite dans quelle mesure ces deux populations se recoupent. Seulement 4,44% de la population totale est considérée comme pauvre par les deux critères de pauvreté. C'est le taux de pauvreté consistante. A partir de ces chiffres, on peut calculer les fractions de VP (sensibilité) et de VN (spécificité) :

Tableau 3: Sensibilité et spécificité en France au seuil de 60% de la médiane

		Privation matérielle (Si)		
		P	NP	total
Pauvreté monétaire	P	0,31	0,69	1,00
	NP	0,11	0,89	1,00

Source : Eurostat PCM BDU version de décembre 2003, année d'enquête 1995, calculs de l'auteur

L'interprétation du tableau 3 est la suivante : la proportion de personnes en situation de pauvreté monétaire correctement identifiée par l'indice de privation, c'est-à-dire la sensibilité, est de 31 % (= 0,0444 / 0,1427). La proportion de personnes qui n'est pas en situation de pauvreté monétaire correctement identifiée par l'indice de privation, c'est-à-dire la spécificité, est de 89 % (= 0,759 / 0,8573). En suivant l'exemple de Perry (2002), ce cas de figure pourrait être utilisé à lui seul pour donner une réponse à la question de l'étendue du recoupement entre les deux approches qui serait alors de 31 %. Cependant, ce résultat est conditionnel à la validité des seuils de pauvreté monétaire *et* de privation.

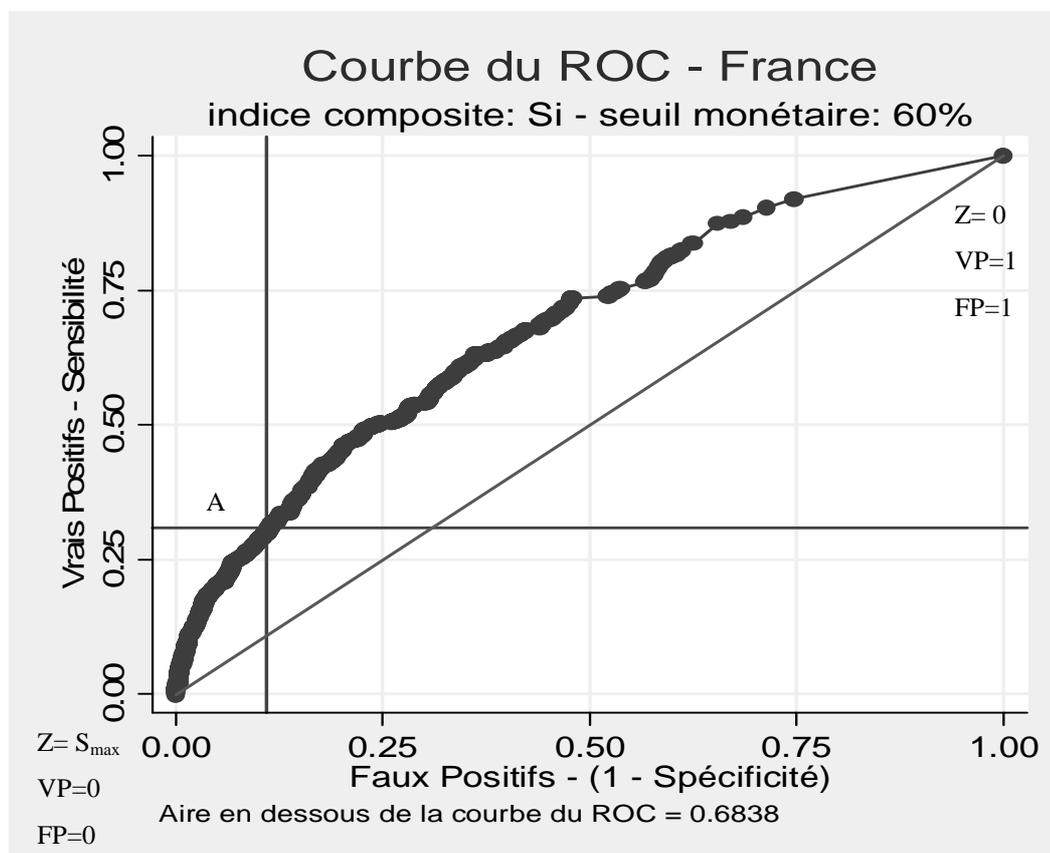
La méthode de la courbe du ROC permet de dépasser ce problème, le cas présenté dans le tableau 3 correspondant à un seul couple (VP, FP) pour les seuils de pauvreté monétaire et de privation donnés. Afin de vérifier le degré de recoupement entre les deux mesures, la courbe du ROC consiste à mettre en relation sur le même graphique la fraction des faux positifs (FP = 1 – VN) sur l'axe des abscisses et la fraction des vrais positifs (VP) sur l'axe des ordonnées pour tous les seuils possibles de l'indice de privation (voir figure 1). Les différents points de la courbe peuvent se comprendre de la manière suivante. Pour $Z = \max_i S_i$, on se situe à l'origine. En effet, pour cette valeur du seuil, les scores de tous les individus $i = 1..n$ sont inférieurs au seuil Z ; il en découle que personne n'est considéré comme étant en situation de pauvreté de conditions d'existence si bien qu'aucun individu en situation de pauvreté monétaire n'est correctement identifié par l'indice de privation (VP = 0), tandis que tous les individus qui ne sont pas en situation de pauvreté monétaire sont correctement identifiés (VN = 1). Sur la courbe du ROC, ce cas de figure correspond au point (VP = 0, FP = 1 – VN = 0). On fait ensuite baisser le seuil, si bien que certains individus sont maintenant considérés comme en situation de pauvreté de conditions d'existence par l'indice de privation.

Si ces individus sont effectivement en situation de pauvreté monétaire, la proportion de VP augmente et la courbe s'élève. En revanche, si ces individus ne sont pas en situation de pauvreté monétaire, la proportion de VP ne change pas et la proportion de FP ($FP = 1 - VN$) augmente de telle sorte que la courbe du ROC va vers la droite. Cet algorithme est répété jusqu'à ce qu'on atteigne la valeur minimale du seuil $Z = 0$. A ce seuil, les scores de tous les individus $i=1..n$ sont supérieurs à Z , si bien que toute la population est considérée comme étant en situation de privation matérielle. Cela implique que tous les individus en situation de pauvreté monétaire sont correctement identifiés ($VP = 1$), et, simultanément que tous les individus qui ne sont pas en situation de pauvreté monétaire ne sont pas correctement identifiés ($FP = 1$). Aussi, nous nous situons dans ce cas au point de coordonnées (1, 1).

La Figure 1 représente un exemple de courbe du ROC appliqué à la partie française du PCM sur la base d'un seuil de pauvreté monétaire de 60% de la médiane de la distribution des revenus équivalents et d'un indice privation S_i (voir équation 5). Sur cette figure 1, l'exemple tiré du tableau 3 est représenté par le point A de coordonnées (0,11 ; 0,31). Les autres points correspondent aux couples de fractions (FP, VP) pour tous les autres seuils possibles Z .

Figure 1: Courbe du Receiver Operating Characteristic : le cas de la France

Source : Eurostat PCM BDU version de décembre 2003, année d'enquête 1995, calculs de l'auteur



On peut avoir une idée visuelle de la qualité du recouplement, par la simple comparaison de la courbe du ROC avec la diagonale allant de l'origine au point de coordonnées (1,1). Si la courbe du ROC se superpose à la diagonale, cela signifie que l'indice de privation n'est pas un bon signal de la pauvreté monétaire, c'est-à-dire qu'il n'a pas de pouvoir discriminant. En effet, dans ce cas, lorsque le seuil de privation varie de sa valeur maximale à sa valeur minimale, la probabilité de trouver un vrai positif (d'aller vers le haut) ou un faux positif (d'aller vers la droite) est la même. A l'opposée, quand la courbe croît fortement dans un premier temps, puis commence à s'aplatir, le degré de recouplement entre les deux approches est meilleur. La variation décroissante du seuil de privation permet, dans un premier temps, une identification correcte des VP, tandis que pour les valeurs les plus faibles du seuil de privation, pour lesquelles il y a de moins en moins de VP et de plus en plus de FN, la courbe s'aplatit. En résumé, plus la courbe est proche de la diagonale, moins l'indice de privation est efficace pour distinguer les individus en situation de pauvreté monétaire de ceux qui ne le sont pas. D'un autre côté, plus la courbe est proche du point (0, 1) et meilleur est le recouplement.

La traduction quantitative de ce critère graphique est obtenue en calculant l'aire sous la courbe du ROC. Cette aire correspond à la probabilité que l'indice de privation d'un individu en situation de pauvreté monétaire, choisi de manière aléatoire, soit plus élevé que l'indice de privation d'un individu qui n'est pas en situation de pauvreté monétaire, lui aussi choisi de manière aléatoire. Cette aire correspond ainsi à la capacité de l'indice de privation de classer correctement les individus considérés comme pauvres à partir du critère du revenu. Plus la valeur de cette aire est proche de 1, et plus l'indice de déprivation peut être considéré comme confirmant les résultats issus de l'approche monétaire. Une valeur égale à 1 signifie que pour deux individus choisis de manière aléatoire, un en situation de pauvreté monétaire et l'autre non, l'indice de privation de la personne en situation de pauvreté monétaire sera toujours plus élevé que l'indice de privation de la personne qui ne l'est pas. Une valeur de l'aire proche de 0,5 indique que l'association entre les deux indices est faible (cas pour lequel la courbe du ROC est confondue avec la diagonale). En effet, dans ce cas, l'indice de privation a une chance sur deux d'être plus élevé pour l'individu en situation de pauvreté monétaire que pour l'individu qui ne l'est pas. Enfin, si cette valeur est inférieure à 0,5, cela signifie que l'indice de privation n'est pas du tout un bon signal de la pauvreté monétaire ; au contraire, il tend à présenter des valeurs supérieures pour les personnes qui ne sont pas en situation de pauvreté monétaire que pour celles qui le sont.

Les valeurs de référence suivantes sont parfois retenues : une aire en dessous de la courbe du ROC entre 0,9 et 1 témoigne d'une excellente association, entre 0,8 et 0,9 d'une bonne association, entre 0,7 et 0,8 d'une association moyenne, entre 0,6 et 0,7 d'une association faible et entre 0,5 et 0,6 d'une association insuffisante.

Section 3. Application empirique au PCM

Dans cette section nous présentons les résultats de notre application de la méthode du ROC aux données du PCM. Après avoir présenté la base de données (i) et la mesure monétaire de pauvreté (ii), nous introduirons la construction de la mesure directe de pauvreté (iii) avant de comparer les deux approches par l'application de la méthode de la courbe du ROC (iv).

(i) Le Panel Communautaire des Ménages

La base de données à partir de laquelle nous avons opéré est le Panel Communautaire des Ménages (Eurostat, 1996 ; Peracchi, 2002) qui est la première base de données comparative au sein de l'Union Européenne. Cette enquête a été conduite pendant huit années de 1994 à 2001 et a maintenant été remplacée par *EU-Survey on Income and Living Conditions* (EU-SILC). Le PCM est une enquête européenne longitudinale dont l'objet est de récolter des données concernant les revenus et les conditions de vie des ménages au sein de l'Union Européenne. Elle contient également des informations concernant la santé, l'éducation, le logement, la migration et les caractéristiques démographiques et d'emploi des ménages. Plus particulièrement, comme le souligne Eurostat (1996 : 7), les trois caractéristiques qui font du PCM une source d'information privilégiée sont l'utilisation de questionnaires standardisés permettant d'obtenir des résultats comparables d'un pays à l'autre, le schéma longitudinale de l'enquête au sein de laquelle l'information sur le même ensemble de ménages et de personnes est collectée à chaque vague et la couverture multidimensionnelle et simultanée d'un ensemble de domaines tels que celui des revenus, des conditions de logement, de la possession de biens durables, des relations sociales, etc.

Cette dernière propriété nous intéresse particulièrement, étant donné que la mise en relation directe de l'information issue de plusieurs domaines de l'existence, et se rapportant aux mêmes individus et ménages, rend possible le calcul de mesures directes de pauvreté et l'étude de l'accumulation des désavantages. En 1994, la première vague du PCM a rassemblé l'information se rapportant à 60000 ménages et 130000 adultes de plus de 16 ans pour 13 pays, à savoir l'Autriche, l'Allemagne, le Danemark, les Pays-Bas, la Belgique, le

Luxembourg, la France, le Royaume-Uni, l'Irlande, l'Italie, la Grèce, l'Espagne et le Portugal. Trois pays ont rejoint cette opération par la suite. Il s'agit de l'Autriche en 1995, de la Finlande en 1996 et de la Suède en 1997. Enfin, on peut également noter que trois pays ont mis un terme en 1996 aux enquêtes harmonisées et ont utilisé, à partir de 1997, les panels nationaux existants. Il s'agit de l'Allemagne (GSOEP), du Luxembourg (PSELL-2) et du Royaume-Uni (BHPS).

Notre analyse se concentre sur les données de la seconde vague du PCM qui fait référence à l'année 1995. L'avantage de cette année est qu'elle présente un faible degré d'attrition. L'unité d'analyse est l'individu de plus de 16 ans, la population utilisée étant celle des individus de plus de 16 ans.

(ii) Pauvreté monétaire

Sur la base de la définition européenne de la pauvreté, les individus sont considérés comme étant à risque de pauvreté monétaire si le revenu équivalent du ménage auquel ils appartiennent est inférieur à 60% de la médiane de la distribution des revenus équivalent (Atkinson *et alii*, 2002). Le concept de revenu utilisé est celui du revenu annuel disponible au niveau du ménage. Une des caractéristiques du PCM est que le revenu net disponible de la vague t correspond au revenu de la vague $t-1$. Au contraire, les autres variables telles que les caractéristiques démographiques des ménages ou la position sur le marché du travail font référence à l'individu ou au ménage au moment de l'enquête. Afin d'obtenir une correspondance entre les caractéristiques de l'individu et la période à laquelle le revenu correspond, nous avons fusionné l'information concernant les caractéristiques du ménage à l'année t , à savoir dans notre cas 1995, avec le revenu de l'année $t + 1$, i.e. 1996.¹⁰ De plus, afin de prendre en compte les différences en termes de taille et de composition des ménages, nous avons utilisé l'échelle d'équivalence dite modifiée OCDE pour laquelle le premier adulte compte pour 1 unité de consommation équivalente (u.c.e), les autres membres du ménage âgés de plus de 14 ans pour 0.5 u.c.e. et chaque enfant de moins de 14 ans pour 0.3 u.c.e. Faisant l'hypothèse d'un niveau de vie commun entre tous les membres d'un ménage, nous avons ensuite distribué le revenu de chaque ménage à tous ses membres. Enfin, les premier et dernier centiles en haut et en bas de la distribution du revenu ont été éliminés afin de supprimer les valeurs aberrantes liées aux erreurs de codage ou à d'autres problèmes (Cowell et Victoria-Feser, 2006).

¹⁰ Ce choix est aussi celui de fait par Tsakloglou et Papadopoulos (2002), qui ont également procédé à une reconstruction de la variable de revenu des ménages ou par Van Kerm (2003) sur les données de CHER.

En partant de la distribution des revenus équivalents, et étant donné la ligne de pauvreté mentionnée ci-dessus, plusieurs indices de pauvreté peuvent être calculés selon que l'on souhaite mesurer l'incidence, l'intensité ou la sévérité de ce phénomène (Ravallion, 1992). Pour l'application de la méthode du ROC, nous avons besoin d'un résultat binaire qui atteste de la situation de pauvreté monétaire ou non. Pour cette raison, nous allons simplement utiliser la partition réalisée par le seuil de pauvreté en assignant aux individus dont le revenu équivalent est inférieur au seuil de pauvreté une valeur de 1, et une valeur de 0 aux autres. Dans le cadre de la méthodologie du ROC, cette partition est considérée comme juste et nous vérifierons dans quelle mesure elle est confirmée par l'indice de privation.

(iii) Pauvreté directe

Les différentes étapes du calcul des indices non monétaires de pauvreté sont le choix des dimensions/domaines pertinents et des indicateurs élémentaires censés mesurer chacun d'entre eux, l'évaluation du degré de privation sur chacun de ces items/dimensions, l'agrégation des indices élémentaires dans un indice composite par dimension et, si cela est jugé nécessaire, l'agrégation des différentes dimensions dans un indice global de privation (Chiappero Martinetti, 2000 ; Nolan et Whelan, 1996).

(iii.1) les dimensions et les indicateurs élémentaires

Les dimensions ou domaines choisis correspondent pour une grande partie à ceux utilisés par Layte *et alii* (2001) ou Eurostat (2002). Lorsque cela a été possible nous avons utilisé la même terminologie que ces auteurs. Les différents domaines retenus sont "l'incapacité financière à satisfaire des besoins élémentaires", "les difficultés de paiement", "l'absence d'équipement de base du logement", "les inconvénients du logement", "les problèmes d'environnement" et "l'absence involontaire de biens durables largement répandus". Cet ensemble de domaines peut donner une bonne image du concept de privation matérielle (Townsend, 1979)¹¹. Pour permettre une évaluation de la privation sur chacune de ces dimensions, une liste de 26 items a été sélectionnée (tableau 4).

¹¹ Il est important de noter que le choix des domaines pertinents pour l'analyse de la pauvreté de conditions d'existence découle directement de la théorie qu'une mesure de pauvreté non monétaire vise à rendre opératoire. De même, une fois que les dimensions pertinentes ont été définies, certains critères doivent être mis en oeuvre au niveau du choix des indicateurs élémentaires censés mesurer ces différents domaines afin, d'une part, de s'assurer de la validité de contenu des items, c'est à dire s'ils peuvent être considérés comme des items de privation (contrôle par la fréquence ou par le consensus), et, d'autre part, pour vérifier qu'ils se rapportent bien à une entité commune (alpha de Cronbach ou principe d'interrelation). Pour une analyse détaillée de ces questions, ainsi que pour consulter les résultats de l'application de ces critères dans notre application, on peut se référer à Fusco (2005).

Tableau 4: Liste des items

Incapacité financière à satisfaire des besoins élémentaires (besoins essentiels) tels que :	
hf003	... chauffer son logement de manière adéquate
hf004	... partir une semaine en vacances au moins une fois par an
hf005	... remplacer le mobilier usagé
hf006	... acheter des vêtements neufs plutôt que d'occasion
hf007	... manger de la viande ou du poisson tous les deux jours
hf008	... recevoir des amis/parents pour un verre/repas au moins une fois par mois
Difficultés de paiement (arriérés) : au cours des 12 derniers mois, le ménage n'a pas pu payer	
hflog	... le loyer (hf009) ou une mensualité d'un emprunt logement (hf010)
hf011	... une facture d'eau, d'électricité ou de gaz
hf012	... un crédit d'achat ou un autre remboursement
Absence d'équipements de base du logement	
ha009	... une baignoire ou une douche
ha010	... des toilettes intérieures avec chasse d'eau
ha011	... l'eau chaude courante
ha012	... le chauffage ou des radiateurs électriques
Inconvénients du logement	
ha014	le logement est trop petit
ha016	le logement est trop sombre/pas assez éclairé
ha017	absence d'équipements de chauffage adéquat
ha018	fuites dans la toiture
ha019	murs, sols et fondations humides
ha020	moisissures au niveau des châssis des fenêtres ou des sols
Problèmes dans l'environnement	
ha015	il y a du bruit en provenance des voisins ou de l'extérieur
ha021	pollution, saleté ou autres problèmes environnementaux
ha022	crime ou vandalisme dans le quartier
Absence involontaire de biens durables largement répandus	
hb001	ne peut pas se permettre d'avoir une voiture ou une fourgonnette
hb002	... une télévision couleur
hb003	... un magnétoscope
hb006	... un téléphone

Source : Eurostat PCM BDU version de décembre 2003, année d'enquête 1995, calculs de l'auteur

Les deux premières dimensions font référence aux conditions financières des ménages. La première a trait à "l'incapacité des ménages à satisfaire leur besoins élémentaires (besoins essentiels)". Cette dimension contient six items dichotomiques relatifs à la capacité financière des ménages à subvenir à certains besoins élémentaires tels que celui de chauffer son logement de manière adéquate, de partir une semaine en vacances loin de chez soi au moins une fois par an, de remplacer le mobilier usagé, d'acheter des vêtements neufs plutôt que

d'occasion, de manger de la viande, du poulet ou du poisson tous les deux jours si on le souhaite et de pouvoir recevoir des amis ou de la famille chez soi au moins une fois par mois. Ces activités étant perçues comme élémentaires, leur absence est considérée a priori comme un désavantage.

La seconde dimension concerne "l'incapacité à régler des paiements planifiés durant les douze derniers mois (arriérés)". Cette dimension rassemble trois indicateurs élémentaires dichotomiques qui mettent en évidence des retards de paiement par rapport à des échéances prévues, telles que le paiement du loyer ou d'une traite d'un emprunt hypothécaire, des factures d'eau et d'électricité ou un autre remboursement. Dans ce cas, c'est le non paiement de l'une ou l'autre de ces échéances qui va constituer un désavantage. Néanmoins, un non paiement n'est pas nécessairement un signe de privation et peut parfois mettre en évidence autre chose que des difficultés financières. Par exemple, un individu dans une situation aisée pourra répondre positivement à l'une de ces questions simplement parce qu'il a oublié de régler une de ses factures ; de même, un individu aux goûts dispendieux pourra éprouver des difficultés financières en raison d'un train de vie élevé et au dessus de ses moyens. Dans ces cas précis, une réponse positive à ces questions ne peut être considérée comme étant un signe de privation. En revanche, lorsque le retard de paiement se vérifie dans plusieurs de ces items, c'est-à-dire lorsqu'il y a une accumulation de retards de paiement, on peut considérer qu'est mise en évidence une situation de précarité financière.

Les troisième et quatrième dimensions ont toutes les deux trait aux conditions de logement des ménages. La troisième dimension concerne "l'absence d'équipements de base du logement". Au sein de cette dimension, on évalue la privation sur la base de quatre indicateurs élémentaires dichotomiques relatifs à la présence dans le logement d'une baignoire ou d'une douche, de toilettes intérieures avec chasse d'eau, d'eau chaude courante ou de chauffage électrique. On fait ici l'hypothèse que tout le monde souhaiterait posséder ces équipements de telle sorte que l'absence de l'un d'entre eux est un signe de désavantage. La quatrième dimension fait référence aux "inconvénients du logement". Elle rassemble six items dichotomiques qui nous renseignent sur le manque d'espace ou de lumière dans le logement, l'absence d'équipements de chauffage, la présence de fuites dans la toiture, de moisissure dans les châssis des fenêtres et d'humidité. Ces indicateurs représentent des problèmes que tout le monde souhaiterait éviter.

On prend ensuite en compte les items relevant des "problèmes dans l'environnement du ménage". Cette forme de privation est liée à la notion d'aires pauvres (Townsend, 1979). Un appartement dans une ville surpeuplée constitue un environnement plus pauvre qu'un

appartement identique dans une zone résidentielle à proximité de grands parcs. Les aires pauvres sont des endroits où des formes multiples de privation se combinent avec un grand nombre d'individus vivant avec de faibles revenus (Alcock, 2006). Dans notre application, la privation sur la dimension environnementale se mesure à partir de trois items binaires relatifs à l'existence de bruit, de pollution ou de crimes dans le quartier.

Enfin, la sixième dimension rassemble six items dichotomiques concernant "l'absence involontaire de biens durables largement répandus (biens durables)". La non-possession d'un bien durable n'est pas forcément un signe de privation. Un individu qui ne possède pas de téléviseur par choix ne doit pas être considéré en situation de privation. Pour neutraliser les effets de goûts, il est demandé aux ménages s'ils possèdent le bien durable et, dans le cas d'une réponse négative, si cela est dû à une contrainte financière. Seuls les ménages qui répondent positivement à la deuxième partie de la question, c'est à dire qui ne possèdent pas l'item en raison d'une insuffisance de ressources, sont considérés comme privés et on parle d'absence involontaire ou forcée. Si l'absence n'est pas due à une insuffisance de ressources on parle d'absence volontaire. On utilise ici l'information se rapportant à l'absence involontaire des biens de consommations durables suivants : une voiture, une télévision couleur, un magnétoscope et un téléphone.

Deux remarques doivent être faites concernant les items choisis pour représenter ces dimensions. Tout d'abord, toutes les variables se rapportant au ménage ont été distribuées aux individus étant donné que notre unité d'analyse est l'individu de plus de 16 ans. Ici aussi, l'hypothèse faite est que les ménages partagent un niveau de vie commun, si bien que l'allocation de ressources intra-ménage est négligée et tous les individus sont traités de la même manière. Ensuite, toutes les variables ont été rangées de telle sorte que les valeurs élevées décrivent un état de privation plus élevé. Dans notre cas, tous les items sont dichotomiques et les variables sont codées 0 pour la modalité montrant une absence de désavantage et 1 pour celle mettant en évidence un désavantage.

Ces 26 indicateurs répartis en six domaines/dimensions constituent la base à partir de laquelle nous allons travailler. Les observations présentant des valeurs manquantes ont été omises si bien que la base de données finale comporte 108880 individus de plus de 16 ans répartis de la manière suivante :

Table 5: Nombres d'observations par pays en 1995

Pays	Effectifs*
Autriche	6 316
Belgique	5 212
Danemark	4 513
France	11 297
Allemagne	7 973
Grèce	10 659
Irlande	6 165
Italie	16 227
Luxembourg	1 795
Pays-Bas	8 119
Portugal	10 594
Espagne	13 648
Royaume-Uni	6 362
Total	108 880

Source : Eurostat PCM BDU version de décembre 2003, année d'enquête 1995, calculs de l'auteur
*individus de plus de 16 ans

(iii.2) l'agrégation par dimensions

Afin d'appliquer la méthode du ROC, plusieurs indices de pauvreté directe ont été calculés à partir des variables mentionnées ci dessus. Pour chaque pays, le point de départ pour le calcul de ces indices est la matrice des attributs X (n x m) contenant les réponses x_{ij} des $i = 1..n$ individus de la population aux $j = 1..26$ indicateurs de conditions de vie appartenant aux $q = 1..6$ dimensions. Afin de respecter la structure en dimension de notre ensemble d'items, la procédure que nous avons utilisée consiste, dans un premier temps, à agréger les items se rapportant à la même dimension, puis, dans un second temps, à agréger les indices obtenus sur chaque dimension dans un indice global de privation.

A toute réponse x_{ij} , on attribue une note $\xi_j^D(i)$ représentant le degré de privation de l'individu i à l'indicateur j . Dans notre cas, les 26 items étant dichotomiques, le degré peut prendre les valeurs de 0, dans le cas d'une absence de désavantage, ou 1, dans le cas d'une privation. Pour chaque individu, on peut calculer un score pondéré S_{iq} pour chaque dimension $q = 1..6$:

$$S_{iq} = \sum_{j=1}^{m_q} w_j \xi_j^D(i) \quad [1]$$

m_q fait référence au nombre d'items appartenant à la dimension q , et w_j représente le poids accordé à l'item j avec $w_j \geq 0$ et $\sum_{j=1}^{m_q} w_j = 1$. Les poids pour chaque item sont différents d'un pays à l'autre et, dans le contexte comparatif du PCM, correspondent à l'importance

relative des items dans chaque pays. On a choisi d'utiliser la structure de poids normalisée proposée par Cerioli et Zani (1990) ou Cheli et Lemmi (1995) :

$$\left\{ \begin{array}{l} w_j = \frac{\ln\left(\frac{1}{\bar{\xi}_j^D}\right)}{\sum_{j=1}^{m_q} \ln\left(\frac{1}{\bar{\xi}_j^D}\right)} \quad \text{avec } \bar{\xi}_j^D > 0 \\ w_j = 0 \quad \text{si } \bar{\xi}_j^D = 1 \quad \text{ou } \bar{\xi}_j^D = 0 \end{array} \right. \quad [2]$$

$\bar{\xi}_j^D$ représente la proportion de personnes présentant un désavantage au niveau de la variable j . Cette structure de poids, qui est une fonction inverse de la proportion d'individus en situation de privation dans la population, se justifie par référence à une approche relative de la pauvreté et, plus particulièrement au sentiment subjectif de privation relative (Runciman, 1966) : plus un item est répandu dans la population, plus les individus ne le possédant pas ressentiront un sentiment de privation élevé.

Les scores sur chaque dimension sont compris dans l'intervalle $[0, 1]$. Pour un individu, un score de 0 indique l'absence de désavantage sur tous les items de la dimension ; un score de 1, un désavantage sur tous les items de la dimension. Si l'individu présente certains désavantages, il aura un score compris entre 0 et 1 dans la dimension considérée. Ainsi, l'indice S_{iq} correspond au degré moyen de privation sur l'ensemble des items de la dimension (Guio, 2005).

Pour chaque dimension, la moyenne des scores individuels de privation nous permet d'obtenir une évaluation de la privation au niveau de chacun des pays. Les résultats moyens par dimension et par pays sont présentés dans le tableau 6.

Les résultats présentés dans ce tableau sont des estimations des indicateurs de privation sur les différentes dimensions calculés à partir de notre échantillon. Ils ne font pas état de l'incertitude statistique qui les entoure. La raison pour laquelle nous n'avons pas calculé la variance de ces estimateurs est que le PCM est une enquête de type complexe pour laquelle il n'y a pas de consensus quant à la méthode à utiliser, que ce soit par approximation analytique ou par rééchantillonnage, afin d'y parvenir. Dès lors, l'interprétation des résultats qui suivent doit se faire avec précaution, en particulier pour les sous-groupes aux effectifs faibles.

Table 6: Indices composites par dimension et par pays

Pays	Conditions financières		conditions de logement		Environnement	biens durables
	besoins essentiels	difficultés de paiement	équipements	inconvenients		
Autriche	0,11	0,02	0,05	0,08	0,11	0,03
Belgique	0,10	0,04	0,05	0,10	0,16	0,03
Danemark	0,05	0,02	0,01	0,05	0,10	0,03
France	0,11	0,04	0,03	0,10	0,20	0,03
Allemagne	0,08	0,02	0,03	0,06	0,15	0,03
Grèce	0,41	0,09	0,13	0,16	0,14	0,11
Irlande	0,10	0,05	0,05	0,06	0,10	0,07
Italie	0,20	0,03	0,03	0,09	0,23	0,04
Luxembourg	0,05	0,01	0,03	0,07	0,14	0,01
Pays-Bas	0,06	0,01	0,02	0,07	0,18	0,02
Portugal	0,26	0,02	0,15	0,27	0,19	0,18
Espagne	0,15	0,03	0,03	0,11	0,24	0,07
Royaume-Uni	0,12	0,06	0,01	0,11	0,22	0,03
moyenne pondérée*	0,13	0,03	0,04	0,10	0,19	0,04

Source : Eurostat PCM BDU version de décembre 2003, année d'enquête 1995, calculs de l'auteur

*pondération par la population de plus de 16 ans des différents pays

Les cases grises (resp. jaunes) représentent les pays les moins (resp. plus) désavantagés dans la dimension.

Lecture : les degrés de privation moyens du Luxembourg et de la Grèce dans le domaine de "l'incapacité financière à satisfaire les besoins essentiels" sont de 0,05 et 0,41. La Grèce est plus désavantagée que le Luxembourg dans ce domaine.

Comme le soulignent Brandolini et D'Alessio (1998), plus que la valeur absolue de ces indices, ce sont les performances relatives des différents pays qui peuvent s'avérer riche en enseignements. Le tableau 6 montre ainsi que le Luxembourg est, en moyenne, la nation qui présente le degré de privation moyen le plus faible en termes de possession de biens durables et de conditions financières, tandis que le Danemark est le pays le moins privé en termes de conditions de logement et d'environnement. A l'opposée, la Grèce est le pays le plus en difficulté dans les domaines des conditions financières tandis que le Portugal occupe la dernière position dans les autres dimensions à l'exception de la dimension environnementale pour laquelle cette place est occupée par l'Espagne. On ne rentrera pas dans une analyse détaillée de ces résultats qui est au-delà des objectifs de cet article.

(iii.3) le score global de privation

L'étape suivante consiste à agréger les scores S_{iq} obtenus sur chaque dimension dans un indice global de privation. Différentes méthodes faisant usage d'opérateurs d'agrégation variés existent afin de remplir cet objectif (Deutsch et Silber, 2005). Dans cet article, nous avons calculé trois indices de pauvreté multidimensionnelle. Tout d'abord, on recourt à deux indices axiomatiques de pauvreté proposés par Chakravarty *et alii* (1998). Ces indices ont la

particularité de respecter une axiomatique précise qui peut être définie comme un ensemble de propriétés désirables qu'un indice de pauvreté multidimensionnelle devrait respecter.¹² Pour $i=1..n$ individus et $q=1..k$ dimensions, le premier indice est une extension multidimensionnelle du sous-groupe d'indices décomposables proposé par Chakravarty (1983) et peut s'écrire :

$$P_e(X; z) = \left(\frac{1}{n} \right) \sum_{q=1}^k \sum_{i \in D_q} a_q \left[1 - \left(\frac{x_{iq}}{z_q} \right)^e \right] \quad [3]$$

x_{iq} est le score de chaque individu i sur la dimension q et z_q est le seuil de privation sur la dimension q . a_q est le poids attribué à la dimension q tel que $a_q > 0$ et $\sum_{q=1}^k a_q = 1$. Dans la formulation de Chakravarty *et alii* (1998), les variables sont rangées en ordre décroissant de privation, les valeurs les plus élevées étant associées au niveau le plus faible de privation. Les indices S_{iq} sont rangés dans l'ordre inverse. On a ainsi procédé à la transformation suivante : $x_{iq} = 1 - S_{iq}$. ; enfin, D_q est l'ensemble des individus en situation de privation sur la dimension q (tels que $x_{iq} < z_q$) et e est un paramètre qui permet de refléter les différentes perceptions de la pauvreté ; si e augmente (tend vers 0), P_e augmente (tend vers 0) également. L'équation (3) correspond à un indice de pauvreté agrégé au niveau de la population globale. A un niveau

individuel, l'indice s'écrit $P_{e,i}(X; z) = \sum_{q=1}^k a_q \left[1 - \left(\frac{x_{iq}}{z_q} \right)^e \right]$

Une alternative à cette première possibilité est de recourir à une généralisation de la famille d'indices décomposables proposée par Foster, Greer et Thorbecke (1984) :

$$P_\alpha(X; z) = \left(\frac{1}{n} \right) \sum_{q=1}^k \sum_{i \in D_q} a_q \left[1 - \left(\frac{x_{iq}}{z_q} \right) \right]^\alpha \quad [4]$$

Les notations sont les mêmes que pour l'indice précédent et l'indice de pauvreté individuel peut s'écrire $P_{\alpha,i}(X; z) = \sum_{q=1}^k a_q \left[1 - \left(\frac{x_{iq}}{z_q} \right) \right]^\alpha$

¹² Les 13 axiomes définis par Chakravarty *et alii* (1998) ont trait aux propriétés de "symétrie", de "focalisation", de "monotonicité", de "principe de population", de "continuité", de "non croissance de la pauvreté par ajout de personnes riches", de "non décroissance dans les niveaux de subsistance des besoins essentiels", "d'invariance d'échelle", de "normalisation", de "décomposabilité en sous-groupes", de "décomposabilité en facteurs", du "principe de transfert multidimensionnel" et du principe de "non décroissance de la pauvreté dans le cas d'un réarrangement qui entraîne l'augmentation de la corrélation des attributs". Pour plus de détails concernant ces axiomes on pourra se référer à Bourguignon et Chakravarty (2003) ou Deutsch et Silber (2005).

Enfin, on calcule également pour chaque individu un indice composite S_i , simple moyenne des scores S_{iq} sur chaque dimension :

$$S_i = \frac{1}{q} \sum_{q=1}^k S_{iq} \quad [5]$$

Nous attribuons à chaque dimension des poids égaux $a_q=1/q=1/6$. De plus, pour chacune des dimensions $q=1..6$, et suivant en cela l'option prise par D'Ambrosio et *alii* (2004), nous avons adopté des seuils relatifs $z = (z_1, \dots, z_6)$ égaux à la moitié de la moyenne de la distribution de chaque indice x_{iq} .

Les résultats par pays pour P_α ($\alpha = 2$), P_e ($e = 0.5$) et S_i sont les suivants:

Table 7: Indices de pauvreté directe

Pays	P_α ($\alpha=2$)	P_e ($e=0,5$)	S_i
Autriche	0,69%	0,81%	0,065
Belgique	1,40%	1,57%	0,080
Danemark	0,39%	0,47%	0,043
France	1,23%	1,41%	0,086
Allemagne	0,64%	0,72%	0,060
Grèce	3,94%	4,18%	0,171
Irlande	1,08%	1,24%	0,073
Italie	2,30%	2,48%	0,104
Luxembourg	0,84%	0,96%	0,051
Pays-Bas	0,53%	0,64%	0,062
Portugal	4,62%	4,91%	0,177
Espagne	1,55%	1,70%	0,105
Royaume-Uni	1,27%	1,46%	0,092
moyenne pondérée*	1,43%	1,59%	0,089

Source : Eurostat PCM BDU version de décembre 2003, année d'enquête 1995, calculs de l'auteur
*pondération par la population de plus de 16 ans des différents pays

Aux niveaux nationaux, ces résultats correspondent, à quelques exceptions près, à ceux obtenus à travers l'analyse de la privation par dimensions (tableau 6) et les classements obtenus à partir de l'indice S_i ou des deux indices axiomatiques sont pratiquement identiques. Ainsi, le Danemark et le Luxembourg sont les pays qui présentent les indices de privation les moins élevés, tandis que les pays du Sud de l'Europe, en particulier le Portugal et la Grèce, se partagent les dernières positions. Ces deux pays, ainsi que l'Espagne, l'Italie et le Royaume-Uni présentent des indices moyens de privation plus élevés que la moyenne européenne.

(iv) Application de la méthode de la courbe du ROC

Nous allons maintenant utiliser les indices individuels S_i , $P_{e,i}$ et $P_{\alpha,i}$ pour déterminer dans quelle mesure ils confirment les résultats issus de l'approche monétaire. Afin d'atteindre cet objectif, nous avons appliqué la méthode de la courbe du ROC à ces indices.

Tableau 8: Aire en dessous de la courbe du ROC pour un seuil de 60% de la médiane

Pays	$P_\alpha (\alpha=2)$	$P_e (e=0,5)$	S_i
Autriche	0,5616	0,5617	0,6502
Belgique	0,5853	0,5854	0,6555
Danemark	0,5420	0,5420	0,5678
France	0,5836	0,5841	0,6838
Allemagne	0,5687	0,5687	0,6548
Grèce	0,6547	0,6552	0,7071
Irlande	0,5747	0,5748	0,6810
Italie	0,6073	0,6074	0,7033
Luxembourg	0,6335	0,6334	0,7380
Pays-Bas	0,5651	0,5652	0,6829
Portugal	0,6503	0,6512	0,7077
Espagne	0,5456	0,5457	0,6508
Royaume-Uni	0,5749	0,5752	0,6697
moyenne pondérée*	0,5806	0,5808	0,6725

Source : Eurostat PCM BDU version de décembre 2003, année d'enquête 1995, calculs de l'auteur
*pondération par la population de plus de 16 ans des différents pays

D'après les valeurs de référence que l'on a citées précédemment, nos résultats sont d'un niveau moyen pour les deux indices axiomatiques P_α et P_e et légèrement meilleurs pour S_i . La Grèce présente les valeur de recoupement le plus élevé pour les indices axiomatiques P_α (0,65) et P_e (0,66) tandis que le Danemark présente les valeurs les plus faibles (0,54 et 0,54). Au niveau de l'indice S_i , les valeurs sont un peu meilleures et varient entre 0,57 au Danemark et 0,74 au Luxembourg. Cela signifie que sur la base de notre calcul de l'indice S_i pour les treize pays sur lesquels nous avons travaillé, lorsqu'on tire au sort de manière aléatoire un individu en situation de pauvreté monétaire et un individu qui ne l'est pas, la probabilité pour que l'indice de privation S_i soit plus élevé pour l'individu en situation de pauvreté monétaire que pour l'autre varie entre 0,57 au Danemark et 0,74 au Luxembourg. Ces chiffres représentent des valeurs moyennes, si bien que l'on peut conclure que le recoupement entre les populations identifiées comme pauvres sur la base d'un seuil de pauvreté monétaire de 60% de la médiane des revenus équivalents et de notre approche directe de la pauvreté est faible. Le lien entre ces indices existe, cela est particulièrement vrai pour S_i , mais il n'est pas assez fort pour que l'on puisse assimiler les deux mesures.

Ce résultat correspond à celui trouvé par Layte *et alii* (2001) sur les données du PCM et, comme nous l'avons mentionné dans l'introduction, il correspond également à celui trouvé par Dickes (1989), Whelan *et alii* (2004) ou Perry (2002) selon lesquels il existe une divergence entre les approches monétaires et directes de la pauvreté.

La Figure 2 présente une illustration des courbes du ROC correspondant au tableau 8 pour les treize pays étudiés.

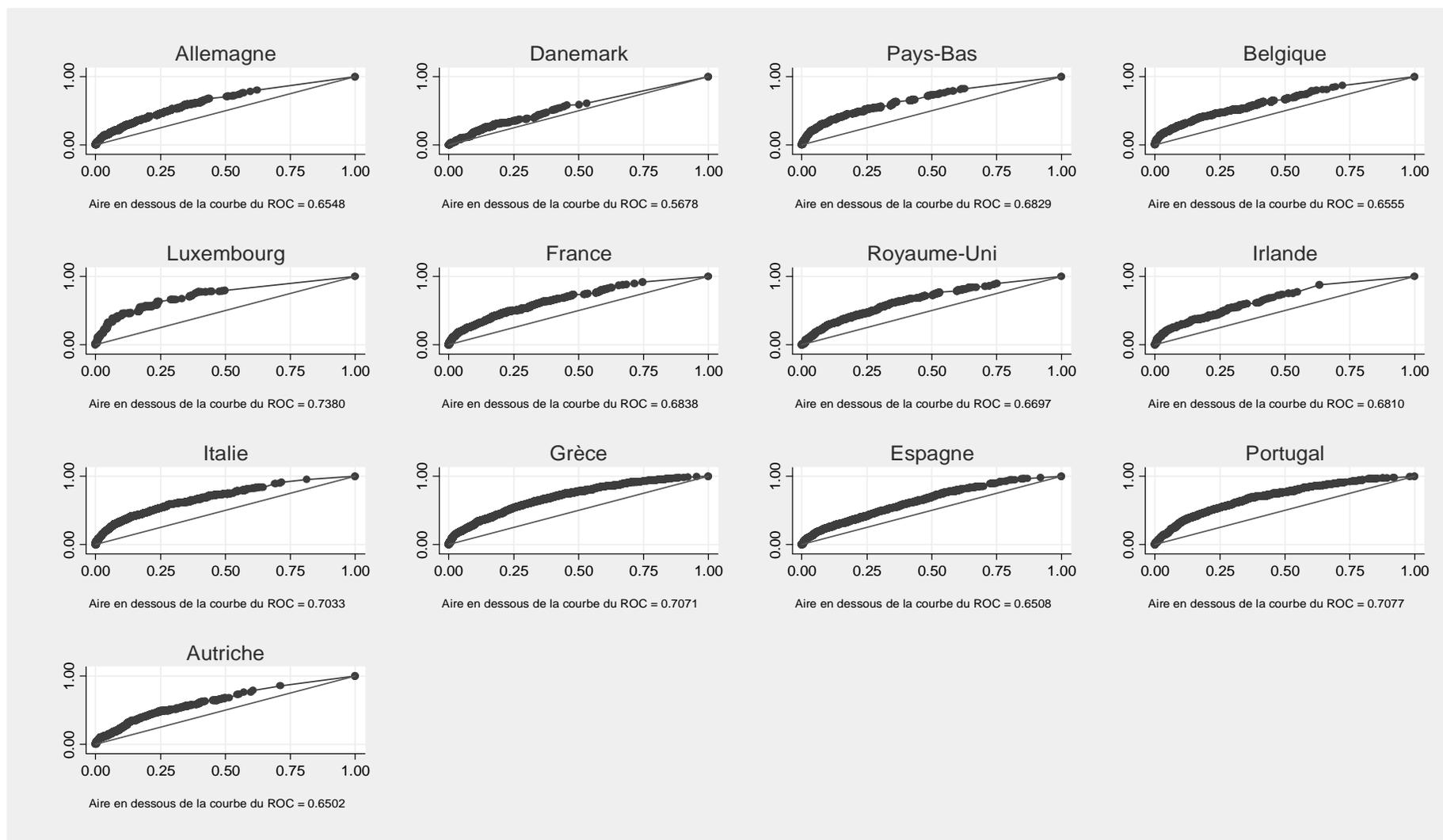


Figure 2: Courbes du ROC par pays (seuil de pauvreté monétaire : 60% du revenu équivalent médian et indice composite S_i)

Source : Eurostat PCM BDU version de décembre 2003, année d'enquête 1995, calculs de l'auteur

Les résultats précédents sont relatifs à l'utilisation d'un seuil de 60 % du revenu équivalent médian. Ils permettent donc de vérifier la relation entre l'indice de privation et la partition réalisée par ce seuil spécifique. L'hypothèse implicite est donc que le seuil de pauvreté de 60% de la médiane est adéquat. Les limites d'une telle hypothèse sont bien connues. Pour les dépasser, nous avons appliqué la même procédure en utilisant des seuils de pauvreté monétaire de 50 % et 70 % du revenu équivalent médian :

Tableau 9: Aire en dessous de la courbe du ROC pour les seuils de 50 et 70% de la médiane

Pays	seuil 50 %			seuil 70 %		
	$P\alpha$ ($\alpha=2$)	Pe ($e=0,5$)	Si	$P\alpha$ ($\alpha=2$)	Pe ($e=0,5$)	Si
Autriche	0,5623	0,5622	0,6555	0,5582	0,5583	0,6299
Belgique	0,5962	0,5963	0,6595	0,5713	0,5714	0,6591
Danemark	0,5497	0,5498	0,6148	0,5316	0,5317	0,5850
France	0,6053	0,6062	0,7067	0,5750	0,5755	0,6771
Allemagne	0,5907	0,5907	0,6660	0,5590	0,5590	0,6514
Grèce	0,6640	0,6646	0,7140	0,6432	0,6437	0,7033
Irlande	0,5688	0,5688	0,6509	0,5773	0,5775	0,6889
Italie	0,6163	0,6164	0,7185	0,5921	0,5922	0,6918
Luxembourg	0,5999	0,5998	0,7045	0,5795	0,5794	0,6647
Pays-Bas	0,5606	0,5607	0,6744	0,5516	0,5516	0,6789
Portugal	0,6630	0,6638	0,7154	0,6381	0,6391	0,7015
Espagne	0,5614	0,5615	0,6646	0,5343	0,5344	0,6416
Royamue-Uni	0,5775	0,5775	0,6628	0,5771	0,5773	0,6752
moyenne pondérée*	0,5935	0,5938	0,6823	0,5716	0,5718	0,6681

Source : Eurostat PCM BDU version de décembre 2003, année d'enquête 1995, calculs de l'auteur

*pondération par la population de plus de 16 ans des différents pays

Pour ces deux autres seuils de pauvreté monétaire, les résultats sont de la même nature que pour le seuil de 60 %, si bien que les conclusions sont confirmées. Au seuil de 50%, la probabilité pour que l'indice de privation S_i soit un bon signal de la pauvreté monétaire n'est pas supérieure à 0,72 (Italie, Portugal et Grèce), tandis qu'au seuil de pauvreté monétaire de 70 %, elle est, au plus, égale à 0,70 (Grèce et Portugal). Cela nous amène à la conclusion que s'il y a un recoupement, celui-ci n'est pas assez fort pour que l'on puisse assimiler les deux phénomènes. Aussi, on peut conclure, sur la base de notre étude empirique que, les approches monétaires et directes de la pauvreté ne sont pas substituables.

Plusieurs raisons peuvent expliquer cette discordance. A un niveau pratique, les erreurs de mesure du revenu et de la pauvreté de conditions d'existence jouent certainement un rôle (Whelan et Maître, 2005). A un niveau théorique, plusieurs raisons peuvent être avancées pour expliquer que les ressources ne se traduisent pas automatiquement en résultat (Sen, 1985 ; Layte *et alii*, 2001 ; Perry, 2002). Par exemple, les différences en termes de préférences, liées aux caractéristiques personnelles des individus, peuvent influencer la

relation entre revenu et niveau de vie, dès lors que des individus non pauvres en termes de revenu n'allouent pas forcément celui-ci à leurs besoins essentiels.

Enfin, ce faible degré de recoupement peut également s'expliquer à un niveau conceptuel. En effet, la possibilité que pauvreté monétaire et directe de la pauvreté soient deux phénomènes distincts ou deux dimensions différentes du même phénomène est une autre explication possible qui ne peut être ignorée (Nolan et Whelan, 1996 ou Perry, 2002). En effet, comme le souligne Sen (1979 : 291), "*la méthode directe et l'approche monétaire ne sont pas, en fait, deux façons alternatives de mesurer la même chose mais représentent deux conceptions alternatives de la pauvreté. [...] Ces deux concepts ont une pertinence propre dès lors qu'il s'agit d'évaluer la pauvreté au sein d'une communauté [...] (notre traduction).*

Dès lors, comme le remarque Perry (2002 : 122), ce résultat constitue un encouragement pour le développement ultérieur de l'instrument analytique et conceptuel du traitement de la pauvreté, c'est-à-dire améliorer l'identification des individus en situation de pauvreté et comprendre les facteurs qui y mènent. Dans cette optique, on peut penser que les approches monétaires et directes de la pauvreté doivent être utilisées de manière complémentaire plutôt que concurrente ou substituable pour le traitement de ce phénomène (Lachaud 1999). Ainsi, cette conclusion plaide pour l'utilisation de plusieurs mesures de pauvreté afin de capturer de manière adéquate la complexité de ce phénomène (Perry, 2002 ; Bradshaw et Finch, 2003).

Conclusion

L'objectif de ce papier était d'introduire une méthode originale, la courbe du Receiver Operating Characteristic, pour étudier le degré de recoupement entre les mesures monétaires et directes de la pauvreté. Cette méthode permet de déterminer si l'indice de privation utilisé est un bon signal de la pauvreté monétaire, *indépendamment du seuil de privation utilisé*. L'application de cette méthode aux données du Panel Communautaire des Ménages confirme l'aboutissement de nombreux travaux, à savoir que les résultats issus de ces deux approches se recoupent, mais de manière imparfaite. En effet, si on sélectionne de manière aléatoire un individu en situation de pauvreté monétaire et un autre qui ne l'est pas, la probabilité pour que l'indice de privation S_i soit plus élevé pour l'individu pauvre, que pour celui qui ne l'est pas, se situe entre 0,57 au Danemark et 0,74 au Luxembourg. D'après les valeurs de référence relatives à l'aire en dessous de la courbe du ROC, ce résultat correspond à un degré de recoupement moyen. L'utilisation d'autres indices de pauvreté multidimensionnelle ainsi que

de différents seuils de pauvreté monétaire (50 % et 70 %) met en évidence des valeurs de recoupement encore plus faibles.

Dès lors, on peut en déduire que l'indice de privation matérielle est corrélé avec la mesure monétaire, mais pas assez pour considérer que les approches basées sur les ressources et celles basées sur les conditions de vie sont équivalentes, ni même pour dire que l'une puisse être utilisée comme approximation de l'autre. Par conséquent c'est le caractère complémentaire, plutôt que celui substituable de ces deux approches qui prévaut. Un tel résultat plaide donc pour un approfondissement de la recherche sur les méthodes directes de mesure de la pauvreté, et ce en vue de compléter l'approche monétaire largement utilisée. Il souligne également la nécessité de l'adoption de stratégies différenciées de réduction de la pauvreté par rapport aux résultats respectifs des deux approches.

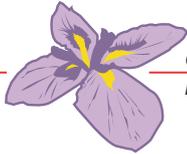
Références

- Alcock P. (2006), *Understanding Poverty*, Third edition, London, Palgrave Macmillan
- Atkinson T., Cantillon B., Marlier E., Nolan B. (2002), *Social Indicators: The EU and Social Inclusion*, Oxford, Oxford University Press,
- Baulch B. (2002), "Poverty monitoring and targeting using ROC curves: examples from Vietnam", Institute of Development Studies, IDS Working Paper 161, Sussex
- Boltvinik J. (1999) *Poverty measurement methods – an overview*, UNDP Social Development and Poverty Elimination Division, Poverty Reduction Series
- (2003), "A Typology of Methods for Poverty Measurement: Combined methods", *Comercio Exterior*, Vol. 53, n°5, Mexico
- Bourguignon F., Chakravarty S. (2003), "The measurement of multidimensional poverty", *Journal of Economic Inequality*, Vol.1, pp.25-49
- Bradshaw J., Finch N. (2003), "The overlap of dimensions", *Journal of Social Policy*, Vol.32, n°4, pp.513-525
- Brandolini A., D'alessio G. (1998), "Measuring well-being in the functioning space", Roma: Mimeo, Banca d'Italia
- Ceroli A., Zani S. (1990), "A Fuzzy Approach to the Measurement of Poverty", in Dagum C., Zenga M. (eds.) *Income and Wealth Distribution, Inequality and Poverty*, Berlin Heidelberg, Springer-Verlag, pp.272-284
- Chakravarty S.R. (1983), "A new index of poverty", *Mathematical Social Science*, n°6, pp.303-313
- Chakravarty S.R., Mukherjee D., Ranade R.R. (1998), "On the family of subgroup and factor decomposable measures of multidimensional poverty", in Slottje D.J. (ed.), *Research on economic inequality*, Stanford, CT and London, JAI Press, Volume 8, pp.175-194
- Cheli B., Lemmi A. (1995), "A Totally Fuzzy and Relative Approach to the Multidimensional Analysis of Poverty", *Economic Notes Monte dei Paschi di Siena*, Vol. 24, n°1, pp. 115-134
- Chiappero Martinetti E. (2000), "A Multidimensional Assessment of Well-Being Based on Sen's Functioning Approach", Società Italiana di Economia Publica Working Paper, *Rivista Internazionale di Scienze Sociali*, n°2, 2000, 38 p.
- Costa M. (2003), "A Comparison Between Unidimensional and Multidimensional Approaches to the Measurement of Poverty", *IRISS Working Paper*, n°2003-02, Luxembourg, CEPS/INSTEAD

- Cowell F., Victoria-Feser M.-P. (2006), "Distributional dominance with trimmed data", *Journal of Business and Economic Statistics*, 24(3):291–300
- D'Ambrosio C., Deutsch J., Silber J. (2004), "Multidimensional approaches to poverty measurement: an empirical analysis of poverty in Belgium, France, Germany, Italy and Spain, based on the European Panel", Paper prepared for the 28th General Conference of the International Association for Research in Income and Wealth, Cork, Ireland, August 22-28, 2004
- Dekkers G. (2003), "Financial and Multidimensional Poverty in European Countries: Can the Former be Used as a Proxy of the Latter?", IRISS Working Paper Series n° 2003-13, CEPS/INSTEAD
- Delhousse B., Sluse M. (2004), "La Dynamique de la Privation relative", Doutrelepont R., Mortelmans D., Casman M.-T. (eds), *Onze ans de vie en Belgique. Analyses socioéconomiques à partir du Panel Démographique Familiale*, Academia Press, Série Science et Société, Politique Scientifique Fédérale, pp. 105-129
- Desai M., Shah A. (1988), "An econometric approach to the measurement of poverty", *Oxford Economic Papers*, n°40, pp.505-522
- Deutsch J., Silber J. (2005), "Measuring Multidimensional Poverty: An Empirical Comparison of Various Approaches", *Review of Income and Wealth*, Series 51, n°1, March, pp.145-174
- Dewilde C. (2004), "The Multidimensional Measurement of Poverty in Belgium and Britain: A Categorical Approach", *Social Indicators Research*, n° 68, pp. 331-369
- Dickes P. (1989), "Pauvreté et Conditions d'Existence. Théories, modèles et mesures", CEPS/INSTEAD, Document PSELL n°8, 1^{ère} édition, 128 p.
- Eurostat (1996), "The European Community Household Panel (ECHP): Survey methodology and Implementation – Volume 1", Luxembourg, OPOCE
- (2002), "Deuxième rapport sur le revenu, la pauvreté et l'exclusion sociale", Statistiques sociales européennes, Luxembourg, Office des Publications Officielle des Communautés Européennes, OPOCE
- Fall M., Verger D. (2005), "Pauvreté relative et conditions de vie en France", *Economie et Statistique*, n°383-384-385, pp.91-107
- Fusco A. (2005), *La Contribution des Analyses Multidimensionnelles à la Compréhension et à la Mesure du Concept de Pauvreté : Application Empirique au Panel Communautaire des Ménages*, thèse en français pour l'obtention du Doctorat en Sciences Economiques, Université de Nice– Sophia Antipolis, http://www.ceps.lu/iriss/documents/these_fusco.pdf

- Guio A.-C. (2005), "La privation matérielle dans l'UE", *Statistiques en bref*, Populations et conditions sociales, n°21/2005, EUROSTAT
- Halleröd B. (1995), "The truly poor: direct and indirect measurement of consensual poverty in Sweden", *Journal of European Social Policy*, Vol.5, n°2, pp. 111-129
- Klasen S. (2000), "Measuring poverty and deprivation in South Africa", *Review of Income and Wealth*, series 46, n°1, pp.33-58
- Kuklys W. (2005), *Amartya Sen's Capability Approach: Theoretical Insights and Empirical Applications*, Berlin, Springer Verlag, coll. "Studies in Choice and Welfare"
- Lachaud J-P. (1999), "Le différentiel spatial de pauvreté au Burkina Faso : 'capabilities' versus dépenses", Document de travail n°36, CED, Université Montesquieu-Bordeaux IV
- (2000), "Dépenses des ménages, développement humain et pauvreté au Burkina Faso : substitution ou complémentarité ?", Document de travail n°49, CED, Université Montesquieu-Bordeaux IV
- Layte R., Maître B., Nolan B., Whelan C.T. (2001), "Persistent and consistent poverty in the 1994 and 1995 waves of the European Community Household Panel", *Review of Income and Wealth*, Series 47, n°4, pp.427-449
- Lollivier S., Verger D. (1997), "Pauvreté d'existence, monétaire ou subjective sont distinctes", *Economie et statistique*, N° 308/309/310, pp. 113-142 ;
- Mack J., Lansley S. (1985), *Poor Britain*, London, Allen and Unwin
- Marlier E., Atkinson A.B., Cantillon B., Nolan B. (2006), *The EU and social inclusion: Facing the challenges*, Bristol, Policy Press
- Nolan B, Whelan C.T. (1996), *Resources, Deprivation and Poverty*, Oxford University Press
- Osmani S. R. (2005), "Poverty and Human Rights", *Journal of Human Development*, Vol. 6, n°2, July
- Peracchi F. (2002), "The European Community Household Panel: A review", *Empirical Economics*, Springer-Verlag, n°27, pp. 63-90
- Perez-Mayo J. (2003), "Measuring deprivation in Spain", IRISS Working Paper n°2003-09
- Perry B. (2002), "The mismatch between income measures and direct outcome measures of poverty", *Social Policy Journal of New Zealand*, Issue 19, December, pp. 101-127
- Programme des Nations-Unies pour le Développement (PNUD) (1997), *Rapport Mondial sur le développement humain*, Paris, Economica
- Ravallion M. (1992), "Poverty Comparisons: A Guide To Concepts And Methods", Living Standards Measurement Study, *LSMS Working Paper* n°88, Feb., World Bank
- Ringen S. (1987), *The possibility of politics*, Oxford, Clarendon Press

- (1988), "Direct and indirect measures of poverty", *Journal of Social Policy*, n°17, pp. 351-66
- Sen A.K. (1979), "Issues in the Measurement of Poverty", *Scandinavian Journal of Economics*, n°81, pp. 285-307
- (1981), *Poverty and famines: an essay on entitlement and deprivation*, Oxford, Clarendon Press
- (1985), *Commodities and capabilities*, Oxford India paperbacks, 89 p.
- Townsend P. (1979), *Poverty in the United Kingdom*, Harmondsworth, Penguin Books
- Tsakoglou P., Papadopoulos F. (2002), "Aggregate level and determining factors of social exclusion in twelve European countries", *Journal of European Social Policy*, Vol. 12, n°3, pp.211-225
- Van Kerm P. (2003), "An anatomy of household income volatility in European countries", *CHER Working Paper* n°16
- Whelan C.T., Layte R., Maître B. (2004) "Understanding the mismatch between income poverty and deprivation: a dynamic comparative analysis", *European Sociological Review*, Vol. 20, n°4, pp.287-302
- Whelan C.T., Maître B. (2005), "Comparing Poverty and deprivation dynamics: issues of reliability and validity ", EPAG Working Paper n°53. Colchester: University of Essex
- Wodon Q.T. (1997), "Targeting the poor using ROC curves", *World Development*, Vol. 25, n°12, pp. 2083-2092



IRISS Working Papers

The IRISS Working Paper Series has been created in 1999 to ensure a timely dissemination of the research outcome from the IRISS-C/I programme. They are meant to stimulate discussion and feedback. The working papers are contributed both by CEPS/INSTEAD resident staff, research associates and visiting researchers.

The fifteen most recent papers

Sirovatka T. & Valentova M., 'The Legitimacy of Redistribution: the Czech Republic in International Comparison', IRISS WP 2006-12, November 2006.

Voicu M., Voicu B. & Strapcova K., 'Housework and gender inequality across Europe', IRISS WP 2006-11, November 2006.

Makdissi P. & Mussard S., 'Between-Group Transfers and Poverty-Reducing Tax Reforms', IRISS WP 2006-10, October 2006.

Makdissi P. & Mussard S., 'Decomposition of s-Concentration Curves', IRISS WP 2006-09, October 2006.

Mussard S. & Philippe B., 'Okun's Law, Creation of Money and the Decomposition of the Rate of Unemployment', IRISS WP 2006-08, October 2006.

Williams D., 'The Economic Returns to Multiple Language Usage in Western Europe', IRISS WP 2006-07, October 2006.

Chiappero-Martinetti E. & Civardi M., 'Measuring poverty within and between population subgroups', IRISS WP 2006-06, October 2006.

Mussard S. & Philippe B., 'De la relation épargne/investissement à l'évolution du taux de chômage', IRISS WP 2006-05, September 2006.

Tanova C., 'Using Job Embeddedness Factors to Explain Voluntary Turnover in Five European Countries', IRISS WP 2006-04, July 2006.

Van Kerm P., 'Comparisons of income mobility profiles', IRISS WP 2006-03, July 2006.

Fusco A. & Dickes P., 'Rasch Model and Multidimensional Poverty Measurement', IRISS WP 2006-02, May 2006.

Verbelen B., 'Is Taking a Pill a Day Good for Health Expenditures? Evidence from a Cross Section Time Series Analysis of 19 OECD Countries from 1970 2000', IRISS WP 2006-01, May 2006.

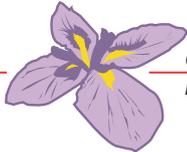
Kwiatkowska-Ciotucha D. & Zaluska U., 'Job Satisfaction as an Assessment Criterion of Labor Market Policy Efficiency. Lesson for Poland from International Experience', IRISS WP 2005-04, May 2005.

Heffernan C., 'Gender, Cohabitation and Martial Dissolution: Are changes in Irish family composition typical of European countries?', IRISS WP 2005-03, March 2005.

Voynov I., 'Household Income Composition and Household Goods', IRISS WP 2005-02, March 2005.

Electronic versions

Electronic versions of all IRISS Working Papers are available for download at
<http://www.ceps.lu/iriss/wps.cfm>



IRISS-C/I is a visiting researchers programme at CEPS/INSTEAD, a socio-economic policy and research centre based in Luxembourg. It finances and organises short visits of researchers willing to undertake empirical research in economics and other social sciences using the archive of micro-data available at the Centre.

What is offered?

In 1998, CEPS/INSTEAD has been identified by the European Commission as one of the few *Large Scale Facilities* in the social sciences, and, since then, offers researchers (both junior and senior) the opportunity to spend time carrying out their own research using the local research facilities. This programme is currently sponsored by the European Community's 6th Framework Programme. Grants cover travel expenses and on-site accommodation. The expected duration of visits is in the range of 2 to 12 weeks.

Topics

The major resource offered to visitors is access to a series of internationally comparable longitudinal surveys on living conditions at the household and individual level. The anonymised micro-data provide information on wages and income, health, education, employment and professional activities, accommodation, social relations,... Comparable micro-data are available for EU countries, Central European countries, as well as the USA. These data offer opportunities to carry out research in fields such as *survey and panel data methodology, income distribution and welfare, income and poverty dynamics, multi-dimensional indicators of poverty and deprivation, gender, ethnic and social inequality, unemployment and labour supply behaviour, education and training, social protection and redistributive policies, fertility and family structures, new information technologies in households and firms, ...*

Who may apply?

All individuals (doctoral students as well as experienced academics) conducting research in an institution within the EU-25 or an FP6 Associated State. IRISS-C/I can be meeting place for groups of researchers working on a joint project. We therefore encourage joint proposals by two or more researchers.

For more detailed information and application form, please consult our website: <http://www.ceps.lu/iriss> or contact us at

IRISS-C/I, CEPS/INSTEAD
BP 48, L-4501 Differdange, G.-D. Luxembourg
Tel: +352 585855 610; Fax: +352 585588
E-mail: iriss@ceps.lu