

ÉQUITÉ DANS LE FINANCEMENT ET LA PRESTATION DE SOINS DE SANTÉ EN EUROPE

CLAIRE LACHAUD *, LISE ROCHAIX **

UNE APPROCHE PAR COURBE DE CONCENTRATION ¹

Introduction

L'équité dans la prestation et le financement des soins est sans conteste un objectif important des systèmes de santé, au même titre que l'efficacité des procédures de répartition des ressources affectées et les incitations économiques nécessaires pour y parvenir. Le contexte général de la montée tendancielle des coûts en matière de santé, qui a souvent induit de la part des gouvernements nationaux des tentatives pour augmenter la participation financières des malades, souligne l'intérêt renouvelé de la problématique de la justice sociale et la nécessité d'une réflexion à développer sur les concepts et les outils permettant de mieux appréhender cette dimension. Le cadre d'analyse présenté ci-après répond à de telles préoccupations en fournissant la méthodologie et les résultats d'une analyse en terme d'équité de plusieurs systèmes européens d'Assurance-maladie.

367

Ce travail s'intègre dans une action concertée de recherche de la Communauté Européenne ² dont l'objectif était de réaliser des comparaisons internationales d'équité de systèmes nationaux de financement de la santé et de prestation de soins. De telles comparaisons ont rarement été entreprises car elles nécessitent d'une part un accord sur un concept d'équité et d'autre part une méthode de mesure pouvant être mise empiriquement en oeuvre.

* URA 934. Université Claude Bernard, Lyon I.

** Université de Bretagne Occidentale et Legos/Université de Paris-Dauphine.

¹ Cet article a fait l'objet d'une présentation aux quatrièmes journées du Sésame, 8 et 9 septembre 1994, Lyon.

² Ecuity - Project. Comac HSR, 4ème programme médical de recherche de la CEE. Ce projet a été coordonné par A. Wagstaff (Université de Sussex), E. van Doorslaer et F. Rutten (Université Erasmus, Rotterdam).

Le protocole de recherche original qui a été retenu (utilisation de données nationales de nature micro-économique et adoption d'une méthodologie commune élaborée et suivie par les responsables nationaux) a permis d'assurer une grande comparabilité des résultats. Cette concertation a abouti à la mise au point d'une méthodologie commune, dont les résultats collectifs ont fait l'objet d'une publication récente (Wagstaff et Van Doorslaer, 1993)³.

Concepts et définitions de l'équité

Les débats théoriques sur l'équité dans le domaine de la santé ne font pas montre d'aussi larges développements que ceux consacrés au thème de l'efficacité, mais suggèrent cependant l'émergence de deux corpus théoriques principaux :

- les définitions fondées sur la conception rawlsienne de l'équité (courant libéral) selon laquelle les inégalités dans une société ne sont justifiées que dans la mesure où elles contribuent à améliorer le sort des personnes les plus défavorisées de la société et pourvu qu'un niveau minimal de base soit garanti à chacun. Une conséquence de ce principe au niveau des systèmes de santé est qu'il est possible d'envisager qu'un individu utilise le système de soins en quantité et qualité plus élevée qu'un autre si tel est son choix, à condition qu'il prenne à sa charge le financement de ce surplus de soins ;

- les définitions à caractère égalitariste (courant social démocrate) sont le produit d'un héritage ancien, tant politique (socialisme) que philosophique. Aristote, dans sa recherche sur les fondements de la justice distributive⁴ définit pour la première fois les principes que nous qualifierons plus tard d'équité verticale (les « inégaux » doivent être traités « inégalement ») et d'équité horizontale (les « égaux » doivent être traités « également »).

Ces deux types de définitions se conjuguent dans l'organisation actuelle des systèmes de santé. Toutefois, au regard de l'importance qu'accordent à l'approche égalitariste la plupart des gouvernements des pays couverts par l'étude, nous avons été amenés à la privilégier dans notre analyse.

L'analyse se distingue des études antérieures effectuées en France dans le champ redistributif⁵ par une approche séparée des systèmes de financement et de prestation de soins. Le bilan cotisations versées/prestations reçues, traditionnellement établi, est ici remplacé par une analyse et une mesure spécifique de l'équité relative à chacun de ces deux sous-systèmes.

³ Les résultats détaillés dans le cadre français peuvent être consultés dans C. Lacbaud (1992).

⁴ Aristote, « Éthique à Nicomaque », livre V.9, 4^e S av. J.C.

⁵ cf. Hatchuel, 1985 pour un bilan de ces études.

Il importe en effet de reconnaître que dans la mesure où le système de soins de santé est fondé sur la notion de solidarité (intergénérationnelle, mais aussi entre malades et biens portants), le bilan ne saurait, par définition, être en équilibre pour un individu (ou un groupe d'individu) donné. De surcroît, un système de prestation équitable peut très bien coexister avec un système de financement inéquitable et vice et versa.

La revue de la littérature sur les conceptions de l'équité dans le financement de la santé nous a amené à retenir un concept d'équité verticale pour l'analyse de ce système, à savoir dans quelle mesure les ménages possédant différentes capacités contributives contribuent inégalement au financement du système de santé (à travers l'impôt, les cotisations sociales, les primes d'assurance complémentaire -assurances privées ou mutuelles- et les paiements directs⁶. Plus précisément, il s'agissait d'étudier le degré de progressivité/régressivité du système et de ses différentes composantes contributives⁷.

Pour l'analyse du système de prestations, nous retiendrons une notion d'équité horizontale. Dans ce contexte, la question posée est celle de l'obtention d'un traitement égal, à besoin égal de soins de santé, quel que soit le niveau de revenu personnel. En outre, nous avons fourni des éléments méthodologiques permettant de mesurer les inégalités de santé entre groupes de revenu. Pour chacun des sous-systèmes considéré, un indicateur de mesure d'équité approprié a été calculé, fondé sur des outils adaptés de la littérature d'économie fiscale.

369

Système de financement : méthodologie et résultats

Méthodologie

Les travaux anglo-saxons sur la progressivité du système de financement des soins de santé se sont fondés sur le calcul de paiements par groupes de revenu (Gottschalck et al. (1986), Hurst (1985)). Il s'agissait de comparer le pourcentage du revenu, après impôt, reçu par chaque décile de revenu avec le pourcentage des paiements totaux qu'il supporte. Mais le calcul d'un pourcentage de revenu moyen et de paiements par décile de revenu ne permet pas de répondre à la question de savoir de combien un système est plus (ou moins) progressif qu'un autre. Au mieux, elle indique si un système est globalement progressif, régressif ou proportionnel. L'utilisation d'indices de progressivité, tirés de la littérature sur la progres-

⁶ Part des dépenses restant à la charge de l'individu après remboursement par la Sécurité sociale et les assurances complémentaires volontaires.

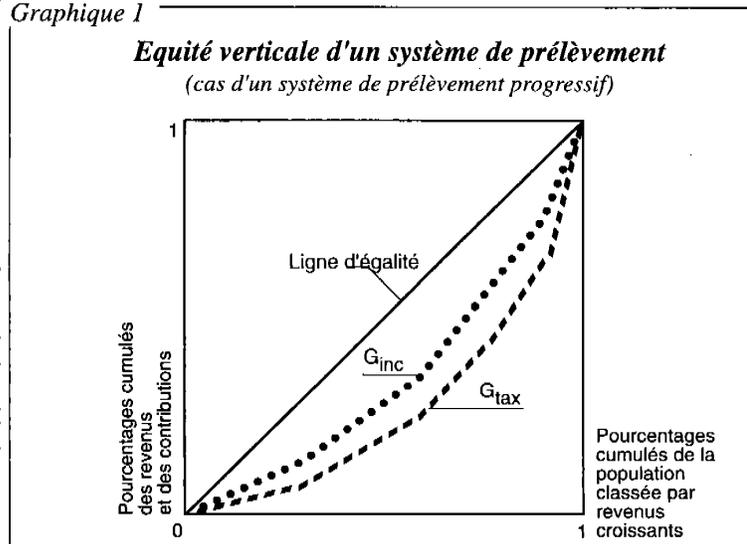
⁷ Un système de santé sera qualifié de régressif si les paiements de santé, définis en tant que proportion du revenu, diminuent lorsque le revenu augmente et inversement pour un système progressif.

sivité de l'impôt (Lambert, 1985) nous a permis de passer du simple constat à la mesure de la progressivité (Wagstaff et al., 1989). En particulier, a été retenu l'indice de Kakwani (1977), fondé sur l'ampleur de l'écart à la proportionnalité d'un système d'imposition et qui peut être illustré par le Graphique 1.

Soit g_{inc} la courbe de Lorenz pour le revenu avant impôt, comportant en abscisse les proportions cumulées d'une population classée par revenu croissant et en ordonnée les proportions cumulées des revenus reçus par les proportions cumulées correspondantes de la population.

Soit g_{tax} la courbe de concentration de l'impôt comportant en abscisse les proportions cumulées de la population (classées par revenu croissant comme pour g_{inc}) et en ordonnée les proportions cumulées du total des impôts acquittés par les proportions cumulées correspondantes de la population.

Graphique 1



370

Les positions relatives de g_{inc} et g_{tax} illustrent les propriétés en terme d'équité verticale du système de financement :

- si les impôts sont prélevés strictement comme une proportion constante du revenu, la courbe de concentration des impôts et la courbe de Lorenz pour le revenu avant impôt coïncident (système proportionnel) ;
- si le taux moyen d'imposition augmente avec le revenu (c'est à dire que le système d'imposition est progressif), la courbe de concentration des impôts se trouve en dessous de la courbe de Lorenz. L'opposé est

vrai si le système est régressif.

On peut donc mesurer l'inéquité verticale du système par l'aire entre les deux courbes de concentration.

Soit C_{inc} l'indice de Gini pour le revenu avant impôt et C_{tax} cet indice pour les impôts⁸. Alors, l'indice de progressivité de Kakwani, noté Π_{kak} , représente deux fois l'aire entre les courbes g_{tax} et g_{inc} . Il est défini par :

$$\Pi_{kak} = C_{tax} - C_{inc}$$

Si le système est régressif (respectivement progressif), c'est à dire que g_{tax} se trouve en dessus (resp. en dessous) de g_{inc} , l'indice Π_{kak} est négatif (resp. positif).

Par analogie, nous pouvons calculer une courbe g_{tax} des proportions cumulées du total des contributions au système de santé en fonction des proportions cumulées de la population. Nous pouvons alors utiliser l'indice de Kakwani pour mesurer l'écart à la proportionnalité du système de financement des soins de santé.

De plus, l'indice peut être calculé pour chaque partie constituante du système de financement de la santé (cotisations sociales, impôt sur le revenu, primes d'assurances — mutuelles ou assurances privées —, paiements directs) en distinguant plusieurs courbes de concentration.

371

Résultats des analyses pour la France

La méthodologie développée a été appliquée dans le cadre français en utilisant l'enquête INSEE « Budget des Ménages 1984 » qui offre une grande qualité de précision pour le calcul des contributions au système. Les résultats de l'analyse d'équité en terme de progressivité du système de financement français en 1984/1985 sont présentés⁹ dans le Tableau 1. Les proportions relatives de la distribution des revenus et des paiements pour

⁸ Le coefficient de Gini mesure deux fois l'aire comprise entre la diagonale (ligne d'égalité des revenus) et la courbe de concentration.

⁹ L'enquête a été réalisée auprès d'un échantillon représentatif de 20 000 ménages. Elle ne concerne que la population des « ménages ordinaires » résidant en France Métropolitaine et exclut les ménages « collectifs » (population « institutionnalisée »). La définition du ménage retenue est celle habituellement utilisée par l'INSEE. Parmi les 11977 ménages de l'enquête, nous avons retenu 11 136 d'entre eux après avoir exclu de l'échantillon les réponses incomplètes ou de mauvaise qualité (841 soit 7 %). Nous avons classé notre échantillon en déciles de revenu et la notion de revenu utilisée est celle d'un revenu équivalent par adulte, après transferts de Sécurité sociale et avant imposition. Plus précisément, nous avons agrégé les traitements et salaires, les pensions, indemnités de chômage, prestations familiales, bénéfices divers et revenus mobiliers et immobiliers. Après agrégation, nous avons divisé le revenu par la somme des poids de l'échelle. Nous obtenons alors un revenu équivalent que nous affectons au ménage. L'échelle d'équivalence de référence ou « échelle d'Oxford » que nous avons adoptée pour notre analyse est celle généralement utilisée par l'INSEE. Les poids sont de 1 pour le chef de ménage, 0,7 pour les autres adultes et 0,5 pour un enfant de moins de 14 ans.

Tableau 1:
Distribution du financement de la santé, France 1984/85
 (en pourcentage)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Déciles revenu	Revenu brut.	Primes assurance	Cotisat. employé	Cotisat. employeur	Total (3) + (4)	Paiements directs	Paiements totaux
1	2,25	10,76	1,56	1,05	1,22	9,23	1,33
2	4,66	6,92	4,72	4,38	4,50	8,22	4,53
3	5,81	7,38	5,84	5,85	5,85	10,34	5,88
4	6,91	9,18	7,31	7,24	7,26	9,54	7,29
5	8,09	9,58	9,05	9,28	9,20	11,06	9,21
6	9,41	8,81	9,95	10,36	10,22	11,31	10,22
7	10,82	9,51	11,70	12,31	12,10	8,25	12,06
8	12,58	10,43	13,21	13,93	13,68	9,80	13,64
9	15,14	11,12	15,28	15,88	15,68	10,29	15,62
10	24,32	16,31	21,38	19,72	20,28	11,96	20,21
Total	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
Poids enquête		4,73 %	31,91 %	60,73 %	92,64 %	2,62 %	100 %
Poids macro. 10		8,40 %			77,28 %	15,05 %	100 %
<i>Approx linéaire</i>							
Gini	0,3189	0,0949	0,3031	0,3052	0,3045	0,0327	0,3016
Kak.		-0,2240	-0,0157	-0,0137	-0,0144	-0,2862	-0,0173
<i>Approx non linéaire</i>							
Gini	0,3262	**	0,3086	0,3095	0,3091	**	0,3063
Kak.		**	-0,0176	-0,0167	-0,0171	**	-0,0199

NB : ** : la courbe de concentration (absolue) croise la ligne d'égalité (diagonale).

chaque composante du système financement peuvent y être comparées, ceci pour chaque décile de revenu.

Les estimations linéaires et non linéaires (Kakwani and Podder, 1986) des indices de concentration permettant la mesure de l'équité sont calculées pour chaque composante contributive. Les résultats d'ensemble indiquent que l'approximation non linéaire fournit en général des estimations

qui accentuent la structure régressive des paiements, par rapport à une estimation linéaire.

La distribution du revenu est assez inégale, avec un coefficient de Gini de 0,3189 (le premier décile représente 2,25 % du revenu total, tandis que le dernier représente 24,32 % de ce même revenu).

La structure de la distribution des primes d'assurances (privées ou mutuelles), clairement régressive, est mise en évidence par la négativité de l'indice correspondant ($Kak = -0,2240$). Les cinq premiers déciles contribuent en effet pour 43,82 % du total des primes alors qu'ils ne possèdent que 27,72 % des revenus totaux. En conséquence, la courbe de concentration des primes d'assurances se trouve au dessus de la courbe de référence correspondante (la courbe de Lorenz pour le revenu).

Les cotisations payées par les employés sont légèrement régressives ($kak = -0,0157$). Les cinq premiers déciles représentent en effet 27,72 % du revenu total et payent 28,48 % des cotisations. De même, les cotisations patronales sont légèrement régressives ($kak = -0,0137$), 27,8 % des cotisations patronales sont ainsi concentrées sur les cinq premiers déciles.

Prises dans leur ensemble (col.5, Tableau 1), les cotisations employés et employeurs possèdent une structure légèrement régressive ($Kak = -0,0144$), tendant vers la proportionnalité. Dans la mesure où l'assiette des cotisations du Régime général est déplaçonnée depuis 1984, tant pour les cotisations salariales que pour les cotisations patronales, on s'attend effectivement à une quasi-proportionalité. La légère régressivité peut s'expliquer d'une part par le système de plafond toujours imposé aux cotisations sociales d'Assurance maladie des indépendants (mais comme la taille de ce groupe est limitée, son influence sur la nature régressive du système dans son ensemble reste marginale) et d'autre part parce que le revenu utilisé pour construire les déciles de revenu est un revenu équivalent et qu'il s'écarte en outre de la base de calcul stricte des cotisations sociales (salaires, honoraires...) en intégrant des éléments de propriété et des prestations sociales. En regardant plus précisément la distribution de la masse des revenus et des cotisations (salariales et patronales), on s'aperçoit cependant que la régressivité ne concerne pas les deux premiers déciles de revenu qui cotisent moins qu'ils ne représentent de masse de revenu. Elle est vérifiée seulement du 3^{ème} au 9^{ème} décile. Les cotisations sont donc progressives pour les plus bas revenus et pour les plus hauts revenus, les bénéficiaires de la distribution étant donc les plus bas et les plus hauts revenus. Mais les écarts sont suffisamment faibles pour que l'on ne puisse pas parler d'effet généralisé. Remarquons enfin que la structure ainsi déterminée serait beaucoup plus régressive si certaines catégories de revenu ne bénéficiaient pas de taux de cotisation peu élevés (1 % pour les chômeurs et les retraités).

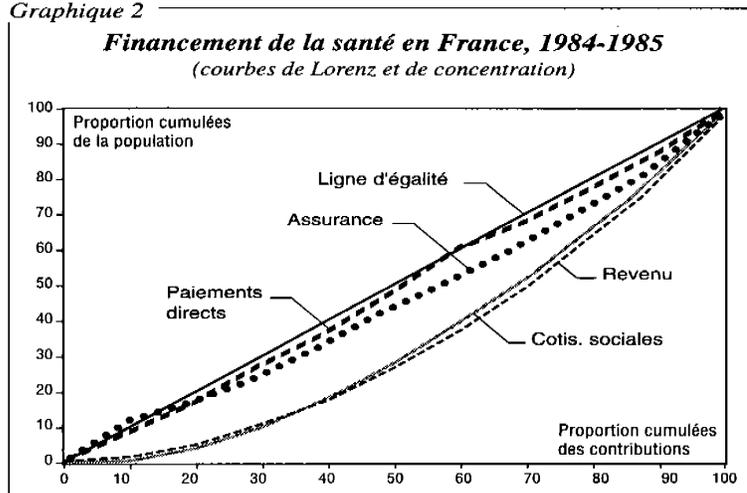
Enfin, les paiements directs ont une structure fortement régressive

($Kak = -0,2862$). Le décile de plus haut revenu contribue seulement pour 11,96 %, bien que totalisant 24,32 % de l'ensemble des revenus. Les cinq premiers déciles contribuent pour leur part pour 48,39 % alors qu'ils totalisent 27,72 % de l'ensemble des revenus. Ceci tendrait à confirmer l'hypothèse selon laquelle des co-paiements directement proportionnels à la consommation demeurent régressifs, malgré les nombreuses exonérations dont bénéficient les usagers. Cette régressivité, correspondant à des dépenses plus élevées dans les déciles les plus bas, est liée soit à une morbidité plus lourde, soit à des dépenses hospitalières (de nature plus onéreuse) dans ces déciles.

Les paiements totaux ont été calculés comme la somme pondérée des trois composantes contributives définies, en utilisant les poids macro-économiques¹¹ correspondants pour l'année 1985, afin de corriger les différences de poids obtenues (de par les erreurs d'estimation dues à la collecte des données). Globalement les paiements totaux indiquent une structure qui n'est, pour finir, que légèrement régressive ($Kak = -0,0173$). Ceci est dû, principalement, au poids des cotisations sociales d'Assurance maladie dans le total. En conséquence, la structure des paiements totaux est très proche de celle des cotisations sociales et les courbes de concentration correspondantes sont confondues (Graphique 2).

374

Graphique 2



10 Ces poids macro-économiques, tirés des Comptes de la santé pour 1984, correspondent à la part (en pourcentage) de la dépense courante de santé financée respectivement par la Sécurité sociale, les mutuelles et les ménages (avec leurs assurances privées).

11 Cf note 10

En conclusion, le système de financement de la santé en France en 1984/1985 possède une structure qui n'est que légèrement régressive, dûe principalement aux cotisations sociales d'Assurance maladie, qui tempèrent la régressivité marquée des primes d'assurance et des paiements directs.

Le Graphique 2 présente les courbes de concentration correspondant à chaque type de paiement et illustre leur structure progressive ou régressive.

Résultats européens en matière d'équité verticale

Typologie des systèmes de financement

On distingue en général trois grands systèmes de financement (OCDE, 1987) :

- le modèle d'assurance privée, fondé sur la souveraineté du consommateur, avec une dominante de financement privé au moyen de primes d'assurances versées à des compagnies privées par les employeurs ou les particuliers, ainsi que l'appartenance des facteurs de production au secteur privé ;

- le modèle beveridgien, caractérisé par une protection universelle, avec une dominante de financement par la fiscalité nationale générale et la maîtrise par le secteur public des facteurs de production (Service National de Santé) ;

- le modèle bismarckien ou d'assurances sociales, caractérisé par une protection universelle obligatoire, avec une dominante de financement sur cotisations sociales liées à la rémunération du travail, par l'intermédiaire de caisses d'assurances sans but lucratif et l'appartenance des facteurs de production au secteur public et/ou privé.

Parmi les pays participant à l'étude, la Suisse et les Etats Unis appartiennent au premier groupe, le Danemark, l'Irlande, le Royaume Uni, l'Italie et le Portugal appartiennent au deuxième groupe, la France, les Pays-Bas et dans une moindre mesure l'Espagne représentant le troisième.

Résultats de l'analyse comparée des systèmes de financement

Nous présentons ici les résultats des analyses nationales des systèmes de financement (cf Wagstaff et al., 1993), suivant la méthodologie de référence que nous avons présentée précédemment. Ceci permet une comparaison de la progressivité d'ensemble de ces divers systèmes de financement. Certes, chaque pays utilise une formule de financement qui lui est propre, mais on peut cependant repérer certaines caractéristiques communes. Ainsi :

- les systèmes qui utilisent le financement par l'impôt recourent en

général à des impôts non affectés, en particulier les impôts sur le revenu et la TVA ;

- ceux qui utilisent le système d'assurance sociale l'imposent pratiquement à l'ensemble de la population. La sortie du système est parfois possible, mais seulement pour les hauts revenus et dans certains pays ;

- enfin, les cotisations sont liées au revenu et sont payées à la fois par l'employeur et l'employé avec éventuellement l'existence d'un plafond.

La lecture du Tableau 2 fournit les résultats de l'analyse en terme de progressivité. Les indices de Kakwani sont calculés pour chaque composante contributive que nous examinerons tour à tour.

a) Impôt

Dans la plupart des pays, les impôts sont prélevés globalement de manière progressive. Si nous effectuons néanmoins la distinction entre impôts directs et indirects, nous constatons que les impôts directs sont prélevés de manière progressive par tous les pays et les impôts indirects prélevés de façon régressive (sauf pour le Portugal et l'Espagne).

Le degré de progressivité / régressivité varie toutefois selon les pays.

- En ce qui concerne les impôts directs, le Portugal et l'Irlande possèdent les systèmes les plus progressifs et l'Italie le système le moins progressif¹².

- En ce qui concerne les impôts indirects, l'Italie semble posséder le système le plus régressif, suivie par l'Irlande et les USA. La Suisse et le Royaume Uni ont un système moyennement progressif et les Pays-Bas sont proches de la proportionnalité. La progressivité du Portugal et de l'Espagne serait due à des taux d'imposition élevés appliqués aux biens de luxe.

- Considérons maintenant la structure totale de l'imposition. Les indices de Kakwani relatifs aux impôts directs et indirects ont été pondérés par l'importance de la masse impositionnelle correspondante pour fournir la structure générale de progressivité du système d'imposition. Nous constatons que l'impôt total affecté au financement de la santé possède une structure généralement progressive, sauf pour l'Italie (régressive) et pour le Danemark (proche de la proportionnalité). Ce caractère de progressivité générale s'explique par le caractère plus progressif des impôts directs relativement aux impôts indirects et par le plus faible poids des impôts indirects relativement aux impôts directs dans la plupart des pays.

¹² Cela proviendrait de l'importance de la sous-déclaration des revenus en Italie, en particulier de la part des catégories les plus aisées et non du système d'imposition lui-même.

Tableau 2 :
*Résultats de l'analyse comparée de la progressivité des systèmes
 de financement des soins de santé*

Pays	DK	FR	IRL	ITA	P.B.	POR	ESP	SUI	R.U	E.U.
Année	1981	1985	1987	1987	1987	1980	1981	1981	1985	1981
<i>% de chaque source</i>										
Impôts directs	49,40	0,00	28,50	19,60	2,10	20,40	7,60	31,60	38,3	23,10
Impôts indirects	35,80	2,30	39,30	22,70	4,50	45,6	6,40	7,40	31,2	6,60
Total des impôts	85,20	2,30	67,80	42,30	6,60	66,0	14,00	39,00	69,5	29,70
Cotisations sociales	0,00	75,50	7,30	37,70	65,70	5,2	61,70	1,50	17,0	14,40
Total public	85,20	77,80	75,10	80,00	72,30	71,2	75,70	40,05	86,50	44,10
Assurances privées	0,90	7,50	10,00	0,00	20,20	0,6	3,00	40,90	4,8	26,30
Paiements directs	13,90	14,70	14,90	20,00	7,50	28,8	21,30	18,60	8,7	29,60
Total privé	14,80	22,20	24,90	20,00	27,70	29,4	24,30	59,50	13,5	55,90
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
<i>Indices de Kakwani</i>										
Impôts directs			0,250	0,074	- 0,185	0,279	0,170	0,147	0,131	0,162
Impôts indirects			- 0,120	- 0,297	- 0,009	0,079	0,023	- 0,097	- 0,059	- 0,174
Total des impôts	0,007		0,036	- 0,125	0,053	0,141	0,102	0,101	0,046	0,087
Cotisations sociales		- 0,017	0,110	0,028	- 0,002	0,277	- 0,063		0,043	- 0,035
Total public	0,007	- 0,017	0,043	- 0,053	0,003	0,151	- 0,032	0,097	0,045	0,047
Assurances privées	0,091	- 0,224	0,120		- 0,158		- 0,079	- 0,229	0,200	- 0,195
Paiements directs	- 0,159	- 0,286	- 0,070	- 0,004	- 0,059	- 0,158	0,016	- 0,339	- 0,190	- 0,387
Total privé	- 0,143	- 0,265	0,006	- 0,004	- 0,131	- 0,149	- 0,05	- 0,263	- 0,051	- 0,296
Total	- 0,015	- 0,020	0,034	- 0,043	- 0,096	- 0,063	- 0,023	- 0,117	0,032	- 0,145

Source : Wagstaff et al. 1993. Estimations non linéaires des indices de consommation.

b) Cotisations de Sécurité Sociale

Le Tableau 2 nous apprend que les trois pays possédant un système d'assurance sociale obligatoire (la France, les Pays-Bas et l'Espagne) présentent un système de prélèvement des cotisations sociales régressif. Cela est dû au système de plafonnement des cotisations total ou partiel existant dans ces pays. Remarquons, à la suite de Wagstaff et al. (1993), que ces systèmes seraient encore plus régressifs si certaines catégories

(comme les chômeurs ou les retraités) n'étaient pas exemptés des contributions ou n'en payaient qu'une fraction réduite.

La progressivité du système d'assurance sociale du Portugal s'explique par le fait, que, bien que lié au revenu et obligatoire, il n'est pas universel, couvrant seulement une fraction des employés du secteur public, ces derniers se situant en général dans les catégories les plus élevées de revenu.

Enfin le Royaume-Uni et l'Irlande possèdent des systèmes d'assurance sociale progressifs et les USA un système régressif.

c) Assurances privées

Les conclusions en matière de progressivité sont plus contrastées en ce qui concerne les assurances privées. Le statut des assurances privées dans la couverture varie en effet d'un pays à l'autre. Nous pouvons distinguer essentiellement trois types de relations.

- Une relation de complémentarité

En Italie, au Portugal, en Espagne et au Royaume-Uni, les individus s'assurent pour disposer d'une couverture supplémentaire à celle fournie par l'Etat. Les résultats montrent alors que la structure de ces assurances est progressive. Une telle assurance est en effet assimilable à un bien de « luxe »¹³, donc plus à même d'être souscrite par les plus hauts groupes de revenu.

- L'assurance au premier « franc »

Pour l'Irlande, les Pays-Bas, la Suisse et les USA les assurances privées jouent un rôle central car elles fournissent l'unique couverture d'une partie importante des dépenses non socialisées. A l'exception de l'Irlande, ce mode de financement est fortement régressif, particulièrement pour la Suisse et les USA. La situation des Pays-Bas (avant la réforme) est plus complexe puisque les assurances privées intègrent deux types de couverture, pour deux catégories de population : une couverture pour 39 % de la population non couverte par les assurances sociales (fraction possédant les plus hauts revenus) et une couverture pour les 61 % restant envers les maladies très graves (« catastrophic illness »).

- Une relation de complémentarité

Dans ce cas, les individus souscrivent une police pour couvrir la partie des soins non remboursée par le système d'assurance public. Les résultats varient alors en fonction de l'importance de cette couverture complémentaire : lorsqu'elle a tendance à se généraliser à l'ensemble de la population, comme en France, son effet global devient mécaniquement régressif. A l'inverse, dans des pays comme le Danemark où cette couverture complé-

13 Un bien pour lequel l'élasticité de la demande par rapport au revenu est supérieure à 1.

mentaire reste circonscrite à une minorité plutôt aisée, son effet global est progressif.

d) Paiements directs

La lecture du Tableau 2 nous indique que la structure générale des paiements directs est régressive, quel que soit le système national considéré. Le degré de régressivité varie cependant d'une nation à l'autre. Particulièrement affirmé pour les USA, la Suisse et dans une moindre mesure pour la France, il demeure sensible pour le Royaume Uni, le Portugal et le Danemark et modérément élevé pour l'Irlande, la Hollande, l'Italie et l'Espagne.

Pour l'Irlande et les Pays-Bas en particulier, le caractère modéré de la régressivité des paiements directs s'explique par la couverture limitée des assurances complémentaires contractées par les plus hauts revenus. En Irlande, les personnes qui se trouvent au dessus des 62 % de la distribution cumulée des revenus doivent payer les visites de généralistes et les prescriptions de médicaments en totalité. Aux Pays-Bas, les personnes possédant les plus hauts revenus contractent souvent des couvertures complémentaires qui ne remboursent que partiellement et parfois excluent les soins de santé primaires.

Aux USA¹⁴ et en Suisse, le financement privé est plus important et les paiements directs sont acquittés par tous, quel que soit le niveau de revenu.

379

e) Résultats en terme de structure globale

Comment varie la progressivité de chaque système de santé national envisagé dans la totalité de ses composantes de financement ?

Pour chaque pays, l'indice de progressivité global a été calculé comme la somme pondérée des indices de chaque source de financement, les poids utilisés étant la part respective de ces sources dans le financement total (poids macro-économiques). Le Tableau 2 nous indique que les deux pays possédant la structure la plus régressive sont les USA et la Suisse. Viennent ensuite le Portugal, l'Italie et les Pays-Bas. L'Espagne, le Danemark et la France sont pour leur part peu régressifs. De fait, les deux seuls pays possédant une structure de financement globalement progressive sont la Grande Bretagne et l'Irlande.

Il est intéressant d'établir un parallèle entre ce résultat global et le classement effectué sur la base du mode de financement global adopté dans les différents pays.

- Les pays à dominante de financement privé (USA et Suisse) possèdent

14 Les résultats pour les USA ne s'appliquent pas aux personnes relevant des programmes MEDICARE - prise en charge des personnes âgées - ou MEDICAID - personnes à bas revenus.

les structures les plus régressives. Ce n'est pas une surprise au vu de l'importance de la dépense restant à la charge des ménages.

- Les pays à dominante de financement par l'assurance sociale (Espagne, France et Hollande) sont moyennement régressifs. Ceci n'est pas non plus étonnant au regard de l'importance du financement par les cotisations sociales, source de financement légèrement régressive de par l'usage de plafonds pour le calcul de certaines cotisations. Mais cette régressivité d'ensemble n'est jamais très accentuée en raison des exonérations ou des taux de cotisation réduits qui existent souvent pour les catégories à faibles revenus comme les chômeurs, les retraités.

- Les pays à dominante de financement public, par l'impôt qui incluent le Danemark, l'Irlande, le Portugal et la Grande Bretagne comportent la plus faible régressivité, voire même sont progressifs comme la Grande Bretagne et l'Irlande. Il est à noter que la régressivité du Portugal provient de la part croissante de dépenses non socialisées dans le total. L'Italie, quant à elle, possède un système de financement hybride, comme état de transition entre un système d'assurance sociale et le Service National de Santé.

En conclusion de cette comparaison des résultats européens en matière de financement, il semble que le caractère plus ou moins progressif de la structure globale dépende étroitement de la façon dont sont agencées les différentes sources de financement dans un pays. Celles-ci présentent en effet des degrés de progressivité très différents.

Nous avons constaté que plus la part du financement public croît, plus la progressivité du système croît. Les systèmes à dominante publique financés par l'impôt sont plus progressifs que ceux fondés sur l'assurance sociale. Enfin, parmi les systèmes à dominante de financement public par l'impôt, les degrés de régressivité varient entre pays (ils dépendent en particulier de la partie des dépenses non socialisée). Les impôts directs sont en général progressifs et les impôts indirects régressifs (car ne tenant pas compte du revenu). Par ailleurs, les cotisations sociales sont modérément régressives. Enfin, les assurances privées sont en général régressives et les paiements directs, sans conteste, plus fortement encore, car non liés aux revenus.

Équité dans le système de prestation : méthodologie et résultats

Les travaux réalisés touchent d'une part aux inégalités de santé (comparaisons d'indicateurs de morbidité) et aux inégalités de consommation de soins de santé. Pour chacun de ces deux aspects, nous présenterons tour à tour la méthodologie et les résultats, tant français qu'européens.

*Méthodologie**La mesure des inégalités de santé*

On peut considérer qu'un système de santé est équitable s'il conduit à un état de santé égal pour tous. Dans un tel système, on ne devrait pas pouvoir mettre en évidence des inégalités de santé liées aux catégories sociales et en particulier aux inégalités de revenu.

On peut rendre ce principe opérationnel en utilisant comme précédemment l'outil privilégié que constitue une courbe de concentration dans la mesure des inégalités.

On classe la population par niveau croissant de revenu et on associe à chaque individu la valeur individuelle d'un indicateur de morbidité déclarée. On construit alors une courbe de concentration (G_{ij}) de la morbidité déclarée, obtenue en joignant les points ayant pour abscisse les proportions cumulées de personnes (classées par ordre croissant de revenu) et pour ordonnée leur part dans la valeur totale de l'indicateur individuel de morbidité déclarée sur la population totale (nombre de maladies par exemple).

Si la morbidité est concentrée au sein des plus bas groupes de revenu, la courbe de concentration de morbidité se situera au dessus de la diagonale.

Si C_{ij} est le coefficient de concentration associé à G_{ij} , alors C_{ij} fournit une mesure des inégalités de santé liées au revenu sur l'ensemble de la population. Si la courbe de concentration se situe au dessus de la diagonale (ligne d'égalité de santé), alors $C_{ij} < 0$. Inversement, si l'inégalité de santé est en défaveur des plus riches, $C_{ij} > 0$.

381

Méthode de mesure de l'équité de consommation par standardisation

Wagstaff et al. (1989) ont proposé une approche de mesure de l'inéquité horizontale par standardisation de la consommation de soins de santé, celle-ci portant à la fois sur les facteurs démographiques et sur l'état de santé.

Supposons que l'on divise une population W d'individus, $i=1, \dots, n$, en deux groupes W_r et W_p rassemblant respectivement les plus riches et les plus pauvres. Supposons également que les soins soient répartis au sein de la population en fonction de l'état de santé, de l'âge et du revenu suivant le modèle :

$$(1) \quad \begin{cases} m_i = a_r + b_r h_i + \delta_r x_i + m_{ri} ; & i \in \Omega_r \\ m_i = a_p + b_p h_i + \delta_p x_i + m_{pi} ; & i \in \Omega_p \end{cases}$$

avec $E(m_i/h_i = 0) \neq 0$, ce qui signifie que les non-malades peuvent être consommateurs de soins.

m_i : consommation de soins de santé de l'individu i (variable quantitative à expliquer)

h_i : variable binaire prenant la valeur 1 si l'individu i est malade et 0 sinon,

x_i : variable binaire prenant la valeur 1 si l'individu i est âgé et 0 sinon,

$b_r, b_p, a_r, a_p, \delta_r$ et δ_p : les coefficients de régression

m_{ri}, m_{pi} : les termes d'erreur (résidus).

On suppose par ailleurs que $E(m_{ri}) = E(m_{pi}) = 0$.

De plus, les β et δ sont supposés être positifs, c'est à dire que les individus reçoivent plus de soins de santé lorsqu'ils sont malades que lorsqu'ils sont bien portants.

Les moyennes d'utilisation de soins de santé sont alors :

$$(2) \quad \begin{cases} m_r = a_r + b_r h_r + \delta_r x_r; & i \in \Omega_r \\ m_p = a_p + b_p h_p + \delta_p x_p; & i \in \Omega_p \end{cases}$$

avec :

m_r : moyenne de consommation médicale des riches

m_p : moyenne de consommation médicale des pauvres

h_r : moyenne d'état de santé des riches

h_p : moyenne d'état de santé des pauvres

x_r : moyenne d'âge des riches

x_p : moyenne d'âge des pauvres

La différence de consommation de soins entre les deux groupes de revenu peut alors être décomposée comme :

$$(3) \quad m_r - m_p = \underbrace{(\alpha_r - \alpha_p)}_A + \underbrace{\beta_r (h_r - h_p)}_B + \underbrace{h_p (\beta_r - \beta_p)}_C + \underbrace{\delta_r (x_r - x_p)}_D + \underbrace{x_p (\delta_r - \delta_p)}_E$$

Dans ce modèle, les moyennes pondérées de consommation médicale peuvent différer entre riches et pauvres a priori pour plusieurs raisons :

- le terme A reflète une inéquité horizontale liée au revenu car les non malades ($h_i = 0$) peuvent recevoir différents traitements, toutes choses égales par ailleurs, selon qu'ils sont riches ou pauvres ;

- de même, les termes C et E reflètent également une inéquité horizontale liée au revenu car les malades et les plus âgés peuvent recevoir différents traitements selon qu'ils sont riches ou pauvres. Pour qu'il y ait équité horizontale, il faut donc que $\alpha_r = \alpha_p$, $\beta_r = \beta_p$ et $\delta_r = \delta_p$;

- les termes B et D reflètent simplement le fait que les deux groupes de revenu différent a priori non seulement par leur état de santé ($h_r \neq h_p$), mais aussi par leur moyenne d'âge ($x_r \neq x_p$). Toutefois, ceci ne traduit pas une inéquité liée au revenu au sens « horizontal » du terme. La présence

des termes B et D suggère que pour être capable de détecter avec quelque justesse l'inéquité liée au revenu, on doit prendre non seulement en compte les différences inter-groupe de caractéristiques démographiques comme l'âge, comme cela l'est fait traditionnellement, mais aussi les différences inter-groupe d'état de santé (de morbidité).

D'où l'idée de standardiser selon ces deux critères les dépenses médicales par groupe de revenu. Le principe général de la méthode est d'examiner toute différence de dépenses médicales entre les groupes en éliminant les variations inter-groupe de structure d'âge et de morbidité, afin de mettre en évidence une inéquité horizontale si elle existe, par rapport au revenu. « Il s'agit de construire des parts de dépenses standardisées, de telle manière que sous un système équitable de prestation de soins (équité horizontale), la part de dépenses de chaque groupe de revenu soit égale à la part de la population qu'il représente. » (Wagstaff et al, 1989).

Les moyennes standardisées¹⁵ s'écrivent sous forme d'équations de régression :

$$(4) \quad \begin{cases} m_{r+} = \hat{\alpha}_r + \hat{\beta}_r H + \hat{\delta}_r X \\ m_{p+} = \hat{\alpha}_p + \hat{\beta}_p H + \hat{\delta}_p X \end{cases}$$

avec :

H et x : les moyennes de l'état de santé et de l'âge dans l'échantillon ;

m_{r+} : la moyenne standardisée des dépenses pour les plus riches ;

m_{p+} : la moyenne standardisée des dépenses pour les plus pauvres.

Ces moyennes standardisées permettent de calculer une part standardisée de dépenses par groupe de revenu.

La part des dépenses du groupe des riches est :

$$Sm_{r+} = \frac{r \cdot m_{r+}}{r \cdot m_{r+} + p \cdot m_{p+}}$$

avec r et p, le nombre de personnes dans chacun des deux groupes de revenu

$$Sm_{r+} = r (\hat{\alpha}_r + \hat{\beta}_r H + \hat{\delta}_r X) / \{ r (\hat{\alpha}_r + \hat{\beta}_r H + \hat{\delta}_r X) + p (\hat{\alpha}_p + \hat{\beta}_p H + \hat{\delta}_p X) \}$$

Le même raisonnement peut être effectué pour le groupe des plus pauvres.

15 Le processus de standardisation est indiqué par un signe « + ».

S'il n'y a pas d'inéquité liée au revenu, alors, $\hat{\alpha}_r = \hat{\alpha}_p$, $\hat{\beta}_r = \hat{\beta}_p$, $\hat{\delta}_r = \hat{\delta}_p$.
 Dans ce cas, Sm_{r+} devient :

$$Sm_{r+} = \left\{ \frac{(\hat{\alpha} + \hat{\beta} H + \hat{\delta} X)}{(\hat{\alpha} + \hat{\beta} H + \hat{\delta} X)} \right\} \cdot \frac{r}{r+p}$$

Le même raisonnement peut être effectué pour le groupe des plus pauvres.

D'où finalement $Sm_{r+} = \frac{r}{r+p}$

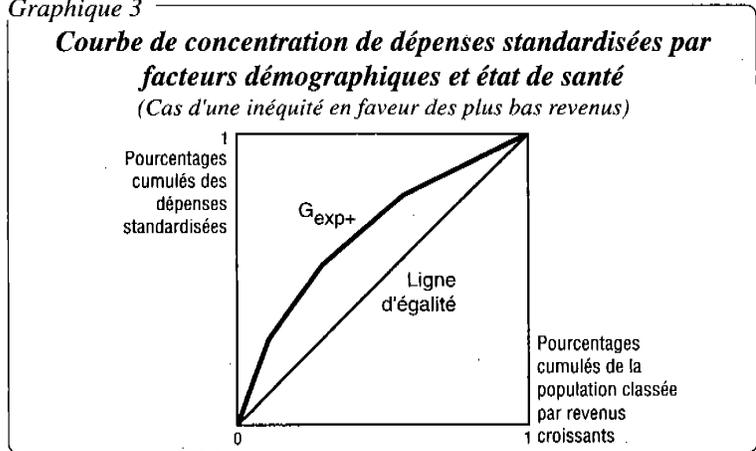
Ainsi, sous l'hypothèse d'équité du système, la part standardisée des dépenses d'un groupe de revenu devrait être égale à la proportion qu'il représente dans la population totale. Par contre, si la part de dépense d'un des deux groupes dépasse cette proportion, il y a inéquité « en sa faveur » (par exemple, dans le cas d'un classement en quintile, cette part s'élève à 20 %).

L'approche permet une estimation non biaisée du degré d'inéquité. De plus, elle peut être généralisée en considérant plus de deux groupes de revenu (des quintiles, par exemple) et plusieurs indicateurs de standardisation (morbidité et démographie).

Wagstaff et al. (1989) suggèrent dans un deuxième temps de calculer une part de dépense standardisée pour chaque groupe de revenu et de construire une courbe de concentration des dépenses standardisées (G_{exp+}). Celle-ci représentera les proportions cumulées et standardisées de dépenses reçues en fonction des proportions cumulées de la population, classée suivant le revenu.

384

Graphique 3



Si nous sommes en présence d'une inéquité favorisant les riches, g_{exp+} sera au dessous de la diagonale (la réciproque étant vraie). L'inéquité peut alors être mesurée à l'aide de l'indice de concentration de g_{exp+} , qui mesure deux fois l'aire entre la diagonale et g_{exp+} .

$$HI_w = C_{exp+}$$

Si g_{exp+} est en dessus de la diagonale (si l'inéquité favorise les pauvres) alors $HI_w < 0$ (réciproque exacte). S'il n'y a pas d'inéquité, alors $HI_w = 0$.

L'indice obtenu permet ainsi de déterminer le sens de l'équité, mais surtout d'en donner une mesure.

Résultats pour la France

Pour l'analyse du système de prestation de soins dans le cadre français, la source de données utilisée a été l'enquête INSEE « Santé 1980 ». Pour assurer la comparabilité des analyses effectuées dans chaque pays, un ensemble commun de définitions et de méthodes de calcul a été adopté. Les données sur le revenu, l'état de santé et l'utilisation du système de soins sont désagrégées¹⁶. La notion de « besoin » a été mesurée en terme de morbidité telle que déclarée dans l'enquête et celle de « traitement » par l'imputation monétaire des soins de santé primaires (visites de généralistes et de spécialistes) et hospitaliers.

385

Résultats de l'analyse des inégalités de santé

L'inclusion dans l'analyse de différents indicateurs de morbidité¹⁷ (être atteint d'une maladie chronique, aiguë, de gravité sévère -c'est à dire menaçant la vie du patient-, de gravité légère) montre que, sauf pour l'indicateur de plus haut niveau de gravité, il n'existe pas de gradient croissant très prononcé dans la morbidité, des groupes de plus haut revenu vers les groupes de plus bas revenu (cf. Tableau 3).

Les pourcentages de morbidité obtenus pour l'indicateur chronique (A) montrent un léger gradient négatif lorsqu'on se déplace des plus bas vers les plus hauts revenus, mais la distribution de morbidité est assez concentrée. En conséquence, la courbe de concentration de morbidité correspondante se trouve au dessus de la diagonale. Pour l'indicateur de morbidité

¹⁶ Les résultats présentés ci-après ont été calculés sur la totalité de l'échantillon (21000), soit 13753 individus après exclusion des personnes de moins de 18 ans, ainsi que celles pour lesquelles la variable de revenu n'était pas disponible.

¹⁷ Nous avons utilisé à cette fin la méthode de classification de F. Béliand (Gris, Université de Montréal), qui permet de regrouper des codes ICD (International Classification of Diseases). Dans l'enquête, nous distinguerons par cette méthode les maladies chroniques et aiguës et nous classerons les affections en deux catégories de sévérité (menaçant la vie du patient ou pas).

Tableau 3 :
Distribution par quintiles de revenu des cas morbides (France, 1980)
(en pourcentage)

Quintiles de revenu	Indicateur A	Indicateur B	Indicateur C	Indicateur D	Indicateur E
1 (plus bas)	21,10	20,46	20,60	24,12	17,52
2	19,88	19,74	19,75	22,46	18,60
3	19,23	19,72	19,27	18,98	20,72
4	19,96	19,65	20,22	19,25	22,67
5 (plus élevé)	19,82	20,42	20,16	15,79	20,50
Total	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %

Source : A : indicateur de morbidité chronique ; B : indicateur de morbidité aiguë ; C : indicateur de morbidité légère ; D : indicateur de morbidité sévère et E : Interruption d'activité.

386

aiguë (B), nous n'obtenons pas de résultat très clair, la distribution restant également très concentrée. Les deux valeurs extrêmes de morbidité se trouvent dans le plus bas et le plus haut décile de revenu. Il en est de même pour l'indicateur de morbidité légère (C), dont la distribution est resserrée et sans gradient apparent.

Cela n'est pas très étonnant dans la mesure où les inégalités devant la maladie, si elles existent, risquent d'être plus marquées pour des pathologies plus lourdes. De fait, c'est l'indicateur de morbidité 'sévère' (D) qui indique un fort gradient négatif lorsqu'on se déplace des plus bas vers les plus hauts revenus. La distribution de morbidité est moins concentrée, le quintile de revenu le plus bas (24,12 %) présente le plus fort taux de morbidité et le quintile de plus haut revenu, le taux le plus bas. Clairement, les groupes de plus bas revenus tendent à reporter les conditions les plus sévères. On peut donc s'attendre à ce que leur traitement soit plus coûteux, ce qui devra être pris en compte dans l'analyse de la consommation de soins.

Résultats de l'analyse de l'équité horizontale de consommation de soins

Le Tableau 4 présente les résultats en matière de consommation pour la France. La consommation médicale de chacun des quintiles y est standardisée non seulement selon l'âge (en distinguant 4 groupes d'âge) et le sexe, mais également selon la morbidité, en utilisant soit un indicateur à la fois, soit une combinaison de ces indicateurs de morbidité.

Lorsque la standardisation est réalisée en incluant, outre les facteurs démographiques, un seul indicateur de morbidité (de A à E), les résultats montrent une forte inéquité en faveur du décile de plus bas revenu. Il réunit en effet le plus grand pourcentage de dépenses (plus de 25 % des dépenses, quel que soit l'indicateur retenu). Les autres quintiles de revenu possèdent une distribution des dépenses assez ramassée et inférieure à 20 %, à l'exception du quintile de plus haut revenu dont la part de dépense est sensiblement plus élevée que ces derniers, atteignant presque 20 %. Corollairement, l'indicateur HI_w d'inéquité horizontale est négatif, dénotant une inéquité générale en faveur des plus pauvres.

Une standardisation réalisée avec une combinaison d'indicateurs ne modifie pas les conclusions précédentes. Par exemple, l'analyse a été réalisée avec l'indicateur chronique (A), de maladie potentiellement dangereuse pour la vie du patient (D) et l'indicateur d'interruption d'activité (E). L'indicateur de morbidité « légère » n'a pas été introduit car il est hautement corrélé avec l'indicateur chronique. A nouveau, la distribution des parts de dépenses possède la même structure, comme l'indiquent les résultats (Tableau 4, col.6).

Clairement, toutes les analyses menées avec un indicateur de morbidité ou une combinaison d'indicateurs mettent en évidence une inéquité favorisant les plus pauvres. Ce résultat est robuste à une spécification quelconque de l'indicateur de morbidité retenu.

387

Il convient toutefois de souligner néanmoins l'importance du choix de l'indicateur de morbidité. Sachant que les plus bas revenus ont une

Tableau 4 :
Distribution par quintile des dépenses standardisées suivant l'âge, le sexe et un ou plusieurs indicateurs de morbidité (en pourcentage)

Quintiles de revenu	Morbidité chronique A	Morbidité aiguë B	Morbidité légère C	Morbidité sévère D	Interruption activité E	Chronique, sévère, interruption activité
1	25,93	25,72	25,96	25,73	26,95	27,44
2	18,77	18,78	18,85	18,54	18,81	18,74
3	18,99	18,95	18,97	19,00	18,30	18,03
4	16,86	17,15	16,78	16,89	16,24	15,49
5	19,45	19,40	19,45	19,84	19,70	20,29
Total	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
HI _w	-0,595E-01	-0,571E-01	-0,603E-01	-0,537E-01	-0,683E-01	-0,702E-01

morbidité plus sévère, il importe en effet de retenir l'indicateur de morbidité sévère, car il rend mieux compte des consommations hospitalières (pour les affections les plus graves). La présence de cet indicateur D aura pour effet de minorer les disparités de dépenses, une fois la standardisation effectuée. Le résultat d'une inéquité en faveur des plus bas revenus apparaît alors moins marqué. On constate effectivement que l'indicateur HIw est moins élevé (en valeur absolue) lorsque l'indicateur D est introduit dans la standardisation, la courbe de concentration de dépenses standardisées étant plus proche de la diagonale.

Les résultats sont donc relativement dépendants du choix des indicateurs ainsi que de la méthode d'imputation des dépenses utilisée.

Tous ces résultats ne sont pas dissociables d'une analyse connexe plus qualitative : le fait que les plus bas revenus cumulent pathologies les plus graves et consommation médicale plus importante est également la traduction d'une entrée différée dans le système de soins. Le moindre recours à la médecine de ville conduit à une hospitalisation plus fréquente, souvent en urgence et à un stade plus avancé de la maladie (Mormiche, 1986).

Résultats européens

388

Différences européennes de morbidité

Nous avons constaté, lors des développements méthodologiques antérieurs, que le calcul de l'indice C_{ij} , à partir d'une courbe de concentration de morbidité permettait de fournir un indicateur de mesure reflétant les inégalités de santé. Les analyses réalisées dans les pays participant à l'étude ont été effectuées avec plusieurs indicateurs de morbidité quand cela était possible, les indicateurs retenus étant généralement la morbidité chronique (modèle médical), la morbidité chronique avec limitation d'activité (modèle fonctionnel) et la morbidité auto-ressentie (modèle subjectif) comme évaluation personnelle de l'état de « mauvaise santé »¹⁸.

¹⁸ Selon la classification de la morbidité en modèles conceptuels proposée par Blaxter (1989), on distingue 3 modèles :

- (i) un modèle médical dans lequel la maladie est définie comme une déviation par rapport à des normes physiologiques ;
- (ii) un modèle fonctionnel ou d'interaction sociale, où la maladie est définie comme un défaut de capacité à remplir des rôles ou réaliser des tâches quotidiennes ;
- (iii) un modèle subjectif dans lequel la maladie est définie en terme de perception individuelle.

Ainsi, dans une enquête, les questions sur la morbidité chronique seront associées au modèle médical, les questions sur les restrictions d'activité au modèle fonctionnel, et les questions sur la morbidité ressentie (« comment considérez vous votre santé : bonne, assez bonne, mauvaise ? ») au modèle subjectif.

La plupart des enquêtes nationales des pays de l'étude contiennent des informations sur ces trois modèles. Toutefois, le contenu de ces questions peut varier d'un pays à l'autre, ce qui rend parfois difficile l'adoption d'une notion commune du « besoin ».

Tableau 5 :
*Résultats de l'analyse en termes d'équité horizontale
des systèmes nationaux de prestation de soins (indice C_{III})*

Pays	DK	FR	IRL	ITA	P.B.	POR	ESP	SUI	R.U.	E.U
Année de référence	1982	1980	1987	1985	1981	1987	1987	1981	1985	1980
Modèle médical	-0,066	-0,009	-0,148	-0,075	-0,040	/	-0,058	-0,013	-0,140	/
Modèle fonctionnel	/	/	/	-0,041	/	-0,111	-0,104	-0,202	-0,243	-0,244
Modèle subjectif	-0,237	/	/	-0,166	-0,115	/	0,220	0,156	0,316	0,317

Source : Wagstaff et al., 1993.

Les résultats du Tableau 5 indiquent que les inégalités de morbidité existent dans tous les pays considérés, les plus riches étant aussi les moins malades. Le degré d'inégalité observé dépend toutefois de l'indicateur de morbidité considéré. Les résultats montrent que les inégalités sont les plus prononcées lorsqu'on utilise les indicateurs du modèle subjectif et les moins prononcées avec le modèle médical.

Les variations des indices eux mêmes sont assez élevées entre les pays. Wagstaff et al. (1993) ont montré que les performances relatives des pays dépendaient des indicateurs de morbidité envisagées : les indices de morbidité auto-ressentie sont fortement corrélés avec ceux de la morbidité chronique ($r=0,87$), mais beaucoup moins avec ceux de la morbidité chronique avec limitation d'activité ($r=0,68$). Les classements des pays sont également sensibles à l'indicateur retenu : la corrélation des rangs entre les indices auto-ressentis et les indices chroniques est de 0,89, alors que cette même corrélation est de 0,2 entre les indices de morbidité auto-ressentie et les indices de morbidité chronique avec limitation d'activité.

La Grande-Bretagne se caractérise par les plus hauts scores d'inégalités de santé, quel que soit l'indicateur considéré. Les USA montrent également une forte inégalité en matière de santé, en particulier pour l'indicateur de morbidité auto-ressentie, plus élevé que ceux des autres pays européens. Les Pays-Bas se placent comme l'un des pays les moins inégalitaires. La Suisse et dans une moindre mesure le Danemark ont des inégalités de santé réduites : pour l'indicateur chronique dans le cas du Danemark et pour l'indicateur de morbidité auto-ressentie dans le cas de la Suisse. La France montre enfin le score le moins élevé pour l'indicateur de morbidité chronique. La construction de cet indicateur diffère toutefois légèrement de celle des autres pays car elle est fondée sur le regroupement de codes ICD.

Comment interpréter les différences obtenues ?

- On pourrait en première approche penser que ces inégalités sont dans une certaine mesure le reflet de l'importance de la part des dépenses non socialisées et plus précisément de la part des paiements directs dans les dépenses de santé supportées nationalement par les ménages. C'est pourquoi Wagstaff et al (1993) ont tenté de croiser les différences de morbidité obtenues avec le poids des paiements directs dans les dépenses totales nationales. Les résultats ne confirment pas cette hypothèse. En particulier les deux pays les plus opposés en matière de structure des paiements directs (la Grande Bretagne et les USA) possèdent les degrés d'inégalités les plus élevés de morbidité.

- On peut également penser que les inégalités sont d'autant moins prononcées que le pays consacre une part importante de son Produit National Brut au poste Santé. Si on exclut de l'analyse les USA (cas particulier où les inégalités et la part des dépenses dans le P.I.B. sont les plus élevées), la relation statistique entre ces deux variables semble correcte. Toujours selon les mêmes auteurs, les coefficients de corrélation entre dépenses de santé comme pourcentage du P.I.B. et les indicateurs de morbidité chronique et auto-ressentie sont respectivement de -0.65 et de -0.84 respectivement. Donc la relation existe, mais ne suffit pas à expliquer toutes les inégalités de morbidité, avec un rôle également potentiel des inégalités de revenu.

390

Résultats sur l'inéquité horizontale en matière de consommation

Abordons la standardisation aboutissant au calcul d'un indice HIw d'inéquité horizontale. Rappelons qu'une valeur nulle signifierait une absence d'inéquité horizontale (en moyenne), qu'une valeur négative indique une inéquité en faveur des plus pauvres et inversement pour les plus riches.

Sur les 10 pays engagés dans l'étude, quatre seulement ont trouvé un indice HIw positif d'inéquité horizontale : l'Espagne avec l'indicateur chronique, la Grande Bretagne, l'Espagne et la Hollande pour l'indicateur de morbidité auto-ressentie. Ces résultats suggèrent une inéquité générale en faveur des catégories les plus pauvres de la population. Enfin, l'utilisation successive de plusieurs des indicateurs de morbidité (morbidité auto-ressentie et morbidité chronique) suggère une remarquable identité de signe pour les pays qui disposent de ces deux indicateurs (cf. Tableau 6).

Remarquons que le calcul supposerait à priori une homogénéité de santé à l'intérieur des groupes de morbidité, ce qui n'est pas certain : il est probable que les inégalités de santé existent parmi les malades chroniques, par exemple. Pour prendre en compte dans une certaine mesure cet état de fait, nous pouvons introduire dans la standardisation plusieurs indicateurs de morbidité. Les résultats nationaux montrent que lorsque les

Tableau 6 :
*Résultats de l'analyse en termes d'équité horizontale
 des systèmes de prestation de soins (indice HI_w)*

Pays	DK	FR	IRL	ITA	P.B.	POR	ESP	SUI	R.U.	E.U
Année de référence	1982	1980	1987	1985	1981	1987	1987	1981	1985	1980
Modèle médical	-0,072	-0,060	-0,076	-0,051	-0,013	/	0,001	-0,069	-0,048	/
Modèle fonctionnel	-0,099	/	/	-0,061	0,011	/	0,017	-0,061	0,002	-0,017
Modèle subjectif	-0,055	/	/	-0,038	0,025	/	/	-0,043	0,009	/

Source : Wagstaff et al., 1993.

indicateurs chroniques et de morbidité auto-ressentie sont introduits simultanément dans l'analyse (lorsque les pays en disposent), les valeurs des indices correspondants augmentent, ce qui suggère que les résultats précédents sous-estimaient l'inéquité en faveur des plus riches, en prenant moins en compte les variations de morbidité intra-catégorie. Il est clair que des efforts sont encore à réaliser dans ce sens par un enrichissement des indicateurs de morbidité utilisés (par exemple, au lieu de considérer l'absence ou non d'une catégorie de morbidité, on pourrait considérer des types de maladie et leur nombre..).

Il semble donc que les indices HI_w surestiment l'inéquité en faveur des plus pauvres et sous-estiment celle en faveur des plus riches. Il est fort possible que les indices négatifs trouvés soient seulement le reflet d'une prise en compte restée partielle des inégalités de morbidité entre les groupes de revenu.

Les résultats des analyses nationales d'équité du système de prestations ont donc permis de dégager quelques points généraux.

- Les inégalités de santé existent entre les pays, en faveur des plus hauts revenus, c'est à dire que la fréquence des cas morbides est plus élevée au sein des groupes de revenu les plus bas, quel que soit l'indicateur de morbidité retenu. Cette inégalité varie selon les indicateurs retenus : elle est la plus forte avec les indicateurs de morbidité auto-ressentie et la moins forte avec les indicateurs d'affection chronique. Il convient toutefois de rappeler que les enquêtes nationales font référence à des représentations de la maladie différentes, qui induisent une certaine variabilité dans la forme et le contenu de la morbidité déclarée et relevée.

- L'importance de la part des paiements directs ne semble pas contribuer à expliquer les inégalités de morbidité entre déciles de revenu. De fait, les deux pays montrant les plus fortes inégalités (USA et Grande Bretagne), ont une structure générale de financement des paiements

directs à l'opposé l'une de l'autre. Par contre, les pays qui consacrent une partie importante de leur P.I.B. en dépenses de santé (à l'exception des USA) semblent avoir des inégalités de morbidité moins accentuées.

- Il semble que pour ces deux pays, la dépense de santé en relation avec le besoin des individus, c'est à dire le degré d'équité horizontale ne dépende pas fondamentalement du revenu. En effet, la standardisation ne fournit en général pas de grande variation de dépense entre groupes de revenu (les indices sont relativement peu importants en valeur absolue). Mais on peut penser que ces résultats soient dus à une imperfection de la méthodologie et notamment que la définition des indicateurs de morbidité n'est pas assez fine actuellement. La catégorie chronique, contient des maladies de gravités forts différentes. A ce titre, les indicateurs de morbidité définis dans l'analyse française sont à même de prendre un peu plus en compte ces aspects qualitatifs des inégalités de santé.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- 392
- Beland, F. (1990). Episodes of care and long term trends in individuals' pattern of utilisation of medical care. Conference of the Association for Health Services Research. Washington.
- Blaxter (1989). A comparison of measures of inequality in J. FOX (eds). Health Inequalities in European countries.
- Gottschalck, P., Wolfe, B., Haveman, R. (1986). Health care financing in the U.S., U.K. and the Netherlands. Distributional consequences. I.I.P.F. International institute of Public Finance. 42nd congress. Athens, Greece. Aug. 24-29.
- Hatchuel, G. (1985). Transferts sociaux et redistribution. CREDOC. juillet.
- Hurst, J. (1985). Financing Health care in the US, Canada and Britain. London. King's Fund.
- Kakwani, N.C. (1977). Applications of Lorenz curve in economics analysis. *Econometrica*. vol.45, n° 3, pp.719-727. april.
- Kakwani N.C et Podder N. (1986). On the Estimation of Lorenz Curves from Grouped Observation. *International Economic Review*. vol 14, n°2, 279-92.
- Lachaud, C. (1992). Equité dans le financement et la prestation des soins de santé en France : une approche par courbe de concentration. Diplôme de Doctorat d'Econométrie. Université Claude Bernard LYON I. Avril
- Lachaud, C., and L. Rochaix (1993) Equity in the Finance and the Delivery of Health Care in France », in: *Equity in the Finance and Delivery of Health Care : an International Perspective* ». E. van Doorslaer, E., Wagstaff, A. and F.Rutten (eds), Oxford University Press, Oxford jan.
- Lambert, P.J. (1985). Tax progressivity : a survey of the litterature. working paper n° 56. London. Institute for fiscal studies.
- Le Grand, J. (1978). The distribution of public expenditure: the case of health care. *Economica*. vol.45, pp.125-142. may.

- Mormiche, P. (1986). Consommation médicale et milieu social. *Economie et statistiques*, n°189, juin.
- OCDE (1987). *La santé : financement et prestations. Analyse comparée des pays de l'OCDE*, PARIS.
- Wagstaff, A., van Doorslaer, E, PACI, P. (1989). Equity in the finance and delivery of health care: some tentative cross-country comparisons. *Oxford review of economic policy*. vol.5, n°.1, pp.89-112.
- E. van Doorslaer, E., Wagstaff, A. and F.Rutten (eds)(1993). *Equity in the Finance and Delivery of Health Care : an international perspective*, Oxford University Press, Oxford jan.