

**DÉTERMINANTS DE LA PERFORMANCE DES PAYS INDUSTRIALISÉS
EN MATIÈRE DE SANTÉ :
UNE ANALYSE TEMPORELLE TRANSVERSALE**

Zeynep Or

TABLE DES MATIÈRES

| | |
|--|----|
| Introduction..... | 58 |
| Caractéristiques d'une fonction de production de santé : cadre théorique | 59 |
| Mesure de l'état de santé | 59 |
| Impact du système de santé..... | 60 |
| Impact des facteurs environnementaux | 63 |
| Données et méthodes | 65 |
| Résultats | 66 |
| Discussion | 68 |
| Conclusion..... | 75 |
| Bibliographie | 80 |

La présente étude n'aurait pas vu le jour sans l'initiative et l'assistance de Jean-Pierre Poullier, père fondateur de la base de données de l'OCDE sur la santé et de Mark Keese dont les remarques judicieuses m'ont beaucoup aidé. Je suis aussi très reconnaissant à Jørgen Elmeskov, Michael Feiner, Jeremy Hurst, John Martin et Peter Scherer pour leurs commentaires et suggestions.

INTRODUCTION

Dans la plupart des pays industrialisés, les dépenses de santé qui ne cesse pas d'augmenter est au cœur des débats de politique de santé dans les années 90. D'abondantes études cherchent à expliquer les variations entre les pays des ressources médicales, notamment des dépenses de santé. Toutefois, les grandes questions relatives aux coûts de santé ont été moins souvent étudiées sous l'angle de leur efficacité globale en termes d'état de santé de la population.

Récemment, on a observé un regain d'intérêt pour une meilleure appréciation de la performance en matière de santé à un niveau agrégé. Il est reconnu que la mise au point de mesures pertinentes et homogènes de l'état de santé des populations est un progrès important permettant d'évaluer et de comparer les performances des différents pays et de fixer des objectifs pour une politique de santé. Toutefois, pour que ces objectifs puissent être atteints, il faut aussi distinguer les facteurs sous-jacents aux différences de performances en matière de santé d'un pays à l'autre. A cet effet, il convient d'adopter une approche pluridisciplinaire visant à dissocier l'impact relatif des facteurs médicaux, sociaux, économiques et institutionnels sur la performance en matière de santé.

La connaissance actuelle des déterminants de l'état de santé des populations, au niveau des pays, est limitée du fait du caractère partial des modèles et des cadres utilisés dans les études empiriques. Un certain intérêt s'est manifesté ces quinze dernières années, pour l'élaboration de modèles théoriques des déterminants de l'état de santé (*cf.* par exemple, Evans et Stoddart, 1990 ; Hertzman, 1990 ; Feinstein, 1993), mais les études empiriques à un niveau agrégé sont rares en raison de la difficulté de se procurer des données comparables entre pays ou régions. En outre, dans les quelques études agrégées qui ont été menées, il n'est pas rare de trouver des résultats contradictoires, selon le modèle et les indicateurs utilisés, quant à l'impact sur la santé de différents facteurs tels que le revenu ou les dépenses médicales.

La présente analyse cherche à intégrer un plus large ensemble de facteurs médicaux et non médicaux, sur la base de ces précédentes études. La comparaison des états de santé se fonde sur une mesure de la mortalité prématurée plutôt que sur des indicateurs classiques tels que les taux de mortalité. Pour quantifier l'impact relatif de différents facteurs (mode de vie, environnement physique et socioéconomique) sur la santé, une approche de fonction de production est adoptée,

en utilisant les données nationales pour les pays de l'OCDE sur la période 1970-1992. Les résultats des estimations servent ensuite à examiner les facteurs sous-jacents aux différences de performance en matière de santé d'un pays à l'autre.

CARACTÉRISTIQUES D'UNE FONCTION DE PRODUCTION DE SANTÉ : CADRE THÉORIQUE

Cette partie construit une fonction de production de santé de façon à examiner les facteurs déterminant l'état de santé d'une population. Au sens le plus large, une fonction de production de santé décrit la relation entre diverses combinaisons d'intrants (inputs) médicaux et non médicaux et l'extrait (output) résultant (Smith, 1993). Le processus de production dépend, en partie, du système de santé et des ressources dont il dispose mais aussi des conditions non médicales, sociales, économiques et physiques. Suivant ce raisonnement, la forme générale d'une fonction de production de santé peut s'écrire :

$$H = f(M, E)$$

où H est une mesure de l'état de santé de la population, M un indicateur des ressources médicales, et E un vecteur correspondant à des indicateurs non médicaux, sociaux, économiques et de mode de vie. Pour plus de simplicité, la présente étude désigne tous les déterminants non médicaux sous le vocable facteurs environnementaux.

Mesure de l'état de santé

La définition et la mesure de l'état de santé constituent le premier problème à affronter pour estimer une fonction de production de santé. A l'heure actuelle, un indice de santé exhaustif qui englobe les différents aspects de l'état de santé (tels que la qualité et la durée de vie) au niveau de la société n'est pas disponible pour une comparaison entre pays. La plupart des études empiriques se fondent sur les taux de mortalité comme un indicateur partial, parce qu'ils correspondent à des mesures objectives, sont relativement précis et immédiatement disponibles¹.

Toutefois, l'utilisation des taux de mortalité comme mesure globale de l'état de santé d'une population présente des limites importantes. En particulier dans les pays industrialisés, les taux de mortalité sont fortement influencés par le nombre relativement élevé de décès à des âges avancés, et ne reflètent pas suffisamment le nombre relativement faible de décès survenant chez les jeunes. En outre, il ne semble pas facile de fixer un objectif politique sur la base de taux de mortalité. Comme il n'est pas possible de retarder indéfiniment la mort, un « taux de mortalité zéro » n'est pas une option réaliste. Il n'est pas facile non plus de décider

de la marge de réduction possible par rapport aux niveaux de mortalité observés à l'heure actuelle.

En se fondant sur les taux de mortalité prématurée plutôt que sur les taux de mortalité conventionnels, on peut dissocier les décès évitables et établir des priorités pour une politique de santé ainsi qu'apprécier l'efficacité relative de divers systèmes de santé. Plusieurs indicateurs permettent de mesurer la mortalité prématurée. Dans les équations estimées ci-dessous, l'état de santé de la population de chaque pays est mesuré par l'indicateur APVP (Années potentielles de vie perdues) corrigées de l'âge et selon le sexe.

Cet indicateur est choisi comme mesure sommaire de la mortalité prématurée puisqu'il considère les années de vie sauvées plutôt que la vie elle-même – comme unité de sortie². De fait, dans le calcul de l'indicateur APVP, les décès sont pondérés selon leur prématurité par rapport à un âge limite : 70 ans dans cette étude. Avec cette limite d'âge, le décès d'un bébé (70 années de vie perdues) aura un poids 14 fois plus grand que celui d'une personne âgée de 65 ans (5 années de vie perdues). En revanche, les taux de mortalité classiques confèrent le même poids à tous les décès, quel que soit l'âge auquel ils interviennent. En générale, pour les comparaisons entre pays, la valeur d'APVP est exprimée pour 100 000 personnes³.

Le choix de la limite d'âge dans les calculs d'APVP implique une décision subjective qui peut avoir une incidence sur les résultats⁴. Par exemple, certains auteurs se sont intéressés aux tranches d'âge entre 15 et 65 ans. D'autres ont proposé de retenir la tranche d'un an à 65 ans, affirmant qu'un bébé est « remplacé » rapidement dans la société (par exemple, Romeder et Mc Whinnie, 1988 ; Rodriguez et Motta, 1989 ; Lery et Vallin, 1975). La présente étude prend pour limites de 0 à 70 ans. La population entre 0 et 1 an est prise en compte parce qu'il est important d'évaluer la capacité des pays industrialisés à éviter les décès à un très jeune âge. La limite supérieure est fixée à 70 ans. La limite de 65 ans, utilisée dans la plupart des études, semble plutôt basse aujourd'hui compte tenu du fait que l'espérance de vie s'est beaucoup allongée. En revanche, il n'est pas facile de justifier l'adoption d'une limite d'âge très élevée, par exemple cent ans comme limite biologique de la vie humaine, comme le proposait Murray (1988), parce qu'il devient de plus en plus difficile de considérer un décès comme « évitable » chez les personnes les plus âgées. Certaines causes de décès considérées comme évitables chez des plus jeunes peuvent apparaître « naturelles » pour d'autres tranches d'âge.

Impact du système de santé

A priori, on pourrait s'attendre à une relation positive entre ressources médicales et état de santé si un accroissement des ressources entraînait une amélioration du niveau et/ou de la qualité des services de santé fournis à la population. Il est aussi probable que l'efficacité diminue au-delà d'un certain niveau de dépenses.

Les études empiriques menées jusqu'à présent dans ce domaine fournissent des résultats plutôt faibles et contradictoires. En effet, la plupart des études fondées sur des données agrégées pour les pays industrialisés à un instant donné, n'ont pas mis en évidence de relations significatives entre le niveau total de ressources consacrées aux soins médicaux et la performance en matière de santé mesurée en termes de taux de mortalité, de mortalité infantile ou d'espérance de vie⁵. Cependant, ce type d'analyse transversale présente de graves limites : il n'est pas facile d'établir la robustesse des estimations étant donné le petit nombre d'observations, et les résultats sont sensibles au choix des indicateurs de ressources et de performances en matière de santé. Avec des séries temporelles transversales, une petite relation négative apparaît entre les dépenses de santé et les taux de mortalité, dans une étude de Hitiris et Posnet (1992). Toutefois, leur étude ne prend en compte que peu de facteurs autres que les dépenses de santé et utilise des taux de mortalité bruts pour mesurer la performance en matière de santé. A partir d'un modèle comportant plus de variables explicatives mais portant sur un plus petit nombre de pays, Grubaugh et Santerre (1994) mettent en évidence un impact positif sur la santé, sur la base des taux de mortalité infantile, de certains facteurs médicaux, tels que le nombre de médecins et de lits d'hôpitaux.

Les études régionales menées dans différents pays ne suscitent pas plus de consensus. Dans plusieurs études portant sur les différences de mortalité et de morbidité d'une région à l'autre des États-Unis, l'impact des soins médicaux apparaît généralement comme très faible, voire négatif (cf. par exemple Auster *et al.*, 1969 ; Silver, 1972 ; Benham et Benham, 1975 ; Diehr *et al.*, 1979 ; Newhouse et Friedlander, 1980 ; Ruhm, 1996). Cependant, Hadley (1982) fait état d'une relation positive entre dépenses médicales et état de santé sur la base de données de mortalité nationales aux États-Unis. En Europe aussi, les résultats empiriques semblent indiquer une relation positive entre les ressources médicales et l'état de santé (Collins et Klein, 1980 ; Forbes et McGregor, 1984 ; Elola *et al.*, 1995). En outre, pour évaluer l'impact des soins médicaux sur la mortalité, un certain nombre d'études ont examiné les variations de la mortalité dans des cas de maladies se prêtant à un traitement médical, soit au cours du temps, soit entre diverses régions géographiques d'Europe. D'après une liste de causes de « mortalité prématurée évitable » établie par Rutstein *et al.* (1976, 1980), ces études analysent les tendances et les variations de la mortalité pour toute une série de maladies pour lesquelles la mort peut être évitée avec une intervention préventive ou thérapeutique appropriée. La plupart des études qui utilisent des variables socio-démographiques pour contrôler l'influence de facteurs externes ont montré que le volume d'interventions médicales a eu un effet sensible sur la baisse de la mortalité, en particulier dans les 30 dernières années (Poikolainen et Eskola, 1986 ; Charlton *et al.*, 1983 ; Jouglan *et al.*, 1987 ; Mackenbach *et al.*, 1988).

La difficulté que présente la mesure des soins médicaux ainsi que le caractère partial de la plupart des indicateurs de ressources médicales expliquent en partie ces résultats contradictoires. Le montant total des dépenses réelles de santé est *a priori* un indicateur pertinent du volume agrégé de ressources consacrées aux soins médicaux dans chaque pays. Néanmoins, à des fins de comparaisons internationales, ces dépenses ont encore besoin d'être converties dans une monnaie commune. Dans la présente étude, les parités de pouvoir d'achat (PPA) pour la consommation de soins médicaux sont utilisées afin d'obtenir une mesure comparable du *volume des ressources médicales*. Le calcul des PPA pour les soins médicaux présente néanmoins des limites importantes. En effet, l'OCDE (1994) indique deux problèmes majeurs. Premièrement, le nombre de produits inclus dans le panier de la consommation médicale est relativement limité et ne reflète donc pas le nombre ni la complexité des soins assurés dans chacun des pays. Deuxièmement, la méthode de pondération pose un problème. Comme dans de nombreux pays on ne dispose pas des déflateurs pour le secteur public et le secteur privé séparément, les pondérations conférées au secteur privé sont souvent reprises dans le calcul des parités de pouvoir d'achat pour les dépenses de santé. Dans des pays comme la Norvège, la Suède et le Royaume-Uni, où la part de consommation de soins privés est faible, les pondérations correspondant au secteur privé risquent de ne pas être très appropriées. On peut tenir compte explicitement de ces erreurs de mesure potentielles en utilisant un modèle à effets systématiques⁶.

La plupart des études ne tiennent pas compte de la distribution des soins dans un pays, facteur qui pourrait pourtant être aussi important pour la performance en matière de santé que le montant global des dépenses ou de la consommation de soins médicaux. La disponibilité et l'accès aux services de santé pour tous ne sont pas seulement un engagement politique dans la plupart des pays de l'OCDE, mais aussi une condition fondamentale pour parvenir à une efficacité en termes d'état de santé. Sur le plan des comparaisons internationales, il n'est pas facile de mesurer la distribution des soins dans chacun des pays. En conséquence, il est indispensable d'adopter une approche indirecte du problème. Une manière de procéder est de s'intéresser à la manière dont les soins sont financés. Il semble qu'un financement public des soins médicaux exerce un impact positif sur les taux générales de mortalité et de morbidité (Anderson, 1975 ; Leu, 1986 ; Babazano et Hillman, 1994). Par exemple, Leu (1986) avance qu'une intervention du secteur public peut exercer une influence sur la quantité et la qualité des services fournis ainsi que sur les prix relatifs des ressources médicales, ce qui peut avoir un effet direct et indirect sur l'accès aux soins. En conséquence, la part de financement public dans le total des dépenses de santé est utilisée comme substitut pour représenter les différences dans « l'égalité d'accès aux soins » d'un pays à l'autre⁷. Compte tenu de l'influence redistributive de l'intervention du secteur public, on peut s'attendre à observer une corrélation positive entre financement public et état de santé.

Impact des facteurs environnementaux

Plusieurs études épidémiologiques, démographiques et économiques ont avancé qu'un grand nombre de facteurs environnementaux pourraient être des déterminants de l'état de santé. Pour simplifier la discussion, il est possible de classer ces facteurs dans trois grandes catégories : environnement physique, mode de vie et facteurs socio-économiques. Les liens entre les facteurs de risque spécifiques et l'état de santé sont établis dans différentes études, mais il n'y a guère de preuve empirique quant à l'importance relative de ces facteurs dans un cadre global.

Il est difficile d'intégrer dans des analyses de production de santé l'effet sur la santé de facteurs liés à l'environnement physique tels que la qualité de l'eau et des sols, ainsi que le bruit et la pollution de l'air, faute de données disponibles. Dans la présente étude, la représentation de l'environnement physique se limitera à la qualité de l'air ambiant. L'impact de la pollution de l'air sur la santé est une préoccupation croissante dans la plupart des pays industrialisés (cf. par exemple, Derrienic *et al.*, 1989 ; Sunyer *et al.*, 1991 ; Dockery et Pope, 1994 ; ORS, 1994). Faute de meilleurs indicateurs, on se servira des émissions de NO_x par habitant comme approximation du niveau de pollution atmosphérique dans différents pays⁸.

Les résultats de diverses études épidémiologiques ont conduit à prendre conscience de la forte relation entre l'état de santé et le mode de vie. Au sens le plus général, le mode de vie désigne tous les facteurs sur lesquels les personnes exercent un contrôle tel que la consommation d'alcool et de tabac, l'exercice physique, l'hygiène personnelle, etc. Les équations estimées ci-dessous tiennent compte des trois facteurs de risque les plus reconnus : le tabac, l'alcool et les habitudes alimentaires. La consommation d'alcool et la consommation de tabac par habitant sont introduites séparément comme facteurs de risque majeurs pour la santé. Il a été démontré que le tabac intervient dans près de 6 pour cent des décès dus aux maladies cardiovasculaires, 25 pour cent des décès dus aux crises cardiaques et 50 pour cent des décès dus aux maladies respiratoires chroniques (Hirsh, 1988). De même, en termes de mortalité et de morbidité, il est reconnu que l'alcool est un important facteur de risque pour la plupart des maladies chroniques (maladies du système digestif, cancer, cirrhose, etc.) ainsi que pour les accidents et les morts violentes (cf. par exemple, Chick *et al.*, 1986 ; Guignon, 1990 ; Choquet et Ledoux, 1989). Deux indicateurs servent à évaluer la relation entre régime alimentaire et santé : la consommation par habitant de sucre et de beurre. Une surconsommation d'aliments tels que les graisses et les sucres est censée avoir un impact négatif direct sur la santé ; c'est identifié comme un facteur de risque pour la plupart des maladies dans lesquelles le régime alimentaire joue un rôle important (Manson *et al.*, 1995 ; O'Connor, 1992). Comme les problèmes de nutrition dans les pays industrialisés ne sont plus de l'ordre de la pénurie, il est probable que la consommation de sucre et de beurre aura un impact négatif sur l'état de santé.

Pour cerner l'impact des différences socio-économiques entre les pays industrialisés, trois facteurs sont pris en compte qui déterminent l'environnement socio-économique tant des individus que de la société : le revenu, l'éducation et le travail.

A priori, il semblerait raisonnable de supposer qu'il existe une relation positive entre le niveau de revenu et la santé. L'augmentation du revenu conduit à une plus grande consommation de biens ayant un impact direct sur la qualité de vie tel qu'alimentation, logement, instruction, etc. Cependant, des études empiriques menées dans les 20 dernières années aboutissent à des résultats contradictoires à cet égard (cf. par exemple Auster *et al.*, 1969 ; Rodgers, 1979 ; Wilkinson, 1992 ; Christiansen, 1994). A un niveau macroéconomique, il semblerait que la relation entre revenu et mortalité ne soit pas linéaire et puisse être caractérisée par une diminution du rendement d'échelle dans les pays riches (Wilkinson, 1992 ; Heerink, 1994). La consommation d'alcool et de cigarettes, la pollution et le stress peuvent être associés au développement économique et pourraient expliquer en partie ce qui semble être une diminution de l'impact du revenu sur la santé. Il est donc important de mesurer l'effet du revenu sur la santé dans l'étude en ajustant pour ces facteurs intervenants. Le produit intérieur brut réel par habitant, corrigé par les parités de pouvoir d'achat, sert à calculer les variations de revenu entre les pays.

La distribution des revenus dans un pays est aussi proposée comme un facteur important pour déterminer l'état de santé (Preston, 1975 ; Wilkinson, 1992 ; Winegarden, 1978, 1984 ; Saunders, 1996 ; Kawachi et Kennedy, 1997). Des études régionales menées dans plusieurs pays de l'OCDE ont mis en lumière une relation directe entre les inégalités de revenu et la mortalité, même après avoir tenu compte des facteurs de risque majeurs comme la consommation d'alcool et de tabac (Marmot *et al.*, 1984 ; Helmert et Shea, 1994 ; Kennedy *et al.*, 1996 ; Kaplan *et al.*, 1996). Smith (1998) a affirmé que le fait d'être au bas d'une échelle sociale inégale élève les seuils de stress psychosocial qui ont une incidence négative sur la santé, et cela beaucoup plus que la privation matérielle. Comme on ne dispose que très peu de données sur les inégalités de revenu entre les pays et au cours du temps, leur impact relatif sur la santé ne peut être mesuré de façon directe.

Dans la plupart des études empiriques, le niveau d'instruction semble être un déterminant important de l'état de santé, quelle que soit la mesure utilisée, et même si l'on tient compte des différences de revenu (Auster *et al.*, 1969 ; Silver, 1972 ; Grossman, 1972 ; Valkonen, 1988). Plusieurs explications ont été avancées sur la manière dont le niveau d'instruction influe sur la santé. En résumé, l'éducation semble déterminer beaucoup de décisions qui ont une incidence sur la qualité de vie : choix d'un emploi, possibilité de choisir un régime alimentaire sain et d'éviter des habitudes nuisibles pour la santé, utilisation efficace des soins médicaux, etc. Le type d'emploi est aussi une variable importante qui intervient dans cette relation (Leigh, 1983 ; Kemna, 1987).

L'utilisation d'une mesure directe du niveau d'instruction exprimée en années de scolarisation ou en niveau d'études achevées ne peut intervenir dans la présente étude du fait de l'absence de séries temporelles se prêtant à une comparaison d'un pays à l'autre. A la place, c'est la part des travailleurs non manuels dans l'emploi total qui est utilisé pour mesurer le statut social et éducatif. L'abandon d'emplois manuels au profit d'emplois non manuels s'est accompagné d'une hausse du niveau d'instruction dans les pays de l'OCDE. En outre, la nature du travail exerce un impact direct sur la santé : les taux d'accidents mortels ont tendance à être beaucoup plus élevés dans les professions manuelles que dans les professions non manuelles. (Marmot et McDowall, 1986). Des études récentes dans différents pays ont montré que non seulement il existe un grand écart de taux de mortalité et de morbidité entre les classes sociales mais encore que celui-ci n'a pas diminué au cours du temps (Feinstein, 1993 ; Helmert et Shea, 1994 ; Benzeval *et al.*, 1995). En conséquence, on peut supposer que le passage d'emplois manuels à des emplois non manuels constitue une amélioration des conditions de travail ainsi que du niveau moyen de formation des travailleurs, ce qui devrait avoir un impact positif sur l'état de santé.

DONNÉES ET MÉTHODES

L'ensemble des données est constitué d'un échantillon commun de 21 pays de l'OCDE couvrant la période de 1970 à 1992 (soit un total de 483 observations)⁹. La principale source de données est la base de données de l'OCDE sur la santé. D'autres données relatives aux variables socio-économiques – PIB, pourcentage d'emplois non manuels – sont tirées des comptes nationaux de l'OCDE et d'enquêtes nationales. Les APVP sont calculées à partir de statistiques de mortalité non publiées fournies par l'OMS et portent sur les décès résultant de toutes les causes, à l'exception des suicides.

Le modèle à effets systématiques, indiqué ci-dessous, sert à estimer les déterminants de l'état de santé pour l'ensemble des pays au cours du temps¹⁰ :

$$H_{it} = \alpha_i + M_{it}\beta + E_{it}\gamma + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où H est la mesure de l'état de santé (APVP), M est un vecteur de variables médicales, E est un vecteur de facteurs non médicaux, et les indices *i* et *t* désignent le pays et le temps, respectivement. β et γ sont des vecteurs des coefficients affectant M et E respectivement, qui sont censés être des valeurs constantes d'un pays à l'autre et au fil du temps. Les termes constants, α , représentent les caractéristiques d'un pays censé être stable au cours de la période étudiée. Le tableau 1 présente la liste des facteurs médicaux et non médicaux figurant comme variables explicatives dans les équations estimées.

Tableau 1. Définitions des variables

| | |
|----------------|--|
| <i>H</i> | Années potentielles de vie perdues (pour 100 000 personnes âgées de 0 à 69 ans) – toutes causes confondues à l'exception des suicides. |
| <i>Tdep</i> | Montant total des dépenses de santé par personne, en \$EU base prix 1990 et parité de pouvoir d'achat pour la consommation de soins de santé |
| <i>Pubdep</i> | Part de financement public dans le total des dépenses publiques. |
| <i>PIB</i> | Produit intérieur brut par habitant, \$EU aux prix et parité de pouvoir d'achat du PIB de 1990. |
| <i>Statut</i> | Pourcentage d'emplois non manuels dans l'ensemble des emplois. |
| <i>Polut</i> | Émissions de NO _x par personne, en kg. |
| <i>Alcool</i> | Consommation d'alcool, en litres par personne âgée de plus de 15 ans |
| <i>Tabac</i> | Dépenses de consommation de tabac par personne âgée de plus de 15 ans, \$EU aux prix et parité de pouvoir d'achat de la consommation de tabac de 1990. |
| <i>Graisse</i> | Consommation de beurre par personne, en kg. |
| <i>Sucre</i> | Consommation de sucre par personne, en kg |

Compte tenu du niveau d'agrégation et des problèmes concernant la qualité des données d'un pays à l'autre, il est préférable de faire appel à une technique d'estimation simple pour l'analyse de régression. En conséquence, les résidus, ε , sont supposés être indépendants et répartis de façon identique dans les différents pays et la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) est appliquée pour estimer les équations présentées ci-dessous. La robustesse des résultats est vérifiée à l'aide de la méthode des moindres carrés généralisés (MCG) pour tenir compte de l'hétéroscédasticité transversale et de l'auto-corrélation des résidus dans le temps¹¹. Cependant, comme ces résultats ne diffèrent pas sensiblement des estimations MCO en ce qui concerne l'importance relative de chacune des variables et des coefficients, seuls sont présentés les résultats produits par MCO.

RÉSULTATS

Cette partie de l'étude présente les paramètres estimés du modèle à effets systématiques tels qu'ils sont spécifiés à l'équation 1. Les régressions ont été calculées séparément pour le sexe masculin et le sexe féminin. Toutes les variables sont sous forme logarithmique et, de ce fait, les coefficients de régression figurant au tableau 2 peuvent être interprétés comme des élasticités constantes. Les colonnes 1 et 2 correspondent aux résultats des estimations pour les femmes et les hommes, respectivement.

Tableau 2. Estimations à effets systématiques des déterminants de la mortalité prématurée dans 21 pays de l'OCDE, 1970-1993

| Variable | Femmes | | Hommes | |
|------------------|-------------|---------------|-------------|---------------|
| | Coefficient | t-statistique | Coefficient | t-statistique |
| <i>Tdep</i> | -0.1771 | -4.5 | -0.0375 | -1.1 |
| <i>Pubdep</i> | -0.1663 | -2.6 | -0.1774 | -3.2 |
| <i>PIB</i> | -0.3499 | -5.3 | -0.4395 | -7.7 |
| <i>Statut</i> | -0.8098 | -10.2 | -0.7441 | -10.7 |
| <i>Polut</i> | 0.0496 | 2.0 | 0.0949 | 4.4 |
| <i>Alcool</i> | 0.2049 | 6.4 | 0.1621 | 5.8 |
| <i>Tabac</i> | 0.0916 | 3.2 | 0.1790 | 7.1 |
| <i>Sucre</i> | 0.1220 | 3.5 | 0.1096 | 3.6 |
| <i>Graisse</i> | 0.0148 | 0.9 | 0.0445 | 3.1 |
| Australie | 0.0181 | 0.3 | -0.0223 | -0.4 |
| Autriche | 0.0319 | 0.5 | 0.1067 | 1.9 |
| Belgique | 0.1521 | 2.3 | 0.1531 | 2.6 |
| Canada | 0.1921 | 2.8 | 0.1221 | 2.0 |
| Danemark | -0.0070 | -0.1 | -0.0821 | -1.2 |
| Finlande | -0.1504 | -2.0 | 0.0971 | 1.5 |
| France | -0.0071 | -0.1 | 0.1725 | 2.4 |
| Allemagne | 0.0936 | 1.3 | 0.0909 | 1.4 |
| Grèce | -0.3481 | -7.1 | -0.2772 | -6.4 |
| Irlande | -0.1840 | -2.8 | -0.2633 | -4.6 |
| Italie | -0.0570 | -1.1 | 0.0447 | 1.0 |
| Pays-Bas | 0.0018 | 0.0 | -0.0453 | -0.9 |
| Nouvelle-Zélande | 0.1579 | 2.1 | 0.0688 | 1.1 |
| Norvège | 0.0917 | 1.3 | 0.1581 | 2.6 |
| Portugal | -0.3326 | -7.0 | -0.0511 | -1.2 |
| Espagne | -0.5083 | -11.0 | -0.2255 | -5.6 |
| Suède | 0.0938 | 1.4 | 0.0207 | 0.4 |
| Suisse | -0.0379 | -0.5 | 0.0839 | 1.2 |
| Royaume-Uni | 0.2066 | 3.3 | 0.0815 | 1.5 |
| États-Unis | 0.4151 | 5.5 | 0.3591 | 5.4 |
| Écart | 8.1596 | 15.8 | 7.8469 | 17.3 |
| R ² | 0.94 | | 0.95 | |
| F | 252.0 | | 292.0 | |
| DW | 2.08 | | 2.20 | |

Echantillon : 21 pays, 483 observations ; 1970-1992. Cf. tableau 1 qui donne les définitions des variables.

Il est intéressant de remarquer que le coefficient portant sur les dépenses de santé est négatif et élevé pour les femmes, alors qu'il est statistiquement négligeable pour les hommes. En revanche, il semble qu'il existe une relation négative beaucoup plus forte tant pour les hommes que pour les femmes entre les taux de mortalité prématurée et le revenu par personne. Cependant, il ne faut pas oublier qu'il est difficile d'isoler le véritable impact des dépenses médicales sur l'état de santé en raison de la forte co-linéarité entre les dépenses de santé et le PIB par

habitant¹². Si l'on ne tient pas compte du PIB par habitant dans les régressions, les dépenses de santé deviennent tout à fait significatives pour les deux sexes, même si l'élasticité reste moins importante pour les hommes que pour les femmes. En outre, les deux variables sont significatives conjointement. Le mode de financement des dépenses de santé semble aussi avoir une incidence sur l'état de santé ; une forte part de financement public des dépenses de santé entraîne des taux plus bas de mortalité prématurée pour les deux sexes.

Parmi les facteurs environnementaux pris en compte dans les estimations, l'impact de la variable représentant les conditions de travail et le niveau d'instruction sur la mortalité prématurée se dégage comme particulièrement important et significatif. Tant pour les hommes que pour les femmes, une augmentation de 10 pour cent de la part des travailleurs non manuels entraîne une diminution de près de 7 pour cent de la mortalité prématurée, tous les autres facteurs restant constants. Les résultats figurant au tableau 2 confirment aussi qu'il existe une petite relation positive mais significative entre la pollution de l'air et la mortalité prématurée dans les pays industrialisés, sur les vingt dernières années. Comme on peut s'y attendre, il existe une relation positive entre la consommation d'alcool et de tabac et la mortalité prématurée, mais il semblerait que pour un même pourcentage d'augmentation, l'impact de la consommation d'alcool sur la santé soit supérieur à celui de la consommation de tabac. On relève aussi une corrélation positive entre la consommation de sucre et de beurre et la mortalité masculine, mais la consommation de beurre ne semble pas significative pour les femmes.

DISCUSSION

Les résultats des régressions présentés au tableau 2 peuvent servir à évaluer l'importance relative des facteurs médicaux et non médicaux dans la forte diminution de la mortalité prématurée observée dans tous les pays de l'OCDE entre 1970 et 1992. Plus précisément, pour chaque variable explicative v dans les colonnes 1 et 2 du tableau 2, leur contribution à la diminution des années potentielles de vie perdues dans le pays i peut être estimée de la manière suivante :

$$C_{i,v} = \alpha_v * (\ln(V_{i,92}) - \ln(V_{i,70})) * 100 \quad (2)$$

où $C_{i,v}$ représente la contribution en points de pourcentage de la variable v à la variation du pourcentage logarithmique de la mortalité prématurée entre 1970 et 1992 dans un pays i ; α_v est le coefficient correspondant figurant au tableau 2 ; $V_{i,92}$ et $V_{i,70}$ sont les valeurs de la variable v en 1992 et en 1970, respectivement. Bien entendu, ces estimations sont loin d'être précises et ne doivent être prises que comme une indication de l'importance relative de chacun des facteurs.

Le tableau 3 présente les résultats de ce calcul pour les femmes et les hommes. La première colonne correspond à la diminution réelle des APVP exprimées en pourcentage logarithmique. Les neuf colonnes suivantes présentent la contribution estimée de chacune des variables explicatives à cette diminution de la mortalité prématurée. Les effets propres à chaque pays sont censés être constants au fil du temps et n'exercer aucun impact sur les variations dans le temps. La dernière colonne du tableau 3 indique la différence résiduelle entre la diminution réelle du taux de mortalité prématurée et la diminution prise en compte par le modèle. Au Royaume-Uni, par exemple, la diminution réelle des APVP pour les femmes est de 7 points de pourcentage de plus que la diminution estimée par le modèle, compte tenu de la hausse des dépenses de santé, des revenus, de la consommation d'alcool, etc.

En ce qui concerne la diminution réelle du taux de mortalité prématurée, on relève des variations considérables d'un pays à l'autre. Pour les femmes, c'est au Portugal qu'on observe la plus forte diminution alors que le Japon semble être le pays qui a le mieux réussi à réduire le taux de mortalité prématurée pour les hommes entre 1970 et 1992. C'est le Danemark qui a enregistré la plus faible diminution tant pour les hommes que pour les femmes. Dans presque tous les pays, la diminution de la mortalité prématurée a été de 5 à 20 points de pourcentage plus forte chez les femmes que chez les hommes. Les Pays-Bas, la Norvège et le Royaume-Uni sont les seules exceptions, où la diminution des APVP a été légèrement plus forte pour les hommes que pour les femmes. L'écart entre les deux sexes dans l'évolution de la mortalité prématurée est particulièrement marqué dans les pays du bassin méditerranéen.

Dans la plupart des pays, l'augmentation des travailleurs non manuels dans l'emploi total joue le plus grand rôle dans la diminution de la mortalité prématurée entre 1970 et 1992. Même dans des pays tels que le Portugal et la Grèce, où la croissance économique au cours de cette période a été plus rapide que la moyenne des pays de l'OCDE, l'amélioration de l'état de santé due à une élévation du « statut professionnel » est plus du double de l'amélioration due à la hausse du revenu par personne. Il est bien établi qu'il existe des inégalités considérables en matière de santé entre les classes socio-économiques, mais les raisons de ces différences sont moins bien identifiées. Il existe probablement plusieurs explications complémentaires. Par exemple, le niveau d'instruction est une composante importante de cette relation. En effet, le choix du travail, l'environnement social, le mode de vie et les attitudes à l'égard de la prévention et du traitement médical subissent fortement l'influence du niveau d'instruction. Comme les équations estimées tiennent déjà compte de certains facteurs de mode de vie tels que la consommation d'alcool et de tabac, ainsi que du niveau de revenu et de consommation de soins médicaux, il semble que d'autres facteurs liés à la profession et/ou à l'éducation aient un impact significatif sur l'état de santé. Manifestement, le travail lui-même avec ses

Tableau 3. Déterminants de l'évolution du taux de mortalité prématurée dans 21 pays de l'OCDE, 1970-1992

 Pourcentages¹

| | Femmes | | | | | | | | | | |
|-------------------------|--------------|--------------|-------------|--------------|--------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | APVP | Tdep | Pubdep | PIB | Statut | Polut | Alcool | Tabac | Sucre | Graisse | Résidu |
| <i>Coefficient</i> | - | -0.18 | -0.17 | -0.34 | -0.8 | 0.05 | 0.20 | 0.09 | 0.12 | 0.02 | - |
| Australie | -73.9 | -10.7 | -2.9 | -11.7 | -19.8 | -0.7 | -4.3 | -6.3 | -0.2 | -1.7 | -15.6 |
| Autriche | -71.1 | -10.6 | -0.8 | -19.6 | -26.9 | -0.1 | -2.8 | 0.7 | 0.0 | -0.2 | -10.8 |
| Belgique | -59.4 | -18.9 | -0.4 | -17.5 | -24.3 | -2.0 | -0.5 | -3.6 | 0.6 | -0.5 | 7.6 |
| Canada | -65.8 | -10.0 | -0.6 | -15.2 | -23.1 | 0.3 | 0.0 | -6.2 | -1.2 | -1.3 | -8.5 |
| Danemark | -27.7 | -9.4 | 0.8 | -14.2 | -30.1 | 1.8 | 6.5 | -0.5 | -2.0 | -0.6 | 19.9 |
| Finlande | -53.0 | -13.6 | -1.2 | -15.5 | -48.0 | 3.0 | 8.6 | -1.0 | -2.6 | -1.4 | 18.8 |
| France | -57.7 | -20.4 | 0.0 | -15.4 | -28.7 | 0.1 | -7.5 | 3.5 | -0.1 | 0.0 | 10.8 |
| Allemagne | -67.6 | -13.7 | -0.5 | -16.9 | -23.1 | -0.2 | 0.9 | -0.1 | -0.1 | -0.4 | -13.6 |
| Grèce | -70.3 | -13.5 | -5.9 | -17.1 | -52.1 | 5.9 | 5.0 | 7.3 | 5.0 | 0.2 | -5.2 |
| Irlande | -71.8 | -13.5 | 1.2 | -24.9 | -26.4 | 2.8 | 9.0 | -2.6 | -4.8 | -1.1 | -11.5 |
| Italie | -86.3 | -17.2 | 2.1 | -19.3 | -39.6 | 1.5 | -11.1 | 2.9 | -0.5 | 0.2 | -5.3 |
| Japon | -86.4 | -20.2 | -0.3 | -25.0 | -25.1 | -1.8 | 11.3 | -2.9 | -4.1 | 0.8 | -19.1 |
| Pays-Bas | -44.4 | -5.8 | 1.6 | -12.9 | -23.5 | 0.3 | -5.4 | -3.0 | -2.0 | -0.1 | 6.4 |
| Nouvelle-Zélande | -51.3 | -2.6 | 0.8 | -7.1 | -26.4 | 2.5 | -0.2 | -4.3 | 2.3 | -1.0 | -15.2 |
| Norvège | -37.1 | -16.4 | -0.6 | -22.9 | -31.3 | 1.1 | -0.4 | -0.6 | -0.7 | -0.9 | 35.6 |
| Portugal | -107.8 | -26.2 | 1.0 | -22.2 | -63.3 | 5.9 | -7.7 | 2.7 | 1.1 | 1.0 | -0.1 |
| Espagne | -66.9 | -22.1 | -3.1 | -18.5 | -37.0 | 4.3 | -4.6 | 4.9 | 0.6 | 0.0 | 8.6 |
| Suède | -45.6 | -4.8 | 0.2 | -10.0 | -23.0 | 1.0 | -2.7 | -1.2 | -0.8 | -0.7 | -3.6 |
| Suisse | -50.9 | -9.9 | -1.6 | -8.3 | -14.2 | -0.1 | -2.9 | 1.2 | -0.8 | -0.2 | -14.1 |
| Royaume-Uni | -54.4 | -12.5 | 0.6 | -13.4 | -20.2 | 0.3 | 5.6 | -4.7 | -1.6 | -1.5 | -7.0 |
| États-Unis | -49.8 | -11.4 | -2.6 | -11.2 | -14.0 | -0.6 | -1.1 | -3.5 | -4.6 | -0.1 | -0.7 |
| OCDE² | -61.9 | -13.5 | -0.6 | -16.1 | -29.5 | 1.2 | -0.2 | -0.8 | -0.8 | -0.5 | -1.1 |
| | Hommes | | | | | | | | | | |
| | APVP | Tdep | Pubdep | PIB | Statut | Polut | Alcool | Tabac | Sucre | Graisse | Résidu |
| <i>Coefficient</i> | | -0.04 | -0.17 | -0.44 | -0.75 | 0.09 | 0.16 | 0.18 | 0.1 | 0.05 | |
| Australie | -73.8 | -2.3 | -3.1 | -14.7 | -18.2 | -1.3 | -3.4 | -12.4 | -0.2 | -5.1 | -13.2 |
| Autriche | -62.2 | -2.2 | -0.8 | -24.6 | -24.7 | -0.3 | -2.2 | 1.4 | 0.0 | -0.6 | -8.1 |
| Belgique | -51.2 | -4.0 | -0.4 | -21.9 | -22.3 | -3.9 | -0.4 | -7.0 | 0.5 | -1.5 | 9.7 |
| Canada | -65.2 | -2.1 | -0.6 | -19.1 | -21.2 | 0.6 | 0.0 | -12.1 | -1.1 | -4.0 | -5.5 |
| Danemark | -26.3 | -2.0 | 0.8 | -17.8 | -27.6 | 3.4 | 5.1 | -1.0 | -1.8 | -1.7 | 16.2 |
| Finlande | -59.7 | -2.9 | -1.3 | -19.5 | -44.1 | 5.7 | 6.8 | -1.9 | -2.4 | -4.1 | 3.9 |
| France | -39.7 | -4.3 | 0.0 | -19.4 | -26.3 | 0.2 | -5.9 | 6.8 | -0.1 | 0.0 | 9.4 |
| Allemagne | -59.1 | -2.9 | -0.5 | -21.3 | -21.2 | -0.3 | 0.7 | -0.3 | -0.1 | -1.1 | -12.2 |
| Grèce | -47.6 | -2.9 | -6.3 | -21.5 | -47.9 | 11.3 | 4.0 | 14.3 | 4.5 | 0.5 | -3.7 |
| Irlande | -57.5 | -2.9 | 1.3 | -31.3 | -24.3 | 5.3 | 7.1 | -5.1 | -4.3 | -3.3 | -0.1 |
| Italie | -59.5 | -3.6 | 2.2 | -24.3 | -36.4 | 2.9 | -8.8 | 5.6 | -0.5 | 0.7 | 2.6 |
| Japon | -75.3 | -4.3 | -0.3 | -31.4 | -23.1 | -3.4 | 8.9 | -5.6 | -3.7 | 2.5 | -14.9 |
| Pays-Bas | -51.0 | -1.2 | 1.7 | -16.3 | -21.6 | 0.6 | -4.3 | -5.8 | -1.8 | -0.3 | -2.1 |
| Nouvelle-Zélande | -47.7 | -0.5 | 0.9 | -9.0 | -24.2 | 4.8 | -0.2 | -8.4 | 2.1 | -3.1 | -10.0 |
| Norvège | -46.4 | -3.5 | -0.6 | -28.7 | -28.7 | 2.1 | -0.3 | -1.2 | -0.6 | -2.9 | 18.1 |
| Portugal | -67.1 | -5.6 | 1.1 | -27.8 | -58.2 | 11.2 | -6.1 | 5.2 | 1.0 | 3.1 | 8.9 |
| Espagne | -32.8 | -4.7 | -3.3 | -23.2 | -34.0 | 8.2 | -3.7 | 9.6 | 0.6 | 0.0 | 17.8 |
| Suède | -42.0 | -1.0 | 0.2 | -12.6 | -21.1 | 2.0 | -2.2 | -2.3 | -0.7 | -2.2 | -2.1 |
| Suisse | -42.2 | -2.1 | -1.7 | -10.4 | -13.1 | -0.1 | -2.3 | 2.4 | -0.8 | -0.5 | -13.6 |
| Royaume-Uni | -55.6 | -2.6 | 0.7 | -16.9 | -18.6 | 0.6 | 4.4 | -9.2 | -1.4 | -4.5 | -8.1 |
| États-Unis | -43.7 | -2.4 | -2.8 | -14.1 | -12.8 | -1.1 | -0.9 | -6.7 | -4.1 | -0.4 | 1.7 |
| OCDE² | -52.7 | -2.9 | -0.6 | -20.3 | -27.1 | 2.3 | -0.2 | -1.6 | -0.7 | -1.4 | -0.2 |

1. Différence logarithmique entre 1970 et 1992 multipliée par 100. Pour chaque variable explicative, ce ratio est multiplié par le coefficient correspondant.

2. Moyenne simple de 21 pays.

difficultés, ses risques et autres conditions, est un déterminant important de l'état de santé. L'incidence d'accidents et de maladies mortelles liés au travail est encore beaucoup plus élevée chez les travailleurs manuels que chez les travailleurs non manuels. En outre, la variable « statut professionnel » peut aussi représenter l'effet d'autres facteurs de mode de vie qui n'ont pas été explicitement pris en compte dans les estimations. Par exemple, aux États-Unis, les personnes ayant une formation universitaire font deux fois plus de sport que ceux qui n'ont qu'une formation secondaire¹³. On observe dans de nombreux pays les mêmes variations de comportement.

Le second facteur le plus important sous-jacent aux améliorations de l'état de santé semble être la hausse du revenu par personne dont la contribution à la diminution des APVP entre 1970 et 1992 est estimée entre 10 et 30 points de pourcentage. Ce résultat confirme les conclusions de la plupart des autres études utilisant des données par pays. Il est raisonnable de penser que le développement économique est de nature à améliorer la qualité de l'infrastructure générale telle que conditions de logement, qualité des routes et hygiène publique, qui exercent un impact direct sur la santé¹⁴. Il existe aussi des liens plus directs avec l'état de santé tels que les mesures de sécurité dans les transports publics et privés, qui ne sont pas prises en compte dans les dépenses de santé. Parallèlement, l'impact négatif de la pollution de l'air est particulièrement visible dans les pays où la croissance économique a été particulièrement accélérée avec l'industrialisation rapide au cours des vingt dernières années, comme en Grèce, au Portugal et en Espagne.

Dans la plupart des pays, l'impact estimé des dépenses de santé sur la diminution de la mortalité féminine semble être très proche de celui du PIB. En réalité, aux États-Unis comme au Royaume-Uni, la hausse des ressources de santé explique près de 12 points en pourcentage de la diminution des APVP pour les femmes, dans les équations. Cette contribution dépasse 25 points de pourcentage au Portugal et représente près de 20 points de pourcentage au Japon et en France. Pour les hommes, une hausse des dépenses de santé ne semble jouer qu'un rôle très modeste dans la diminution de la mortalité prématurée dans les pays industrialisés. Cette forte différence entre les deux sexes en ce qui concerne l'impact des dépenses totales de santé sur l'état de santé peut s'expliquer en partie par les écarts dans la répartition des causes de mortalité. Si l'on retient les principales causes de décès pour les deux sexes, les taux de mortalité masculine semblent être moins sensibles aux interventions médicales. Dans la plupart des pays de l'OCDE, près de 30 pour cent de la mortalité prématurée chez les hommes sont dus à des « causes externes » telles que violence, accident, etc. Pour les femmes, les tumeurs malignes sont la première cause (entre 20 et 30 pour cent) de mortalité prématurée, tandis que les causes externes ne représentent qu'environ 16 pour cent. Les programmes de prévention conçus spécifiquement pour les femmes – détection systématique du cancer du sein et du col de l'utérus – ont généralement montré

leur grande efficacité. Il est aussi raisonnable de penser que les femmes peuvent être davantage portées à consommer des services médicaux de façon régulière du fait de leur différence biologique et de leur rôle fondamental auprès des jeunes enfants. Bien entendu, pour vérifier ces hypothèses, il faudrait poursuivre la recherche en se fondant sur des données séparées pour chacun des deux sexes, concernant l'utilisation des soins médicaux.

Comme la part publique des dépenses totales de santé est restée assez constante ces vingt dernières années, sa contribution à la diminution de la mortalité prématurée est négligeable. De même, l'évolution relativement faible au fil du temps des régimes alimentaires ainsi que les petits coefficients de ces variables expliquent les faibles effets estimés de la consommation de beurre et de sucre qui figurent au tableau 3. Par ailleurs, les fortes variations de l'évolution de la consommation d'alcool et de tabac d'un pays à l'autre donnent des résultats très différents quant à leur impact sur les changements d'état de santé au fil du temps. Par exemple, si l'on compare le Royaume-Uni à l'Australie, on observe un accroissement parallèle du PIB et des dépenses de santé par personne ainsi que du pourcentage d'emplois non manuels dans l'ensemble des emplois au cours des vingt dernières années. Cependant, la diminution du taux de mortalité prématurée pour les hommes est de 18 points de pourcentage supérieur en Australie à ce qu'il est au Royaume-Uni, ce qui est surtout dû à une diminution de la consommation d'alcool en Australie et à une augmentation de cette même consommation au Royaume-Uni. De même, au Canada, la baisse sensible de la consommation de tabac a fortement contribué à la diminution du taux de mortalité prématurée, surtout chez les hommes. D'autre part, en Grèce et en Italie, l'impact négatif de l'augmentation de la consommation de tabac sur la mortalité est également notable.

Les résultats de l'analyse de régression peuvent aussi servir à évaluer la contribution relative des différents facteurs aux disparités de l'état de santé entre les différents pays, à un moment donné. Si l'on prend le Japon comme pays de référence, il est intéressant de voir dans quelle mesure les différences entre pays, pour chacune des variables du modèle, peuvent expliquer les variations du taux de mortalité prématurée en 1992. Si le Japon a été choisi comme pays de référence, c'est parce qu'il est à l'heure actuelle le pays de la zone de l'OCDE qui présente la meilleure performance, d'après les mesures agrégées disponibles de l'état de santé. Pour chaque variable explicative v figurant aux colonnes 1 et 2 du tableau 2, sa contribution à la disparité du taux de mortalité prématurée dans un pays i par rapport au Japon est estimée de la manière suivante :

$$D_{i,v} = \alpha_v * (\ln(V_{i,92}) - \ln(V_{\text{Japan},92})) * 100 \quad (3)$$

où $D_{i,v}$ représente la contribution en points de pourcentage de la variable v à la différence de taux de mortalité prématurée en pourcentage logarithmique entre le pays i et le Japon en 1992 ; α_v est le coefficient correspondant figurant au tableau 2 ;

$V_{i,92}$ et $V_{\text{Japon},92}$ sont les valeurs de la variable v en 1992 dans le pays i et au Japon, respectivement.

Le tableau 4 présente les résultats de ce calcul. Là encore, ces résultats doivent être pris comme des ordres de grandeur et non comme des estimations précises. La première colonne du tableau 4 donne la différence réelle en pourcentage logarithmique des APVP entre le Japon et le pays correspondant. Les valeurs positives indiquent que, en 1992, tous les pays ont un taux de mortalité prématurée supérieur à celui du Japon. Les neuf colonnes suivantes indiquent la contribution estimée de chacune des variables explicatives à cet écart de taux de mortalité prématurée. Par exemple, en Australie, le taux de mortalité prématurée pour les femmes est d'environ 27 points de pourcentage logarithmique au-dessus de ce qu'il est au Japon. Le bas niveau de ressources de santé en Australie représente 9 points de pourcentage de cette différence alors que la consommation de sucre et de beurre explique plus de 14 points de pourcentage. En revanche, les estimations indiquent que le taux de mortalité prématurée pour les femmes serait encore plus élevé en Australie par rapport au Japon – d'environ 12 points de pourcentage – si le pourcentage d'emploi non manuel n'était pas plus élevé en Australie qu'au Japon.

Dans le tableau 4, l'impact des variables de modes de vie sur la détermination des différences de taux de mortalité prématurée entre les pays devient particulièrement visible. Par exemple, la faible consommation de sucre et de beurre au Japon représente environ 12 points de pourcentage de la différence des APVP par rapport au Canada et 11 points de pourcentage par rapport à la Suède.

Le coefficient de la variable muette pour chaque pays représente, en principe, l'impact sur la santé de facteurs inobservables propres au pays concerné par rapport au Japon, ce dernier étant le pays de référence. Au Portugal, par exemple, le niveau des APVP (logarithmique) en 1992 est environ 60 pour cent supérieur pour les femmes à ce que l'on observe pour le Japon. Cette différence s'explique principalement par les bas niveaux du PIB par habitant, de l'éducation et des ressources de santé, alors que le coefficient de la variable muette pour le Portugal est fortement négatif. En d'autres termes, si toutes les variables explicatives du modèle se situaient exactement au même niveau dans les deux pays, le taux de mortalité prématurée serait de quelque 30 points de pourcentage plus bas au Portugal qu'au Japon. En revanche, aux États-Unis, le taux de mortalité prématurée est de près de 60 pour cent plus élevé à ce qu'il est au Japon en termes logarithmiques, malgré un niveau supérieur de PIB par habitant et un pourcentage plus important d'emplois non manuels. Cette situation s'explique en partie par les différences entre les deux pays concernant la part de financement public des dépenses de santé, la pollution et les modes de vie. Parallèlement, les facteurs non observés propres aux États-Unis contribuent pour près de 40 points de pourcentage au taux plus élevé de mortalité prématurée.

Tableau 4. Déterminants des disparités de taux de mortalité prématurée entre les pays

Différence¹ entre le Japon et les autres pays industrialisés, 1992

| | Femmes | | | | | | | | | | | |
|--------------------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|-------|---------|--------|--------|
| | APVP | Tdep | Pubdep | PIB | Statut | Polut | Alcool | Tabac | Sucre | Graisse | Muette | Résidu |
| <i>Coefficient</i> | - | -0.18 | -0.17 | -0.34 | -0.8 | 0.05 | 0.20 | 0.09 | 0.12 | 0.02 | - | - |
| Australie | 26.6 | 9.3 | 0.9 | 4.7 | -12.2 | 7.5 | 3.8 | 0.5 | 12.0 | 2.1 | 1.8 | -3.7 |
| Autriche | 32.8 | 4.7 | 1.3 | 2.8 | 3.1 | 4.1 | 9.0 | 0.3 | 8.1 | 2.9 | 3.2 | -6.7 |
| Belgique | 36.6 | 4.4 | -3.7 | 3.4 | -8.2 | 2.2 | 8.8 | -0.7 | 9.2 | 3.4 | 15.2 | 2.6 |
| Canada | 26.4 | 4.4 | -0.4 | 1.3 | -12.9 | 9.0 | 2.2 | -2.4 | 9.6 | 2.1 | 19.2 | -5.7 |
| Danemark | 46.7 | 12.8 | -2.4 | 2.9 | -8.1 | 7.6 | 8.5 | 0.0 | 9.4 | 3.2 | -0.7 | 13.3 |
| Finlande | 22.8 | 9.8 | -1.8 | 8.8 | -9.8 | 7.8 | 2.7 | -1.7 | 7.6 | 3.1 | -15.0 | 11.1 |
| France | 25.3 | 0.5 | -0.8 | 1.8 | -8.2 | 4.3 | 14.1 | -1.2 | 7.9 | 3.8 | -0.7 | 3.9 |
| Allemagne | 31.3 | 4.8 | -0.1 | -1.1 | -2.9 | 6.0 | 12.0 | -0.3 | 7.2 | 3.4 | 9.4 | -7.1 |
| Grèce | 27.7 | 26.9 | -1.1 | 31.1 | 19.2 | 5.5 | -25.0 | 2.7 | 5.8 | 0.5 | -34.8 | -3.2 |
| Irlande | 35.6 | 19.3 | -1.2 | 16.7 | 4.6 | 5.8 | 7.5 | 1.1 | 7.1 | 3.2 | -18.4 | -10.1 |
| Italie | 21.5 | 5.8 | -1.2 | 3.7 | 3.0 | 5.8 | 6.3 | -1.1 | 4.1 | 1.8 | -5.7 | -0.9 |
| Japon | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| Pays-Bas | 26.0 | 6.7 | -1.2 | 4.4 | -14.1 | 6.0 | 4.9 | -1.2 | 8.8 | 1.9 | 0.2 | 9.6 |
| Nouvelle-Zélande | 49.4 | 12.5 | -1.2 | 11.0 | -2.1 | 6.6 | 4.5 | -2.1 | 11.0 | 3.8 | 15.8 | -10.5 |
| Norvège | 19.6 | 7.2 | -4.8 | 3.6 | -12.9 | 7.6 | -10.8 | -3.2 | 8.2 | 2.2 | 9.1 | 13.4 |
| Portugal | 58.9 | 17.8 | 4.1 | 26.7 | 24.5 | 4.4 | 4.0 | -2.9 | 4.9 | 1.0 | -33.3 | 7.5 |
| Espagne | 27.0 | 12.7 | -1.7 | 14.8 | 20.1 | 5.0 | 11.1 | -1.0 | 4.7 | -0.8 | -50.8 | 13.0 |
| Suède | 10.0 | 8.6 | -3.0 | 4.3 | -15.4 | 7.1 | -4.4 | -1.7 | 8.5 | 2.5 | 9.4 | -6.0 |
| Suisse | 21.0 | 4.3 | 0.2 | -4.2 | 3.0 | 3.7 | 9.3 | -4.7 | 10.0 | 3.3 | -3.8 | -0.3 |
| Royaume-Uni | 35.1 | 9.4 | -2.7 | 6.5 | -12.3 | 6.8 | 2.5 | -0.1 | 8.9 | 2.2 | 20.6 | -6.8 |
| États-Unis | 60.2 | 1.5 | 8.2 | -5.8 | -12.7 | 9.9 | 2.9 | 1.2 | 5.4 | 1.6 | 41.5 | 6.5 |
| | Hommes | | | | | | | | | | | |
| | APVP | Tdep | Pubdep | PIB | Statut | Polut | Alcool | Tabac | Sucre | Graisse | Muette | Résidu |
| <i>Coefficient</i> | - | -0.04 | -0.17 | -0.44 | -0.75 | 0.09 | 0.16 | 0.18 | 0.1 | 0.05 | - | - |
| Australie | 19.9 | 2.0 | 0.9 | 5.9 | -11.2 | 14.3 | 3.0 | 1.0 | 10.8 | 6.3 | -2.2 | -10.9 |
| Autriche | 38.6 | 1.0 | 1.3 | 3.6 | 2.8 | 7.9 | 7.1 | 0.6 | 7.2 | 8.8 | 10.7 | -12.5 |
| Belgique | 38.7 | 0.9 | -3.9 | 4.3 | -7.5 | 4.2 | 7.0 | -1.4 | 8.2 | 10.2 | 15.3 | 1.4 |
| Canada | 20.1 | 0.9 | -0.4 | 1.6 | -11.9 | 17.2 | 1.8 | -4.8 | 8.7 | 6.3 | 12.2 | -11.6 |
| Danemark | 33.0 | 2.7 | -2.6 | 3.7 | -7.5 | 14.6 | 6.7 | 0.1 | 8.5 | 9.7 | -8.2 | 5.2 |
| Finlande | 36.1 | 2.1 | -1.9 | 11.1 | -9.0 | 14.9 | 2.1 | -3.3 | 6.9 | 9.4 | 9.7 | -5.8 |
| France | 44.1 | 0.1 | -0.9 | 2.2 | -7.5 | 8.2 | 11.1 | -2.3 | 7.1 | 11.3 | 17.2 | -2.6 |
| Allemagne | 33.0 | 1.0 | -0.1 | -1.4 | -2.6 | 11.5 | 9.5 | -0.6 | 6.5 | 10.1 | 9.1 | -10.1 |
| Grèce | 31.0 | 5.7 | -1.2 | 39.1 | 17.6 | 10.5 | -19.8 | 5.4 | 5.3 | 1.6 | -27.7 | -5.4 |
| Irlande | 25.8 | 4.1 | -1.2 | 21.0 | 4.2 | 11.0 | 5.9 | 2.1 | 6.4 | 9.5 | -26.3 | -10.9 |
| Italie | 34.3 | 1.2 | -1.2 | 4.6 | 2.8 | 11.1 | 5.0 | -2.2 | 3.6 | 5.4 | 4.5 | -0.4 |
| Japon | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| Pays-Bas | 12.5 | 1.4 | -1.3 | 5.5 | -12.9 | 11.5 | 3.9 | -2.3 | 7.9 | 5.8 | -4.5 | -2.6 |
| Nouvelle-Zélande | 42.4 | 2.6 | -1.3 | 13.9 | -1.9 | 12.7 | 3.5 | -4.1 | 9.9 | 11.4 | 6.9 | -11.2 |
| Norvège | 17.7 | 1.5 | -5.1 | 4.6 | -11.8 | 14.5 | -8.6 | -6.2 | 7.4 | 6.5 | 15.8 | -0.8 |
| Portugal | 77.1 | 3.8 | 4.4 | 33.5 | 22.6 | 8.4 | 3.2 | -5.6 | 4.4 | 3.1 | -5.1 | 4.4 |
| Espagne | 48.6 | 2.7 | -1.8 | 18.6 | 18.5 | 9.5 | 8.8 | -2.0 | 4.2 | -2.5 | -22.5 | 15.1 |
| Suède | 2.0 | 1.8 | -3.2 | 5.4 | -14.1 | 13.6 | -3.5 | -3.2 | 7.6 | 7.5 | 2.1 | -12.1 |
| Suisse | 27.5 | 0.9 | 0.3 | -5.2 | 2.8 | 7.1 | 7.4 | -9.3 | 9.0 | 9.8 | 8.4 | -3.7 |
| Royaume-Uni | 21.3 | 2.0 | -2.9 | 8.2 | -11.3 | 13.0 | 2.0 | -0.2 | 8.0 | 6.7 | 8.2 | -12.4 |
| États-Unis | 62.4 | 0.3 | 8.7 | -7.3 | -11.6 | 19.0 | 2.3 | 2.4 | 4.9 | 4.7 | 35.9 | 3.3 |

1. Différences logarithmiques de niveau entre le Japon et le pays correspondant en 1992, multipliées par 100. Pour chaque variable explicative, ce ratio est multiplié par le coefficient correspondant.

Pour comprendre la signification de ces variables muettes des pays, il faut considérer tous les facteurs qui ne sont pas explicitement inclus dans les équations estimées et qui pourraient varier de façon sensible d'un pays à l'autre, tels que des facteurs climatiques, culturels et génétiques. Par exemple, un climat favorable peut être une des raisons expliquant des coefficients négatifs pour les facteurs propres aux pays (impliquant *ceteris paribus* un taux de mortalité prématurée plus faible qu'au Japon) pour les pays du bassin méditerranéen. En même temps, il a été démontré que d'autres facteurs médicaux et environnementaux, tels que la qualité des soins médicaux, la répartition des revenus et la qualité de l'eau exercent un impact sur l'état de santé. Par exemple, le taux de mortalité très élevé dans la population noire aux États-Unis semble être étroitement lié à la pauvreté (Geranimus *et al.*, 1996). Dans l'ensemble, les coefficients des variables muettes des pays apportent des informations importantes sur les caractéristiques distinctives des pays, même si on ne peut les expliquer totalement. Elles permettent d'évaluer la performance des différents pays en matière de santé après avoir ajusté les différences touchant toute une série de facteurs médicaux et environnementaux.

CONCLUSION

Le modèle présenté et estimé dans cette présentation va plus loin que les études précédentes sur le plan macroéconomique, en intégrant une palette plus riche de variables explicatives dans une stratégie d'estimations qui prend en compte explicitement des facteurs inobservables propres aux différents pays. Néanmoins, tout modèle est inévitablement une simplification de la réalité, dont le but est de faire comprendre les principales caractéristiques d'un système. En conséquence, il est important de souligner certains points qui justifient que les résultats présentés ci-dessus soient interprétés avec prudence. Premièrement, l'ensemble des indicateurs utilisés dans les estimations pour représenter les facteurs médicaux et environnementaux est limité, et ces indicateurs pourraient être affinés. Par exemple, il serait intéressant d'examiner séparément les variations de consommation de soins médicaux pour les hommes et pour les femmes, ainsi que les modes de vie, etc. Deuxièmement, on suppose que les facteurs médicaux et environnementaux n'ont qu'une incidence contemporaine sur la mortalité prématurée ; les équations estimées ne tiennent pas compte des effets dynamiques. Troisièmement, il serait préférable d'utiliser des indicateurs plus élaborés de l'état de santé qui tiennent compte des aspects de qualité de vie. Ce point est important pour mieux définir les problèmes de santé et les besoins de la population de chacun des pays. Enfin, la fiabilité des résultats de cette étude est subordonnée aux problèmes de mesure habituels qui se posent en général lorsqu'on utilise des données agrégées au niveau des pays. Malgré les efforts considérables fournis par

l'OCDE pour normaliser les définitions, les séries ne sont pas toujours totalement cohérentes d'un pays à l'autre ou à l'intérieur d'un même pays au cours du temps.

Malgré ces limites, les résultats de cette étude fournissent de nouveaux éléments sur les déterminants de la mortalité prématurée dans les pays de l'OCDE au cours de ces vingt dernières années, et soulèvent un certain nombre de questions importantes pour l'élaboration de politiques. Contrairement à ce qui a été proposé par certains auteurs, il semble qu'il existe une relation nettement positive entre les dépenses de santé et l'état de santé, en particulier chez les femmes. Il est aussi important de vérifier l'effet positif du financement public sur l'état de santé, au moment où le débat politique porte notamment sur le rôle approprié du secteur public dans l'approvisionnement de soins médicaux. Parallèlement, les résultats montrent clairement que les facteurs environnementaux – au sens le plus large du terme – sont plus importants que les facteurs médicaux pour expliquer les variations du taux de mortalité prématurée dans les pays industrialisés. Entre autres facteurs, le statut professionnel semble jouer le rôle le plus important. Cette variable reflète des forces extrêmement complexes. Il n'est pas facile de distinguer la part de cet effet qui est liée aux changements des conditions réelles de travail et la part qui relève d'une amélioration des niveaux d'instruction. Pour séparer la contribution relative de chacune de ces causes, par exemple, sur la base d'un indicateur indépendant du niveau d'instruction atteint, il faudrait utiliser des séries temporelles harmonisées entre les différents pays ; or, ces données ne sont pas disponibles à l'heure actuelle.

Quant aux perspectives, il est possible de tirer plusieurs conclusions. Premièrement, les résultats de cette étude indiquent qu'il est possible de modéliser la performance des différents pays en matière de santé et de tirer de ce type d'évaluation quantitative des conclusions utiles pour les politiques, mais il faudrait poursuivre ce type de recherche sur un plan tant empirique que théorique. Le spectre très riche de données réunies dans la base de données de l'OCDE sur la santé constitue déjà une source importante pour étudier les variations des performances des différents pays en matière de santé dans le monde industrialisé. Ces données sont beaucoup utilisées pour étudier des raisons de la hausse des dépenses de santé, mais jusqu'à présent, elles n'ont été que très peu exploitées pour examiner l'efficacité globale de ces ressources en termes de meilleur état de santé. Deuxièmement, cette analyse met clairement en évidence la nécessité de poursuivre les efforts pour produire des données plus détaillées, et se prêtant à des comparaisons, sur les divers intrants du secteur de la santé. Pour procéder à une analyse comparative des systèmes de santé, il est tout aussi important d'améliorer la portée des données et des indicateurs sur l'environnement social, économique et physique ainsi que sur les modes de vie. Il faut poursuivre les recherches sur la nature de la relation entre les schémas de distribution des soins médicaux selon le sexe et l'état de santé des hommes et des femmes. Par exemple, il serait intéressant

d'étudier si les femmes sont davantage portées à consommer des soins préventifs que les hommes. Enfin, même s'il est également important d'élaborer des mesures plus fines et se prêtant mieux à des comparaisons des performances en matière de santé, comme l'espérance de vie ajustée en fonction de la qualité de vie, le vrai problème qui se pose n'est pas seulement de produire une estimation ponctuelle pour chaque pays mais de construire des séries temporelles raisonnablement longues.

NOTES

1. Toutefois, des problèmes de mesure subsistent dans l'imputation des causes de décès.
2. Cf. par exemple Haenszel (1950), Doughty (1951), Murray (1988).
3. Pour chaque pays i et pour chaque année t , l'indicateur APVP normalisé (pour 100 000 personnes) est calculé de la manière suivante :

$$PYLL_{it} = \sum_{a=0}^{l-1} (l-a)(d_{at} / p_{at})(P_a / P_n) * 100000$$

où a correspond à l'âge, l est la limite d'âge supérieure choisie pour la mesure (70, dans la présente étude), d_a est le nombre de décès à l'âge a , p_a le nombre de personnes d'âge a dans le pays i au temps t , P_a le nombre de personnes d'âge a dans la population de référence, et P_n le nombre total de personnes d'âge 0 à $l-1$ dans la population de référence. Dans la présente étude, la population de référence est la population totale de l'OCDE en 1980.

4. La robustesse des estimations a été testée avec 65 ans comme limite supérieure. Les résultats obtenus ne semblent pas subordonnés au choix de la limite d'âge.
5. Cf. par exemple, Cochrane (1978), Poikolainen et Eskola (1988), Mackenbach (1991), Babazono et Hillman (1994).
6. De fait, dans les estimations par pays, la question du choix du taux de conversion approprié perd de sa pertinence. Dans ce cas, en effet, les estimations ne reflètent des variations que dans le temps à l'intérieur des pays, pour ce qui est tant des variables dépendantes que des variables indépendantes, et il n'est pas tenu compte des variations entre les pays au niveau de ces variables. Comme les séries à prix constant des dépenses de santé de chacun des pays sont multipliés par un facteur de conversion pour une seule année (1990), le coefficient des dépenses de santé reste insensible au choix du taux de conversion. Si l'on passe des parités de pouvoir d'achat pour le PIB aux parités de pouvoir d'achat pour les dépenses de santé, cela ne change que les coefficients portant sur les variables du pays concerné.
7. Une meilleure approximation pourrait être le niveau de couverture maladie de la population dans chacun des pays. Cependant, en raison des différences d'organisation et de financement des systèmes d'assurance-maladie, il est difficile de collecter des séries temporelles couvrant plusieurs pays. Néanmoins, nous avons vérifié la robustesse des résultats pour un petit groupe de pays en prenant le pourcentage de la population couvert par l'assurance-maladie.
8. La qualité de l'air ambiant se mesure d'après la concentration de polluants atmosphériques tels que les NO_x , dans un certain nombre de villes. Si l'on ne dispose pas d'observation nationale concernant la concentration, on utilisera à la place les estimations du total des émissions de NO_x pour chacun des pays.

9. Sur les 29 pays Membres actuels de l'OCDE, le Luxembourg, l'Islande, la Turquie, la République tchèque, la Hongrie, la Pologne, le Mexique et la Corée ne figurent pas dans l'analyse parce que les séries temporelles ne sont pas suffisamment longues pour certaines variables.
10. Cette équation ne tient pas compte explicitement des effets dynamiques, alors que beaucoup de variables explicatives pourraient probablement modifier sensiblement les résultats. Cependant, ils ne semblent pas être affectés qualitativement par l'inclusion de décalage dans les variables explicatives (cf. Or, 1997).
11. Une méthode pondérée des moindres carrés a aussi été essayée, dans laquelle chaque observation était pondérée par la racine carrée de la population du pays. La robustesse des estimations selon la méthode ordinaire des moindres carrés a aussi été testée par un certain nombre de tests pratiques tels que la suppression des pays de l'échantillon les uns après les autres, ainsi que, séparément, les groupes de pays ayant une population supérieure à 100 millions d'habitants ou inférieure à 5 millions d'habitants. Cette procédure a aussi été répétée en ce qui concerne le temps, d'abord en supprimant une année à la fois puis les années avant 1975 et après 1987 et entre 1978 et 1984 (cf. Sayrs, 1989). D'une manière générale, les coefficients estimés ont été peu affectés par ces tests de sensibilité.
12. Dans ce panel, le coefficient de corrélation entre le PIB par habitant et les dépenses de santé est de 0.89.
13. US Department of Education, National Centre for Education Statistics, *The Condition of Education*, Washington, 1994.
14. On s'est aperçu, par exemple, que l'absence de domicile fixe et la mauvaise qualité des logements est un des déterminants les plus importants des inégalités en matière de santé dans plusieurs pays de l'OCDE (cf. par exemple, Best, 1995).

BIBLIOGRAPHIE

- ANDERSEN, R. (1975), « Health services distribution and equity », dans *Equity in health services: Empirical analysis in social policy*, R. Andersen et al. (eds.), Ballinger, Cambridge MA, chapitre 2.
- AUSTER, R., I. LEVESON, D. SARACHEK (1969), « The production of health: an exploratory study », *Journal of Human Resources*, 4, 411-36, aussi *Essays in the Economics of Health and Medical Care*, New York, National Bureau of Economic Research, Columbia University Press, 1972, pp. 135-58.
- BABAZONO, A., A.L. HILLMAN (1994), « A comparison of international health outcomes and health care spending », *International Journal of Technology Assessment in Health Care*, 10(3), pp. 376-381.
- BENHAM, L. et A. BENHAM (1975), « The impact of incremental medical services on health status », dans *Equity in health services: Empirical analysis in social policy*, R. Andersen et al. (eds.), Ballinger, Cambridge MA, pp. 217-229.
- BENZEVAL, M. (1995), (eds.), *Tackling Inequalities in Health*, King's Fund, London.
- BEST, R. (1995), « The housing dimension » dans *Tackling Inequalities in Health*, M. Benzeval et al. (eds.), King's Fund, London, pp. 53-68.
- BRENNER (1979), « Mortality and the national economy: A review and the experience of England and Wales, 1936-76 », *The Lancet*, ii, pp. 568-73.
- CHARLTON, J.R.H., M. HARTLEY, R. SILVER, W. HOLLAND (1983), « Geographical variation in mortality from conditions amenable to medical intervention in England and Wales », *The Lancet*, 26, pp. 691-96.
- CHICK, J., J. DUFFY, G. LLOYD, B. RITSON (1986), « Medical admissions in men: The risk among drinkers », *The Lancet*, ii, pp. 1380-83.
- CHOQUET, M. et S. LEDOUX (1989), « Alcohol related problems in France », dans *WHO EURO Reports and Studies*, 109, pp. 45-63.
- CHRISTIANSEN, T. (1994), « Distribution of health status by income. Results from Denmark », dans A. Mielck et R. Maria (eds.) *Health inequalities: discussion in western European countries*, Waxmann, Munster/New York.
- COCHRANE, A.L., A.S. ST. LEGER, F. MOORE (1978), « Health service input and mortality output in developed countries », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 32, pp. 200-205.
- COLLINS, E. et R. KLEIN (1980), « Equity and the NHS: Self-reported morbidity, access and primary care », *British Medical Journal*, 281, pp. 1111-15.
- DERRIENIC, F., S. RICHARDSON, A. MOLLIE, J. LELLOUCHE (1989), « Short term effects of sulphur dioxide pollution in two French cities », *International Journal of Epidemiology*, 18, pp. 186-197.

- DIEHR, P.K., W.C. RICHARDSON, S. SHORTELL, J. LOGERFO (1979), « Increased access to medical care. The impact on health », *Medical Care*, XVII (10), pp. 989-99.
- DOCKERY, D.W. et C.A. POPE (1994), « Acute respiratory effects of particulate air pollution », *Ann. Review of Public Health*, 1994, 15, pp. 107-32.
- DOUGHTY, J.H. (1951), « Mortality in terms of lost years of life », *Revue canadienne d'hygiène publique*, 42, pp. 134-41.
- ELOLA, J., A. DAPONTE, V. NAVARRO (1995), « Health indicators and the organisation of health-care systems in Western Europe », *American Journal of Public Health*, 85(10), pp. 1397-1401.
- EVANS, R.G., G.L. STODDART (1990), « Producing health, consuming health care », *Institut canadien de recherches avancées*, Working paper, n° 6, Toronto, Ontario.
- FEINSTEIN, J.S. (1993), « The relationship between socioeconomic status and health: A review of the literature », *The Milbank Quarterly*, 71(2), pp. 279-321.
- FORBES, J.F. et A. MCGREGOR (1984), « Unemployment and mortality in post-war Scotland », *Journal of Health Economics*, 3, pp. 239-57.
- GERONIMUS, A., J. BOUND, T. WAIDMANN *et al.* (1996), « Excess mortality among blacks and whites in the United States », *New England Journal of Medicine*, 335(21), pp. 1552-58.
- GROSSMAN, M. (1972), « On the concept of health capital and the demand for health », *Journal of Political Economy*, n° 80, pp. 223-55.
- GRUBAUGH, S.G., R.E. SANTERRE (1994), « Comparing the performance of health-care systems: An alternative approach », *Southern Economic Journal*, 60, (4), pp. 1030-42.
- GUIGNON, N. (1990), « Alcool et tabac : des plaisirs qui empoisonnent », *Données sociales*, n° 6, pp. 254-57.
- HADLEY, J. (1982), *More Medical Care, Better Health?* The Urban Institute Press, Washington, DC.
- HAENSZEL, W. (1950), « A standardized rate for mortality defined in units of lost years of life », *American Journal of Public Health*, 40, pp. 17-26.
- HEERINK, N. (1994), *Population Growth, Income Distribution, and Economic Development*, Population Economics, Springer-Verlag, Berlin.
- HELMERT, U. et S. SHEA (1994), « Social inequalities and health status in western Germany », *Public Health*, 108, pp. 341-56.
- HERTZMAN, C. (1990), « Thinking about the determinants of health », *Canadian Institute for Advanced Research*, Working paper, n° 8, Ontario.
- HIRSCH, A. (1988), « Rapport de synthèse », dans *Lutter contre le tabagisme*, La Documentation française.
- HITIRIS, T. et J. POSNETT (1992), « The determinants and effects of health expenditure in developed countries », *Journal of Health Economics*, 11, pp. 173-181.
- JOUGLA, E., P. DUCIETIERE, M.H. BOUVIER-COLLE, F. HATTON (1987), « Relation entre le niveau de développement du système de soins et le niveau de la mortalité évitable selon les départements français », *Revue épidémiol. et santé publique*, 35, pp. 365-77.
- KAPLAN, G., E. PAMUK, J. LYNCH, R. COHEN, J. BALFOUR (1996), « Inequality in income and mortality in the United States: Analysis of mortality and potential pathways », *British Medical Journal*, 312, pp. 999-1003.
- KAWACHI, I. et B. KENNEDY (1997), « The relationship of income inequality to mortality: Does the choice of indicator matter? », *Social Science and Medicine*, 45(7), pp. 1121-27.

- KEMNA, H. (1987), « Working conditions and the relationship between schooling and health », *Journal of Health Economics*, 6, pp. 189-210.
- KENNEDY, B., I. KAWACHI, D. PROTHROW-STITH (1996), « Income distribution and mortality: Cross sectional study of the Robin Hood index in the United States », *British Medical Journal*, 312, pp. 1004-7.
- LEIGH, J.P. (1983), « Direct and indirect effects of education on health », *Social Science and Medicine*, 17, pp. 227-34.
- LEU, R.E. (1986), « The public-private mix and international health care cost », dans *Public and Private Health Services*, A.J. Culyer et B. Jonsson (eds.) B. Blackwell, pp. 41-63.
- MACKENBACH, J.P., C. LOOMAN, A. KUNST *et al.* (1988), « Post-1950 mortality trends and medical care: Gains in life expectancy due to decline in mortality from conditions amenable to medical intervention in the Netherlands » *Social Science and Medicine*, 27 (9), pp. 889-94.
- MACKENBACH, J.P. (1991), « Health care expenditure and mortality from amenable conditions in the European Community », *Health Policy*, 19, pp. 245-55.
- MANSON, J., W. WILLETT, M. STAMPFER *et al.* (1995), « Body weight and mortality among women », *New England Journal of Medicine*, 11(333), pp. 677-85.
- MARMOT, M.G., M.J. SHIPLEY, G. ROSE (1984), « Inequalities in death – specific explanations of a general pattern? » *The Lancet*, 1, pp. 1003-6.
- MARMOT, M.G. et M.E. MCDOWELL (1986), « Mortality decline and widening social inequalities », *The Lancet*, 2, pp. 274-75.
- MURRAY, C.J. (1988), « The infant mortality rate, life expectancy at birth and a linear index of mortality as measures of general health status », *International Journal of Epidemiology*, 17(1), pp. 122-28.
- NEWHOUSE, J. et L.J. FRIEDLANDER (1980), « The relationship between medical resources and measures of health: some additional evidence », *The Journal of Human Resources*, 15(2), pp. 200-17.
- O'CONNOR, M. (1992), « Europe and nutrition: Prospects for public health », *British Medical Journal*, 304, pp. 178-180.
- OCDE (1994), « Health care reform: controlling spending and increasing efficiency », Document de travail du Département des affaires économiques, n° 149.
- OR, Z. (1997), *Les déterminants de l'état de santé dans les pays industrialisés : une analyse économétrique*, PhD Dissertation, Paris I- Sorbonne.
- ORS (Observatoire régional de santé d'Ile-de-France) (1994), « Évaluation de l'impact de la pollution atmosphérique urbaine sur la santé en Ile-de-France, 1987-1992 ».
- POIKOILAINEN, K. et J. ESKOLA (1986), « The effect of health services in mortality: decline in death rates from amenable and non-amenable causes in Finland », *The Lancet*, i, pp. 199-202.
- POIKOILAINEN, K. et J. ESKOLA (1988), « Health services resources and their relation to mortality from causes amenable to health care intervention: A cross-national study », *International Journal of Epidemiology*, 17(1), pp. 86-89.
- PRESTON, S.H. (1975), « The changing relation between mortality and the level of economic development », *Population Studies*, 29, pp. 231-248.
- RODGERS, G.B. (1979), « Income and inequality as determinants of mortality: An international cross section analysis », *Population Studies*, 33(2), pp. 343-52.
- RUHM, C.J. (1996), « Are recessions good for your health? » *National Bureau of Economic Research* (NBER), Working Paper, n° 5570, Cambridge.

- RUTSTEIN, D., W. BERENBERG, T. CHALMERS, *et al.* (1976), « Measuring the quality of medical care », *New England Journal of Medicine*, 294, pp. 582-8.
- RUTSTEIN, D., W. BERENBERG, T. CHALMERS, *et al.* (1980), « Measuring the quality of medical care, second revision of tables of indexes », *New England Journal of Medicine*, 302, pp. 1146-50.
- SAUNDERS, P. (1996), « Income distribution, poverty and health in Australia », présenté au colloque du Centre d'étude de marché du travail, Université d'Aarhus, 21 novembre, Danemark.
- SAYRS, L.W. (1989), « Pooled time series analyses », *Quantitative Applications in the Social Sciences*, n° 70, Sage University Paper.
- SILVER, M. (1972), « An econometric analysis of spatial variations in mortality rates by race and sex », *Essays in the Economics of Health and Medical Care*, New York, National Bureau of Economic Research, Colombia University Press, pp. 161-209.
- SMITH, S. (ed.) (1993), *Economics and Health: 1992*, Proceedings of the fourteenth Australian conference of health economics, National Centre for Health Program Evaluation, Victoria.
- SMITH, J. (1998), « Healthy bodies and thick wallets: the dual relation between health and economic status », *Journal of Economic Perspectives*, 13 (2), pp. 145-166.
- SUNYER, J., J.M. ANTO, C. MURILLO, M. SAEZ (1991), « Effects of urban air pollution on emergency room admissions for chronic obstructive pulmonary disease », *American Journal of Epidemiology*, 134, pp. 277-89.
- VALKONEN, T. (1988), « Adult mortality and level of education: a comparison of six countries » in J. Fox (ed), *Health Inequalities in European Countries*, Gower, Aldershot.
- WILKINSON, R.G. (1992), « Income distribution and life expectancy », *British Medical Journal*, 304 (Jan.), pp. 165-68.
- WILKINSON, R.G. (1996), *Unhealthy Societies. The Afflictions of Inequality*. Routhledge, London.
- WINEGARDEN, C.R. (1978), « A simultaneous equations model of population growth and income distribution », *Applied Economics*, 10, pp. 319-330.
- WINEGARDEN, C.R. (1984), « Income redistribution versus accelerated economic growth: A comparison of demographic effects », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 46, pp. 225-271.