

© OECD, 2003.

© Software: 1987-1996, Acrobat is a trademark of ADOBE.

All rights reserved. OECD grants you the right to use one copy of this Program for your personal use only. Unauthorised reproduction, lending, hiring, transmission or distribution of any data or software is prohibited. You must treat the Program and associated materials and any elements thereof like any other copyrighted material.

All requests should be made to:

Head of Publications Service,  
OECD Publications Service,  
2, rue André-Pascal,  
75775 Paris Cedex 16, France.

© OCDE, 2003.

© Logiciel, 1987-1996, Acrobat, marque déposée d'ADOBE.

Tous droits du producteur et du propriétaire de ce produit sont réservés. L'OCDE autorise la reproduction d'un seul exemplaire de ce programme pour usage personnel et non commercial uniquement. Sauf autorisation, la duplication, la location, le prêt, l'utilisation de ce produit pour exécution publique sont interdits. Ce programme, les données y afférentes et d'autres éléments doivent donc être traités comme toute autre documentation sur laquelle s'exerce la protection par le droit d'auteur.

Les demandes sont à adresser au :

Chef du Service des Publications,  
Service des Publications de l'OCDE,  
2, rue André-Pascal,  
75775 Paris Cedex 16, France.

## L'ÉQUITÉ EN MATIÈRE D'UTILISATION DES VISITES MÉDICALES DANS LES PAYS DE L'OCDE : A-T-ON ATTEINT L'ÉQUITÉ DE TRAITEMENT A BESOIN ÉQUIVALENT ?

par

Eddy van Doorslaer\*, Xander Koolman\* et Frank Puffer\*\*

### Résumé

Cette étude utilise les méthodes proposées par Wagstaff et Van Doorslaer (2000) pour obtenir de nouvelles comparaisons internationales, pour l'année 1996, concernant l'équité horizontale dans le domaine de l'utilisation des soins de santé pour 14 pays de l'OCDE. L'indice d'équité horizontale utilisé mesure les déviations en ce qui a trait à la distribution de l'utilisation des visites médicales selon le besoin. Les données pour les 12 pays membres de l'Union européenne proviennent de la troisième vague du *Panel des ménages de la Communauté européenne*, les données pour le Canada de la deuxième vague de l'*Enquête nationale sur la santé de la population*, et les données américaines proviennent de la première vague de la *Medical Expenditure Panel Survey*. Nous trouvons que dans tous les pays, les visites médicales ont tendance à être plus concentrées parmi la population désavantagée. Une fois les données standardisées afin de tenir compte des différences de besoin pour les différentes catégories de revenu, on observe une iniquité horizontale significative dans le nombre total de visites médicales pour quatre pays seulement parmi ceux couverts par cette étude : le Portugal, les États-Unis, l'Autriche et la Grèce. Cependant, une désagrégation plus fine, qui tient compte des visites chez les médecins généralistes par rapport aux spécialistes, révèle que ce résultat est l'effet net de pratiques très différentes dans le type de médecins consultés selon le revenu. Dans tous les pays (à l'exception du Luxembourg), les personnes riches voient un médecin spécialiste plus souvent que prévu sur la base des besoins, tandis que l'utilisation des médecins généralistes est reliée de manière plus étroite aux besoins et qu'en fait, dans plusieurs pays, la population pauvre consulte plus souvent les généralistes que prévu. Le degré et la distribution d'une couverture d'assurance-santé privée et les disparités régionales semblent avoir l'effet prévu sur l'iniquité, même si dans la plupart des pays leurs contributions restent assez faibles. Ce n'est qu'aux États-Unis que l'effet d'une couverture d'assurance-maladie privée est forte. De manière générale, ces résultats suggèrent que même dans les pays qui ont depuis longtemps atteint une couverture quasi universelle d'assurance-maladie, on retrouve encore des pratiques différentes en termes d'utilisation des médecins : les personnes qui ont des revenus plus élevés ont une probabilité plus grande de recevoir des services de spécialistes alors que les

\* Département de politique et de gestion de la santé, Université Erasmus, 3000 DR Rotterdam, Pays-Bas.

Eddy van Doorslaer : Téléphone +31 10 4088555. Courriel : [vandoorslaer@bmg.eur.nl](mailto:vandoorslaer@bmg.eur.nl). La présente communication s'inscrit dans le cadre du projet *Economic determinants of the distribution of health and health care in Europe* (le Projet ECuity II), qui est financé en partie par le programme Biomed II de la Communauté européenne (contrat BMH4-CT98-3352). Nous remercions la CE de son soutien financier, ainsi que Stéphane Jacobzone, Peter Smith et les participants à la conférence de l'OCDE sur la santé qui s'est tenue à Ottawa du 5 au 7 novembre 2001 de leurs commentaires judicieux sur une version antérieure.

\*\* Département d'économie, Clark University, Clark, MA 01610, États-Unis

personnes qui ont des revenus plus faibles reçoivent plus de services de médecins généralistes. Dans la mesure où ces pratiques entraînent des différences concernant la qualité des traitements, on ne peut pas dire que les personnes à besoin équivalent reçoivent des traitements équivalents pour l'ensemble des catégories de revenu.

## Introduction

Dans la plupart des pays Membres de l'OCDE, la quasi-universalité est depuis longtemps une réalité pour ce qui est de l'accès à un ensemble de services de santé assez complet. S'il existe des exceptions, l'accès à des services médicaux de qualité est assuré à un coût relativement faible, voire gratuitement dans la plupart de ces pays, y compris pour les personnes à faible revenu. Cela s'explique principalement par la création de divers programmes d'assurance publique visant à garantir l'équité de l'accès aux services. Cette équité est également considérée par l'OCDE comme un élément déterminant de la performance du système de santé (Hurst et Jee-Hughes, 2001). Il s'agit maintenant de savoir dans quelle mesure les pays de l'OCDE ont atteint l'objectif de l'égalité de l'accès ou de l'utilisation à besoin égal, en tenant compte de caractéristiques telles que le revenu, le lieu de résidence, l'ethnicité, etc. Tout comme dans les autres études comparatives internationales que nous avons réalisées (Van Doorslaer *et al.*, 1992, 1993 et 2000), nous mettrons l'accent sur le principe de l'équité *horizontale* – à besoin égal, traitement égal – et nous mesurerons les écarts systématiques par rapport à ce principe, selon le revenu. Van Doorslaer *et al.* (2000) ont conclu que, aux États-Unis et dans plusieurs pays européens, des écarts systématiques par rapport au principe de l'équité horizontale pouvaient être décelés, c'est-à-dire que des personnes ayant les mêmes besoins ne sont pas traitées de la même façon quel que soit leur revenu. Nous avons plus précisément constaté que les nantis ont tendance à consulter plus souvent les médecins spécialistes que ce à quoi on pourrait s'attendre compte tenu des différences observées au chapitre des besoins.

Cette étude antérieure reposait sur une analyse secondaire d'enquêtes nationales sur la santé ou d'enquêtes générales existantes (par exemple la *General Household Survey* au Royaume-Uni). Même si nous avons déployé beaucoup d'efforts pour accroître au maximum la comparabilité des données entre les pays, les données autodéclarées sur l'utilisation et la santé posaient toujours problème à cet égard. Depuis 1994, l'Office statistique des communautés européennes (Eurostat) recueille, grâce au *Panel des ménages de la Communauté européenne* (PMCE), des données longitudinales sur les caractéristiques socio-économiques, l'état de santé autodéclaré ainsi que l'utilisation annuelle des services de santé au moyen d'échantillons représentatifs de la population des pays membres de l'UE. Pour la première fois, des données d'enquête très comparables sont accessibles, ce qui permet de comparer, à l'échelle du continent européen, les niveaux d'utilisation des services de santé ainsi que les tendances observées à cet égard. En utilisant le cycle de collecte de 1996, nous avons eu accès à des données comparables pour 12 pays membres de l'UE<sup>1</sup>. En Amérique du Nord, une enquête américaine, la *National Medical Expenditure Panel* (NMEP) de 1996, et une enquête canadienne, l'*Enquête nationale sur la santé de la population* (ENSP) de 1996, ont servi à recueillir des données sur l'utilisation qui sont très comparables aux statistiques européennes. La présente communication constitue la première analyse comparative de l'utilisation des services d'un médecin réalisée à partir de ces ensembles de données européen et nord-américain en vue de déterminer dans quelle mesure les 14 pays étudiés ont pu arriver à une répartition équitable des services médicaux.

Tout d'abord, à la section 1 nous définirons les instruments de mesure de l'équité que nous avons utilisés. La section 2 résume les principales caractéristiques des systèmes de santé des 14 pays qui peuvent influencer sur la dimension des écarts systématiques susceptibles d'être observés par rapport au principe de la répartition équitable des services, selon le revenu. À la section 3, nous décrirons les données et les méthodes d'estimation que nous avons employées et à la section 4, nous présenterons les principaux résultats. Nous terminerons par une analyse des résultats à la section 5.

## 1. Iniquité horizontale de la prestation des services de santé

### 1.1. Définition de l'iniquité horizontale

De nombreux pays de l'OCDE ont explicitement inclus l'accès équitable aux services de santé au nombre des principaux objectifs énoncés dans leurs documents d'orientation (Van Doorslaer *et al.*, 1993 ; Hurst et Jee-Hughes, 2001). Dans la plupart des pays européens et au Canada, une vision égalitaire de la justice sociale semble avoir fortement inspiré cette prise de position à l'égard de l'accès aux services de santé. La situation est différente aux États-Unis, où une vision plus libertaire – seul l'accès à un niveau minimal de services de santé doit être garanti – semble avoir été un des principaux facteurs à l'origine de la création et de l'expansion de programmes publics tels que *Medicaid* et *Medicare*. Cependant, dans bien d'autres pays, des éléments des deux visions sont présents. En Irlande et aux Pays-Bas, par exemple, le système de santé vise uniquement à assurer l'égalité d'accès aux personnes à faible revenu. En général, on suppose que la variante horizontale du principe égalitaire exige que les gens ayant les mêmes besoins soient traités de la même façon, quel que soit leur revenu, leur lieu de résidence, leur origine ethnique, etc.<sup>2</sup> C'est ce principe d'équité horizontale que nous avons utilisé comme étalon dans les comparaisons internationales. Bien entendu, cet étalon peut être utilisé aux fins de la mesure de la performance uniquement si ce principe cadre avec les objectifs de la politique nationale. Dans les pays qui n'adhèrent pas à ce principe, on peut employer cette méthode pour effectuer des comparaisons avec d'autres pays, mais non pour mesurer la performance du système national.

Sur le plan conceptuel, la méthode que nous avons utilisée dans le présent document pour mesurer le degré d'iniquité horizontale de la prestation des services de santé est identique à celle employée dans Wagstaff et Van Doorslaer (2000a) et Van Doorslaer *et al.* (2000). Elle consiste à comparer la répartition réelle des services médicaux selon le revenu avec la répartition des besoins. Comme ces besoins sont mesurés au moyen de la méthode de standardisation indirecte, cela suppose, implicitement, qu'en général, le système ne se trompe pas, ou encore que les écarts moyens de traitement observés entre des personnes n'ayant pas les mêmes besoins sont normaux. Cela signifie que pour égaliser statistiquement les besoins afin de comparer les groupes ou les personnes, nous utilisons la relation moyenne entre les besoins et le traitement pour l'ensemble de la population en tant que norme d'équité verticale. En d'autres termes, en prenant pour hypothèse que la relation moyenne peut tenir lieu de norme nationale, nous tenterons de voir si des écarts systématiques sont enregistrés par rapport à cette norme selon le revenu.

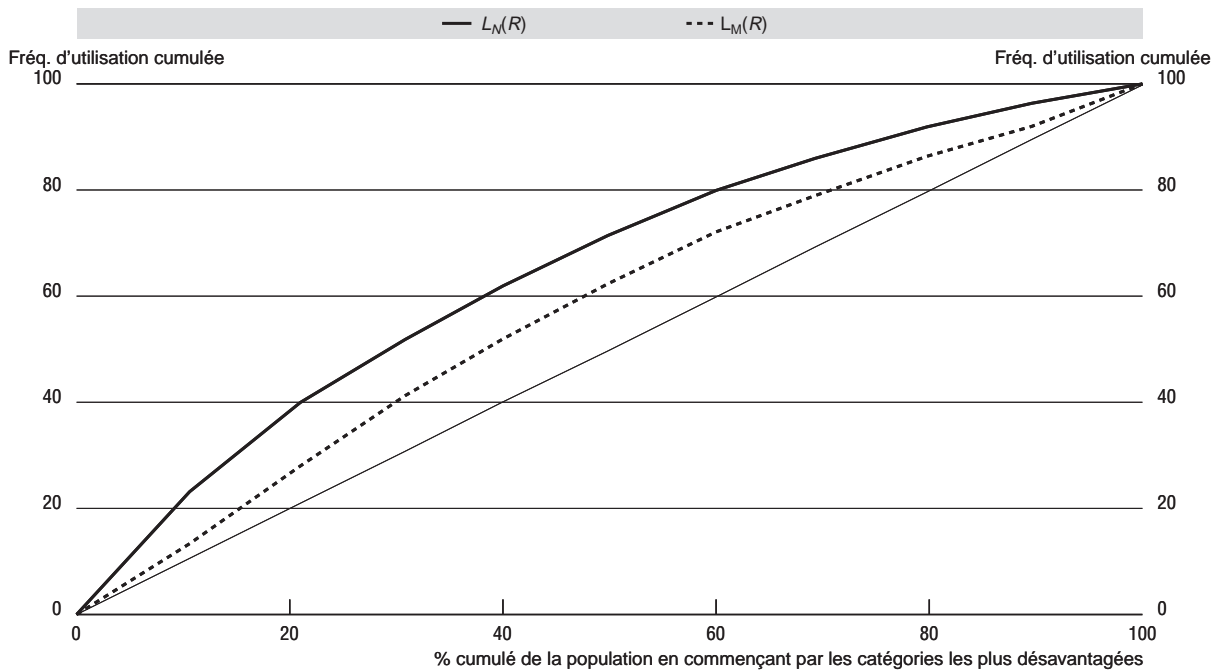
### 1.2. Mesure de l'iniquité

Soit  $m_i$ , qui désigne le niveau de services médicaux fournis à la personne  $i$  durant une période donnée. L'inégalité de la répartition des services médicaux selon le revenu est illustrée par la *courbe de concentration* ( $L_M(R)$ ) de ces services à la figure 1, qui reproduit la proportion cumulée des services médicaux par rapport à la proportion cumulée  $R$  de l'échantillon, ordonné selon le revenu. L'indice de concentration  $C_M$ , qui correspond à  $L_M(R)$ , indique le degré d'*inégalité* de la répartition des services médicaux et il équivaut à deux fois la surface comprise entre  $L_M(R)$  et la diagonale :

$$(1) \quad C_M = 1 - 2 \int_0^1 L_M(R) dR$$

Cependant, le degré d'*inégalité* de l'utilisation des services médicaux nous renseigne sur le degré d'*iniquité* uniquement si les besoins en services médicaux ne varient pas en fonction du revenu, ce qui est peu probable. Si ce n'est pas le cas, il convient d'effectuer une comparaison avec le degré d'*inégalité* des besoins. À l'aide de la méthode de standardisation indirecte (voir ci-dessous), nous pouvons produire une valeur prédite  $m_i^*$  pour chaque personne  $i$  qui indique la quantité de services médicaux qui lui auraient été fournis si elle avait été traitée de la même façon que les personnes ayant les mêmes caractéristiques au chapitre des besoins ont, en général, été traitées par le système<sup>3</sup>. Nous interprétons cette valeur comme étant les besoins de cette personne en services médicaux, soit  $N$ . Par analogie, nous pouvons ensuite définir un indice de concentration des besoins (c'est-à-dire les services

Figure 1. Courbes de concentration pour les soins médicaux réels et prévus



médicaux indirectement standardisés),  $C_N$ , à partir de la courbe de concentration des besoins  $L_N(R)$ , comme suit :

$$(2) \quad C_N = 1 - 2 \int_0^1 L_N(R) dR,$$

Nous pouvons ensuite évaluer le degré d'équité horizontale en comparant la part des « besoins » (ou l'utilisation prévue en fonction des besoins) de chaque catégorie de revenu avec sa part des services médicaux (ou l'utilisation non standardisée). Suivant le principe de l'équité horizontale, la part des services médicaux de chaque catégorie devrait être équivalente à sa part des besoins. Nous pouvons mesurer le degré d'iniquité horizontale en comparant les courbes  $L_M(R)$  et  $L_N(R)$  de la figure 1 : si  $L_N(R)$  se trouve au-dessus (au-dessous) de  $L_M(R)$ , les catégories à revenu élevé obtiennent une part plus grande (plus faible) des services médicaux que leur part des besoins, et l'iniquité horizontale favorise les mieux (moins) nantis. Par définition, la mesure proposée de l'iniquité horizontale,  $HI_{WV}$ , correspond à deux fois la surface comprise entre la courbe de concentration des besoins et la courbe de concentration des services médicaux et elle peut simplement être calculée comme la différence entre  $C_M$  et  $C_N$  :

$$(3) \quad HI_{WV} = 2 \int_0^1 [L_N(R) - L_M(R)] dR = C_M - C_N$$

Une valeur positive (négative) de  $HI_{WV}$  dénote une iniquité horizontale qui favorise les mieux (moins) nantis. Une valeur nulle de l'indice signale une absence d'iniquité horizontale, c'est-à-dire que les services médicaux et les besoins sont proportionnellement répartis sur l'échelle des revenus. Il convient de souligner que la convergence de la courbe de concentration des besoins et de la courbe de concentration de l'utilisation réelle est une condition suffisante mais non nécessaire pour que l'on puisse conclure à l'absence d'iniquité. Même si les courbes se croisent, l'iniquité pourrait être nulle si, par exemple, l'iniquité favorisant les moins nantis à un point de la répartition compense parfaitement l'iniquité favorisant les mieux nantis à un autre point<sup>4</sup>.

### 1.3. Explication de l'iniquité horizontale

Évidemment, si une utilisation inéquitable est observée, on a envie de savoir pourquoi. On peut recourir à plusieurs méthodes afin d'aller au-delà de la mesure et d'expliquer l'iniquité observée dans les résultats<sup>5</sup>. Une méthode simple – quoique indirecte – permettant de déterminer dans quelle mesure l'iniquité observée est attribuable à la répartition d'autres facteurs (non liés aux besoins) qui peuvent influencer sur la demande de services médicaux consiste à inclure de tels déterminants dans le processus de standardisation des besoins. Même si de tels déterminants n'ont manifestement pas leur place dans un vecteur de facteurs de correction des besoins, nous pouvons ainsi mesurer indirectement l'impact de l'inclusion de ces déterminants sur le degré d'iniquité observé. Cette approche s'apparente à l'étude du rôle des « facteurs intermédiaires » et des « facteurs de confusion » dans les analyses d'association. Dans le cas qui nous occupe, il s'agit de savoir dans quelle mesure l'association entre l'utilisation des services de santé par une personne et son rang relatif dans l'échelle des revenus est modifiée ou confondue par des variables autres que les variables instrumentales utilisées habituellement pour représenter les « besoins », comme les renseignements démographiques et la morbidité autodéclarée.

Dans la présente communication, nous analyserons brièvement le rôle de deux autres déterminants possibles de l'accès : l'assurance-maladie privée et les différences régionales au regard de l'accès. Bien entendu, l'inclusion d'une variable fictive indiquant que la personne (ou le ménage) a souscrit une assurance privée nous permet d'estimer l'effet de l'assurance, mais ne nous permet pas de différencier l'effet de l'aléa moral (les personnes ayant souscrit une assurance sont plus susceptibles d'utiliser davantage les services de santé) et l'effet de sélection (ceux qui sont censés utiliser davantage les services sont plus susceptibles de souscrire une assurance). Comme l'achat d'une telle assurance facultative est lié à la probabilité de l'utilisation (dans l'avenir), les variables de l'assurance devraient, en principe, être traitées comme des variables endogènes. Nous ne nous livrerons pas à une telle analyse dans le présent document. Nous tenterons uniquement de vérifier dans quelle mesure le fait d'avoir souscrit une assurance et l'inégalité de la répartition de la couverture influent sur le degré de l'iniquité mesurée. De même, la question de savoir dans quelle mesure les différences liées au revenu observées dans les taux d'utilisation des services médicaux s'expliquent par des différences régionales au regard de l'accessibilité des services devrait, idéalement, être étudiée au moyen de variables appropriées qui reflètent les caractéristiques régionales, telles que la densité d'omnipraticiens et de spécialistes, la distance moyenne à parcourir pour se rendre dans les établissements de santé, etc. Inévitablement, en l'absence de telles données régionales, les variables fictives régionales ne font que traduire les différences inter-régionales relatives à l'utilisation, et ne permettent pas d'associer ces différences à des caractéristiques régionales spécifiques. Quoiqu'il en soit, en raison de leur pertinence eu égard à la politique, il semble justifié de voir dans quelle mesure l'assurance et les caractéristiques régionales influent sur l'iniquité observée.

## 2. Différences dans les caractéristiques du système de santé influant sur l'équité

Dans tous les pays inclus dans cette analyse – exception faite des États-Unis<sup>6</sup> – en 1996, la couverture quasi universelle était devenue réalité pour la plupart des services médicaux. Cependant, des différences importantes subsistent entre les pays en ce qui a trait aux caractéristiques du système de financement et de prestation des soins qui sont susceptibles d'influer sur l'équité. Les tableaux A1 et A2 de l'annexe résumant certaines des principales caractéristiques du système qui peuvent avoir un impact sur les différences dans l'utilisation des services d'un omnipraticien et d'un spécialiste selon le revenu. Dans certains pays, il existe différentes catégories d'assurés qui, souvent, ne bénéficient pas de la même couverture ou sont assujettis à des règles de remboursement différentes en fonction du revenu. Il en est ainsi pour un nombre assez faible de personnes à revenu élevé ayant souscrit une assurance privée au Danemark et en Allemagne, mais aussi pour une proportion considérable de la population de l'Irlande et des Pays-Bas. Les utilisateurs de certains pays, par exemple le Portugal, la France et la Belgique, doivent payer une co-assurance élevée en vertu des règles du régime d'assurance publique, alors que dans de nombreux autres pays (comme le Danemark, le Canada, l'Allemagne, l'Espagne, le Portugal et le Royaume-Uni), les consultations des médecins du secteur

public sont gratuites au point de prestation. Dans bien des pays, notamment au Danemark, au Canada, en Irlande, en Italie, aux Pays-Bas, au Portugal, en Espagne et au Royaume-Uni, le médecin de premier recours joue le rôle d'un « portier », aiguillant les malades nécessitant des soins secondaires vers les spécialistes, tandis que dans d'autres pays, les gens ont accès directement à tous les médecins. Certains pays privilégient principalement la rémunération à la capitation (Danemark, Italie et Pays-Bas) ou le salariat (Grèce, Portugal et Espagne) pour les omnipraticiens, et d'autres, la rémunération à l'acte. S'il est loin de brosser un tableau exhaustif de la diversité représentée par ces caractéristiques du système, ce sommaire contribue à illustrer les facteurs susceptibles d'expliquer les différences observées entre les pays au regard de l'équité horizontale.

### 3. Données et méthodes d'estimation

#### 3.1. Données

Les données sur les pays membres de l'Union européenne (UE) sont tirées du troisième cycle (celui de 1996) du *Panel des ménages de la Communauté européenne* (PMCE), qui est réalisé par Eurostat, l'Office statistique des communautés européennes<sup>7</sup>. Les données de cette enquête sont recueillies au moyen d'un questionnaire normalisé et d'entrevues annuelles menées auprès d'un panel représentatif de ménages et de particuliers âgés de 16 ans et plus dans chaque État membre de l'UE (Eurostat, 1999). L'enquête porte sur un large éventail de sujets, notamment la démographie, le revenu, les transferts sociaux, la santé, le logement, l'éducation, l'emploi, etc. Nous avons utilisé des données se rapportant à 12 pays membres de l'UE : l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, le Danemark, l'Espagne, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Luxembourg, les Pays-Bas, le Portugal et le Royaume-Uni. Les trois États membres manquants sont la France, la Finlande et la Suède<sup>8</sup>. Les données canadiennes sont tirées du cycle de 1996 de l'*Enquête nationale sur la santé de la population* (ENSP) de Statistique Canada<sup>9</sup>. Au total, 73 402 personnes âgées de 12 ans et plus ont été retenues pour une entrevue approfondie, mais nous avons uniquement tenu compte des personnes âgées de 16 ans et plus. Cette enquête porte sur l'utilisation des services de santé, l'état de santé, les facteurs de risque ainsi que les caractéristiques démographiques et socioéconomiques. Les données sont pondérées au moyen des coefficients de pondération de l'enquête, afin qu'il soit tenu compte du plan d'échantillonnage en grappes complexe de l'ENSP. Les données américaines sont tirées de la *Medical Expenditure Panel Survey* (MEPS), une enquête par panel menée par l'Agency for Healthcare Research and Quality (AHRQ)<sup>10</sup>. Cette enquête nationale recueille des données détaillées sur l'état de santé, l'accès aux services de santé et leur utilisation, les frais médicaux, ainsi que la couverture d'assurance-maladie de la population civile des États-Unis à l'exception des personnes vivant en établissement. L'analyse portait uniquement sur les personnes âgées de plus de 16 ans. Certains renseignements sommaires sur ces enquêtes sont présentés au tableau 1.

La mesure du revenu (notre variable de classement du PMCE) est le revenu disponible (c'est-à-dire après impôt) du ménage par équivalent-adulte, calculé à partir de l'échelle d'équivalence modifiée de l'OCDE<sup>11</sup>. Le revenu total du ménage comprend l'ensemble des revenus monétaires nets touchés par les membres du ménage durant l'année de référence (1995 pour le cycle de 1996), à savoir le revenu du travail (revenu d'un emploi ou d'un travail autonome), le revenu privé (les revenus tirés des placements et des biens et les transferts privés au ménage), de même que les pensions et les autres transferts sociaux directs. Nous n'avons pas tenu compte des transferts sociaux indirects (par exemple le remboursement des frais médicaux), ni des revenus en nature, ni du loyer théorique pour un logement de type propriétaire-occupant. Dans le cas de l'enquête canadienne, les données sur le revenu étaient plus limitées. Les répondants devaient uniquement estimer du mieux qu'ils pouvaient le revenu total de toute provenance, avant les impôts et les déductions, de tous les membres du ménage au cours des 12 derniers mois, dans 11 catégories de revenu. Nous avons attribué 2 500 \$ à la catégorie de revenu la plus faible, 87 500 \$ à la catégorie la plus élevée et des valeurs médianes aux autres catégories. Ces valeurs attribuées ont été rajustées au moyen de l'échelle d'équivalence modifiée de l'OCDE. La mesure du revenu des ménages américains avant impôt tirée de l'enquête a été convertie en revenu net à partir des estimations de l'impôt fédéral payé par chaque ménage, qui

ont été obtenues avec le modèle NBER TAXSIM. Nous ne disposons pas de suffisamment de données pour estimer l'impôt des États.

Dans le PMCE, l'utilisation des services des omnipraticiens et des spécialistes est mesurée à l'aide de la question suivante : « Au cours des 12 derniers mois, environ combien de fois avez-vous consulté un omnipraticien/un médecin spécialiste ? ». Des questions semblables faisant mention d'une période de référence de 12 mois ont été utilisées au Canada et aux États-Unis, bien que l'enquête américaine n'établisse pas de distinction entre les omnipraticiens et les spécialistes. L'état de santé était mesuré au moyen de deux types de question. Invités à évaluer leur état de santé général, les répondants du PMCE devaient choisir une des réponses suivantes : « Très bon, bon, passable, mauvais ou très mauvais » ; dans l'ENSP et la MEPS, les cinq réponses analogues étaient les suivantes : « Excellente, très bonne, bonne, passable ou mauvaise ». Le PMCE renfermait une autre question sur la santé : « Souffrez-vous d'une incapacité physique ou mentale chronique quelconque? (Oui/Non) », et, dans l'affirmative : « Cette incapacité physique ou mentale vous gêne-t-elle dans vos activités quotidiennes ? (Non/Oui, jusqu'à un certain point/Oui, considérablement) ». Nous avons utilisé deux variables fictives pour indiquer le degré de limitation. Des questions similaires ont été employées dans l'ENSP et la MEPS. Le libellé des questions et les définitions sont présentées au tableau 2.

Les questions portant sur l'assurance-maladie sont présentées dans le tableau 3. L'information recueillie par le PMCE est assez restreinte et n'est guère spécifique. Les quelques questions portant sur ce sujet ne sont pas suffisamment adaptées aux différents pays pour être toujours pertinentes. Voici la question qui était posée à cet égard : « Êtes-vous (aussi) couvert par un régime privé d'assurance-maladie (à votre nom ou à celui d'un autre membre de la famille)? ». Pour de nombreux pays, cette variable peut être un indicateur de divers types d'assurance (complémentaire) : l'assurance *principale* (comme pour les catégories à revenu élevé aux Pays-Bas) ; une assurance complémentaire (pour la co-assurance ou les services qui *ne sont pas* couverts par le régime public, comme en Autriche, au Danemark, en Irlande, au Luxembourg et en Espagne) ; une assurance supplémentaire ou double (pour les services déjà couverts par le régime public, comme au Royaume-Uni). Dans plusieurs pays, cette variable peut être associée simultanément à plusieurs types d'assurance. Par exemple, en Belgique, la variable peut correspondre à l'assurance des « services habituels d'un médecin » pour les travailleurs autonomes (qui ne souscrivent pas l'assurance obligatoire) ; à une assurance complémentaire pour la co-assurance dans les hôpitaux ; ou à une assurance supplémentaire. Dans la MEPS, les variables relatives à l'assurance-maladie (privée) étaient beaucoup plus détaillées. A des fins de comparabilité, nous nous sommes cependant

Tableau 1. Renseignements sur les enquêtes et les échantillons

	Année	Enquête	Limite d'âge	Taille de l'échantillon	Période de rappel pour les visites chez le médecin	Variable de revenu	Échelle d'équivalence
Canada	1996	Enquête nationale sur la santé de la population	16+	55 249	12 mois	Revenu du ménage avant impôt, par équiv. adulte, points médians – 11 catégories	OCDE modifiée
12 pays membres de l'UE	1996	Panel des ménages de la Communauté européenne	16+	105 889	12 mois	Revenu disponible du ménage par équiv. adulte	OCDE modifiée
États-Unis	1996	Medical Expenditure Panel Survey	16+	15 973	12 mois	Revenu du ménage net, après impôt fédéral (estimé au moyen de TAXSIM)	OCDE modifiée



Tableau 2. Renseignements sur les questions relatives à l'état de santé

Pays et enquête	Libellé de la question sur l'évaluation personnelle de l'état de santé et catégories de réponse	Libellé de la question sur l'invalidité chronique
UE PMCE	De façon générale, comment évaluez-vous votre état de santé ? Très bon, bon, passable, mauvais ou très mauvais.	Souffrez-vous d'une incapacité physique ou mentale chronique quelconque ? (Oui/Non). Si oui, cette incapacité physique ou mentale vous gêne-t-elle dans vos activités quotidiennes ? (Non/Oui, jusqu'à un certain point ; Oui, considérablement).
Canada ENSP	En général, diriez-vous que votre santé est excellente/très bonne/bonne/passable/mauvaise ?	A cause de [votre] état ou d'un problème de santé, avez-vous besoin qu'une autre personne vous aide à préparer les repas/à faire les courses/à accomplir les tâches ménagères quotidiennes/à faire des gros travaux d'entretien comme laver les murs ou travailler dans la cour/à vous donner des soins personnels comme vous laver, vous habiller ou manger/à vous déplacer dans la maison ? (Oui/Non).
États-Unis MEPS	En général, par rapport aux autres personnes de votre âge, diriez-vous que votre santé est excellente/très bonne/bonne/passable/mauvaise ?	Combinaison de questions visant à déterminer si le répondant souffre d'une incapacité physique ou mentale qui l'empêche d'occuper un emploi, d'accomplir des tâches ménagères ou de fréquenter l'école (Oui/Non).

contentés d'utiliser un indicateur simple (0/1) de l'existence de l'assurance privée sans préciser davantage le type et le degré de couverture. De même, pour l'ENSP, nous avons seulement pris en compte le fait qu'un individu a ou non une assurance privée pour les médicaments sur ordonnance. Quels que soient le type et le niveau d'assurance privée, dans presque tous les pays pour lesquels la variable peut être observée, la fréquence de l'assurance privée augmente généralement avec le revenu.

Le PMCE nous renseigne très peu sur la région de résidence des répondants. En grande partie pour des raisons de protection des renseignements personnels, aucune donnée n'a été fournie à cet égard (par exemple au Danemark, en Allemagne, au Luxembourg et aux Pays-Bas), ou encore les données recueillies se rapportent uniquement à une très grande région (dans tous les autres pays). Les

Tableau 3. Renseignements sur les questions relatives à l'assurance et les variables de région

Pays et enquête	Libellé de la question sur les régimes privés d'assurance-maladie	Variables auxiliaires pour les régions
UE PMCE	Êtes-vous (aussi) couvert par un régime <i>privé</i> d'assurance-maladie (à votre nom ou à celui d'un autre membre de la famille) ?	Variables auxiliaires pour la Belgique (2), l'Irlande (1), l'Autriche (2), le Royaume-Uni (10), l'Italie (10), la Grèce (3), l'Espagne (6), le Portugal (7).
Canada ENSP	Avez-vous une assurance qui couvre en totalité ou en partie les frais de médicaments sur ordonnance? (inclure tout régime d'assurance gouvernemental ou payé par l'employeur) (Oui/Non).	10 provinces.
États-Unis MEPS	Série de questions détaillées sur la situation du répondant au point de vue de l'assurance. Indique si le répondant était ou non couvert par un régime d'assurance privé durant l'année.	Quatre grandes régions de recensement : Nord-Est, Midwest, Sud et Ouest.

fichiers à grande diffusion de la MEPS ne renferment que les quatre grandes régions de recensement des États-Unis. Seule l'ENSP offre un niveau de désagrégation inférieur au niveau provincial, mais à des fins de comparaison nous sommes contents d'utiliser le niveau provincial. Ainsi, les effets fixes régionaux sur les consultations médicales peuvent uniquement faire état des variations entre de grandes régions dans les différents pays ; nous ne pouvons pas vraiment présumer qu'ils reflètent les particularités locales de l'offre et de la demande de ces services. L'information que nous pouvions utiliser est présentée au tableau 3.

### 3.2. Méthodes d'estimation

Les données sur l'utilisation des services de santé, tels que les consultations médicales, sont réputées pour leur distribution très asymétrique ; en général, la grande majorité des répondants de l'enquête déclarent quelques visites, voire n'en déclarent aucune, et une très faible proportion seulement dit utiliser fréquemment ces services. Diverses spécifications de modèles à deux volets ont été proposées dans la documentation ; elles établissent une distinction entre la probabilité d'utilisation et le niveau d'utilisation conditionnel si les services ont été utilisés durant la période de référence (pour une analyse, voir par exemple Pohlmeier et Ulrich, 1995 ou Jones, 2000). Le choix de la spécification repose sur des considérations théoriques et statistiques se rapportant au processus d'utilisation. Le modèle à deux volets que nous avons utilisé pour prédire l'utilisation des services de santé « nécessaires » repose d'une part sur une spécification logit et d'autre part sur un modèle binomial négatif tronqué (conditionnel). Cette version ressemble au modèle de référence proposé par Mullahy (1986) et utilisé, par exemple, par Gerdtham (1997) et Wagstaff et Van Doorslaer (2000b) pour analyser l'équité dans l'utilisation des services d'un médecin.

Le modèle logit estime comme suit la probabilité de l'utilisation des services durant la période de référence :

$$(4) \quad \text{Prob}(y = 1|x) = \Lambda(x\beta) ,$$

où  $\Lambda(\cdot)$  est la fonction de densité cumulative de la distribution logistique et  $\beta$ , le vecteur des paramètres estimés. Pour le deuxième volet, nous avons utilisé un modèle binomial négatif tronqué, la troncature étant effectuée à zéro (voir par exemple Greene, 1997). Dans ce modèle, la valeur espérée de l'utilisation des services (réponse affirmative), étant donné une utilisation antérieure, est :

$$(5) \quad E(y_i | y_i > 0, x) = \exp(x\beta) \left( \frac{1}{1 - P_0} \right)$$

où  $\beta$  est le vecteur des coefficients estimés et  $P_0$ , la probabilité de non-utilisation (réponse négative).  $1/(1-P_0)$  est un facteur de correction qui vise à faire en sorte que la somme des probabilités d'utilisation (réponses affirmatives) soit égale à un (Pohlmeier et Ulrich, 1995). Pour établir les prévisions d'utilisation globale à partir des deux volets du modèle, nous avons multiplié les valeurs prédites des équations (4) et (5). Pour tous les pays et les enquêtes, des poids d'échantillonnage transversaux ont été utilisés dans tous les calculs afin que les résultats soient plus représentatifs de la population des pays<sup>12</sup>. La correction de White pour l'hétéroscédasticité a été effectuée afin d'obtenir des erreurs-types robustes. La correction de Huber pour l'échantillonnage en grappes a été effectuée pour les pays où cette technique d'échantillonnage a été employée et pour lesquels nous disposons de données sur les unités primaires d'échantillonnage<sup>13</sup>.

## 4. Résultats

### 4.1. Répartitions par quintile de l'utilisation des services de santé

Les tableaux 4 à 7 font état des répartitions par quintile, non standardisées et standardisées en fonction des besoins, des consultations des omnipraticiens et des spécialistes dans les pays de l'UE et au Canada. Pour obtenir les répartitions standardisées, nous avons ajouté la différence entre la moyenne observée et la moyenne standardisée (ou prévue) par quintile à la moyenne globale de

Tableau 4. Nombre moyen de visites chez le médecin généraliste, selon le quintile de revenu (non standardisé)

	Autriche	Belgique	Allemagne	Danemark	Espagne	Grèce	Italie	Irlande	Luxembourg	Pays-Bas	Portugal	Royaume-Uni	UE-12	Canada
20 % inf.	6.02	6.47	5.53	3.41	4.19	2.96	4.76	4.75	3.70	3.10	4.27	4.90	4.83	4.07
20-40 %	6.00	6.51	5.69	3.47	4.37	2.37	5.20	4.87	4.01	3.25	3.71	4.51	4.87	3.54
40-60 %	5.21	4.84	5.08	3.31	4.23	2.27	4.63	3.37	3.40	3.00	3.62	3.64	4.29	3.13
60-80 %	4.74	3.94	4.86	2.77	3.24	1.71	4.43	2.86	3.17	2.69	3.45	3.22	3.88	2.83
20 % sup.	4.97	4.26	4.08	2.35	2.66	1.65	3.51	2.59	2.37	2.56	2.88	2.74	3.30	2.72
Moyenne	5.39	5.21	5.05	3.06	3.74	2.19	4.51	3.69	3.33	2.92	3.59	3.80	4.23	3.26
Q1/Q5	1.21	1.52	1.36	1.45	1.58	1.80	1.35	1.83	1.56	1.21	1.48	1.79	1.46	1.50
Q1-Q5	1.05	2.21	1.45	1.06	1.53	1.31	1.25	2.16	1.33	0.55	1.39	2.16	1.52	1.35
N	6 446	5 928	8 510	4 978	15 283	11 258	17 434	7 363	1 898	9 111	11 577	6 103	105 889	55 249

Note : Les valeurs calculées pour UE-12 sont les moyennes pondérées des valeurs pour chaque pays.

Tableau 5. Nombre moyen de visites chez le médecin généraliste, selon le quintile de revenu standardisé par les moindres carrés ordinaires en fonction de l'âge, du sexe et de la morbidité

	Autriche	Belgique	Allemagne	Danemark	Espagne	Grèce	Italie	Irlande	Luxembourg	Pays-Bas	Portugal	Royaume-Uni	UE-12	Canada
20 % inf.	5.09	5.33	5.00	2.92	4.01	2.16	4.57	4.12	3.36	2.83	3.23	4.02	4.29	3.44
20-40 %	5.49	5.68	5.23	3.07	3.90	2.22	4.72	3.83	3.61	2.94	3.43	3.92	4.39	3.33
40-60 %	5.47	5.09	5.12	3.37	3.87	2.39	4.46	3.47	3.43	2.98	3.77	3.71	4.26	3.23
60-80 %	5.14	4.86	5.20	3.11	3.49	2.04	4.50	3.49	3.22	3.02	3.83	3.79	4.23	3.10
20 % sup.	5.77	5.08	4.67	2.84	3.42	2.10	4.22	3.51	3.02	2.82	3.67	3.59	3.99	3.19
Q1/Q5	0.88	1.05	1.07	1.03	1.17	1.03	1.08	1.17	1.11	1.00	0.88	1.12	1.08	1.08
Q1-Q5	-0.68	0.25	0.33	0.07	0.59	0.05	0.35	0.61	0.33	0.01	-0.44	0.44	0.31	0.25
N	6 446	5 928	8 510	4 978	15 283	11 258	17 434	7 363	1 898	9 111	11 577	6 103	105 889	55 249

Note : Les valeurs calculées pour UE-12 sont les moyennes pondérées des valeurs pour chaque pays.

Tableau 6. Nombre moyen de visites chez le spécialiste, selon le quintile de revenu (non standardisé)

	Autriche	Belgique	Allemagne	Danemark	Espagne	Grèce	Italie	Irlande	Luxembourg	Pays-Bas	Portugal	Royaume-Uni	UE-12	Canada
20 % inf.	2.65	2.21	2.95	0.98	1.45	1.89	1.14	0.53	2.81	1.68	1.22	1.32	1.83	1.18
20-40 %	2.91	1.93	3.45	0.96	1.64	1.63	1.31	0.58	2.52	2.07	1.07	1.12	1.99	1.19
40-60 %	2.65	1.70	3.52	1.05	1.58	1.78	1.24	0.57	1.97	1.82	1.21	1.14	1.98	1.10
60-80 %	2.62	1.58	3.07	1.17	1.58	1.60	1.29	0.70	2.41	1.76	1.54	0.98	1.84	1.16
20 % sup.	3.39	2.04	3.48	0.98	1.70	1.56	1.34	0.74	1.99	1.61	1.80	1.14	2.03	1.20
Moyenne	2.84	1.89	3.29	1.03	1.59	1.69	1.26	0.62	2.34	1.79	1.37	1.14	1.93	1.17
Q1/Q5	0.78	1.08	0.85	1.00	0.85	1.21	0.85	0.72	1.41	1.04	0.68	1.16	0.90	0.98
Q1-Q5	-0.74	0.17	-0.53	0.00	-0.26	0.33	-0.20	-0.21	0.82	0.07	-0.58	0.18	-0.20	-0.02
N	5 578	5 801	8 485	4 980	15 283	11 257	17 428	7 361	1 898	9 125	11 574	6 104	104 875	55 249

Note : Les valeurs calculées pour UE-12 sont les moyennes pondérées des valeurs pour chaque pays.

l'échantillon du pays. Par souci de simplicité, les moyennes prévues ont été calculées à l'aide d'un modèle des moindres carrés ordinaires (à un volet). Les valeurs de quintile européennes doivent être interprétées avec prudence, car elles constituent des moyennes pondérées selon la population des valeurs de quintile des différents pays<sup>14</sup>. Nous avons ajouté des mesures simples des différences et des ratios pour le dernier quintile et le premier quintile afin de faciliter les comparaisons internationales des différences d'utilisation selon le revenu.

Tableau 7. **Nombre moyen de visites chez le spécialiste, selon le quintile de revenu**  
Standardisé par les moindres carrés ordinaires en fonction de l'âge, du sexe et de la morbidité

	Autriche	Belgique	Allemagne	Danemark	Espagne	Grèce	Italie	Irlande	Luxembourg	Pays-Bas	Portugal	Royaume-Uni	UE-12	Canada
20 % inf.	2.40	1.87	2.64	0.92	1.34	1.32	1.05	0.44	2.48	1.45	0.90	1.06	1.60	0.99
20-40 %	2.75	1.78	3.21	0.84	1.49	1.47	1.20	0.46	2.32	1.81	0.98	0.91	1.81	1.13
40-60 %	2.68	1.74	3.57	1.05	1.48	1.83	1.24	0.58	2.01	1.81	1.22	1.15	1.99	1.13
60-80 %	2.66	1.84	3.24	1.25	1.69	1.81	1.31	0.78	2.46	2.02	1.66	1.17	1.97	1.25
20 % sup.	3.67	2.24	3.80	1.09	1.96	1.99	1.51	0.86	2.43	1.84	2.07	1.41	2.30	1.33
Q1/Q5	0.65	0.84	0.69	0.84	0.68	0.66	0.69	0.51	1.02	0.79	0.44	0.75	0.70	0.74
Q1-Q5	-1.27	-0.37	-1.16	-0.17	-0.62	-0.67	-0.47	-0.42	0.06	-0.39	-1.16	-0.35	-0.69	-0.34
N	5 578	5 801	8 485	4 980	15 283	11 257	17 428	7 361	1 898	9 125	11 574	6 104	104 875	55 249

Note : Les valeurs calculées pour UE-12 sont les moyennes pondérées des valeurs pour chaque pays.

Certains pays, notamment l'Allemagne et l'Autriche, affichent manifestement un taux d'utilisation supérieur à la moyenne européenne, que ce soit pour les services des omnipraticiens ou ceux des spécialistes. Nous pouvons en dégager des tendances générales. Les pays dont le taux d'utilisation est inférieur à la moyenne dans les deux catégories de services englobent l'Irlande, les Pays-Bas, le Danemark, le Royaume-Uni, le Portugal, l'Espagne et la Grèce. La Belgique et l'Italie ont enregistré un taux d'utilisation supérieur à la moyenne dans la catégorie des omnipraticiens seulement, alors que le Luxembourg est le seul à excéder la moyenne uniquement dans la catégorie des spécialistes. Au Canada, les taux d'utilisation des services des omnipraticiens et tout particulièrement des spécialistes sont inférieurs à la moyenne européenne. Il est probable que ces différences entre les pays au chapitre des taux d'utilisation moyens sont étroitement liées à la disponibilité des services des omnipraticiens et des spécialistes ainsi qu'à la rémunération.

Les variations observées en fonction du revenu présentent davantage d'intérêt compte tenu de l'objet de notre étude. Il est frappant de constater que, dans tous les pays, les catégories à faible revenu utilisent davantage les services des omnipraticiens que les catégories à revenu élevé. L'écart varie selon le pays, mais, en moyenne, la catégorie correspondant au dernier décile déclare environ 50 pour cent de plus de consultations d'un omnipraticien ou environ 1.5 consultation de plus par année. Cependant, une fois que les besoins ont été standardisés, les gradients des quintiles disparaissent presque complètement pour la grande majorité des pays, que ce soit pour les mesures des ratios ou des différences. Dans deux pays (l'Autriche et le Portugal), ils changent même de signe et deviennent des différences qui favorisent les nantis. Partout ailleurs, la répartition de l'utilisation des services des omnipraticiens semble correspondre sensiblement à ce qui était prévu à la lumière de la morbidité déclarée.

La situation est tout autre dans le cas des services des spécialistes (tableaux 6 et 7). La répartition de l'utilisation non standardisée entre les quintiles est beaucoup plus égale, l'utilisation étant un peu plus grande uniquement pour les catégories à revenu élevé dans la plupart des pays. Toutefois, après standardisation, les répartitions (à l'exception de celle du Luxembourg) favorisent nettement et significativement les catégories à revenu élevé, ce qui laisse entendre que les nantis utilisent davantage les services des spécialistes que ce à quoi on pourrait s'attendre compte tenu des caractéristiques de leurs besoins. Les gradients semblent particulièrement prononcés au Portugal et en Irlande. Comme pour les visites chez les omnipraticiens, la répartition canadienne correspond sensiblement à la moyenne européenne, même si le nombre de visites est légèrement inférieur. Bien que ces différences puissent sembler négligeables, leur importance relative est plus manifeste lorsqu'elles sont exprimées par rapport à la population totale : même si, en moyenne, le quintile le plus riche n'affiche que 0.5 consultation de plus par adulte annuellement que le quintile le plus pauvre, il conviendrait de réaffecter plusieurs millions de visites pour arriver à une répartition standardisée égale dans la plupart des pays.

Tableau 8. Nombre moyen de visites chez le médecin, selon le quintile de revenu (non standardisé)

	Autriche	Belgique	Allemagne	Danemark	Espagne	Grèce	Italie	Irlande	Luxembourg	Pays-Bas	Portugal	Royaume-Uni	UE-12	Canada	États-Unis
20 % inf.	8.67	8.68	8.48	4.39	5.63	4.84	5.90	5.28	6.51	4.78	5.49	6.22	6.66	5.25	4.56
20-40 %	8.91	8.44	9.14	4.43	6.00	3.99	6.51	5.45	6.53	5.32	4.79	5.63	6.87	4.73	3.97
40-60 %	7.86	6.54	8.60	4.37	5.81	4.05	5.87	3.93	5.37	4.82	4.83	4.78	6.27	4.23	3.67
60-80 %	7.36	5.53	7.94	3.94	4.83	3.30	5.72	3.56	5.58	4.46	4.99	4.20	5.72	3.99	3.89
20 % sup.	8.36	6.30	7.56	3.33	4.36	3.21	4.85	3.33	4.36	4.16	4.68	3.88	5.34	3.92	4.14
Moyenne	8.23	7.10	8.34	4.09	5.33	3.88	5.77	4.31	5.67	4.71	4.95	4.94	6.17	4.42	4.04
Q1/Q5	1.04	1.38	1.12	1.32	1.29	1.51	1.22	1.59	1.49	1.15	1.17	1.60	1.25	1.34	1.10
Q1-Q5	0.31	2.38	0.92	1.06	1.27	1.64	1.05	1.95	2.15	0.61	0.81	2.34	1.32	1.33	0.42
N	5 578	5 801	8 485	4 980	15 283	11 257	17 428	7 361	1 898	9 125	11 574	6 104	104 875	55 249	15 937

Note : Les valeurs calculées pour UE-12 sont les moyennes pondérées des valeurs pour chaque pays.

Tableau 9. Nombre moyen de visites chez le médecin, selon le quintile de revenu Standardisé par les moindres carrés ordinaires en fonction de l'âge, du sexe et de la morbidité

	Autriche	Belgique	Allemagne	Danemark	Espagne	Grèce	Italie	Irlande	Luxembourg	Pays-Bas	Portugal	Royaume-Uni	UE-12	Canada	États-Unis
20 % inf.	7.48	7.20	7.64	3.83	5.34	3.48	5.62	4.56	5.84	4.28	4.13	5.08	5.90	4.43	3.59
20-40 %	8.24	7.46	8.44	3.92	5.39	3.69	5.92	4.29	5.92	4.75	4.41	4.83	6.20	4.47	3.79
40-60 %	8.15	6.82	8.69	4.42	5.35	4.22	5.70	4.05	5.45	4.79	4.99	4.87	6.25	4.35	3.90
60-80 %	7.79	6.69	8.44	4.36	5.18	3.85	5.81	4.27	5.68	5.03	5.49	4.96	6.20	4.35	4.26
20 % sup.	9.43	7.32	8.48	3.93	5.38	4.10	5.73	4.37	5.45	4.66	5.74	5.00	6.29	4.52	4.67
Q1/Q5	0.79	0.98	0.90	0.98	0.99	0.85	0.98	1.04	1.07	0.92	0.72	1.02	0.94	0.98	0.77
Q1-Q5	-1.95	-0.12	-0.84	-0.10	-0.04	-0.62	-0.11	0.18	0.39	-0.38	-1.61	0.08	-0.39	-0.10	-1.08
N	5 578	5 801	8 485	4 980	15 283	11 257	17 428	7 361	1 898	9 125	11 574	6 104	104 875	55 249	15 937

Note : Les valeurs calculées pour tous les pays sauf les États-Unis sont la somme du nombre standardisé de visites chez le médecin généraliste et du nombre standardisé de visites chez le spécialiste.

Les tableaux 8 et 9 donnent une vue d'ensemble des répartitions (non standardisées) par quintile du total des consultations médicales (c'est-à-dire la somme des consultations des omnipraticiens et de celles des spécialistes) aux fins de l'établissement de comparaisons avec les États-Unis. Au tableau 8, il convient de souligner que les taux d'utilisation moyens des services médicaux sont beaucoup plus faibles aux États-Unis qu'en Europe et un peu plus bas qu'au Canada. Dans tous les pays, sans exception, il y a un écart entre les taux du dernier et du premier quintile. Cependant, le tableau 9 révèle que, après standardisation des différences de besoins, les gradients de l'utilisation deviennent positifs dans la plupart des pays, mais le ratio du dernier quintile au premier quintile est bien inférieur à un uniquement au Portugal (0.72), aux États-Unis (0.77), en Autriche (0.79) et en Grèce (0.85). Cela laisse entendre que dans ces pays seulement, l'utilisation standardisée des services d'un médecin par le quintile le plus pauvre est de 20 à 30 pour cent plus faible que pour le quintile le mieux nanti. Dans tous les autres pays européens et au Canada, cet écart est inférieur à 10 pour cent, ce qui indique qu'il n'y a guère de gradient dans l'utilisation après standardisation, ou que, à besoin égal, le traitement est assez égal d'un quintile à l'autre.

Si la répartition par quintile nous renseigne sur les différences entre les pays dans la répartition des consultations médicales, les méthodes employées pour mesurer les différences liées à l'inégalité à partir des écarts entre le dernier quintile et le premier quintile et des ratios du dernier quintile au premier quintile présentent des inconvénients bien connus. Premièrement, si le recours aux moindres carrés ordinaires aux fins de la standardisation a l'avantage de préserver la moyenne dans les prévisions, les moindres carrés ordinaires ne conviennent pas à une variable dépendante non continue

dont la distribution est non normale, assortie de valeurs non négatives et de nombreuses valeurs nulles. Deuxièmement, bien que les quintiles fournissent des renseignements pertinents sur la répartition de l'utilisation, les deux mesures de l'inégalité reposant sur l'étendue (c'est-à-dire l'écart entre le dernier quintile et le premier quintile et le ratio du dernier quintile au premier quintile) sont arbitraires et incomplètes en ceci qu'elles font abstraction des trois quintiles intermédiaires. Dans la prochaine section, nous verrons si l'utilisation de techniques de standardisation et de mesures de l'iniquité plus appropriées confirme les tendances générales observées. Nous analyserons également certains déterminants probables des résultats.

#### 4.2. Indices d'iniquité horizontale

Les indices estimés  $C_M$  et  $HI_{WV}$  et leurs statistiques  $t$  sont présentés aux tableaux 10 à 12 pour les consultations des omnipraticiens, les consultations des spécialistes et l'ensemble des consultations médicales de tous les pays<sup>15</sup>. Suivant la méthode de standardisation qui a été employée, les besoins sont représentés par un vecteur de neuf variables fictives d'âge-sexe<sup>16</sup> ; quatre variables fictives sont employées pour l'état de santé auto-évalué ; au moins une variable fictive représente la présence d'une maladie chronique ou d'un handicap et son impact sur les activités habituelles de la personne. Il s'agit des mêmes variables que celles qui ont été utilisées dans les répartitions standardisées par quintile, sauf que les régressions ont été estimées au moyen du modèle à deux volets qui consiste en un logit et en un modèle binomial négatif tronqué à zéro. Les indices  $HI_{WV}$  et leurs erreurs-types robustes ont été estimés au moyen de l'équation A4 de l'annexe. Les indices des pays, classés selon l'importance, ainsi que les intervalles de confiance à 95 pour cent sont également présentés dans les figures 2 à 4.

Tableau 10. Indices  $HI_{WV}$  relatifs aux visites chez le médecin généraliste, 12 pays de l'UE et Canada, 1996

	Indice $HI_{WV}$ corrigé en fonction des :									
	Besoins seulement <sup>1</sup>		Besoins et région <sup>2</sup>		Besoins et régime d'assurance privé <sup>3</sup>		Besoins et région et régime d'assurance privé <sup>4</sup>			
	$C_M$	$t^5$	$HI_{WV}$	$t$	$HI_{WV}$	$T$	$HI_{WV}$	$t$	$HI_{WV}$	$t$
Allemagne	-0.0631	-5.04	-0.0188	-1.66						
Autriche	-0.0496	-3.45	0.0178	1.34	0.0173	1.31	0.0102	0.78	0.0094	0.71
Belgique	-0.1023	-8.78	-0.0198	-2.25	-0.0194	-2.53	-0.0189	-2.18	-0.0187	-2.46
Danemark	-0.0787	-5.24	-0.0045	-0.32			-0.0053	-0.38		
Espagne	-0.0908	-8.35	-0.0437	-4.12	-0.0402	-3.79	-0.0398	-3.75	-0.0372	-3.51
Grèce	-0.1257	-8.06	-0.0109	-0.87	-0.0215	-1.66				
Irlande	-0.1282	-9.39	-0.0430	-2.97	-0.0409	-2.82	-0.0238	-1.64	-0.0226	-1.54
Italie	-0.0642	-3.57	-0.0277	-1.78	-0.0133	-0.89	-0.0271	-1.73	-0.0131	-0.87
Luxembourg	-0.0883	-5.51	-0.0324	-2.14						
Pays-Bas	-0.0472	-4.59	-0.0034	-0.35						
Portugal	-0.0696	-5.17	0.0146	1.19	0.0087	0.71	0.0188	1.53	0.0128	1.04
Royaume-Uni	-0.1154	-9.7	-0.0145	-1.28	-0.0148	-1.31	-0.0147	-1.29	-0.0144	-1.28
Canada	-0.0795	-11.07	-0.0063	-1.00	-0.0141	-2.27	-0.0149	-2.37	-0.0201	-3.24

Note : Les cases en blanc dans le tableau indiquent que la variable de standardisation correspondante était manquante pour le pays concerné.

1. Besoins seulement = standardisé indirectement en fonction de 15 variables auxiliaires (âge, sexe, état de santé évalué par le répondant et état chronique).
2. Besoins et région = standardisé indirectement (comprend les variables auxiliaires pour les besoins et celles pour les régions).
3. Besoins et régime d'assurance privé = standardisé indirectement (comprend les variables auxiliaires pour les besoins et celle pour le régime d'assurance privé).
4. Besoins et région et régime d'assurance privé = standardisé indirectement (comprend les variables auxiliaires pour les besoins, celles pour les régions et celle pour le régime d'assurance privé).
5. Les valeurs de la statistique-t sont fondées sur des erreurs types robustes.

Tableau 11. Indices  $HI_{WV}$  relatifs aux visites chez le spécialiste, 12 pays de l'UE et Canada, 1996

	Indice $HI_{WV}$ corrigé en fonction des :									
	$C_M$		Besoins seulement		Besoins et région		Besoins et régime d'assurance privé		Besoins et région et régime d'assurance privé	
			t	$HI_{WV}$	t	$HI_{WV}$	t	$HI_{WV}$	t	$HI_{WV}$
Allemagne	0.0150	1.01	0.0587	4.14						
Autriche	0.0360	1.83	0.0807	3.93	0.0771	3.76	0.0776	3.74	0.0732	3.53
Belgique	-0.0303	-2.46	0.0358	2.93	0.0378	2.56	0.0247	2.07	0.0289	2.05
Danemark	0.0197	0.72	0.0725	2.71			0.0621	2.33		
Espagne	0.0248	1.65	0.0763	4.86	0.0499	3.26	0.0645	4.13	0.0428	2.79
Grèce	-0.0360	-2.15	0.0767	5.13	0.0576	3.78				
Irlande	0.0696	3.02	0.1496	6.30	0.1469	6.21	0.0691	2.85	0.0663	2.74
Italie	0.0205	1.26	0.0621	3.95	0.0471	3.17	0.0547	3.52	0.0422	2.88
Luxembourg	-0.0658	-2.51	-0.0041	-0.16						
Pays-Bas	-0.0206	-1.34	0.0372	2.47						
Portugal	0.0959	3.85	0.1904	7.18	0.1630	6.44	0.1756	6.59	0.1528	5.97
Royaume-Uni	-0.0245	-1.12	0.0830	4.12	0.0749	3.78	0.0623	3.10	0.0570	2.88
Canada	0.0009	0.08	0.0631	6.45	0.0608	6.23	0,0514	5,26	0,0500	5,12

Note : Voir tableau 10.

Les indices  $C_M$  significativement négatifs de la première colonne du tableau 10 confirment que, dans tous les pays, sans exception, les catégories à faible revenu utilisent beaucoup plus souvent les services des omnipraticiens que les catégories à revenu élevé. Toutefois, cette répartition inégale coïncide dans une large mesure avec la répartition (inégaie) des besoins en services de santé : le tableau 10 et le graphique de la figure 2 révèlent que rares sont les pays ayant un indice  $HI_{WV}$  élevé (en valeur absolue) et significativement différent de zéro pour les consultations des omnipraticiens. Les valeurs des indices sont négatives pour le Canada et tous les pays européens à l'exception du Portugal et de l'Autriche, mais elles sont significativement différentes de zéro uniquement dans le cas de l'Espagne, de l'Irlande, du Luxembourg et de la Belgique. Les trois derniers pays sont réputés pour leur programme de partage des frais qui favorise certaines catégories à faible revenu eu égard à l'utilisation des services

Tableau 12. Indices  $HI_{WV}$  relatifs aux visites chez le médecin, 12 pays de l'UE, Canada et États-Unis, 1996

	Indice $HI_{WV}$ corrigé en fonction des :									
	$C_M$		Besoins seulement		Besoins et région		Besoins et régime d'assurance privé		Besoins et région et régime d'assurance privé	
			t	$HI_{WV}$	t	$HI_{WV}$	t	$HI_{WV}$	t	$HI_{WV}$
Allemagne	-0.0343	-3.21	0.0118	1.32						
Autriche	-0.0223	-1.41	0.0403	2.91	0.0389	2.81	0.0340	2.45	0.0320	2.30
Belgique	-0.0866	-9.26	-0.0009	-0.12	-0.0001	-0.02	-0.0030	-0.43	-0.0016	-0.23
Danemark	-0.0564	-3.73	0.0163	1.23			0.0131	0.99		
Espagne	-0.0602	-5.58	-0.0084	-0.85	-0.0137	-1.39	-0.0091	-0.91	-0.0136	-1.38
Grèce	-0.0882	-6.28	0.0273	2.51	0.0127	1.13				
Irlande	-0.1095	-7.56	-0.0112	-0.82	-0.0098	-0.71	-0.0061	-0.44	-0.0053	-0.38
Italie	-0.0492	-2.86	-0.0083	-0.60	-0.0012	-0.09	-0.0095	-0.69	-0.0021	-0.16
Luxembourg	-0.0815	-5.19	-0.0159	-1.11						
Pays-Bas	-0.0384	-3.64	0.0127	1.38						
Portugal	-0.0274	-1.68	0.0635	4.72	0.0524	3.97	0.0626	4.65	0.0525	3.98
Royaume-Uni	-0.0973	-8.17	0.0094	0.91	0.0074	0.72	0.0043	0.41	0.0034	0.33
Canada	-0.0595	-9.09	0.0107	1.87	0.0044	0.77	0.0013	0.23	-0.0029	-0.51
États-Unis	-0.0209	-2.71	0.0550	5.49	0.0532	5.33	0.0291	2.89	0.0280	2.8

Note : Voir tableau 10.

Figure 2. Indices  $HI_{WV}$  relatifs aux visites chez le médecin généraliste (intervalles de confiance à 95 %), pays de l'UE et Canada

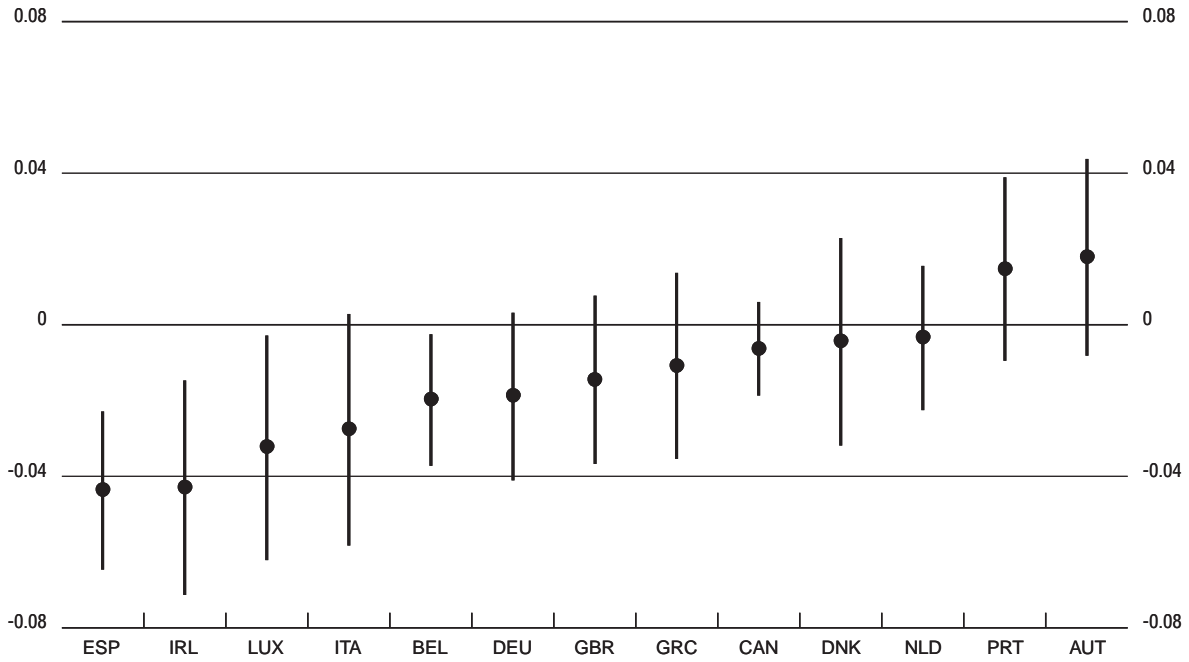


Figure 3. Indices  $HI_{WV}$  relatifs aux visites chez le spécialiste (intervalles de confiance à 95 %), pays de l'UE et Canada

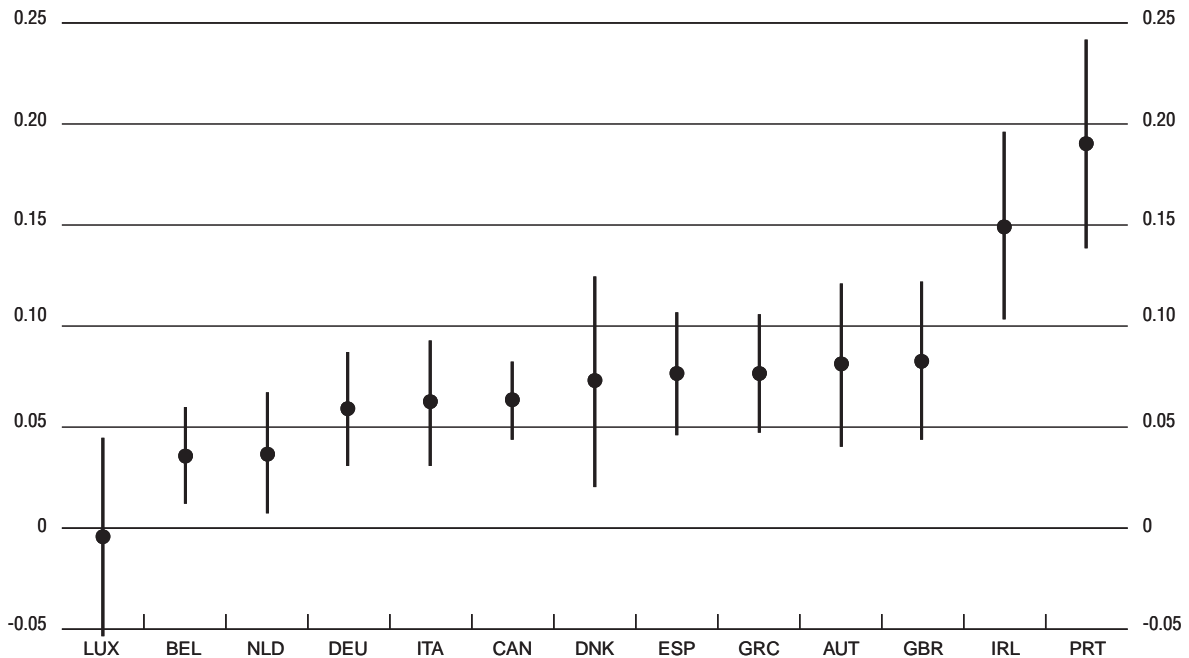
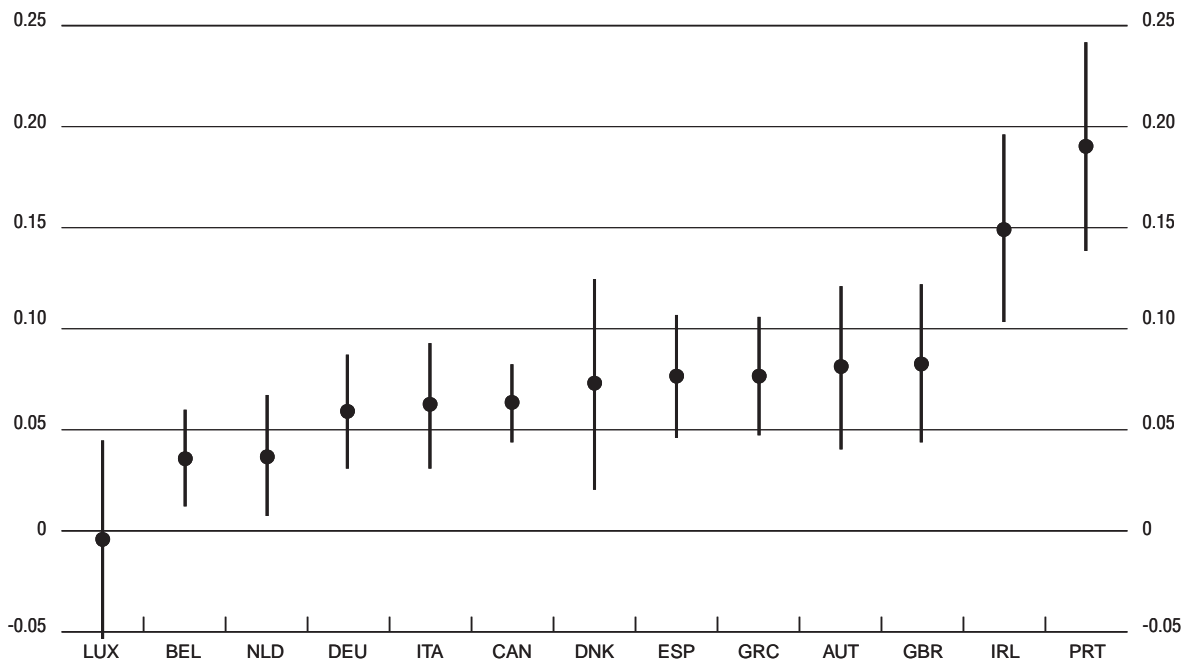




Figure 4. Indices  $HI_{WV}$  relatifs aux visites chez le médecin (intervalles de confiance à 95 %), 12 pays de l'UE, Canada et États-Unis

des omnipraticiens (voir le tableau A1 de l'annexe). En Espagne, la situation est différente : la consultation d'un omnipraticien est gratuite au point de prestation, mais les médicaments prescrits sont assortis d'une co-assurance de 40 pour cent, seuls les retraités ayant droit à une exemption à ce chapitre. De même, aux Pays-Bas, les services d'un omnipraticien sont gratuits pour les personnes assurées par la caisse maladie, et en Allemagne et en Autriche, les catégories à faible revenu sont également exemptées de la co-assurance, bien que les indices de ces pays *ne soient pas* significativement négatifs. Par conséquent, il semble que ce qui importe, c'est dans quelle mesure ces exemptions de coassurance sont destinées aux plus démunis de la société et s'il y a des possibilités de réassurance.

Malheureusement, le PMCE ne fournit pas plus de détail sur la co-assurance que chaque ménage ou personne doit acquitter. Seule la variable indiquant l'existence d'un type d'assurance privée peut tenir lieu de variable de substitution. Nous remarquons que la standardisation en fonction de l'assurance privée a tendance à entraîner une légère réduction des indices  $HI_{WV}$  pour les consultations d'un omnipraticien. Elle a un impact non négligeable en Irlande, et rend l'indice plus négatif dans le cas du Portugal et du Canada. Au Canada, l'indice est même significatif. Cela suppose que, dans ces deux pays, l'assurance privée rend la répartition de l'utilisation des services d'un omnipraticien moins favorable aux démunis. Cependant, l'effet n'est pas très marqué.

De même, l'impact de la standardisation en fonction des différences régionales au chapitre de l'utilisation est faible, bien que cela se traduise par des indices  $HI_{WV}$  significativement négatifs dans le cas de l'Irlande et du Luxembourg. L'inclusion simultanée des deux variables ne fait que rendre l'indice d'iniquité irlandais non significatif et l'indice canadien, significativement négatif. Cependant, toutes les valeurs des indices sont relativement faibles et, en définitive, ces résultats indiquent qu'il ne semble pas y avoir lieu de s'inquiéter en ce qui a trait à l'accès aux services d'un omnipraticien dans la plupart des pays européens et au Canada. Nous avons constaté une légère iniquité horizontale dans l'utilisation des services d'un omnipraticien en faveur des catégories à faible revenu dans environ le tiers de ces pays seulement, mais cela ne semble guère lié à l'inégalité de l'assurance privée ou à des différences

régionales. Seule l'Irlande fait véritablement exception à cet égard, en ceci que, dans ce pays, l'assurance privée semble constituer un facteur important qui contribue à ce résultat.

La situation est très différente du côté de l'utilisation des services d'un spécialiste, comme le démontre le tableau 11. Les indices de concentration de l'utilisation de ces services ( $C_M$ ) font beaucoup moins état d'une concentration de l'utilisation chez les moins nantis. Ces indices sont négatifs et significatifs uniquement en Belgique, au Luxembourg et en Grèce, et ne sont pas significativement différents de zéro dans les autres pays sauf en Irlande et au Portugal, où ils sont significativement positifs. Dans tous les pays à l'exception du Luxembourg, les indices  $HI_{WV}$  sont significativement positifs, ce qui révèle un degré élevé d'iniquité horizontale favorisant les nantis. La figure 3 montre que ce phénomène est généralisé, mais qu'il existe également des différences importantes entre les pays. Tout particulièrement au Portugal et en Irlande, le degré d'utilisation « excessif » des services des spécialistes par les catégories à revenu élevé (compte tenu de leurs besoins) est beaucoup plus élevé que dans les autres pays européens, où les indices se situent généralement entre 0.04 et 0.08.

Par ailleurs, les autres colonnes du tableau 11 nous renseignent sur la sensibilité de ces valeurs positives des indices à l'assurance et à la région. L'inclusion de l'assurance privée dans la standardisation réduit les valeurs de l'indice  $HI_{WV}$  dans tous les pays pour lesquels on peut utiliser cet indicateur, mais surtout en Irlande. L'indice irlandais est réduit de plus de la moitié au terme de la standardisation en fonction de l'assurance privée, ce qui indique que l'absence d'une telle couverture semble entraver l'accès aux services spécialisés dans les catégories à faible revenu, même si les personnes de ces catégories peuvent utiliser ces services gratuitement (voir Harmon et Nolan, 2001). Après avoir tenu compte de l'effet de l'assurance privée, le degré d'iniquité horizontale en Irlande est identique à celui des autres pays. Par contre, au Portugal, l'assurance privée semble avoir beaucoup moins d'impact que les différences régionales dans l'utilisation. Cela s'explique principalement par le fait que l'assurance privée est beaucoup moins répandue dans ce pays. De plus, même au terme de la standardisation en fonction des effets de la région et de l'assurance, l'indice  $HI_{WV}$  portugais demeure très élevé.

Le rajustement en fonction de la région réduit le degré d'iniquité dans les autres pays d'Europe méridionale (Espagne, Grèce et Italie) et, dans une moindre mesure, au Royaume-Uni et au Canada. Cela met en relief le fait que, dans ces pays, l'iniquité liée au revenu dans l'utilisation des services des spécialistes est – à tout le moins en partie – associée aux différences régionales dans l'accès à ces services. Comme on pouvait s'y attendre, le rajustement en fonction de l'assurance privée réduit également le degré d'iniquité au Royaume-Uni (où l'achat d'une telle couverture permet précisément d'avoir accès plus rapidement ou plus facilement à ces services) et, dans une moindre mesure, en Espagne, en Belgique, au Danemark, en Autriche, au Canada et en Italie. Il est important de souligner que dans aucun des pays étudiés, le rajustement en fonction de l'assurance et de la région ne rend l'indice d'iniquité non significatif. Cela laisse entendre que, bien que la région et l'assurance jouent un rôle, l'iniquité observée dans l'utilisation des services des spécialistes ne peut leur être imputée entièrement.

Enfin, nous abordons les résultats se rapportant à l'ensemble des consultations médicales (la somme des consultations d'un omnipraticien et d'un spécialiste) au tableau 12 et à la figure 4. Cette analyse vise principalement i) à tenir compte du fait que, à des degrés divers, les consultations d'un omnipraticien peuvent être remplacées par des consultations d'un spécialiste chez les nantis et les plus démunis ; ii) à établir une comparaison avec les données de 1996 de l'enquête américaine MEPS, qui ne distinguent pas les omnipraticiens des spécialistes. Il convient de souligner que cette distinction n'est pas toujours établie nettement dans certains pays européens non plus. De même, au Luxembourg, il semble que les omnipraticiens et les spécialistes assurent des soins primaires, et il est notoire que certains spécialistes tels que les pédiatres et les gynécologues prodiguent dans une large mesure des soins primaires dans certains pays où les gens ont directement accès aux spécialistes, par exemple la Belgique, l'Italie et l'Espagne. Ainsi, il n'est pas toujours possible de procéder à une analyse distincte. En revanche, il va de soi que l'agrégation des consultations d'un omnipraticien et d'un spécialiste aggrave le problème des différences de qualité. Il est très peu probable que, en général, les services des omnipraticiens et ceux des spécialistes soient de même qualité. Par conséquent, il y a de grandes chances pour que l'équité observée dans le volume de services sous-estime la véritable iniquité dans le traitement eu égard aux

différences de qualité. Le tableau 12 révèle que l'utilisation des consultations médicales agrégées est répartie de façon inégale en faveur des catégories à faible revenu (tous les indices  $C_M$  sont négatifs) dans tous les pays, mais surtout en Irlande ; c'est aux États-Unis que l'inégalité de la répartition est la moins prononcée. En désagrégeant davantage les consultations aux États-Unis, nous constatons que cette particularité s'explique principalement par la plus importante composante, les consultations au cabinet des médecins, qui ne favorise que légèrement les moins nantis ( $C_M = -0.0044$ ,  $t = -0.55$ ). Dans le cas des deux autres types de consultation médicale, soit les consultations externes ( $C_M = -0.1463$ ,  $t = -3.68$ ) et, tout particulièrement, les consultations à l'urgence ( $C_M = -0.1865$ ,  $t = -11.12$ ), les indices d'iniquité sont très négatifs et significatifs. Cela met en évidence le fait que la répartition moyenne des consultations n'est pas la même à tous les niveaux de revenu.

Dans tous les pays, la relation entre la répartition des consultations médicales et les besoins est également assez forte étant donné que la plupart des indices  $HI_{WV}$  ne sont pas significativement différents de zéro. Il y a seulement quatre exceptions : la Grèce, l'Autriche et surtout, les États-Unis et le Portugal affichent un degré significatif d'iniquité horizontale favorisant les nantis. Dans ces pays, les catégories à faible revenu disent utiliser beaucoup moins les services d'un médecin que ce à quoi on pourrait s'attendre compte tenu de l'utilisation moyenne. En Grèce, cela semble, dans une large mesure, être attribuable aux disparités régionales dans l'utilisation, puisque l'indice devient non significatif au terme du rajustement en fonction de la région. Le fait que l'indice d'iniquité américain soit réduit de près de 50 pour cent lorsque l'on tient compte de l'assurance-maladie privée découle du fait que, contrairement à ce que l'on peut observer en Europe ou au Canada, cette couverture est la *principale* assurance pour la grande majorité des personnes âgées de moins de 65 ans ; cependant, cela signifie que l'iniquité semble être en grande partie attribuable aux lacunes et aux inégalités de cette assurance. Par contre, au Portugal, le rajustement en fonction de la région ou de l'assurance n'a pas un impact marqué sur le degré d'iniquité.

## 5. Conclusion

Dans la présente communication, nous avons comparé les répartitions de l'utilisation des services d'un médecin dans 12 pays membres de l'UE à des répartitions similaires pour le Canada et les États-Unis en 1996. Comme le plan d'enquête et le questionnaire utilisés dans le *Panel des ménages de la Communauté européenne* sont identiques pour tous les pays de l'UE, le degré de comparabilité entre les pays européens est très élevé ; de même, dans le cas du Canada et des États-Unis, un degré de comparabilité assez élevé a pu être atteint. Nous avons utilisé des répartitions simples par quintile et des indices de concentration estimés au moyen de modèles à deux volets, afin de déterminer dans quelle mesure les adultes ayant les mêmes besoins en services médicaux semblent recevoir les mêmes traitements. Nous avons fait valoir que l'acceptation du principe de l'équité horizontale en tant qu'objectif de la politique revêt une importance capitale eu égard à l'utilité de la méthode de mesure. Si un traitement égal à besoin égal ne constitue pas explicitement un objectif de la politique, les mesures ne peuvent évidemment pas servir à évaluer l'équité.

Les résultats des comparaisons de l'utilisation des services médicaux entre les pays nous amènent à tirer les conclusions suivantes. Premièrement, si les taux d'utilisation annuels moyens varient considérablement d'un pays à l'autre, leur répartition relative entre les catégories de revenu est remarquablement similaire. Deuxièmement, il semble y avoir relativement peu de raison de s'inquiéter au sujet de l'accès aux services d'un omnipraticien et de leur répartition. La plus grande utilisation des services d'un omnipraticien dans les catégories à faible revenu qui a été observée dans presque tous les pays semble, dans une large mesure, s'expliquer par le fait que les personnes appartenant à ces catégories ont davantage besoin de ces services, ce qui dénote une faible iniquité horizontale, voire une absence d'iniquité. Dans quelques pays seulement – en Espagne, en Irlande, en Belgique et au Luxembourg – le traitement privilégié accordé aux catégories à faible revenu sous forme de réductions ou d'exemptions de la coassurance peut expliquer les répartitions (légèrement) favorables aux plus démunis. Troisièmement, les disparités régionales dans l'utilisation de ces services ou la présence d'une assurance privée influent peu sur les répartitions assez égales de l'utilisation des services d'un omnipraticien, une fois cette utilisation standardisée en fonction des besoins. Cela n'est guère étonnant

compte tenu de ce que l'assurance privée permet surtout d'acheter des médicaments et d'obtenir un accès privilégié aux soins secondaires. Quatrièmement, les tendances qui se dégagent des répartitions de l'utilisation des services des spécialistes sont complètement différentes. Tous les pays sauf le Luxembourg affichent des indices significativement positifs, ce qui dénote une iniquité favorisant les utilisateurs à revenu élevé. Dans deux pays, le Portugal et l'Irlande, la répartition de l'utilisation favorise beaucoup plus les nantis que dans les autres pays. Cinquièmement, en ce qui a trait à l'utilisation des services des spécialistes, les résultats peuvent dans une certaine mesure s'expliquer par l'existence d'une assurance privée (complémentaire) ainsi que par des disparités régionales dans la disponibilité de ces services. Tout particulièrement en Irlande, et dans une moindre mesure en Espagne, en Belgique, au Danemark, en Autriche, au Canada, au Portugal et en Italie, l'assurance privée semble compter parmi les facteurs à l'origine de ce résultat. De même, des différences régionales systématiques dans l'utilisation contribuent à l'iniquité horizontale de l'utilisation selon le revenu, tout particulièrement dans les pays d'Europe méridionale. Toutefois, ni le rajustement en fonction de l'assurance, ni le rajustement en fonction de la région de résidence ne supprime complètement l'iniquité : même après une telle correction, un degré élevé d'iniquité horizontale dans l'utilisation des services des spécialistes subsiste dans l'ensemble des pays. Sixièmement, en agrégeant les consultations médicales, nous pouvons avoir une vue d'ensemble qui fait abstraction des différences de qualité entre les services des omnipraticiens et ceux des spécialistes, mais qui permet de faire une comparaison avec les résultats américains. Dans la plupart des pays, les pauvres comme les riches voient un médecin lorsque le besoin semble se faire sentir, bien que des différences importantes aient été constatées en ce qui a trait au type de médecin consulté. Dans trois pays européens – le Portugal, l'Autriche et la Grèce – et aux États-Unis, nous avons constaté une iniquité significative en faveur des nantis pour l'ensemble des consultations médicales. En Grèce, l'iniquité est dans une large mesure attribuable aux disparités régionales dans les consultations médicales, alors qu'aux États-Unis, elle est étroitement liée à la présence d'une assurance privée.

Par conséquent, nous arrivons à la conclusion que la plupart des pays européens et le Canada semblent avoir atteint un degré assez élevé d'équité de l'accès aux services d'un omnipraticien pour les personnes qui ont les mêmes besoins mais qui n'ont pas les mêmes revenus. Cependant, le même objectif d'équité horizontale ne semble pas avoir été atteint pour les services d'un médecin spécialiste même si, depuis des décennies, la couverture de ces services est assez complète dans la plupart des pays européens et au Canada. Soit que les catégories à revenu élevé surutilisent les services des spécialistes, soit que des entraves à l'accès aux services subsistent dans le cas des personnes à faible revenu. Les différences relatives à l'assurance privée ou les disparités régionales ne semblent constituer qu'une petite partie de l'explication ; cependant, nous devons préciser que ces variables ont été mesurées de façon très grossière dans la présente étude. Ce résultat corrobore des résultats antérieurs se rapportant aux systèmes de santé européens et aux États-Unis (par exemple Van Doorslaer *et al.*, 2000) ainsi qu'au Canada (par exemple McIsaac *et al.*, 1997). Le fait que ce résultat a été observé dans des systèmes de santé très différents (même si à des degrés différents) laisse entendre qu'il pourrait être davantage attribuable à des différences systématiques dans l'utilisation faite par les personnes à revenu élevé et les personnes à faible revenu (ou les personnes très scolarisées et les personnes peu scolarisées) qu'aux caractéristiques des systèmes de prestation des soins. Bien entendu, une question capitale se pose : les différences systématiques dans l'utilisation sont-elles en grande partie superflues du point de vue de l'équité, étant donné qu'elles ne font peut-être que refléter des différences de préférence pour les services des spécialistes et ne se traduisent pas par des différences au chapitre de l'amélioration de la santé, ou ces tendances de l'utilisation reflètent-elles *vraiment* des différences importantes au point de vue de la qualité du diagnostic et des soins, qui font en sorte que les moins nantis recevraient des services de qualité inférieure ? Seule une réponse affirmative à la deuxième question dénoterait une dérogation au principe du traitement égal à besoin égal.

Par ailleurs, d'autres études empiriques portant sur le traitement de maladies spécifiques dans certains pays suggèrent que les différentes pratiques d'utilisation des soins de santé ne sont pas du tout négligeables. Par exemple, une étude canadienne s'est penchée sur les différences d'accès aux nouvelles méthodes de traitement des maladies cardiaques selon le revenu du voisinage dans la province de l'Ontario (Adler *et al.*, 1999). Alors qu'on a trouvé que les taux d'angioplasties et de

procédures de revascularisation étaient reliés de manière significative et inverse au revenu, les temps d'attente et les taux de mortalité après un an étaient significativement et négativement reliés au revenu. Pour chaque augmentation de \$10 000 dans le revenu médian du quartier, on a observé une réduction de 10 pour cent dans le risque de mortalité au cours de l'année. Cette observation suggère que les différences dans l'utilisation de diagnostics et de thérapeutiques ne sont pas négligeables et semblent se traduire par des résultats différents sur l'état de santé selon le revenu. Si de tels effets de différences d'accès sont si prononcés dans un pays où l'accès à ces services est universel et gratuit au point de services, il est très improbable que les différences dans l'utilisation des services spécialisés que nous avons trouvé sont moins inquiétants dans les pays qui n'ont pas mis en place un tel accès universel et gratuit.

Globalement, dans tous les pays à l'exception des États-Unis, du Portugal, de la Grèce et de l'Autriche, l'ensemble des consultations médicales semble être réparti en fonction des besoins, bien que le type de médecin consulté varie avec le revenu. En Europe et au Canada, les personnes à faible revenu sont plus susceptibles de consulter un omnipraticien, alors que les personnes à revenu élevé sont plus susceptibles de consulter un spécialiste. Aux États-Unis, les personnes à faible revenu ont davantage tendance à consulter un médecin à l'urgence ou dans une clinique externe, tandis que les personnes à revenu élevé sont plus susceptibles de se rendre au cabinet du médecin. Dans la mesure où la qualité des services assurés par ces deux catégories de médecin est différente et où les écarts ne reposent pas uniquement sur les préférences, mais aussi sur des entraves à l'accès liées aux coûts ou à l'information, il ne peut pas être question de « traitement égal » ; en pareil cas, l'équité horizontale continue de susciter de l'appréhension. Cela vaut tout particulièrement pour les trois pays où l'utilisation des services d'un omnipraticien ou d'un médecin de premier recours *ne compense pas* l'effet de la répartition des consultations d'un spécialiste en faveur des nantis. En Autriche et au Portugal, l'iniquité horizontale de l'utilisation des services de l'ensemble des médecins ne peut pas être imputée à des différences liées à l'assurance privée ou à des disparités régionales. Il convient toutefois de souligner que le gradient de l'utilisation en Autriche semble être moins préoccupant compte tenu des taux d'utilisation moyens très élevés. Avec un taux (standardisé) de 7.5 consultations médicales par année, on ne peut guère parler d'un accès déficient pour le dernier quintile. Il faudrait peut-être se soucier davantage du taux de 9.5 consultations par année du premier quintile !

Il est difficile de comparer nos résultats à ceux obtenus par d'autres chercheurs parce que les approches utilisées diffèrent à plusieurs égards. En comparaison avec les résultats présentés par Van Doorslaer *et al.* (2000), il n'y a ici qu'un seul résultat différent : on n'observe pas d'iniquité significative pour l'ensemble des consultations médicales au Pays-Bas en 1996, alors que nous avons précédemment trouvé un tel résultat sur la base de données de 1992. Dans le cas de l'Autriche, de la Grèce et du Portugal, nous ne disposons pas de résultats d'analyses antérieures pour faire des comparaisons. La présente étude confirme la conclusion tirée à partir des données américaines de 1987 (Van Doorslaer *et al.*, 2000), soit qu'il n'y a pas d'égalité d'accès aux services d'un médecin à besoin apparemment égal. La répartition des consultations au cabinet en faveur des nantis n'est contrebalancée que très partiellement par la répartition des consultations à l'urgence et en clinique externe en faveur des démunis. En effet, les résultats laissent entendre que, si la situation a changé, c'est au profit des nantis, puisque l'indice d'iniquité horizontale des États-Unis est passé de 0.044 en 1987 à 0.055 en 1996.

Nos résultats se comparent bien aussi à ceux d'une récente étude du Commonwealth Fund. Schoen *et al.* (2000) ont évalué les disparités en terme d'accès aux soins de santé selon le revenu dans cinq pays, sur la base d'une enquête téléphonique commune. Alors que les personnes ayant un revenu sous la moyenne ont déclaré être en moins bonne santé que la moyenne des gens dans tous les pays (résultat significatif), ces groupes ont déclaré une probabilité plus forte de consulter un médecin dans deux des pays seulement, soit le Royaume-Uni et le Canada. Il n'y avait aucune différence de probabilité dans deux autres pays (l'Australie et la Nouvelle-Zélande), tandis qu'aux États-Unis les personnes ayant les revenus les plus faibles avaient une probabilité moins forte (et ce, de manière significative) d'avoir consulté un médecin. Même si les auteurs n'ont pas procédé à une standardisation statistique pour prendre en compte les différences de morbidité et de besoin selon le revenu comme nous l'avons faite dans notre étude, les résultats obtenus pour les trois pays communs à ces deux

études vont dans la même direction : peu ou pas d'iniquité dans l'accès aux médecins au Canada et au Royaume-Uni, mais une iniquité substantielle aux États-Unis.

En résumé, nous espérons que la présente communication a contribué à démontrer que même des concepts normatifs tels que l'équité de l'accès aux services de santé et de leur utilisation peuvent faire l'objet d'une analyse objective et être mesurés au moyen de sources de données existantes si l'on arrive à s'entendre sur une définition des objectifs relatifs à l'équité. On pourrait adapter les méthodes employées afin d'analyser d'autres formes d'utilisation des services de santé et d'autres préoccupations relatives à l'équité (par exemple les disparités fondées sur la région, le sexe, l'ethnie ou l'âge). Les résultats montrent que, même parmi les pays les plus riches de la planète, où la population a droit à une couverture assez complète, le traitement inégal à besoin égal continue de susciter de l'appréhension.

## NOTES

1. Pour diverses raisons, la Finlande, la France et la Suède n'ont pu être incluses. Voir la note 8.
2. On s'interroge à savoir si l'égalité devrait être axée non pas sur les soins, mais plutôt sur l'accès aux soins ou les coûts d'accès (Mooney *et al.*, 1991, 1992 ; Culyer *et al.*, 1992a, 1992b ; Goddard et Smith, 2001). Dans la présente analyse, cette distinction semble être assez secondaire et surtout liée à l'interprétation de différences résiduelles relatives à l'utilisation une fois que les différences observées au chapitre des besoins ont été standardisées. Dans la mesure où ces différences sont attribuables à des différences de préférence, et non à d'autres différences (par exemple dans la perception des avantages découlant de différences dans les coûts d'information), elles ne seraient pas considérées comme inéquitables.
3. A noter que cette interprétation suppose que *en général, le système ne se trompe pas*. La relation moyenne existant entre les indicateurs des besoins et l'utilisation, illustrée par les coefficients de régression, est la norme implicite utilisée aux fins de l'évaluation de l'équité du système de santé. Mais cette façon de mesurer les besoins n'est pas inhérente à la méthode employée pour mesurer l'équité. Si les estimations des besoins pouvaient être obtenues autrement (par exemple à partir d'un jugement professionnel), les mesures de l'équité pourraient tout de même être calculées de la même façon.
4. Voir également les notes 7 et 8 dans Wagstaff et van Doorslaer (2000a).
5. Une méthode consiste à décomposer le degré total d'inégalité en ses diverses sources et à analyser les différences entre les pays au moyen d'une méthode de décomposition proposée par Wagstaff *et al.* (2002). Nous n'avons pas retenu cette approche, car elle exige que tous les pays emploient les mêmes définitions des variables.
6. Durant le premier semestre de 1996, 83 pour cent des Américains avaient une assurance-maladie privée ou publique ; par conséquent, 17 pour cent de la population, soit 44.8 millions de personnes, n'était pas assurée (Vistnes et Monheit, 1996).
7. Le plan et le contenu de cette enquête sont décrits plus en détail à l'adresse Web suivante : [www.rcade.dur.ac.uk/echp/](http://www.rcade.dur.ac.uk/echp/).
8. La Suède ne participe pas au PMCE. Le questionnaire français ne renferme qu'une question portant sur l'ensemble des consultations médicales (omnipraticiens, spécialistes, dentistes et opticiens), qui ne peut être comparée avec les questionnaires utilisés dans les autres pays. Les données révisées sur le revenu des Finlandais n'avaient pas encore été diffusées lorsque nous avons réalisé notre étude.
9. Le plan et le contenu de cette enquête sont décrits plus en détail à l'adresse Web suivante : [www.stats.gov.nt.ca](http://www.stats.gov.nt.ca).
10. Le plan et le contenu de cette enquête sont décrits plus en détail à l'adresse Web suivante : [www.meps.ahcpr.gov](http://www.meps.ahcpr.gov).
11. L'échelle modifiée de l'OCDE attribue un coefficient de pondération de 1.0 au premier adulte, de 0.5 au deuxième adulte et à chaque autre personne âgée de 14 ans et plus, et de 0.3 à chaque enfant du ménage âgé de moins de quatre ans.
12. Dans le cas des pays du PMCE, nous avons également procédé à la standardisation directe des différences démographiques en imposant la répartition par âge-sexes de l'Europe à tous les pays. Nous pouvons ainsi nous assurer que les différences entre les pays européens ne dépendent pas uniquement de la démographie.
13. Deux pays, le Luxembourg et le Danemark, n'ont pas eu recours à l'échantillonnage en grappes, alors que d'autres pays, soit l'Allemagne, les Pays-Bas, l'Autriche et le Canada, n'ont pas fourni de données sur les unités primaires d'échantillonnage afin de protéger les renseignements personnels.
14. En d'autres termes, le dernier quintile européen *ne correspond pas* à la tranche de 20 pour cent des Européens ayant les revenus les plus faibles, mais plutôt à la moyenne pondérée selon la population des valeurs des derniers quintiles de chacun des 12 pays de l'UE.
15. Exception faite des États-Unis, pour lesquels nous disposons uniquement de données sur l'ensemble des consultations médicales.
16. Les tranches d'âge suivantes ont été employées : 16-29 ans, 30-44 ans, 45-59 ans, 60-69 ans et 70 ans et plus.

## RÉFÉRENCES

- ADLER, D.A., NAYLOR, C.D., AUSTIN, P. et TU, J.V. (1999),  
« Effects of socioeconomic status on access to invasive cardiac procedures and on mortality after acute myocardial infarction », *New England Journal of Medicine*, n° 341, pp. 1359-1367.
- CAMERON, A.C. et TRIVEDI, P.K. (1998),  
*Regression Analysis of Count Data*, Cambridge University Press, Cambridge.
- CULYER, A.J., VAN DOORSLAER, E. et WAGSTAFF, A. (1992a),  
« Access, Utilisation and Equity : A Further Comment », *Journal of Health Economics*, vol. 11, n° 2, pp. 207-210.
- CULYER, A.J., VAN DOORSLAER, E. et WAGSTAFF, A. (1992b),  
« Utilization as a measure of equity by Mooney, Hall, Donaldson and Gerard : Comment », *Journal of Health Economics*, vol. 11, n° 1, pp. 93-98.
- EUROSTAT (1999),  
*European Community Household Panel (ECHP) : selected indicators from the 1995 wave*, Commission européenne, Eurostat, Luxembourg.
- GERDTHAM, U.-G. (1997),  
« Equity in health care utilization : further tests based on hurdle models and Swedish microdata », *Health Economics*, n° 6, pp. 303-319.
- GODDARD, M. et SMITH, P. (2001),  
« Equity of access to health care services : theory and evidence from the UK », *Social Science and Medicine*, n° 53, pp. 1149-1162.
- GREENE, W.H. (1997),  
*Econometric Analysis*, 2<sup>e</sup> édition, Prentice-Hall, Londres.
- HARMON, C. et NOLAN, B. (2001),  
« Health insurance and health services utilization in Ireland », *Health Economics*, n° 10, pp. 135-145.
- HURST, J. et JEE-HUGHES, M. (2001),  
« Performance Measurement and Performance Management in OECD Health Systems », *Labour Market and Social Policy Occasional Papers*, n° 47, OCDE, Paris.
- JONES, A.M. (2000),  
« Health Econometrics », in Culyer, A.J. et Newhouse, J.P., *Handbook of Health Economics*, Elsevier, pp. 265-344.
- KAKWANI, N., WAGSTAFF, A. et VAN DOORSLAER, E. (1997),  
« Socioeconomic inequality in health : measurement, computation and statistical inference », *Journal of Econometrics*, vol. 77, n° 1, pp. 87-104.
- LERMAN, R.I. et YITZHAKI, S. (1984),  
« A Note on the Calculation and Interpretation of the Gini Index », *Economics Letters*, n° 15, pp. 363-368.
- McISAAC, W., GOEL, V. et NAYLOR, D. (1997),  
« Socio-economic status and visits to physicians by adults in Ontario, Canada », *Journal of Health Services Research and Policy*, vol. 2, n° 2, pp. 94-102.
- MOONEY, G., HALL, J., DONALDSON, C., *et al.* (1991),  
« Utilisation as a Measure of Equity : Weighing Heat? », *Journal of Health Economics*, vol. 10, n° 4, pp. 475-480.
- MOONEY, G., HALL, J., DONALDSON, C., *et al.* (1992),  
« Reweighing Heat : Response », *Journal of Health Economics*, vol. 11, n° 2, pp. 199-205.
- MOSSIALOS, E. et LE GRAND, J. (1999),  
*Health care and cost containment in the European Union*, Ashgate, Aldershot, pp. 267-302.
- MULLAHY, J. (1986),  
« Specification and testing of some modified count data models », *Journal of Econometrics*, n° 33, pp. 341-365.
- OMS (1997-99),  
*Country Highlights*, Bureau régional de l'OMS pour l'Europe, Copenhague.



- POHLMEIER, W. et ULRICH, V. (1995),  
« An econometric model of the two-part decisionmaking process in the demand for health care », *Journal of Human Resources*, vol. 30, n° 2, pp. 339-361.
- SALTMAN, R.B. et FIGUERAS, J. (1997),  
*European Health Care Reform ; Analysis of current strategies*, WHO Regional Publications, European Series n° 72, WHO Regional Office for Europe, Copenhagen.
- SCHNEIDER, M. (1992),  
*Complementary Health Schemes in the European Union*, Basys, Augsburg, pp. 149-164.
- SCHNEIDER, M., BECKMANN, M., BIENE-DIETRICH, P., GABANYI, M., HOFMANN, U., KÖSE, A., MILL, D. et SPÄTH, B. (1997),  
*Gesundheitssysteme im internationalen Vergleich*, Basys, Augsburg.
- SCHNEIDER, M., BIENE-DIETRICH, P., GABANYI, M., HOFMANN, U., HUBER, M., KÖSE A. et SOMMER, J. (1994),  
*Gesundheitssysteme im internationalen Vergleich*, Basys, Augsburg.
- SCHOEN, C., DAVIS, K., DESROCHES, C., DONELAN, K. et BLENDON, R. (2000),  
« Health insurance markets and income inequality : findings from an international health policy survey », *Health Policy*, n° 51, pp. 67-85.
- STEPAN, A. (1997),  
*Finanzierungssysteme im Gesundheitswesen ; Ein internationaler Vergleich*, Manzsche Verlags- und Universitätsbuchhandlung, Vienne.
- VAN DOORSLAER, E., WAGSTAFF, A. et RUTTEN, F. (dir. pub.) (1993),  
*Equity in the Finance and Delivery of Health Care : an international perspective*, Oxford University Press, Oxford.
- VAN DOORSLAER, E., WAGSTAFF, A. et al. (1992),  
« Equity in the delivery of health care : some cross-country comparisons », *Journal of Health Economics*, vol. 11, n° 4, pp. 389-411.
- VAN DOORSLAER, E., WAGSTAFF, A., VAN DER BURG, H., CHRISTIANSEN, T., DE GRAEVE, D., DUCHESNE, I., GERDTHAM, U.-G., GERFIN, M., GEURTS, J., GROSS, L., HÄKKINEN, U., JOHN, J., KLAVUS, J., LEU, R.E., NOLAN, B., O'DONNELL, O., PROPPER, C., PUFFER, F., SCHELLHORN, M., SUNDBERG, G. et WINKELHAKE, O. (2000),  
« Equity in the delivery of health care in Europe and the US », *Journal of Health Economics*, vol. 19, n° 5, pp. 553-583.
- VISTNES, J.P. et MONHEIT, A.C. (1996),  
*Health Insurance Status of the Civilian Noninstitutionalized Population*, Agency for Health Care Policy and Research, Rockville, MD (1997), MEPS Research Findings n° 1, HCPR Pub. n° 97-0030.
- WAGSTAFF, A. et VAN DOORSLAER, E. (2000a),  
« Measuring and testing for inequity in the delivery of health care », *Journal of Human Resources*, vol. 35, n° 4, pp. 716-733.
- WAGSTAFF, A. et VAN DOORSLAER, E. (2000b),  
« Equity in health care financing and delivery », in A.J. Culyer et J.P. Newhouse (dir. pub.), *Handbook of Health Economics*, North Holland, pp. 1803-1862.
- WAGSTAFF, A., VAN DOORSLAER, E. et PACI, P. (1991),  
« On the Measurement of Horizontal Inequity in the Delivery of Health Care », *Journal of Health Economics*, vol. 10, n° 2, pp. 169-205.
- WAGSTAFF, A., VAN DOORSLAER, E. et WATANABE, N. (2000),  
« On Decomposing the Causes of Health Sector Inequalities with an Application to Malnutrition Inequalities in Vietnam », *Journal of Econometrics*, à paraître.

## Annexe

**CALCUL ET TEST DES INDICES D'INIQUITÉ**

Il y a plusieurs façons de calculer des indices d'iniquité. Si  $m$  est la moyenne de l'échantillon de  $m_i$ , on peut calculer  $C_M$  de la façon suivante :

$$(A1) \quad C_M = \frac{2}{N \cdot m} \sum_{i=1}^N m_i R_i - 1,$$

où  $N$  est la taille de l'échantillon et  $R_i$  est le classement relatif de la personne  $i$ . On peut calculer  $C_N$  de manière analogue en remplaçant  $m_i$  et  $m$  par  $m_i^*$  and  $m^*$ . De manière alternative, on peut calculer  $C_M$  et  $C_N$  au moyen de régressions « commodées » (cf. Kakwani *ét al.*, 1997). Ainsi, par exemple, on peut calculer  $C_M$  en utilisant :

$$(A2) \quad 2\sigma_R^2 [m_i/m] = \gamma_1 + \delta_1 R_i + u_i.$$

où  $\sigma_R^2$  représente la variance du classement relatif. La valeur estimée des moindres carrés ordinaires  $\delta_1$  est égale à

$$(A3) \quad \hat{\delta}_1 = \frac{2}{N \cdot m} \sum_{i=1}^N (m_i - m) \left( R_i - \frac{1}{2} \right),$$

qui, sur la base de l'équation A1, fait en sorte que  $\hat{\delta}_1$  égale  $C_M$ . Pour des échantillons pondérés, on peut obtenir des résultats similaires en utilisant un classement fractionné pondéré et en appliquant des moindres carrés pondérés au lieu de moindres carrés ordinaires (Lerman et Yitzhaki, 1984).

Étant donné qu'on calcule des indices d'iniquité sur la base d'échantillons, il est important de calculer des erreurs-types pour être en mesure de tester le caractère significatif des indices et des changements dans le temps et les différences entre les pays. L'application des moindres carrés ordinaires à l'équation A2 offre automatiquement une erreur-type pour  $C_M$  et, quand on utilise des valeurs standardisées indirectement, pour  $C_N$ . Obtenir une erreur-type pour  $HI_{WV}$  n'est pas si simple, par contre, puisque  $C_M$  et  $C_N$  ne sont pas distribués de manière indépendante. On peut obtenir une erreur-type pour  $HI_{WV}$  en utilisant la régression comode suivante :

$$(A4) \quad 2\sigma_R^2 \left[ \frac{m_i}{m} - \frac{m_i^*}{m^*} \right] = \gamma_2 + \delta_2 R_i + u_i,$$

où  $m^*$  est la moyenne de  $m_i^*$ . La valeur estimée des moindres carrés ordinaires  $\delta_2$  sera égale à  $HI_{WV}$  et sur la base de cette régression on obtient une erreur-type de  $HI_{WV}$ . En s'appuyant sur les résultats de Kakwani *et al.* (1997), Wagstaff et Van Doorslaer (2000a) présentent aussi une valeur estimée un peu plus précise de l'erreur-type de  $HI_{WV}$  qui tient compte de la corrélation en série de  $u_i$  mais ne corrige pas l'hétéroscédasticité ou l'échantillonnage en grappes. A la place, nous estimons des erreurs-types robustes pour l'équation A4 en utilisant les valeurs estimées de White et Huber telles que proposées dans la version 7 de Stata.

Tableau A1. **Caractéristiques du système de soins de santé liées au principe d'équité et incitatifs pour les fournisseurs**

	Consultations des généralistes	Principe du médecin de premier recours	Consultations des spécialistes
Autriche	Soins ambulatoires gratuits au point de prestation, sauf pour les agriculteurs et les travailleurs autonomes, qui paient 20 % du montant des soins ; rémunération à la capitation et rémunération à l'acte ; coassurance pour les médicaments, mais les personnes démunies en sont exemptées.	Oui.	Soins ambulatoires gratuits au point de prestation, sauf pour les agriculteurs et les travailleurs autonomes, qui paient 20 % du montant des soins.
Belgique	Coassurance substantielle (taux réduits pour les veufs ou veuves, les personnes handicapées, les retraités et les orphelins qui sont sous le seuil de faible revenu) ; rémunération à l'acte ; coassurance pour les médicaments ; protection facultative pour les travailleurs autonomes.	Non.	Les spécialistes peuvent pratiquer la surfacturation ; rémunération à l'acte ; protection facultative pour les travailleurs autonomes ; accès direct.
Canada	Rémunération à l'acte, sans coassurance.	Oui.	Rémunération à l'acte ; on décourage l'accès direct par un taux de remboursement moindre.
Danemark	Les gens sont libres de choisir entre le groupe I et le groupe II. Soins gratuits au point de prestation pour le groupe I (98 % de la population), mais les membres de ce groupe doivent être fidèles au même généraliste pendant au moins 6 mois, et celui-ci agit comme médecin de premier recours. Les membres du groupe II doivent payer une coassurance pour les soins d'un généraliste, mais ils peuvent choisir qui ils veulent.	Oui pour le groupe I ; non pour le groupe II.	Les membres du groupe II doivent payer une coassurance pour les soins d'un spécialiste, mais ils n'ont pas besoin de passer par un médecin de premier recours pour avoir accès à ces soins.
Grèce	Secteur privé : les médecins de premier recours (y compris un grand nombre d'omnipraticiens travaillant dans le secteur public) exigent des honoraires selon le principe du médecin traitant autorisé ; paiements au noir dans le secteur privé comme dans le secteur public.	Non (en pratique).	Secteur public : régime mixte, c.-à-d. salariat et rémunération à l'acte. Secteur privé : les médecins de premier recours (y compris un grand nombre d'omnipraticiens travaillant dans le secteur public) exigent des honoraires selon le principe du médecin traitant autorisé. Les paiements au noir sont courants (dans le secteur privé comme dans le secteur public).
Allemagne	Soins gratuits au point de prestation ; rémunération à l'acte.	Non.	Les frais sont beaucoup plus élevés pour les personnes couvertes par un régime d'assurance privé ; une certaine forme de coassurance ; rémunération à l'acte.
Irlande	Les 35 % de la population irlandaise qui occupent le bas de l'échelle des revenus appartiennent au groupe I et ont droit à des soins gratuits au point de prestation ; rémunération à la capitation pour les soins fournis à ce groupe. Les membres du groupe II doivent supporter entièrement le coût des consultations.	Oui pour le groupe I, mais on peut y déroger en passant par les unités d'urgence des hôpitaux ; non pour le groupe II.	Tous les soins sont gratuits au point de prestation pour les membres du groupe I ; quant aux membres du groupe II, ils ne doivent payer que pour les soins dispensés par un spécialiste de la vue ou de l'ouïe ; les honoraires sont plus élevés pour des soins privés.
Italie	Les généralistes qui ont reçu une formation particulière pour le traitement des maladies infantiles portent aussi le titre de pédiatre ; soins gratuits au point de prestation ; rémunération à la capitation.	Oui, mais peu respecté dans la pratique.	Soins gratuits au point de prestation ; coassurance pour les examens diagnostiques ; soins ambulatoires et soins hospitaliers de jour payés selon la formule des diagnostics regroupés.
Luxembourg	La quote-part du patient n'est pas remboursable ; les soins peuvent être dispensés aussi par les spécialistes ; rémunération à l'acte.	Non.	Rémunération à l'acte ; la distinction entre soins de première ligne et soins secondaires n'est pas claire, beaucoup de spécialistes fournissent des soins offerts normalement par les généralistes.

Tableau A1. Caractéristiques du système de soins de santé liées au principe d'équité et incitatifs pour les fournisseurs (suite)

	Consultations des généralistes	Principe du médecin de premier recours	Consultations des spécialistes
Pays-Bas	Soins gratuits pour les patients traités sous le régime public ; ceux traités sous le régime privé obtiennent un remboursement s'ils sont couverts ; rémunération à la capitation sous le régime public et rémunération à l'acte sous le régime privé.	Oui.	La plupart des spécialistes reçoivent un salaire de leur cabinet, qui est lui-même rémunéré à l'acte ; les autres spécialistes (c.-à-d. les indépendants) sont rémunérés à l'acte ; les spécialistes rattachés au milieu universitaire reçoivent un salaire et il sont rémunérés à l'acte uniquement pour les patients traités sous le régime privé.
Portugal	Coassurance obligatoire pour les tests de diagnostic en première ligne ; salariat.	Oui, mais les patients passent souvent par les unités d'urgence des hôpitaux pour avoir accès aux services d'un spécialiste.	Les médecins salariés à temps plein peuvent avoir une clientèle privée ; la coassurance varie selon le revenu du patient (ou le revenu familial).
Espagne	Soins gratuits au point de prestation ; les généralistes sont pour la plupart salariés ; rémunération à l'acte pour les patients traités sous le régime privé.	Oui, mais on passe souvent par les unités d'urgence pour contourner les listes d'attente.	Soins gratuits au point de prestation ; les pédiatres fournissent des soins de première ligne aux personnes de moins de 14 ans
Royaume-Uni	Soins gratuits au point de prestation ; rémunération à la capitation + système des enveloppes budgétaires.	Oui.	Soins gratuits au point de prestation, sauf pour les soins de la vue (exemptions pour les personnes démunies).
États-Unis	Les frais varient largement, selon la nature du régime d'assurance. La formule de la coassurance est très répandue. Les personnes qui ne sont pas assurées paient le plein prix, bien qu'il arrive que des soins soient fournis gratuitement.	Oui, mais seulement pour les 40 % de la population qui sont couverts par un régime public ou privé de soins gérés.	Dépend du régime d'assurance. Les honoraires des spécialistes et ceux des omnipraticiens sont généralement identiques.

Source : Mossialos et Le Grand (1999) ; Saltman et Figueras (1997) ; Schneider *et al.* (1994, 1997) ; Stepan (1997) ; OMS (1997-99).

Tableau A2. Différences régionales et caractéristiques des régimes privés d'assurance

	Différences régionales	Régimes privés d'assurance
Autriche	Certaines différences entre les régions pour ce qui a trait aux maisons de soins infirmiers et aux hôpitaux.	1 % de la population n'est pas assurée ; 38 % a un régime privé d'assurance-santé supplémentaire, qui comprend essentiellement des prestations de congé de maladie, la couverture d'un séjour à l'hôpital dans une chambre privée ou semi-privée et la possibilité de consulter le médecin de son choix.
Belgique	Différences régionales dans l'utilisation des services de santé entre la Flandre, la Wallonie et Bruxelles.	De nombreux employeurs offrent des régimes d'assurance supplémentaire pour couvrir la coassurance du régime public et la surfacturation.
Canada	13 régimes différents (10 provinces et 3 territoires) mais conformes à la <i>Loi canadienne sur la santé</i> , qui est une loi fédérale.	De nombreux employeurs offrent parmi leurs avantages sociaux des régimes d'assurance-santé supplémentaire, afin de couvrir les services qui ne sont pas assurés par les régimes provinciaux, comme les médicaments prescrits, les soins dentaires, etc.
Danemark	Les centres de soins de santé sont organisés sur une base régionale, mais les médecins généralistes sont répartis uniformément sur le territoire.	30 % de la population a un régime privé d'assurance, mais la couverture de ces régimes est limitée et peu utile, car les soins fournis par les généralistes et les spécialistes sont gratuits pour 98 % de la population.
Grèce	Différences appréciables entre les régions urbaines et les régions rurales ; en région rurale, les soins de première ligne sont fournis dans des centres de santé par des médecins salariés, tandis qu'en région urbaine, ils sont fournis dans les services de consultations externes des hôpitaux par des médecins rémunérés à l'acte.	40 % des dépenses en soins de santé sont du domaine privé.
Allemagne	Négociation des honoraires sur une base régionale.	Moins de 0,5 % de la population n'est pas assurée ; un régime d'assurance différent pour les fonctionnaires ; un faible pourcentage de la population a un régime privé d'assurance.
Irlande	La planification des services de santé est confiée à des régies régionales.	35 % de la population adhère à un régime d'assurance-santé facultative ; ce régime couvre la coassurance et les soins privés ; des soins privés sont accessibles dans les hôpitaux publics.
Italie	La répartition des ressources consacrées aux services de santé se fait sur une base régionale ; des différences importantes entre les régions pour ce qui a trait à l'offre de soins médicaux et au bassin de médecins généralistes.	20 % des dépenses totales en soins de santé sont du domaine privé ; les régimes privés d'assurance offrent essentiellement la double protection ; 1,6 % de la population jouit d'un programme complet de double protection.
Luxembourg	Territoire très petit.	80 % de la population jouit d'une protection additionnelle; le montant des remboursements est réputé généreux (OMS) ; dans la plupart des cas, la quote-part du patient est non remboursable.
Pays-Bas	Les ressources affectées aux soins de santé sont réparties sur une base régionale en fonction des besoins.	Un peu plus de 1 % de la population n'est pas assurée ; environ le tiers de la population a un régime privé d'assurance (pas de double protection).
Portugal	Les 1 800 cliniques ou dispensaires répartis sur le territoire assurent une distribution équitable des services de santé fournis par les généralistes ; les grands hôpitaux ne sont pas répartis également sur le territoire ; les cinq régions jouissent d'un degré d'autonomie élevé.	Les médecins de pratique privée sont rémunérés directement par leurs patients ; 10 % de la population a un régime privé d'assurance.

Tableau A2. Différences régionales et caractéristiques des régimes privés d'assurance (suite)

	Différences régionales	Régimes privés d'assurance
Espagne	Il existe des différences entre les régions, puisque certaines régions organisent elles-mêmes la plupart des services de santé, tandis que d'autres ne le font pas. En Catalogne et au Pays basque, on a pris des mesures pour stimuler la concurrence entre les fournisseurs.	Assurance privée est synonyme de double protection ; la plupart des gens souscrivent une assurance privée dans le but de contourner les listes d'attente; on encourage le secteur privé à exercer une certaine concurrence par rapport au secteur public.
Royaume-Uni	Afin de garantir l'équité de la prestation des soins, les ressources sont réparties suivant une formule ; il existe de grandes disparités régionales pour ce qui est des soins privés.	Environ 10 % de la population a souscrit une assurance privée (double protection) ; les programmes d'avantages sociaux des employeurs expliquent eux aussi la croissance de ce type d'assurance.
États-Unis	De grandes différences entre les États pour tous les types d'assurance-santé privée ; quelques différences pour ce qui a trait à <i>Medicaid</i> , moins pour ce qui a trait à <i>Medicare</i> .	Pour les personnes de moins de 65 ans, le type de protection le plus courant est le régime privé d'assurance offert par l'employeur ; pour les personnes de 65 ans ou plus, le régime privé d'assurance supplémentaire pour <i>Medicare</i> est une formule très répandue.

Note : Voir tableau A1.

## TABLE DES MATIÈRES

Préface de l'éditeur par Peter Smith .....	7
---	---

### Partie I

#### Aperçu des enjeux et des défis

Chapitre 1. Mesurer la performance des systèmes de santé : problèmes et possibilités à l'heure de l'évaluation et de l'imputabilité par C. David Naylor, Karen Iron et Kiren Handa.....	13
Chapitre 2. Mesure et amélioration de la performance dans les systèmes de santé de l'OCDE : aperçu des enjeux et des défis par Jeremy Hurst.....	39

### Partie II

#### La mesure et la gestion des performances : bilan des expériences conduites dans quelques pays

Chapitre 3. Améliorer l'efficacité du Service national de santé au Royaume-Uni : la mesure et l'amélioration de la performance dans un système centralisé par Clive H. Smee .....	63
Chapitre 4. Pour une plus grande transparence dans un système décentralisé : le point de vue de la Suède par Nina Rehnqvist.....	95
Chapitre 5. Les performances du service de santé : l'information du consommateur aux États-Unis par Thomas Reilly, Gregg Meyer, Carla Zema, Christine Crofton, David Larson, Charles Darby et Katherine Crosson.....	105
Chapitre 6. Peut-on transformer une tulipe en rose ? L'autorégulation guidée d'un réseau de santé intégré axé sur la communauté : l'exemple néerlandais par Niek Klazinga, Diana Delnoij et Isik Kulu-Glasgow.....	129
Chapitre 7. Vers des systèmes d'information sur la santé intégrés et cohérents pour évaluer la performance : l'exemple du Canada par Michael Wolfson et Richard Alvarez.....	147

### Partie III

#### Les initiatives de mesure des performances au niveau international : comment les comparaisons internationales peuvent-elles guider l'élaboration des politiques nationales ?

Chapitre 8. Ouvrir la boîte noire : que peut-on apprendre d'une approche par pathologie ? par Stéphane Jacobzone, Pierre Moise et Lynelle Moon .....	175
---	-----

<i>Chapitre 9.</i> Évolution de l'approche de l'Organisation mondiale de la santé en matière d'évaluation de la performance des systèmes de santé par <i>David B. Evans</i> .....	213
<i>Chapitre 10.</i> Évaluer l'expérience des patients : comment peut-on améliorer les réseaux de santé ? par <i>Angela Coulter</i> et <i>Paul Cleary</i> .....	227
<i>Chapitre 11.</i> L'équité en matière d'utilisation des visites médicales dans les pays de l'OCDE : a-t-on atteint l'équité de traitement à besoin équivalent ? par <i>Eddy van Doorslaer</i> , <i>Xander Koolman</i> et <i>Frank Puffer</i> .....	243

#### Partie IV

### Mesurer et améliorer différents aspects de la performance des systèmes de santé : les pratiques exemplaires

<i>Chapitre 12.</i> La mesure de la qualité des soins à l'hôpital : l'état de l'art par <i>Gérard de Pourville</i> et <i>Étienne Minvielle</i> .....	275
<i>Chapitre 13.</i> Évaluer la qualité des soins de longue durée en institution et à domicile par <i>Naoki Ikegami</i> , <i>John P. Hirdes</i> et <i>Iain Carpenter</i> .....	303
<i>Chapitre 14.</i> Construction d'indicateurs composites pour l'évaluation de l'efficacité des systèmes de santé par <i>Peter Smith</i> .....	323

#### Partie V

### Utiliser les indicateurs de performance pour améliorer les systèmes de santé

<i>Chapitre 15.</i> Utiliser les indicateurs de performance pour améliorer les systèmes de santé par <i>Sheila Leatherman</i> .....	349
--	-----

#### Partie VI

### Résumé et conclusions

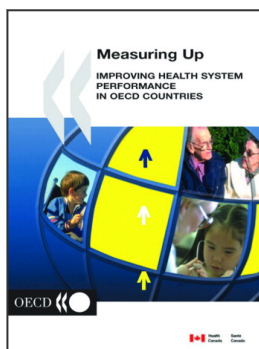
<i>Chapitre 16.</i> Savoir évaluer : enseignements et perspectives par <i>Jean-François Girard</i> et <i>Étienne Minvielle</i> .....	369
---	-----

#### Partie VII

### Table ronde ministérielle : leadership, succès et défis

<i>Chapitre 17.</i> Le point de vue des ministres des pays de l'OCDE sur la mesure de la performance des systèmes de santé par <i>Julio Frenk</i> ( <i>ministre de la Santé, Mexique</i> ), <i>John Hutton</i> ( <i>ministre d'État à la Santé, Royaume-Uni</i> ), <i>Bernard Kouchner</i> ( <i>ministre délégué à la Santé, France</i> ), <i>Allan Rock</i> ( <i>ministre de la Santé, Canada</i> ), <i>Edward Sondik</i> ( <i>directeur, Centre national de statistiques sur la santé, États-Unis</i> ) au nom de <i>Tommy Thompson</i> , <i>secrétaire à la Santé et aux Services sociaux, États-Unis</i> .....	383
---	-----





Extrait de :

## Measuring Up

Improving Health System Performance in OECD Countries

Accéder à cette publication :

<https://doi.org/10.1787/9789264195950-en>

### Merci de citer ce chapitre comme suit :

OCDE (2003), « L'équité en matière d'utilisation des visites médicales dans les pays de l'OCDE : A-t-on atteint l'équité de traitement à besoin équivalent ? », dans *Measuring Up : Improving Health System Performance in OECD Countries*, Éditions OCDE, Paris.

DOI: <https://doi.org/10.1787/9789264295957-13-fr>

Cet ouvrage est publié sous la responsabilité du Secrétaire général de l'OCDE. Les opinions et les arguments exprimés ici ne reflètent pas nécessairement les vues officielles des pays membres de l'OCDE.

Ce document et toute carte qu'il peut comprendre sont sans préjudice du statut de tout territoire, de la souveraineté s'exerçant sur ce dernier, du tracé des frontières et limites internationales, et du nom de tout territoire, ville ou région.

Vous êtes autorisés à copier, télécharger ou imprimer du contenu OCDE pour votre utilisation personnelle. Vous pouvez inclure des extraits des publications, des bases de données et produits multimédia de l'OCDE dans vos documents, présentations, blogs, sites Internet et matériel d'enseignement, sous réserve de faire mention de la source OCDE et du copyright. Les demandes pour usage public ou commercial ou de traduction devront être adressées à [rights@oecd.org](mailto:rights@oecd.org). Les demandes d'autorisation de photocopier une partie de ce contenu à des fins publiques ou commerciales peuvent être obtenues auprès du Copyright Clearance Center (CCC) [info@copyright.com](mailto:info@copyright.com) ou du Centre français d'exploitation du droit de copie (CFC) [contact@cfcopies.com](mailto:contact@cfcopies.com).