

Outils et méthodes

Les déterminants des dépenses de santé : une approche macro-économique

Ronan Mahieu (France)

Chargé d'études, Direction de la Prévision,
Ministère de l'Economie, des Finances et de l'Industrie¹

Résumé

Les dépenses de santé croissent à un rythme historiquement supérieur à celui du PIB, accréditant l'hypothèse que la santé serait l'exemple type d'un bien supérieur (Newhouse [1977]). L'idée n'est sans doute pas sans fondements mais les spécificités de la formation de la demande de soins de santé font qu'une analyse entièrement fondée sur la demande ne saurait fournir un cadre explicatif satisfaisant. L'offre de soins est en effet en mesure de jouer fortement sur la consommation, et tout d'abord via son contenu technologique croissant.

Une analyse empirique sur plusieurs pays de l'OCDE tend à montrer que la contribution du progrès technique à la croissance du volume des soins est très importante dans la plupart des pays et du même ordre de grandeur que celle de l'effet revenu. Nous complétons cette analyse en tentant d'appréhender les différences de type institutionnel qui existent entre les systèmes de santé *via* la typologie établie dans les études de l'OCDE qui distingue

les systèmes de type intégré, de remboursement et de contrat. La prise en compte des spécificités institutionnelles suggère des écarts importants selon le type de système considéré. L'accroissement annuel « autonome » (hors effets de revenu, de prix et de progrès technique) dans les systèmes de remboursement s'élèverait à +1,52 %, soit respectivement 0,59 et 0,68 point de plus que dans les systèmes intégrés et contractuels.

Abstract

Health care spending is increasing at a historically higher rate than that of the GNP, which supports the hypothesis that health is a classic example of a luxury good (Newhouse [1977]). This is no doubt a well-founded idea but the specificities of the development of health care demand (screening of demand by the medical establishment, disconnection at an individual level between the dynamics of income and those of care consumption through health insurance systems) are such that an analysis that is entirely based on demand cannot provide a satisfactory explanatory

framework. The supply of care can in fact have a strong effect on consumption, above all through its growing technological content.

An empirical analysis of several OECD countries suggests that, in most countries, the contribution of technological advances to increasing the volume of care is quite considerable and is as great as that of the income effect. In the second stage of this analysis, we will attempt to grasp the institutional differences that exist between health care systems based on the typology established in the OECD studies: a distinction is made between the integrated system, the reimbursement system (case of France), and the contractual system. Taking institutional specificities into account suggests that significant gaps exist depending on the type of system considered. The «autonomous» annual growth (notwithstanding the effects of income, price and technological advances) in the reimbursement systems would rise to +1.52%, or respectively 0.59 and 0.68 points higher than in the integrated and contractual systems.

¹ Lors de la rédaction de cet article, l'auteur faisait partie de la division « Redistribution et Politiques Sociales » de l'Insee. Cet article méthodologique ayant été rédigé avant la finalisation du présent numéro, il ne comporte que très peu de données sur le Québec. Nous nous en excusons auprès du lecteur québécois.

Les dépenses de santé croissent à un rythme historiquement supérieur à celui du PIB, accréditant l'hypothèse que la santé serait l'exemple type d'un bien supérieur (Newhouse [1977]) : les dépenses de santé sont passées de 5,8 % du PIB en 1970 à 9,4 % en 1999 en France. La France et le Canada - et en particulier le Québec - suivent à cet égard des chemins comparables, puisque la part du PIB consacrée aux dépenses de santé s'est accrue d'environ 2 points entre 1980 et 1994 dans chacun de ces pays, pour avoisiner maintenant 10 %. Dans le groupe formé de l'Allemagne, des États-Unis, de la France, des Pays-Bas et du Royaume-Uni, le taux de croissance annuel des dépenses de santé est significativement supérieur à celui du PIB sur une longue période, même si l'écart tend à diminuer : de 3,1 points dans les années 60, il est passé à 1,5 point entre 1990 et 1997 (OCDE [1998]).

Dans un contexte de réduction des marges de manœuvre budgétaires, et d'un relatif échec des mesures prises jusqu'à présent pour freiner l'accroissement des dépenses de santé, il est crucial d'identifier les différents facteurs expliquant la progression de ces dernières. Il existe à ce jour des approches à la fois micro-économiques et macro-économiques de ce sujet. Notre choix de comparer différents pays de l'OCDE les uns avec les autres nous amène à retenir une approche agrégée. Par la suite, nous désignerons par dépenses de santé l'ensemble des dépenses à caractère médical, quelle que soit leur nature (à savoir, principalement, les dépenses d'hôpital, de médecine ambulatoire, de pharmacie et les dépenses en biens médicaux) ou leur mode de financement (dépenses socialisées, remboursées par une assurance privée ou paiements directs des ménages).

Tableau 1
Quelques indicateurs économiques

	Dépenses per capita (en \$ PPA)			Part du PIB consacrée aux dépenses de santé			Part des dépenses socialisées (en %)		
	1980	1994	1999	1980	1994	1999	1980	1994	1999
Allemagne *	802	1869	2361	8,4	9,5	10,3	75	73,5	75,8
États-Unis	1091	3596	4358	8,9	13,5	12,9	42,4	44,8	44,5
France	711	1866	2115	7,6	9,7	9,4	79,4	74,4	76,2
Royaume-Uni	453	1211	1569	5,6	6,9	6,8	89,4	84,1	83,3
Canada	735	2014	2463	7,3	9,7	9,3	75,1	72	70,6
Dont Québec	742	1874	2299	8,4	10,1	9,6	82	73,5	72,8

* Pour l'Allemagne, les dernières données portent sur l'année 1998

Expliquer les dépenses de santé : un survol de la littérature économique

L'analyse classique de la demande

Les premiers travaux économétriques effectués sur des données transversales au cours des années 1970 ont cherché à évaluer l'élasticité-revenu et l'élasticité-prix du volume des dépenses de santé. Les travaux fondateurs de Newhouse [1977] concluent ainsi à une élasticité-revenu significativement supérieure à l'unité (1,35), le PIB expliquant à lui seul 92 % des variations des dépenses de santé. Newhouse en tire les conclusions (discutées) que la santé est un bien supérieur et que l'achat d'une unité de soins supplémentaire contribue à améliorer davantage l'état subjectif de bien-être (care) que les indicateurs objectifs de mortalité ou de morbidité (cure).

L'idée selon laquelle la santé serait un bien supérieur n'est sans doute pas sans fondements : si l'on raisonne en termes de part des dépenses de santé dans le PIB, on observe ainsi des phénomènes de rattrapage sensibles en Espagne et au Portugal d'abord de 1960 à 1975, puis au cours de la deuxième partie des années 1980. Pour ces pays l'accession au statut d'état industriel développé a entraîné un poids croissant des dépenses de santé dans la richesse nationale.

Un exemple de bien supérieur est aujourd'hui fourni par les produits et services issus des nouvelles technologies (téléphonie mobile, numérique, etc.). Les agents privés affectent une part importante de leurs suppléments de revenus à la consommation de tels produits et services, dont la part dans la consommation totale

augmente donc mécaniquement. Les comportements à l'œuvre ne sont cependant pas les mêmes en matière de santé : la demande des patients est filtrée par les médecins qui en vérifient le bien-fondé thérapeutique, et le financement essentiellement socialisé de la dépense médi-

cale entraîne une décorrélation au niveau individuel entre la dynamique du revenu et celle de la consommation de soins.

La question est alors de savoir ce qui fonde l'élasticité-revenu élevée des dépenses de santé au niveau agrégé, lorsque les comportements micro-économiques suggèrent une faible influence à court terme des fluctuations du revenu sur le volume de soins. À cet égard, il est possible que l'effet revenu transite au moins partiellement par le progrès technique : le progrès technique global (qui explique en grande partie la progression du revenu par tête) comporte une composante de progrès technique purement médical. Surtout le progrès technique médical entraîne la mise sur le marché de nouveaux traitements qui satisfont une demande latente des patients mais qui ne s'exprimait pas jusqu'alors faute d'une offre adéquate, d'où un effet haussier sur la part des dépenses de santé dans la consommation totale. Il apparaît donc une forte corrélation positive *ex post* entre PIB et dépenses de santé, mais qui dénote peut-être moins un effet revenu classique que le rôle du progrès technique sur l'offre de soins. Interpréter la corrélation entre revenu et volume des soins en seuls termes de demande est donc un peu rapide.

D'autres études ont repris et enrichi l'approche de Newhouse en introduisant en particulier une variable de prix dans les déterminants des dépenses (Kravis et al. [1978], Gerdtham et Jönsson [1991] et, sur données longitudinales, Murillo et al. [1993]). La plupart de ces travaux débouchent également sur une élasticité-revenu supérieure à l'unité mais le diagnostic est plus partagé quant à l'estimation de l'élasticité-prix. Cette dernière varie entre 0 et -2 chez Murillo et al. selon le pays considéré.

La difficulté à estimer précisément une élasticité-prix provient vraisemblablement du caractère fortement socialisé des dépenses de santé : les consommateurs ne connaissent généralement pas le prix des soins qu'ils consomment (séjours en hôpitaux par exemple). Lorsque, comme pour les médicaments, un prix public existe, il traduit rarement un équilibre de marché puisqu'il est souvent fixé par les pouvoirs publics, et le coût marginal d'achat pour le consommateur est en général sensiblement inférieur au prix officiel puisque les assurances maladie - Sécurité sociale et couvertures complémentaires en France - remboursent tout ou partie du coût.

Les études ultérieures se sont donc attachées à estimer des modèles qui intègrent davantage les spécificités du bien santé en élargissant l'éventail des variables explicatives : aux effets revenus et prix des travaux précédents, L'Horty et al. [1997] ajoutent ainsi des caractéristiques institutionnelles avec un estimateur du niveau de la prise en charge publique des dépenses de santé. Ils trouvent effectivement un impact significativement positif du niveau de prise en charge sur le volume des soins, conformément à l'hypothèse d'aléa moral *ex post* (surconsommation induite par l'assurance une fois la pathologie apparue) généralement retenue en économie de la santé. Mais ce facteur saurait d'autant moins expliquer une part importante de la croissance des dépenses en France que l'assurance maladie publique réduit continuellement son niveau de prise en charge depuis une quinzaine d'années (via la hausse du ticket modérateur ou le forfait hospitalier journalier) pour maintenant se stabiliser à environ 75 %. Cette baisse de la prise en charge publique s'observe d'ailleurs dans la plupart des autres pays depuis une vingtaine d'années (cf. tableau 1) à l'exception des États-Unis : dans ce pays la hausse de la prise en charge publique résulte en partie de l'augmentation de la part dans la population totale des plus de 65 ans, qui sont éligibles au programme fédéral Medicare.

La politique de réduction de la prise en charge publique en France présente l'inconvénient, outre de restreindre l'accès aux soins pour des personnes à bas revenus - ce qui a justifié la création en 1998 de la Couverture Maladie Universelle (CMU) - d'être peu efficace quant à son objectif de maîtrise des dépenses puisque l'assurance maladie publique subit une externalité négative de la part des assurances complémentaires (souscrites, en 1995, par 84 % de la population française) qui remboursent l'essentiel des paiements laissés en principe à la charge des patients. L'instauration d'un ticket modérateur d'ordre public (i.e. non réassurable auprès d'une assurance complémentaire) aurait sans doute davantage d'efficacité sur la dynamique des dépenses. L'étude de référence effectuée aux États-Unis (Rand experiment) suggère à cet égard qu'instaurer un copaiement de 25 % amène les assurés à réduire de 20 % leur consommation de soins médicaux mais qu'au-delà le système perd de son efficacité : un copaiement de 95 % ne permet qu'une réduction globale de 30 % mais restreint considérablement l'accès aux soins.

Demande induite et théorie micro-économique

Si le cadre théorique usuel de la théorie de l'assurance peut permettre une explication des phénomènes d'aléa moral *ex post* observés dans le domaine de la santé, l'asymétrie d'information existant entre le prestataire et le patient est formellement beaucoup plus difficile à appréhender : il s'agit en effet d'une remise en cause de l'indépendance des fonctions d'offre et de demande, et donc de la souveraineté du consommateur. Deux types de modélisation ont été développés dans un premier temps pour résoudre cette difficulté (Rochaix [1992]).

La première catégorie de modèles suppose une différence de nature entre les soins médicaux et les autres biens et postule une subordination complète de la demande des patients aux préférences des offreurs de soins. Pour qu'un équilibre économique soit possible en l'absence d'une demande autonome, certains modèles introduisent dans la fonction d'utilité du prestataire des arguments qui tendent à limiter son pouvoir discrétionnaire, comme l'éthique professionnelle (Dionne et Constandriopoulos [1994]).

De manière moins radicale, une seconde catégorie de modèles restaure l'indépendance des choix du consommateur et postule que l'asymétrie d'information entre consommateurs et prestataires traduit non pas une différence de nature entre les soins médicaux et les autres biens et services, mais seulement le fait que les coûts d'information pour le patient sont particulièrement élevés dans le domaine de la santé. La rente informationnelle des médecins trouve ses limites dans la perte de crédibilité qu'encourt un prestataire s'il abuse de manière répétée de son pouvoir discrétionnaire. Dranove [1988] montre dans un cadre de ce genre qu'une densité médicale élevée et une diffusion importante de l'assurance maladie (qui dissuade les consommateurs-patients d'entreprendre une coûteuse recherche d'information qui profiterait essentiellement à l'assureur) engendrent un équilibre de surconsommation médicale.

Les recherches les plus récentes sont axées sur le développement de modèles principal/agent complexes s'efforçant de rendre compte des multiples asymétries d'information entre les différents acteurs du marché : les patients, les prestataires, les assureurs et l'autorité régulatrice (Holmstrom et Milgrom [1991], Blomqvist [1991], Mougeot et Naegelen [1997]).

L'étude de L'Horty et al. cherche également à quantifier l'impact des modifications des structures démographiques sur la consommation totale de soins : la consommation médicale est en effet *a priori* plus forte aux âges extrêmes. Elle conclut toutefois à un impact non significatif. Hourriez [1992], dans une étude sur des données individuelles, estime pour sa part que le vieillissement n'explique qu'une part modeste de l'accroissement des dépenses entre 1980 et 1990 : 0,26 % en volume chaque année, à comparer à un taux de croissance annuel moyen de la consommation de 3,3 %.

Il est important d'apprécier exactement l'impact des mutations démographiques car les études citées ne permettent pas de distinguer les effets d'âge (les besoins médicaux des personnes âgées et des très jeunes enfants sont très importants) des effets de génération (les générations récentes sont habituées à des volumes de prestations de santé plus importants que les générations précédentes, qui n'ont pas toutes connu un accès aux soins aussi aisé qu'aujourd'hui). Il n'est pas exclu que l'arrivée à des âges avancés de générations plus exigeantes en termes de soins de santé ait un effet accélérateur marqué. À cet égard, les innovations thérapeutiques actuelles sont susceptibles de renforcer l'effet hausier du vieillissement si elles se concentrent sur le traitement de pathologies plus ou moins liées à l'âge (cas des cancers).

L'analyse de l'offre

Il semble que dans le contexte spécifique de la santé une analyse exclusivement centrée sur la demande ne soit donc pas en mesure d'expliquer correctement la dynamique des dépenses. L'offre de soins est en mesure de jouer fortement sur la consommation, et tout d'abord *via* son contenu technologique croissant : nous avons vu que dans l'analyse de la demande, les corrélations entre consommation de soins et, d'une part le revenu, d'autre part les structures démographiques, s'expliquent pour partie par des processus de soins bénéficiant continuellement d'innovations thérapeutiques importantes.

D'un point de vue intermédiaire entre offre et demande, le rôle des producteurs de soins - essentiellement des médecins - dans la dynamique de la consommation ne peut être entièrement ignoré : l'existence d'asymétries d'information entre le prestataire de soins et le patient donne la possibilité au praticien d'influer sur la demande du patient puisque ce dernier n'est pas toujours à même de juger de la pertinence du traitement qui lui est prescrit. La généralisation de l'assurance maladie (presque universelle aujourd'hui dans la plupart des pays développés à l'exception des États-Unis) a par ailleurs diminué l'élasticité-prix de la demande des patients, ce qui renforce le pouvoir d'induction de la demande engendré par le monopole de la connaissance médicale dont bénéficient les médecins (cf. encadré ci-contre).

Une analyse économétrique de l'impact du progrès technique et des structures institutionnelles

Nous reprenons par la suite les principaux résultats d'une analyse économétrique menée sur des données agrégées issues de la base Éco-Santé de l'OCDE, et dont une présentation détaillée est disponible dans Mahieu [2000]. Nous nous inspirons de la méthode de Gerdtham [1992] en regroupant en panel dans une même base les données relatives à vingt pays de l'OCDE (les quinze pays de l'Union Européenne, les États-Unis, le Canada, la Suisse, l'Australie et l'Islande), ce qui donne un total de 477 points correspondant à la période 1970-1993 (exception faite de l'Allemagne pour laquelle nous omettons les dates postérieures à la réunification).

De manière analogue à Hourriez [1992], nous cherchons à évaluer au préalable l'ampleur de l'impact des changements démographiques sur la consommation totale de soins de santé. Pour cela, nous faisons l'hypothèse que les personnes âgées de 0 à 3 ans consomment deux fois plus de soins que celles âgées de 4 à 64 ans, et les plus de 65 ans trois fois plus. Cette hypothèse extrêmement grossière ne prétend évidemment nullement fournir une estimation précise de l'impact de la démographie sur la consommation médicale, mais seulement un ordre de grandeur : les profils par âge de consommation varient de façon plus continue que ne le suggère cette simplification, et varient dans le temps et selon les pays.

Tableau 2
Impact simulé de la démographie
sur la consommation totale des soins de santé

	Croissance annuelle moyenne (en volume)	Impact de la modification des structures démographiques
Allemagne	3,4 %	0,0 %
Danemark	2,4 %	0,2 %
France	5,2 %	0,1 %
Italie	4,2 %	0,2 %
Pays-Bas	1,6 %	0,1 %
Royaume-Uni	3,0 %	0,1 %
États-Unis	3,0 %	0,2 %

Source : Éco-Santé OCDE pour la période 1970-1993

L'impact simulé des modifications des structures démographiques (diminution de la part des 0-3 ans et aug-

mentation de celle des 65 ans et plus ; en revanche ce chiffrage ne s'intéresse pas à l'impact de la croissance de la population totale car l'analyse ultérieure s'attachera à la dynamique du volume de soins *per capita*) n'excède pas 0,2 % en rythme annuel, ce qui est faible par rapport au taux de croissance du volume total de soins consommés. En France, en particulier, l'impact est très faible. Il est encore plus faible que dans Hourriez [1992] qui aboutit à un chiffre de 0,26 % : cet écart peut provenir à la fois d'une différence de méthode et de ce que la période considérée n'est pas la même (1980-1990 dans Hourriez [1992]).

Pour tenir compte des effets purement démographiques - qui relèvent plutôt d'une analyse de la demande - les régressions ont été effectuées sur la variable décrivant le volume de soins de santé par tête corrigée des effets démographiques tels qu'estimés dans le tableau 2. Pour tenir compte des différentiels de pouvoir d'achat entre pays, nous introduisons en outre les variables en US\$ et en Parité de Pouvoir d'Achat (PPA).

L'impact du progrès technique

Nous introduisons parmi les régresseurs une mesure du progrès technique. Les travaux existants ont envisagé divers types d'indicateurs : par exemple L'Horty et al. [1997] ont considéré le volume des dépenses en appareils thérapeutiques comme indicateur de progrès technique. Cet indicateur présente toutefois l'inconvénient de ne pas prendre en compte les investissements coûteux réalisés en équipements lourds (scanners, appareil à résonance magnétique nucléaire, etc.). Un autre indicateur envisagé dans la même étude est le taux de dialyses rénales : si la prévalence des affections rénales peut être en première et grossière analyse considérée comme constante dans le temps et relativement homogène d'un pays à l'autre, les taux de dialyses reflètent alors assez fidèlement le progrès technique médical dans ce domaine.

Afin de donner un caractère « multipathologique » à notre indicateur de progrès technique, nous utilisons ici, pour construire un indicateur agrégé, outre les taux de dialyses rénales, les taux de greffes du cœur et les taux d'équipement en scanners et appareils à Résonance Magnétique Nucléaire (RMN). Notons que, suivant l'indicateur retenu, la France par exemple, en matière d'assimilation du progrès technique médical, se situe en pointe (c'est, avec la Belgique, le pays où l'on pratique le plus de greffes du cœur), dans la moyenne (cas des

dialyses) ou dans le bas de la distribution (les taux d'équipement en scanners et appareils à RMN étant relativement faibles). C'est pourquoi nous retenons un indicateur composite afin de minimiser cette variabilité. Cet indicateur composite suggère que la diffusion du progrès technique médical est plus importante aux États-Unis que dans les autres pays (cf. graphique 1). Elle serait en revanche plus lente au Royaume-Uni.

Graphique 1
Évolution de l'indicateur composite
de progrès technique

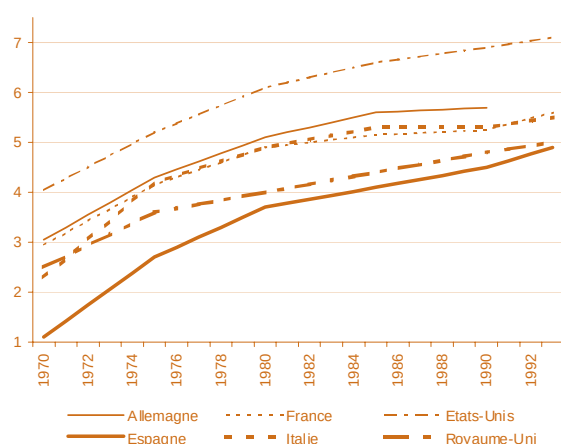


Tableau 3
Quelques indicateurs sanitaires

	Mortalité infantile (pour 1000 naissances)			Espérance de vie à 65 ans			
	1980	1994	1998	Hommes, 1994	Femmes, 1994	Hommes, 1998	Femmes, 1998
Allemagne	12,4	5,6	4,6	14,8	18,5	15,3	19,0
États-Unis	12,6	8,0	7,2	15,5	19,0	16,0	19,2
France	10,0	5,9	4,6	16,2	20,6	16,4	20,9
Royaume-Uni	12,2	5,9	5,7	14,7	18,5	n.d.	n.d.
Canada	10,4	6,3	5,3	16,1	20,2	n.d.	n.d.
Dont Québec	9,8	5,6	4,8	15,6	20,3	15,8	20,0

Source : SESI - DIRIS : Health indicators

Notons par ailleurs qu'une diffusion moindre du progrès technique médical n'entraîne pas *ipso facto* des performances sanitaires médiocres comme le montre la comparaison des États-Unis avec la France ou le

Royaume-Uni (cf. tableau 3) : la qualité des soins fournis dépend d'un ensemble complexe de facteurs qui ne se réduisent pas aux seuls taux d'équipement en technologies de pointe, et les indicateurs sanitaires résultent aussi souvent de phénomènes culturels (modes de vie...) ou économiques (degré de concentration du revenu national) sans lien avec les indicateurs de progrès technique. La rapidité de diffusion du progrès technique médical n'est que l'un des déterminants des performances sanitaires.

Nous estimons alors sur le panel considéré par moindres carrés ordinaires un modèle avec effets fixes individuels, la variable expliquée étant le logarithme du volume des soins dispensés par habitant. Dans ce genre de modèle, les effets individuels ont vocation à « absorber » les particularités rémanentes de chaque pays tandis que les effets temporels sont en général destinés à corriger les effets annuels communs (conjuncturels en particulier) à l'ensemble des pays et aussi de ceux du progrès technique commun. Ces effets temporels se sont ici avérés non-significatifs, ce qui est assez logique dans la mesure où nous avons introduit un indicateur explicite de progrès technique et où les dépenses de santé en volume ne sont que faiblement corrélées au cycle d'activité économique. Il eût par ailleurs été envisageable de recourir à une modélisation dynamique ; mais l'objet de cette étude était la recherche des facteurs de crois-

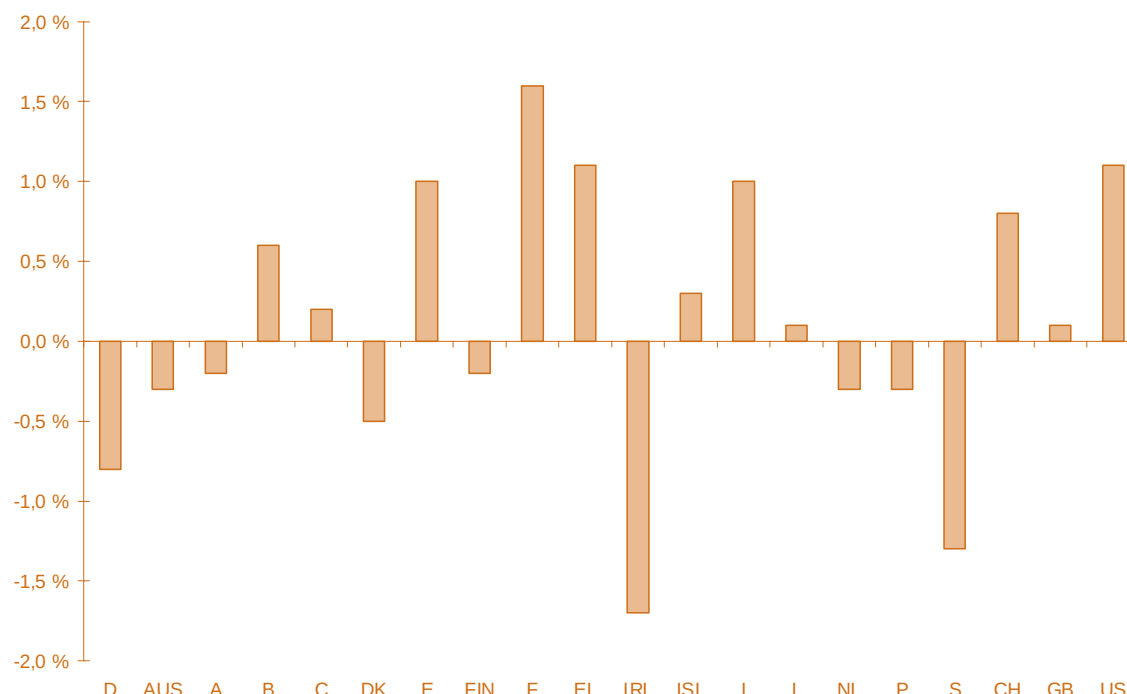
sance à long terme et non une compréhension fine de la dynamique de court terme des dépenses, ce qui justifie une approche plus légère.

Les prix sont également significatifs (élasticité d'environ - 0,6) ainsi que l'indicateur de progrès technique. L'effet prix est assez robuste à l'inclusion ou non de l'indicateur de progrès technique. En revanche, les résultats dénotent une certaine substituabilité entre l'effet revenu et l'effet du progrès technique puisque, si l'on ôte des régresseurs l'indicateur de

progrès technique, l'élasticité du volume des dépenses de santé par tête au PIB par tête s'élève à 1,4.

Toutefois, cette formalisation ne prend pas suffisamment en compte les spécificités structurelles de chaque

Graphique 2
Part de la croissance annuelle du volume des soins *per capita* non expliquée par le modèle
Période d'estimation : 1975-1993



pays. L'analyse des contributions des variables explicatives à la croissance du volume des soins dispensés montre que pour plusieurs pays il demeure une part importante d'inexpliqué qui se retrouve dans les effets fixes individuels. Ainsi la croissance des dépenses est largement surestimée en Suède et en Irlande, et à un degré moindre en Allemagne et au Danemark. À l'inverse, elle est sous-estimée en France, en Espagne, en Grèce, en Italie et aux États-Unis (cf. graphique 2).

Tableau 4
Estimation du modèle avec effets fixes individuels
Période d'estimation : 1975-1993

Variable expliquée : volume des dépenses de santé par tête en log.

Variable explicative	Coefficient	Statistique de Student
Log(PIB par tête)	0,91	13,8
Log(Prix)	-0,63	-9,7
Progrès technique	0,12	8,8
R ² ajusté	0,97	

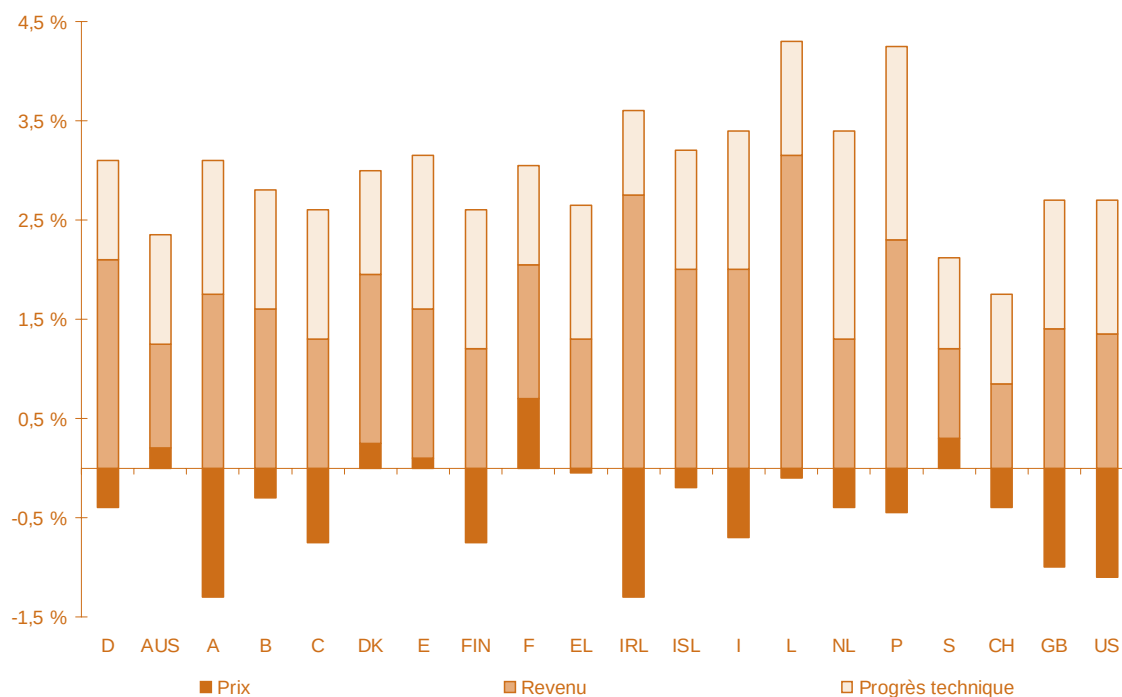
Le PIB par tête ressort donc avec une élasticité significative, légèrement inférieure à l'unité (cf. tableau 4).

La contribution estimée du progrès technique à la croissance du volume des soins est très importante dans la plupart des pays et du même ordre de grandeur que celle de l'effet revenu (cf. graphique 3). La contribution des prix est positive en France en raison de la baisse du prix relatif des dépenses de santé (i.e. progression plus faible de l'indice des prix des dépenses de santé que de l'indice des prix à la consommation) imposée par le régulateur public pour limiter le coût budgétaire du dynamisme de la consommation de soins. L'importance de l'inexpliqué dans ce modèle amène toutefois à rechercher d'autres explications à la dynamique de la consommation de soins.

La prise en compte des spécificités institutionnelles

Nous essayons donc dans une seconde étape d'appréhender les différences de type institutionnel qui existent entre les systèmes de santé *via* la typologie établie dans les études de l'OCDE : on peut ainsi distinguer les systèmes de type intégré, où le financement et les prestations incombent à un organisme unique ; les systèmes de remboursement, dans lesquels la délivrance

Graphique 3
Contribution des différents facteurs à la croissance annuelle du volume de soins *per capita*
prévue par le modèle
Période d'estimation : 1975-1993



d'une prestation médicale entraîne après coup un remboursement de la part de l'assureur ; les systèmes de contrat, dans lesquels un accord prospectif entre les tiers payants et les prestataires fixe les clauses et les conditions du paiement des services.

Naturellement, aucun pays ne relève *stricto sensu* d'une seule de ces catégories. Ainsi, en France, la médecine ambulatoire relève essentiellement du système du remboursement, l'hôpital public du système intégré, et les cliniques privées du modèle contractuel. Nous retenons néanmoins la classification suivante :

- système de remboursement : Australie, Belgique, États-Unis, France, Italie (1970-1978), Luxembourg et Suisse ;
- système contractuel : Allemagne, Autriche, Canada, Espagne (1970-1983), Grèce (1970-1983), Pays-Bas et Portugal (1970-1977) ;
- système intégré : Danemark, Espagne (1984-1993), Irlande, Islande, Italie (1979-1993), Portugal (1978-1993), Royaume-Uni et Suède.

En principe, à très long terme, on s'attend plutôt à ce que les différences de structure des systèmes de santé impliquent des différences en niveau sur le volume des soins (si certains systèmes favorisent la constitution de rentes informationnelles tandis que d'autres la dissuadent). Mais sur un horizon de l'ordre d'une vingtaine d'années, il est vraisemblable que le caractère extrêmement progressif de l'impact des réformes des systèmes de soins sur le comportement des agents implique plutôt des différences en taux de croissance. Au demeurant lorsque l'on analyse la part du PIB consacrée aux dépenses de santé dans chaque pays (cf. tableau 1), on constate que les écarts se sont creusés entre 1980 et 1994. Nous reprenons donc le modèle précédent en introduisant des tendances linéaires différenciées selon la catégorie dont relève le système de soins du pays considéré.

L'inclusion de tendances linéaires différenciées selon la nature du système de soins et de prise en charge considérée réduit donc les élasticités au revenu et au pro-

grès technique : l'élasticité - revenu vaut alors environ 0,64 - ce qui est cohérent avec la valeur de 0,7 retenue par Gerdtham lorsqu'il prend en compte les spécificités institutionnelles.

Tableau 5
Estimation du modèle avec effets fixes individuels
et tendance linéaire différenciée
selon le type de système
Période d'estimation : 1975-1993

Variable expliquée : volume des dépenses de santé par tête en log.

Variable explicative	Coefficient	Statistique de Student
Log(PIB par tête)	0,64	7,9
Log(Prix)	-0,58	-9,2
Progrès technique	0,07	3,4
(1 système de remboursement)*t	0,0152	6,2
(1 système contractuel)*t	0,0084	3,1
(1 système intégré)*t	0,0093	3,5
R ² ajusté	0,974	

La prise en compte des spécificités institutionnelles suggère des écarts importants selon le type de système considéré. L'accroissement annuel « autonome » (hors effets de revenu, de prix et de progrès technique) dans les systèmes de remboursement s'élèverait à + 1,52 %, soit respectivement 0,59 et 0,68 point de plus que dans les systèmes intégrés et contractuels. On peut noter à cet égard que les systèmes intégrés et contractuels comportent des garde-fous à la croissance des dépenses : dans un système intégré, l'enveloppe budgétaire est allouée *ex ante* et contraint les producteurs. Dans un système contractuel, la contrainte budgétaire joue également sur les producteurs même si elle résulte d'une négociation entre assureurs et prestataires et n'est pas imposée par l'assureur universel (Bocognano et al. [1999]). Bien que fragiles, les estimations tendraient à montrer qu'une certaine forme de responsabilisation financière de l'offre de soins modère le taux de croissance du volume de soins dispensés. Sur la période d'estimation (1975-1993), le volume des soins dispensés aurait ainsi augmenté de 11 % de plus, toutes choses égales par ailleurs, dans les systèmes de remboursement que dans les autres types de système. L'interprétation de l'impact de ces facteurs institutionnels requiert toutefois une analyse complémentaire beaucoup plus précise à l'échelle micro-économique.

Bibliographie

- Blomqvist A. [1991], The doctor as double agent: information asymmetry, health insurance and medical care, *Journal of Health Economics*, vol 10.
- Bocognano A., Couffinhal A., Grignon M., Mahieu R. et Polton D. [1999], Concurrence entre assureurs, entre prestataires et monopole naturel : une revue des expériences étrangères en matière de santé, *Économie et Statistique*, n° 328.
- Dionne G. et Contandriopoulos A.-P. [1984], *Doctors and their workshops: a review article*, Département d'administration de la santé, Université de Montréal.
- Dranove D. [1988], Demand inducement and the physician/patient relationship, *Economic Inquiry*, n° 24.
- Gerdtham U.-G. et Jönsson B. [1991], Price and quantity in international comparisons of health care expenditure, *Applied Economics*, n° 23.
- Holmstrom B. et Milgrom P. [1991], Multitask principal/agent analyses: incentives contracts, asset ownership and job design, *Journal of Law Economics and Organization*, vol. 7.
- Hourriez J.-M. [1992], Expliquer la croissance des dépenses de santé : le rôle du niveau de vie et du progrès technique, *Économie et Prévision*, n° 129-130.
- L'Horty Y., Quinet A. et Rupprecht F. [1997], *Les évolutions de la demande des ménages : facteurs économiques et démographiques*, Insee, division Conditions de vie des ménages.
- Mahieu R. [2000], *Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique*, Document de travail Insee, G2000/01.
- Mougeot M. et Naegelen F. [1997], La réglementation hospitalière : tarification par pathologie ou achat de soins ?, *Économie et Prévision*, n° 129-130.
- Murillo C., Piatecki C. et Saez M. [1993], Health care expenditure and income in Europe, *Health Economics*, vol 2.
- Newhouse J.-P. [1977], Medical care expenditure: a cross-national survey, *Journal of Human Resources*, vol 12.
- SESI-DIRIS [1998], *Health indicators - International comparisons*, La documentation française.