

**DEA Analyse et Politique Economiques
Ecole des Hautes Etudes en Sciences Sociales, Paris**

Les médecins français sont-ils élastiques ?

Une estimation sur données annuelles 1980-2002

Florian MAYNERIS

Sous la direction de Thomas PIKETTY

Année universitaire 2003-2004

Résumé

En 2002, en plein conflit pour les revalorisations tarifaires, les syndicats de médecins affirment qu'une augmentation de la rémunération de la consultation entraînerait une baisse de l'activité des praticiens. L'effet revenu à l'œuvre serait si fort qu'il ferait plus que compenser l'effet de substitution et conduirait ainsi à une forme d'autorégulation de l'activité par la profession. Qu'en est-il exactement ?

Pour répondre à cette question, nous nous intéressons dans le cadre de ce mémoire à l'évolution de l'activité des médecins libéraux depuis 1980 à travers le nombre annuel moyen de consultations effectuées par praticien pour chaque spécialité, et tentons plus précisément de mesurer l'élasticité de l'offre de travail des médecins par rapport au tarif de la consultation.

L'étude de deux chocs tarifaires, l'un au début des années 1980 et l'autre en 1987, amène à conclure que l'activité médicale réagit effectivement en sens inverse des variations de la rémunération de l'acte. L'élasticité globale que nous mesurons, somme de l'effet revenu et de l'effet de substitution, est de l'ordre de $-0,3$ pour les généralistes et les pédiatres. Une augmentation de 10% du tarif de la consultation pour ces spécialités entraînerait ainsi une hausse de 7% des dépenses de l'assurance maladie associées à cet acte. Bien que l'effet revenu soit conséquent, il est donc insuffisant pour permettre une véritable maîtrise du budget de l'assurance maladie.

Toutefois, la baisse de l'activité médicale n'est certainement pas sans répercussions sur les autres postes de dépenses (prescriptions de médicaments et d'auxiliaires médicaux notamment); la prise en compte de tels effets serait nécessaire pour mesurer l'impact net d'une revalorisation sur les dépenses de santé.

Sommaire

1. Introduction : Pourquoi étudier l'élasticité de l'offre de travail des médecins ?	5
1.1. Inscription du sujet dans le champ de la recherche	5
1.1.1. <i>Le versant « économie du travail »</i>	5
1.1.2. <i>Le versant « économie de la santé »</i>	5
1.2. Plan du mémoire	7
2. Les comptes de l'assurance maladie au cours des trente dernières années	8
2.1. Une consommation qui n'a cessé de s'accroître	8
2.1.1. <i>Le progrès technique</i>	9
2.1.2. <i>L'élasticité-revenu de la consommation de biens et de services médicaux</i>	10
2.1.3. <i>L'extension du taux de couverture</i>	10
2.1.4. <i>Le vieillissement de la population</i>	11
2.2. Un financement de l'assurance maladie de plus en plus déséquilibré	11
2.2.1. <i>Des dépenses croissantes</i>	11
2.2.2. <i>Des recettes insuffisantes</i>	12
2.2.3. <i>Des déficits permanents</i>	13
2.3. Vers une conception plus structurelle des réformes	14
2.3.1. <i>Une part croissante des versements aux établissements hospitaliers</i>	14
2.3.2. <i>Une structure des dépenses de soins de ville relativement stable</i>	15
2.4. Bilan	16
3. Revue de littérature	17
3.1. La littérature relative aux questions d'élasticité de l'offre de travail	17
3.2. La littérature sur les phénomènes de demande induite	18
3.2.1. <i>Problèmes méthodologiques</i>	18
3.2.2. <i>Induction de la demande : une étude sur données françaises</i>	19
3.2.3. <i>Les études empiriques sur expériences naturelles : le cas québécois</i>	20
3.2.4. <i>Bilan</i>	22
4. Méthode suivie au cours de l'étude	23
4.1. Le modèle d'offre de travail néoclassique	23
4.1.1. <i>Les hypothèses de base</i>	23
4.1.2. <i>Résolution du modèle</i>	23

4.2. Démarche empirique adoptée	25
4.2.1. <i>Les sources disponibles sur le sujet</i>	25
4.2.2. <i>La tarification des actes médicaux</i>	26
4.2.3. <i>Les données utilisées</i>	27
4.2.4. <i>Stratégie empirique adoptée</i>	27
5. Résultats	28
5.1. Résultats graphiques	28
5.1.1. <i>Evolution des lettres clés C et CS</i>	28
5.1.2. <i>Le cas des généralistes</i>	29
5.1.3. <i>Les spécialistes : le cas des pédiatres</i>	30
5.1.4. <i>Premier bilan</i>	30
5.1.5. <i>Mesure de l'élasticité chez les généralistes et les pédiatres</i>	31
5.2. Résultats économétriques	35
5.2.1. <i>Régression de l'activité sur le tarif des actes</i>	35
5.2.2. <i>Prise en compte de trends temporels</i>	36
5.2.3. <i>Bilan</i>	40
Conclusion	41
Bibliographie	42
Annexes	44
Annexe A : Les spécialités médicales	45
Annexe B : Les tarifs conventionnels (en F puis en € courants)	46
Annexe C : Régressions médecins généralistes APE	47
Annexe D : Régressions pédiatres APE	49

1. Introduction : pourquoi étudier l'élasticité de l'offre de travail des médecins ?

1.1. Inscription du sujet dans le champ de la recherche.

Nous nous proposons d'étudier dans le cadre de ce mémoire l'élasticité de l'offre de travail des médecins français par rapport à la rémunération des actes. Notre propos s'inscrit ainsi dans deux champs de la recherche économique.

1.1.1. Le versant « économie du travail ».

L'élasticité de l'offre de travail est ici étudiée afin de mieux cerner les déterminants de l'arbitrage travail/loisir.

Sa mesure est toutefois une question encore débattue. Les premiers travaux réalisés sur la question donnaient des résultats proches de zéro. Ils reposaient en effet sur des données plus ou moins agrégées de la masse salariale. Les populations étudiées ne disposant pas véritablement de la maîtrise de leur temps de travail, il était par conséquent difficile d'identifier une quelconque réaction de celles-ci à des variations de taux de salaire.

Les travaux récents se sont tournés vers des « études de cas », concernant des professions particulières dont le mode d'activité laisse une certaine marge de manœuvre quant au choix du temps de travail ou du niveau d'activité. C'est le cas par exemple de l'article de H.S. Farber sur les taxis new-yorkais¹. Les médecins libéraux entrent dans ce cadre là, et plus particulièrement les médecins du secteur 1. Ces derniers, en échange d'allègements de charges sociales, s'engagent en effet à pratiquer les tarifs conventionnels fixés par les pouvoirs publics ; ils ne peuvent pratiquer de dépassements que dans certains cas très exceptionnels. Le volume de leur activité est donc la seule variable de choix dont ils disposent pour agir sur leur revenu. Ils représentent ainsi un cas pur pour la mesure d'une élasticité d'offre de travail. Les médecins du secteur 2 (dits en « honoraires libres ») peuvent en revanche, par le biais des dépassements (à la charge du patient) qu'ils sont autorisés à pratiquer, maîtriser leur niveau de rémunération pour les différents actes qu'ils pratiquent².

1.1.2. Le versant « économie de la santé ».

L'étude de l'offre de travail des médecins s'inscrit aussi pleinement dans le champ de la recherche en économie de la santé. En effet, à l'heure où la viabilité du système de santé français passe par une véritable réforme de ce dernier, il paraît nécessaire d'analyser et de comprendre les fondements de l'activité économique des acteurs impliqués au niveau des différents postes de dépense.

¹ H. S. FARBER, Is Tomorrow Another Day ? The Labor Supply of New York Cab Drivers, *NBER, Working Paper 9706*, Mai 2003.

² Le secteur 2 ayant été jugé responsable d'une forte dérive des dépenses, l'accès de nouveaux médecins à celui-ci est limité à de très rares exceptions depuis 1989. Le secteur 2 avait été créé en 1980, en remplacement de l'ancien statut de « droit à dépassements permanents » (DP) dont quelques médecins ressortissent encore. Les médecins n'appartenant à aucun des trois secteurs (1,2,DP) sont dits « non conventionnés ». Leur nombre est très faible.

Les honoraires des médecins libéraux représentent environ 15% des dépenses du régime général de l'assurance maladie, soit une part non négligeable du total des prestations versées par ce dernier. Comment, dès lors, les médecins français décident-ils du niveau de leur activité ? Ont-ils d'ailleurs véritablement la possibilité d'agir sur celui-ci ? Deux types de comportement semblent a priori envisageables :

- les médecins répondent à une demande qui leur est exogène. La demande de soins et de biens médicaux serait ici déterminée par la situation épidémiologique du pays, par les caractéristiques médicales de la population ou encore par le revenu des ménages. Si tel est le cas, on doit s'attendre à mesurer une élasticité de l'activité médicale en fonction du tarif des actes de l'ordre de zéro. Les médecins ne faisant que répondre à la demande, les pouvoirs publics, afin de maîtriser le poste de dépenses « honoraires » du régime général de l'assurance maladie, devraient donc se tourner vers la demande de soins et non vers l'offre.
- les médecins ont la possibilité d'avoir des comportements stratégiques (en raison d'asymétries d'information par exemple) et disposent donc d'une certaine maîtrise de leur niveau d'activité et de leur revenu. Il sont capables d'influer sur la demande de soins ; c'est l'hypothèse de demande induite faite par Evans dans les années 1970. Mesurer l'élasticité de l'offre de travail des médecins, et voir comment réagit le niveau et la structure de leur activité à des variations tarifaires, semble alors nécessaire afin de concevoir une réforme permettant une meilleure maîtrise des dépenses d'honoraires. C'est dans ce sens que vont les travaux de L. Rochaix sur le cas québécois³.

Dans le cas où l'élasticité de l'offre de travail des médecins en fonction des tarifs ne serait pas nulle, connaître le signe de celle-ci est décisif. Les implications en matière de politique tarifaire seront en effet radicalement différentes selon que cette élasticité est positive ou négative :

- si l'élasticité est positive, l'effet de substitution domine. L'activité médicale est croissante du niveau des tarifs. Dans une optique de maîtrise des dépenses de santé, les conclusions sont relativement claires.
- si l'élasticité est inférieure à -1, l'effet revenu est si puissant qu'une augmentation de 10% des tarifs engendrerait une baisse de l'activité supérieure à 10%. Dans un tel cas de figure, une politique tarifaire expansionniste pourrait être une solution pour la maîtrise du poste « honoraires ».
- enfin, si l'élasticité est comprise entre -1 et 0, une augmentation tarifaire entraîne une diminution de l'activité des médecins, si bien que la revalorisation est moins coûteuse pour les pouvoirs publics que ce qu'elle aurait été à activité inchangée. Dans ce cas, étant donné l'impact de l'activité des médecins sur d'autres postes de dépenses tels que les prescriptions de médicaments ou d'auxiliaires médicaux, les recommandations en matière de politique économique sont plus ambiguës.

³ A. NASSIRI et L. ROCHAIX-RANSON, **L'offre de services médicaux** analyse sur données de panel d'une expérience naturelle au Québec, *Revue d'Economie Politique*, n°4, juillet-août 2000, p. 541-570.

1.2. Plan du mémoire.

Lors des grèves de 2002, les syndicats de médecins affirmaient qu'une revalorisation du tarif de la consultation des généralistes entraînerait une baisse de l'activité de ces derniers ; le coût d'une telle mesure pour l'assurance maladie ne devait donc pas, selon eux, être aussi élevé que les opposants à la revalorisation voulaient bien le dire. L'effet revenu à l'oeuvre serait si puissant qu'il ferait plus que compenser l'effet de substitution et conduirait ainsi à une forme d'autorégulation de l'activité par la profession.

Afin de vérifier cette affirmation, nous nous intéressons dans le cadre de ce mémoire à l'évolution de l'activité des médecins libéraux entre 1980 et 2002 à travers le nombre annuel moyen de consultations effectuées par praticien pour chaque spécialité, et tentons plus précisément de mesurer l'élasticité de l'offre de travail des médecins par rapport au tarif de la consultation.

L'étude de deux chocs tarifaires, l'un au début des années 1980 et l'autre en 1987, amène à conclure que l'activité médicale réagit effectivement en sens inverse des variations de la rémunération de l'acte. L'élasticité globale que nous mesurons, somme de l'effet revenu et de l'effet de substitution, est de l'ordre de $-0,3$ pour les généralistes et les pédiatres. Une augmentation de 10% du tarif de la consultation pour ces spécialités entraînerait ainsi une hausse de 7% des dépenses de l'assurance maladie associées à cet acte. Bien que l'effet revenu soit conséquent, il est donc insuffisant pour permettre une véritable maîtrise du budget de l'assurance maladie.

Après avoir étudié l'évolution des dépenses du régime général de l'assurance maladie au cours des trente dernières années (Section 2), nous effectuerons une brève revue de la littérature économique sur les questions d'élasticité de l'offre de travail et sur les phénomènes d'induction de la demande dans le secteur médical (Section 3). Nous exposerons ensuite la méthode suivie au cours de notre étude, fortement inspirée de celle adoptée dans les travaux portant sur des expériences naturelles (Section 4), et nous présenterons enfin les résultats graphiques et économétriques que nous avons obtenus (Section 5).

2. Les comptes du régime général de l'assurance maladie au cours des trente dernières années.

Les comptes de l'assurance maladie sont actuellement préoccupants. La branche maladie de la sécurité sociale connaît en effet depuis le début des années 1990 une situation de déficit chronique qui ne cesse de s'aggraver. Les prévisions faites sur la base des tendances actuelles estiment que le déficit annuel de l'assurance maladie s'élèverait à 100 milliards d'euros en 2020, soit 3,2% du Pib. Une telle situation n'est évidemment pas soutenable à moyen ou à long terme. Un retour sur les évolutions à l'œuvre durant les trente dernières années nous permettra de comprendre comment de tels déséquilibres sont aujourd'hui possibles.

2.1. Une consommation qui n'a cessé de s'accroître.

Encadré 1 : Définitions

Consommation de soins et de biens médicaux (CSBM) : ce sont les soins hospitaliers et en sections médicalisées, les soins ambulatoires (honoraires des médecins, dentistes, auxiliaires médicaux, laboratoires d'analyses, cures thermales), les transports sanitaires et les biens médicaux (médicaments, optique, prothèses, petits matériels et pansements).

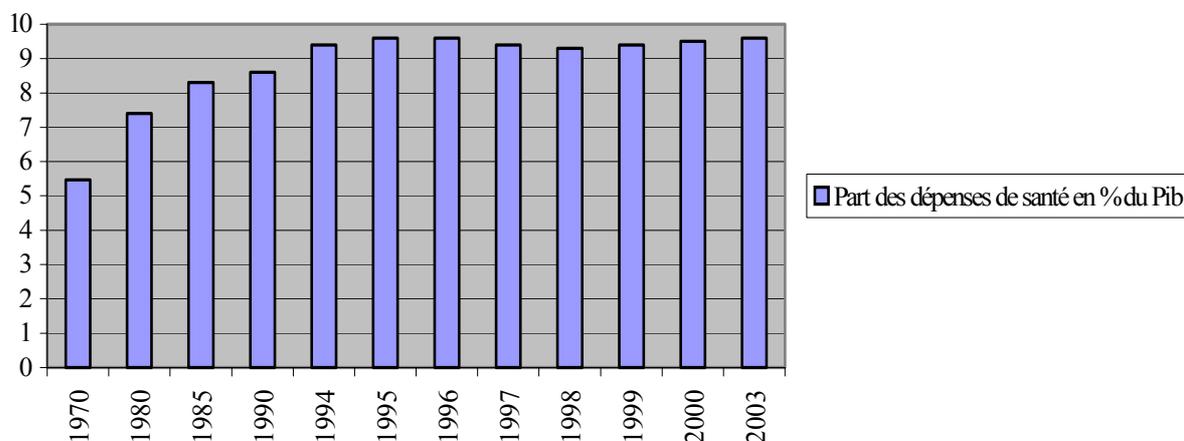
Soins de ville : cette catégorie est le complémentaire des dépenses en hôpital. Il s'agit de l'ensemble des dépenses médicales effectuées hors hospitalisation. Les principaux postes de dépense des soins de ville sont : les honoraires médicaux, les médicaments, les prescriptions d'auxiliaires médicaux et d'analyse de biologie, les produits et prestations sanitaires ainsi que les indemnités journalières.

Total des prestations de l'assurance maladie : c'est la part remboursée de la CSBM ainsi que les prestations en espèces (indemnités journalières) versées aux assurés.

Dépense nationale de santé : il s'agit de la CSBM à laquelle on ajoute les indemnités journalières, la prévention collective, le fonctionnement de la recherche, de l'enseignement et de l'administration sanitaire, ainsi que d'autres dépenses engagées par les financeurs de l'ensemble du système. C'est la dépense retenue pour les comparaisons internationales.

Depuis la fin des années 1960, les dépenses de santé n'ont cessé de s'accroître dans les pays développés. La consommation de biens et de services médicaux a crû beaucoup plus vite que le revenu disponible (deux points de plus en moyenne sur les quarante dernières années). Aussi, la part des dépenses de santé dans le Pib est-elle passée en moyenne, dans les pays de l'OCDE, de 5% à la fin des années 1960 à 8% environ à la fin des années 1990. L'évolution est encore plus spectaculaire en France, comme le montre le graphique suivant.

**Graphique 1: Evolution de la part des dépenses de santé dans le Pib français
1970-2003**



Sources : d'après données CNAMTS.

La part de la richesse nationale consacrée en France aux dépenses de santé a quasiment doublé entre la fin des années 1960 et aujourd'hui ; elle est passée de 5,47% en 1970 à 9,6% en 2003, plaçant ainsi l'Hexagone au cinquième rang des pays de l'OCDE⁴. Plusieurs facteurs permettent de rendre compte d'une telle évolution.

2.1.1. Le progrès technique.

De nombreux progrès ont été faits au cours des trente dernières années, tant en matière de soins que d'imagerie médicale. L'apparition du scanner et de l'IRM par exemple a révolutionné les techniques de diagnostic.

D'après Lewis Thomas, l'impact du progrès technique sur les dépenses de santé se décompose en trois phases :

- la maladie, inconnue ou mal comprise, est peu coûteuse.
- des technologies intermédiaires permettent de traiter la maladie au prix de dépenses élevées.
- l'innovation permet de réduire fortement le coût des traitements.

Selon cette grille de lecture, nous connaissons en France depuis quelques décennies le passage de la phase 1 à la phase 2 pour de nombreuses maladies.

Ajoutons à cela que la complexification des technologies et des méthodes employées entraîne un accroissement « structurel » du coût des examens médicaux, et l'on comprend l'importance du progrès technologique dans l'augmentation des dépenses de santé.

⁴ Derrière les Etats-Unis, l'Allemagne, la Suisse et le Canada.

2.1.2. L' élasticité-revenu de la consommation de biens et de services médicaux.

Les biens et les services médicaux sont des biens supérieurs; leur consommation évolue avec le revenu des ménages selon une élasticité supérieure à l'unité. L'augmentation spectaculaire du Pib par tête qu'a connue la France au cours de la deuxième moitié du vingtième siècle a ainsi permis une croissance plus forte encore de la consommation médicale.

2.1.3. L'extension du taux de couverture.

Même pendant les périodes de récession, les dépenses de soins de santé ont continué d'augmenter fortement. L'élasticité-revenu de la CSBM ne saurait donc expliquer à elle seule le différentiel de croissance entre la richesse nationale et les dépenses de santé. L'extension de la couverture maladie permet de rendre compte en partie de ce phénomène. En effet, si elle assure une plus grande égalité dans l'accès aux soins, la couverture maladie peut aussi, en l'absence de mécanismes de régulation, engendrer des effets pervers et inciter à la surconsommation médicale.

Actuellement, le financement de la CSBM des ménages se fait comme suit :

Tableau 1 : financement de la CSBM en 2002.

Assurance maladie obligatoire	Assurance maladie complémentaire	Ménages
75,70%	12,30%	11%

76% des dépenses globales de santé sont pris en charge par l'assurance maladie, soit en fait 81% des biens et des services médicaux « reconnus »⁵. Pour les soins d'hospitalisation, le taux de prise en charge est de 97%.

Si l'on ajoute les remboursements effectués par les assurances complémentaires (dont jouit 92% de la population sur le territoire français depuis la mise en place de la Couverture maladie universelle complémentaire en 2000), le taux consolidé de prise en charge se situe alors aux alentours de 96%.

Par ailleurs, en termes d'étendue démographique, la mise en place de la CMU a permis d'accéder à l'universalité de l'assurance maladie. Seule une infime minorité de la population n'est couverte aujourd'hui par aucune assurance maladie.

Cette double extension de la couverture maladie a permis à des personnes qui en étaient jusque là exclues d'accéder au système de santé rendu plus équitable. Les dépenses ont alors crû de manière mécanique et « programmée » pour ainsi dire, cette augmentation représentant le coût d'un système plus égalitaire. Mais en l'absence de régulation parallèle, des phénomènes d'aléa moral ont par ailleurs entraîné une augmentation non maîtrisée de la consommation médicale.

⁵ La « dépense reconnue » est égale à la dépense présentée au remboursement dans la limite des tarifs opposables et des nomenclatures réglementaires. On la distingue ainsi de la « dépense remboursée », égale à la dépense reconnue diminuée du ticket modérateur et du forfait journalier.

2.1.4. Le vieillissement de la population.

Le vieillissement de la population influe à deux niveaux sur la consommation médicale. Tout d'abord à travers un effet d'âge : les gens vivent aujourd'hui plus longtemps et la CSBM des personnes âgées est plus élevée que celle des jeunes. Par ailleurs, à âge égal, la génération d'aujourd'hui consomme plus de biens médicaux que celle d'hier: c'est l'effet de génération. Le vieillissement de la population française participe ainsi à la croissance de la CSBM.

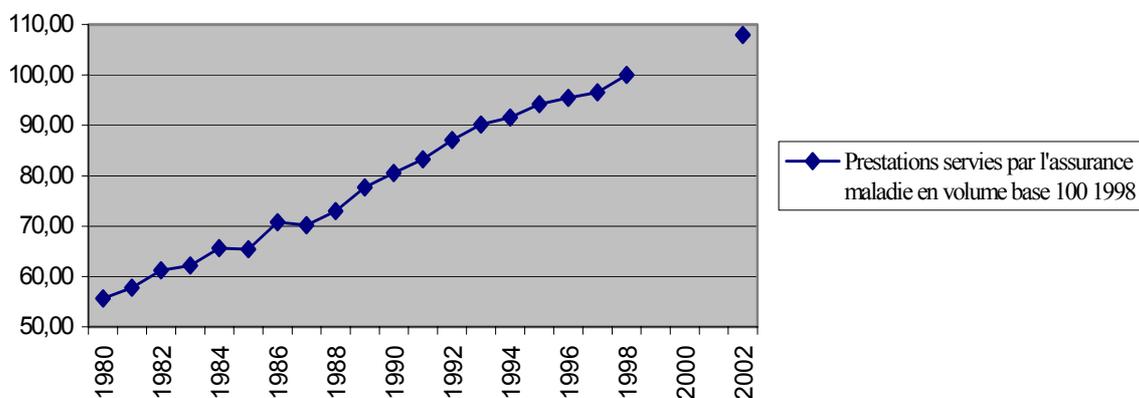
Au total, la conjonction de ces différents facteurs a induit une véritable tendance à la hausse des dépenses de santé au cours des trente dernières années.

2.2. Un financement de l'assurance maladie de plus en plus déséquilibré.

2.2.1. Des dépenses croissantes.

Sous l'effet de la croissance de la consommation médicale et de l'extension de la couverture maladie, la branche maladie de la sécurité sociale a connu, comme on peut le constater sur la graphique suivant, une très forte augmentation des prestations servies par le régime général⁶.

Graphique 2: Prestations servies par le régime général de l'assurance maladie en volume base 100 1998



Sources : d'après données CNAMTS.

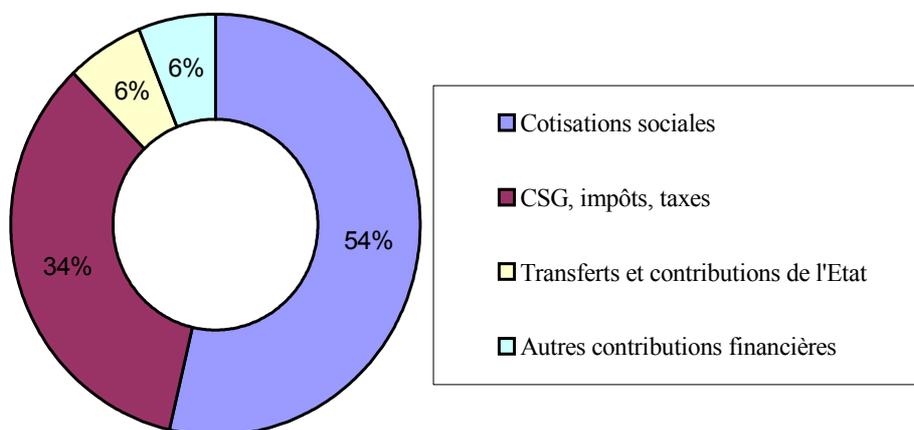
Alors que le bloc « dépenses » ne cesse de croître, le bloc « recettes » du régime général est, pour sa part, soumis à de fortes tensions structurelles.

⁶ Le régime général de l'assurance maladie représentait 83,5% des assurés en 2002.

2.2.2. Des recettes insuffisantes.

Le financement de l'assurance maladie se décomposait en 2002 de la manière suivante :

Graphique 3: Financement de l'assurance maladie en 2002



La structure du financement de l'assurance maladie s'est considérablement modifiée au cours des dernières décennies. Alors qu'elle reposait presque intégralement sur les revenus d'activité, son assiette s'est élargie avec la création de la Contribution sociale généralisée (CSG) en 1991⁷. Cela dit, la part non négligeable qu'occupent les cotisations patronales dans le financement de l'assurance maladie et la prépondérance des revenus salariés dans le recouvrement de la CSG font encore de la masse salariale le socle sur lequel s'appuient les recettes du régime général.

On voit dès lors très clairement les problèmes de financement qui se sont posés et qui se profilent :

- la structure de financement du régime général rend les recettes de l'assurance maladie relativement sensibles aux aléas de la conjoncture. Or, parallèlement à la croissance exponentielle des prestations servies, on a assisté à partir des deux chocs pétroliers de 1973 et 1978 à un ralentissement très net de la croissance, qui n'a jamais retrouvé les taux qu'elle avait atteints durant les Trente Glorieuses.
- la dégradation du rapport actifs/inactifs consécutive au départ à la retraite de la génération du baby-boom et au ralentissement de la natalité de ces trente dernières années, pose un problème structurel au financement de l'assurance maladie, essentiellement basé sur les revenus d'activité.

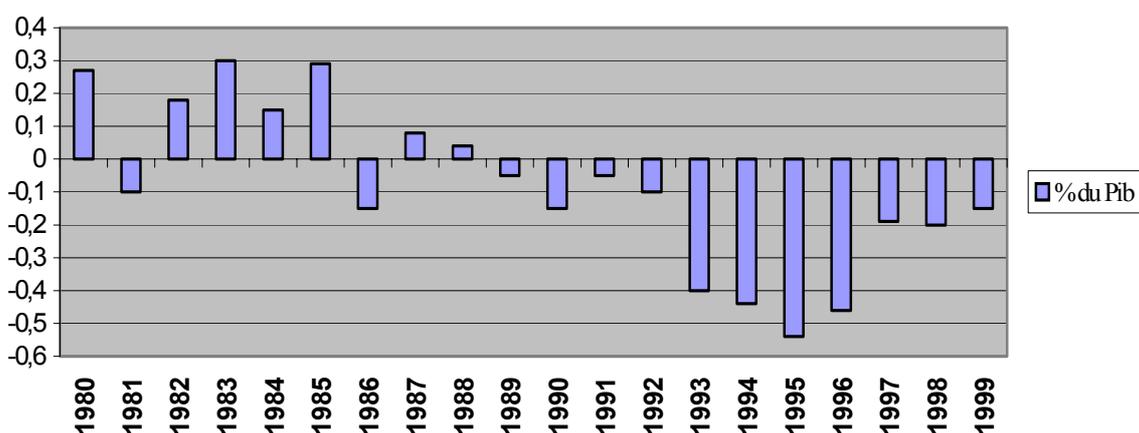
Au total, la croissance vertigineuse des dépenses et la stagnation (voire diminution) des recettes induisent un effet de ciseaux qui a conduit à des déficits permanents tout au long des années 1990.

⁷ Les pensions des retraités et certains revenus du patrimoine sont en effet assujettis à la CSG.

2.2.3. Des déficits permanents.

Le régime général de l'assurance maladie a été déficitaire tout au long des années 1990.

Graphique 4 : Solde du régime général de l'assurance maladie 1980-1999



Sources : d'après Commission des comptes de la Sécurité sociale

La situation ne s'est pas arrangée, et s'est même aggravée, dans les années qui ont suivi. En effet, après une brève période de réduction des déficits à la fin des années 1990, ceux-ci se creusent à nouveau au début des années 2000.

Tableau 2 : Solde du régime général de l'assurance maladie 2000-2004

	2000	2001	2002	2003*	2004**
Solde du régime général de l'assurance maladie, en milliards d'euros	-1,6	-2,1	-6,1	-10,6	-10,9

*Prévisions

**Prévisions en tenant compte de la LFSS 2004

Sources : Rapport de la Commission des Comptes de la Sécurité Sociale 2003 et Ministère de la Santé

Les pouvoirs publics commencent à se préoccuper de la maîtrise des dépenses de l'assurance maladie dès 1976, date à laquelle M. Barre met en place le premier plan de redressement des comptes de la sécurité sociale. Les mesures prises alors consistent en une diminution des remboursements d'auxiliaires médicaux et de transports. Entre 1976 et 1996, dix plans vont se succéder. Tous abordent le problème de manière comptable, en diminuant les remboursements ou en augmentant les cotisations.

Il semble toutefois que de telles mesures soient désormais insuffisantes. Le problème est en effet en grande partie structurel ; sans régulation des pratiques et sans changement du comportement des différents acteurs, tout redressement des comptes du régime général de l'assurance maladie est voué à l'échec. Seul le plan Juppé de 1996 commence à emprunter cette voie.

Ce dernier met tout d'abord en place l'Objectif National des Dépenses d'Assurance Maladie (ONDAM) voté chaque année au Parlement. Toutefois, en l'absence de réelle force coercitive, l'ONDAM est dès 1998 dépassé chaque année. Par ailleurs, un système d'enveloppe pour les soins ambulatoires avec mécanismes de coercition en cas de dépassement par les praticiens avait été envisagé, mais n'a pu finalement voir le jour. Les mesures du plan Juppé ont donc permis une diminution conjoncturelle des déficits ; mais dès 2000-2001, ceux-ci retrouvent leur tendance antérieure.

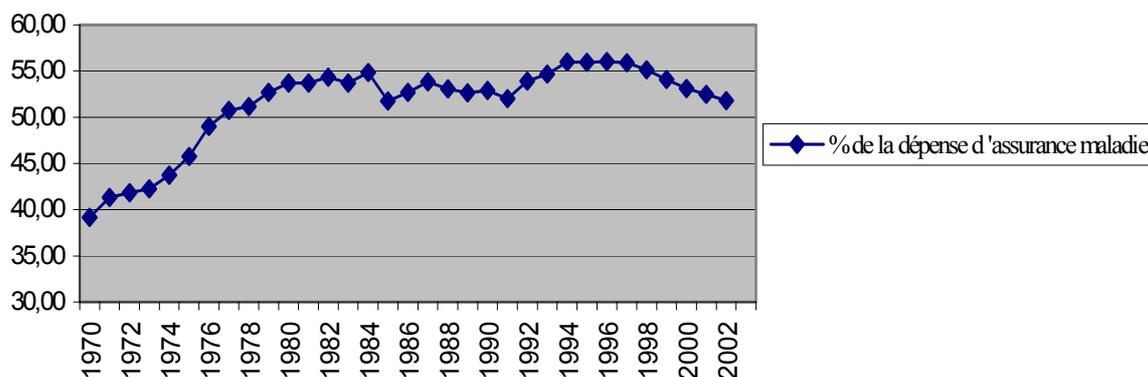
Néanmoins, en passant d'une approche très macroéconomique et budgétaire à une conception plus microéconomique et structurelle des mesures à prendre, le plan Juppé a marqué une étape dans la manière d'envisager la réforme de l'assurance maladie. Il s'agit désormais de modifier en profondeur les comportements des offreurs et des consommateurs du système de santé.

2.3. Vers une conception plus structurelle des réformes.

Afin d'explorer les voies qu'il serait possible d'emprunter, il convient d'étudier auparavant l'évolution de la structure des dépenses de l'assurance maladie.

2.3.1. Une part croissante des versements aux établissements hospitaliers.

**Graphique 4 : Evolution de la part des dépenses d'hospitalisation
1970-2002**



Source : d'après données CNAMTS

Les versements aux établissements hospitaliers ont connu une forte croissance durant les années 1970 et le début des années 1980, du fait notamment de la mise en place de techniques de soins et de diagnostic perfectionnées et coûteuses. La part des soins d'hospitalisation dans les prestations versées par l'Assurance maladie est en légère baisse depuis cinq ans et se stabilise aux alentours de 50%.

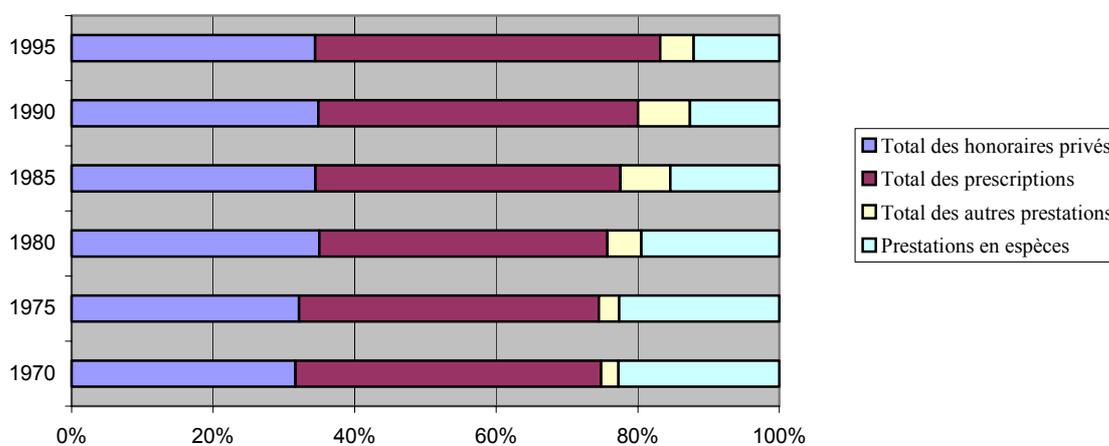
L'hôpital représente néanmoins une part essentielle des dépenses du régime général. De nombreux dysfonctionnements y ont été dénoncés ces dernières années. La pratique

automatique et indifférenciée d'examens onéreux pèse en particulier de façon non négligeable sur les dépenses. L'internalisation des contraintes de financement par le personnel soignant hospitalier est aujourd'hui un enjeu de taille, auquel les pouvoirs publics tentent de s'attaquer dès la formation des futurs médecins au sein des universités.

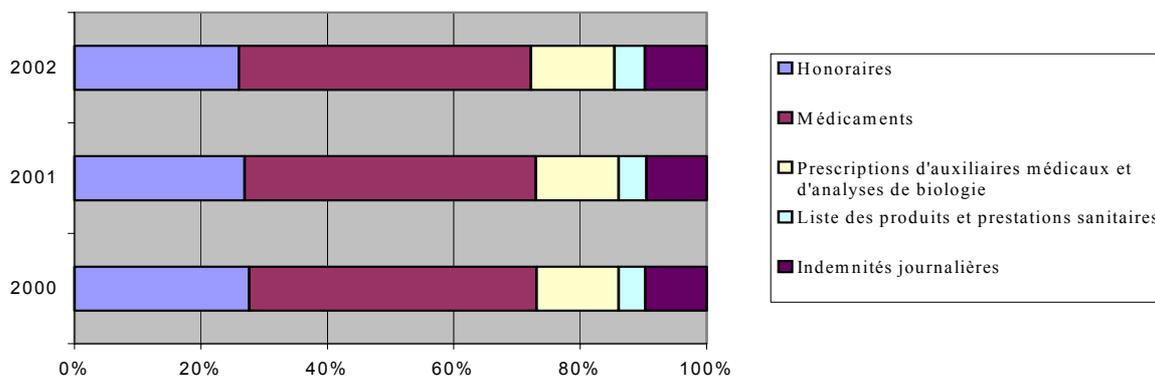
2.3.2. Une structure des dépenses de soins de ville relativement stable.

Les dépenses de soins de ville sont l'exact complémentaire des dépenses en établissements d'hospitalisation. Elles représentent ainsi en 2002 48,2% des dépenses du régime général. La structure des dépenses de soins de ville a évolué comme suit depuis 1970⁸ :

Graphique 5 : Structure des dépenses de soins de ville 1970-2002



Sources : CNAMTS



Sources : CNAMTS, calculs de la Drees

Les deux principaux postes de dépenses sont les prescriptions (de médicaments en particulier, qui représentent aux alentours de 45% des dépenses de soins de ville) et les honoraires.

En ce qui concerne le premier poste, un travail de long terme sur les comportements des prescripteurs et des consommateurs a été entrepris. Deux voies sont explorées : la limitation

⁸ Ne disposant pas de données homogènes sur toute la période, nous présentons des données provenant de deux sources différentes. Toute comparaison directe entre graphiques est ainsi impossible.

de la consommation de médicaments (dont les Français sont parmi les plus gros consommateurs au monde) et la diffusion du recours aux génériques.

Quant au poste honoraires, aucune mesure spécifique n'a été prise à son égard, si ce n'est diverses périodes conjoncturelles de gel tarifaire. C'est à ce poste que nous nous intéresserons plus particulièrement dans le cadre de ce mémoire.

2.4. Bilan.

En trente ans, le régime général de l'assurance maladie a vu ses dépenses exploser sous l'effet conjugué du progrès technique, de la croissance du revenu, de l'extension de la couverture maladie et du vieillissement de la population.

Parallèlement, les recettes, essentiellement assises sur les revenus d'activité, n'ont pas crû en conséquence, du fait du ralentissement de la conjoncture, et dernièrement, de la dégradation du rapport actifs/inactifs dans la population française.

Cet effet de ciseaux pèse considérablement sur les comptes de l'assurance maladie, aujourd'hui particulièrement alarmants. Les plans de sauvetage macroéconomiques et budgétaires ne sont plus suffisants. « Sauver » l'assurance maladie tout en conservant des soins de qualité implique de modifier les comportements des différents acteurs du système de santé : patients, médecins, auxiliaires médicaux, pharmaciens etc. Pour ce faire, une connaissance approfondie des motivations des uns et des autres est nécessaire. Un vaste champ est ainsi ouvert à la recherche économique, que nous allons tenter d'investir en partie.

3. Revue de littérature.

3.1. La littérature relative aux questions d'élasticité de l'offre de travail.

Traditionnellement, les économistes considèrent qu'une variation de salaire possède deux effets sur l'offre de travail de l'agent :

- un effet de substitution : le coût d'opportunité du loisir par rapport au travail augmente en même temps que le salaire ; une hausse du taux de salaire incite donc l'agent maximisateur à substituer dans son panier de consommation du travail au loisir. On peut aussi interpréter les choses de la manière suivante : à l'optimum, le salaire doit être égal à la désutilité marginale du travail pour l'agent, elle-même fonction croissante du nombre d'heures travaillées. Une augmentation du salaire engendre donc un accroissement de l'offre de travail.
- un effet revenu : une augmentation du salaire rend l'agent plus riche ; celui-ci a moins besoin de travailler pour atteindre le même niveau de revenu. Une augmentation du salaire peut ainsi générer une baisse de l'offre de travail.

La question est dès lors de savoir quelle est la magnitude relative de ces deux effets. Généralement, les économistes estiment que la courbe d'offre de travail est « backward-bending » : croissante au début (effet de substitution dominant), elle devient décroissante à partir d'un certain niveau de salaire (effet revenu prépondérant).

Tout ceci reste cependant très théorique. Aussi plusieurs études ont-elles essayé de mesurer l'élasticité de l'offre de travail par rapport au salaire ; mais lorsqu'on prend les salariés dans leur ensemble, l'élasticité mesurée est en général proche de zéro. En effet, les contrats sont souvent définis de telle sorte que les employés n'ont pas vraiment la maîtrise de leur temps de travail. C'est pourquoi certains ont décidé de s'intéresser à des professions particulières, possédant une certaine marge de manœuvre quant à leur activité. Henry S. Farber étudie par exemple en 2003 le cas des chauffeurs de taxis new-yorkais⁹. Mais l'étude qui nous intéresse plus particulièrement ici est celle de M. H. Showalter et N. K. Thurston sur les médecins américains à hauts revenus¹⁰.

En effet, dans les années 1980, le gouvernement Reagan souhaite augmenter l'offre de travail des hauts revenus. Inspiré certainement par les travaux de Laffer, il a procédé à des baisses très importantes du taux d'imposition s'appliquant aux dernières tranches. Aucun résultat empirique ne permettait pourtant d'affirmer l'efficacité d'une telle méthode.

Faisant partie des professions les mieux payées aux Etats-Unis et disposant, du moins pour les libéraux, d'une maîtrise de leur offre de travail relativement importante, les médecins sont un cas pur pour la mesure de l'élasticité de l'offre de travail par rapport au taux d'imposition.

⁹ H. S. FARBER, *Is Tomorrow Another Day ? The Labor Supply of New York Cab Drivers*, *NBER, Working Paper 9706*, Mai 2003.

¹⁰ M. H. SHOWALTER et N. K. THURSTON, *Taxes and Labor Supply of High Income Physicians*, *Journal of Public Economic* 66, 1997, p. 73-97.

Les auteurs utilisent ainsi des données cross-section sur le revenu et l'activité de 4729 médecins américains, tirées du « Physicians' Practice Costs and Income Survey 1983-1985 ». Ils exploitent les différences de taux marginal d'imposition entre les divers états américains et trouvent, après traitement économétrique des données, une élasticité de l'ordre de $-0,3$.

L'offre de travail des « high income physicians » est ainsi une fonction décroissante du taux marginal d'imposition. Or, une augmentation de ce dernier s'apparente à une diminution du salaire net d'impôts. L'offre de travail des médecins libéraux américains, d'après ces résultats, serait donc une fonction croissante de la rémunération nette d'impôts. L'effet de substitution serait ainsi l'effet dominant. La nature cross-section des données doit cependant conduire à la prudence quant à l'interprétation de ces résultats, en raison notamment de risques assez élevés de biais de sélection.

Il est par ailleurs intéressant de noter que lorsque les auteurs divisent leur échantillon entre médecins « salariés » (en hôpital ou en cabinet) et médecins « self-employed », l'élasticité pour le premier groupe tombe à $-0,1$, alors que celle du second groupe reste à $-0,3$. De plus, lorsque l'on considère parmi les « self-employed » ceux qui n'ont pas d'associés, l'élasticité de l'offre de travail passe à $-0,57$. Plus les praticiens ont la maîtrise de leur temps de travail, plus ils sont sensibles aux variations du taux d'imposition ; sont ainsi confirmés les problèmes méthodologiques évoqués plus haut.

3.2. La littérature sur les phénomènes de demande induite.

3.2.1. Problèmes méthodologiques.

La littérature sur les phénomènes de demande induite en économie de la santé est relativement dense. L'article fondateur dans ce domaine est celui de R. Evans « Supplier-Induced Demand : Some Empirical Evidence and Implications »¹¹. L'hypothèse de base qui y est faite est celle de comportements stratégiques de la part des praticiens, qui profiteraient de l'avantage informationnel dont ils disposent sur les patients pour leur administrer un niveau de traitement différent de celui que ces derniers accepteraient en information complète. Les praticiens, par de tels comportements, s'assurent une certaine maîtrise de leur revenu. Les mécanismes d'induction peuvent être mis en évidence dans deux cas en particulier :

- en présence d'une augmentation du niveau de concurrence, du fait de l'accroissement de la densité médicale.
- en période de gel des tarifs dans les systèmes de santé à tarifs administrés, comme en France par exemple pour le secteur 1.

Lorsque l'on considère des variations de la densité médicale, les mécanismes théoriques sous-jacents à l'hypothèse de demande induite sont les suivants :

- au sein d'un système de santé où les tarifs sont flexibles, une augmentation de la densité médicale devrait conduire les médecins, en l'absence de phénomènes

¹¹ EVANS R. [1974], Supplier-Induced Demand : Some Empirical Evidence and Implications, in Perlman M, The Economics of Health and Medical Care, Wiley and Sons, p. 163-173.

d'induction, à baisser les tarifs qu'ils pratiquent afin de faire face à la concurrence accrue. La demande de services médicaux étant classiquement décroissante du prix, on devrait alors observer en retour une augmentation de l'activité globale, voire individuelle, des médecins.

- au sein d'un système de santé où les tarifs sont administrés, un tel mécanisme de marché est impossible. Aussi devrions-nous observer une baisse de l'activité individuelle des praticiens dans le cas où l'hypothèse d'Evans ne serait pas vérifiée. Dans le cas contraire, on disposerait d'une preuve de l'existence de phénomènes d'induction.

Une telle stratégie empirique se heurte toutefois à plusieurs difficultés.

Tout d'abord, la densité médicale au niveau national est devenue, depuis le début des années 1970, une variable de contrôle pour les pouvoirs publics dans la plupart des pays. Aussi, ses variations risquent-elles d'être trop faibles pour mesurer quoi que ce soit de son influence sur l'activité des médecins. Certains ont alors essayé d'exploiter à partir de données cross-section les différences de densité médicale entre plusieurs zones ; mais les problèmes d'endogénéité et de biais de sélection que posent de telles données affaiblissent considérablement la qualité des résultats obtenus.

Par ailleurs, dans le cadre d'un système de tarifs administrés, la mise en évidence de phénomènes d'induction à partir des variations de la densité médicale est problématique, d'autres facteurs entrant en ligne de compte pour expliquer les changements concomitants éventuels du niveau d'activité. En effet, des coûts non monétaires, tels que la distance à parcourir pour se rendre au cabinet du médecin ou le temps d'attente avant d'obtenir un rendez-vous, sont négativement corrélés à la densité médicale. Dès lors, une augmentation de cette dernière peut engendrer une diminution des coûts non monétaires et conduire une augmentation de la demande et de l'activité sans qu'aucun phénomène d'induction n'entre en jeu.

3.2.2. *Induction de la demande : une étude sur données françaises.*

Eric Delattre et Brigitte Dormont tentent d'affronter certaines de ces difficultés dans un article de 2000, « Induction de la demande de soins par les médecins libéraux français. Etude micro-économétrique sur données de panel »¹².

Dans cet article, les auteurs étudient un panel non cylindré de médecins libéraux français, comprenant à la fois des généralistes et des spécialistes, sur une période allant de 1979 à 1993. Ils s'intéressent notamment aux différences de comportement selon que les médecins appartiennent au secteur 1 ou au secteur 2.

Les auteurs étudient l'impact de la variable « densité médicale » sur l'activité des praticiens. L'utilisation de données de panel permet de résoudre certaines des difficultés évoquées quant à l'adoption d'une telle stratégie empirique sur données cross-section. L'introduction d'effets fixes permet en effet de neutraliser les caractéristiques inobservables de chaque médecin de l'échantillon.

¹² E. DELATTRE et B. DORMONT [2000], Induction de la demande de soins par les médecins libéraux français. Etude micro-économétrique sur données de panel, *Economie et Prévision*, n° 142, janvier-mars 2000, p. 137-161.

Les résultats obtenus mettent en évidence une élasticité de l'activité des médecins du secteur 1¹³ par rapport à la densité médicale légèrement négative, et en tout état de cause très supérieure à -1 . Or en l'absence de phénomènes d'induction, cette élasticité aurait dû être de l'ordre de -1 .

Par ailleurs, si l'on prend comme indicateur de l'activité, non pas une somme pondérée des actes effectués mais un indicateur du volume réel de soins fournis par les médecins, ce résultat est très nettement renforcé, puisque l'élasticité mesurée devient positive.

Ainsi, il semble que pour les médecins du secteur 1, une augmentation de la densité médicale conduise à un rationnement de leur activité très inférieur à ce qu'il devrait être en l'absence d'induction de la demande, voire à une augmentation du volume réel de leur activité.

E. Delattre et B. Dormont concluent donc à l'existence de phénomènes d'induction chez les médecins du secteur 1.

En ce qui concerne les médecins du secteur 2, les résultats semblent indiquer l'existence de mécanismes de marché néo-classiques tels que décrits précédemment. Une augmentation de la densité médicale conduit à une diminution des tarifs pratiqués et à une augmentation de l'activité par médecin. Aucun phénomène d'induction n'est donc mis en évidence.

Si les travaux de E. Delattre et B. Dormont permettent de régler certains des problèmes méthodologiques posés jusqu'alors par l'utilisation de la variable « densité médicale », la question des coûts non monétaires est laissée de côté dans l'exploitation des données. L'ampleur des résultats est néanmoins telle que les conclusions des deux auteurs restent très convaincantes.

3.2.3. *Les études empiriques sur expériences naturelles : le cas québécois.*

Les difficultés posées par ce type de méthode ont toutefois conduit à explorer d'autres voies empiriques.

L'une d'entre elles consiste en particulier à exploiter ce que l'on pourrait appeler des « expériences naturelles » relatives à la rémunération des médecins. Il ne s'agit plus ici d'étudier la manière dont les praticiens s'adaptent à une modification de la concurrence, mais de voir comment ces derniers réagissent face à des chocs touchant plus directement leurs honoraires.

Cette approche a été formalisée pour la première fois par E. Phelps en 1986¹⁴. Plusieurs études ont alors été réalisées, sur l'Amérique du Nord notamment, mais elles sont pour beaucoup sujettes à caution, dans la mesure où les tarifs médicaux ne sont pas fixés de manière exogène aux Etats-Unis. Plusieurs facteurs interviennent et il est difficile d'isoler rigoureusement la part des changements de l'activité des médecins due aux variations tarifaires.

¹³ Mesurée comme une somme pondérée du nombre d'actes effectués.

¹⁴ C. E. PHELPS, *Induced Demand Can We Ever Know Its Extent?*, *Journal of Health Economics*, 1986, 5, p. 356-365.

En revanche, dans un système de santé où les tarifs des différents actes médicaux sont fixés de manière discrétionnaire par les pouvoirs publics (comme c'est le cas par exemple en France pour le secteur 1), il existe des périodes de gel tarifaire suivies de revalorisations plus ou moins importantes, sans que celles-ci ne soient décidées par les médecins eux-mêmes ; il s'agit dès lors de voir si le volume de l'activité médicale subit des variations concomitantes à celles de la rémunération des divers actes médicaux.

C'est dans cet esprit que se situent les travaux de A. Nassiri et L. Rochaix-Rançon sur le cas québécois¹⁵. Des expériences de maîtrise des dépenses de santé, et des dépenses d'honoraires en particulier, ont été conduites relativement tôt au Québec. Mais après avoir constaté, de 1970 à 1975, que le gel tarifaire n'avait qu'une efficacité limitée en raison de l'augmentation compensatrice du volume de soins fourni par les médecins, les pouvoirs publics québécois mettent en place en 1976 un système beaucoup plus coercitif.

Une enveloppe globale en médecine ambulatoire est désormais définie, assortie d'un plafonnement trimestriel du revenu des médecins.

Le montant de l'enveloppe globale est fixé en premier ; ensuite seulement commence la négociation sur le tarif des actes. En cas de dépassement de l'enveloppe, le taux de croissance du tarif des actes à la période suivante sera réduit. En parallèle est mis en place un système de plafonnement trimestriel du revenu des médecins. Pour les omnipraticiens en particulier, une fois le plafond atteint, tout acte supplémentaire n'est rémunéré qu'à 25% de son tarif normal. Il s'agit ainsi de modérer l'activité des praticiens, afin de ne pas dépasser l'enveloppe globale, et de répartir plus équitablement l'activité entre les différents praticiens.

Les auteurs suivent dans leur étude l'activité d'un échantillon d'omnipraticiens québécois sur une période de sept ans, de 1977 à 1983. Sur les sept années étudiées, les pouvoirs publics québécois ont levé le plafond durant une période de quinze mois et ont parallèlement gelé les tarifs. Les auteurs exploitent ce choc et montrent l'existence de comportements stratégiques de la part des praticiens.

Pour ce faire, ils ont divisé les médecins de leur échantillon en quatre catégories, selon le niveau de leur activité par rapport au plafond trimestriel fixé. Le groupe qui va retenir plus particulièrement leur attention est celui dont l'activité moyenne est telle que la contrainte du plafond pèse réellement.

En effet, les résultats économétriques montrent que le groupe de référence, constitué de médecins à forte activité mais dont le revenu se situait en-dessous du plafond, connaît durant ces quinze mois une légère augmentation de son activité. Le volume des actes réalisés augmente par contre très nettement pour les médecins sur lesquels la contrainte du plafond pesait pleinement. La variation d'activité observée pour le premier groupe correspond donc selon les auteurs à un effet « gel des tarifs » pur, selon une élasticité négative de l'offre de travail par rapport à la rémunération des actes. A cet effet s'ajoute, pour les médecins du second groupe, celui du déplafonnement.

De tels résultats mettent en évidence l'existence d'une certaine marge de manœuvre pour les omnipraticiens québécois quant à la maîtrise de leur activité, en réponse à des chocs exogènes sur leur mode de rémunération.

¹⁵ A. NASSIRI et L. ROCHAIX-RANSON, **L'offre de services médicaux** analyse sur données de panel d'une expérience naturelle au Québec, *Revue d'Economie Politique*, n°4, juillet-août 2000, p. 541-570.

Par ailleurs, un suivi mensuel de l'activité des médecins directement concernés par le plafonnement du revenu trimestriel montre l'existence d'un phénomène de lissage. Afin de ne pas atteindre de plafond, l'activité des omnipraticiens de ce groupe diminue très fortement le troisième mois de chaque trimestre et augmente à nouveau fortement les deux premiers mois du trimestre suivant. Là encore, les médecins québécois ne semblent pas passifs face à une demande qu'ils ne maîtriseraient pas.

Tous ces résultats semblent bien corroborer l'hypothèse de demande induite.

3.2.4. Bilan

Au total, les résultats obtenus par Showalter et Thurston semblent quelque peu contradictoires avec ceux de Rochaix-Ranson et Nassiri. En effet, les travaux de ces derniers mettent bien en évidence un effet revenu dominant, alors que les résultats sur données américaines penchent clairement du côté de l'effet de substitution.

Une explication possible se situe dans l'origine de la variation de salaire. Lorsque le salaire horaire diminue du fait d'un accroissement du taux marginal d'imposition, le sentiment d'accaparement du revenu par l'Etat conduit peut-être à décourager l'offre de travail, alors qu'un gel des tarifs ne possède pas cet effet psychologique dissuasif.

Toutefois, la fragilité des résultats de Showalter et Thurston, due à l'exploitation de données cross-section, doit conduire à relativiser la portée d'une telle divergence entre les deux articles.

4. Méthode suivie au cours de l'étude.

4.1. Le modèle d'offre de travail néoclassique.

Pour étudier l'élasticité de l'offre de travail des médecins par rapport au tarif de base des actes médicaux, le modèle d'offre de travail néoclassique semble, dans un premier temps et pour une première approche, être le plus naturel.

4.1.1. Les hypothèses de base.

Dans le cadre de ce modèle, l'agent dispose de deux variables de choix : son niveau de consommation et son temps de loisir.

L'agent est rationnel et le temps de travail parfaitement divisible. Le loisir est par ailleurs un bien normal : la consommation de loisir est croissante du revenu.

L'agent maximise donc sa fonction d'utilité $U(C, L)$ sous la contrainte $V + WH - pC$ positif ou nul, où :

- p est le prix du panier de consommation
- C le niveau de consommation
- V le revenu nominal non tiré du travail de l'agent
- W le salaire nominal, w le salaire réel
- H le temps de travail et L le temps de loisir avec $H + L = T$, T fixe et H et L positifs ou nuls.

Pour appliquer ce modèle aux médecins, on pose $Cons$ le nombre de consultations effectuées par le médecin représentatif, W le tarif nominal de la consultation et t le temps moyen, exogène, que dure une consultation. Le médecin représentatif détermine C et $Cons$. Le programme à résoudre est alors :

$$\text{Max } U(C, T - tCons)$$

$$\text{s.c } V + WCons - pC \text{ positif ou nul}$$

U est supposée deux fois continûment différentiable, strictement quasi-concave et monotone. On fait par ailleurs l'hypothèse (plus simple) que $Cons$ est une variable continue.

4.1.2. Résolution du modèle.

La contrainte budgétaire linéaire est saturée à l'optimum.

On résout le modèle par la méthode du multiplicateur de Lagrange :

$$L = U(C, T - tCons) + \lambda(V + WCons - pC)$$

Les conditions du premier ordre nous donnent alors :

$$U_C = \lambda p$$

$$tU_L = \lambda W$$

La condition du second ordre est donnée par :

$$t^2U_{LL} + w^2U_{CC} - twU_{CL} - twU_{LC} < 0$$

On tire des conditions du premier ordre la relation suivante :

$$tU_L / U_C = W / p = w \quad \text{i.e.} \quad w U_C - tU_L = 0$$

Celle-ci nous permet de définir une fonction d'offre de travail du médecin représentatif, $Cons = f(w)$, dont la forme dépend des caractéristiques de U .

Pour étudier le sens de variation de f , il convient de prendre la différentielle totale de l'offre de travail, selon C et $Cons$, et d'étudier le signe de :

$$dCons/dw = (U_C + wConsU_{CC} - tConsU_{LC}) / (twU_{LC} - t^2U_{LL} - w^2U_{CC} + twU_{CL})$$

Cette expression est obtenue en supposant que $V = 0$ et qu'ainsi $dC = Consdw + wdCons$.

On voit que deux effets sont en fait à l'œuvre :

- l'effet de substitution : il est mesuré par $U_C / (twU_{LC} - t^2U_{LL} - w^2U_{CC} + twU_{CL})$, expression toujours positive. Lorsque w augmente, le coût d'opportunité du loisir s'accroît. L'agent consomme donc moins de loisir. Lorsque cet effet domine, l'élasticité de l'offre de travail du médecin par rapport au tarif de base de la consultation, $(dCons/Cons) / (dw/w)$, est positive.
- un effet revenu : il est mesuré par $(wConsU_{CC} - tConsU_{LC}) / (twU_{LC} - t^2U_{LL} - w^2U_{CC} + twU_{CL})$, expression toujours négative. Lorsque w augmente, le nombre de consultations nécessaire pour atteindre le même niveau de revenu est moins important. L'offre de travail du médecin diminue. Si cet effet domine, l'élasticité de l'offre de travail du médecin est négative.

L'élasticité de l'offre de travail du médecin représentatif par rapport au tarif de la consultation est donc la résultante de ces deux effets de sens contraire. Mesurer cette élasticité nous renseigne ainsi sur la logique à l'œuvre dans le comportement d'offre de travail des médecins, si tant est que ces derniers puissent adopter des comportements stratégiques de ce type.

4.2. Démarche empirique adoptée.

En conservant comme arrière-plan théorique et conceptuel les travaux réalisés sur les phénomènes de demande induite et sur les questions d'offre de travail en général, la démarche que nous avons suivie est essentiellement empirique. Il s'agit d'une tentative de mesure de l'élasticité de l'offre de travail des médecins sur données françaises.

4.2.1. Les sources disponibles sur le sujet.

Le principal producteur de données en France dans le domaine de la santé est la Caisse Nationale d'Assurance Maladie des Travailleurs Salariés (CNAMTS), en charge de tout le régime de base de l'assurance maladie.

En ce qui concerne l'activité des professionnels de santé, les données proviennent du programme SNIR3. Le Système National Inter-Régime (SNIR) a été créé en 1977 ; il permet de recueillir et d'agréger au plan national l'activité libérale des professionnels de santé ayant donné lieu à un remboursement de la part des organismes de base de l'assurance maladie. Il rassemble aujourd'hui l'ensemble des régimes obligatoires d'assurance maladie.

Pour chaque praticien sont relevés les données socio-démographiques le concernant (âge, sexe, mode d'activité, secteur conventionnel et lieu d'exercice), les actes qu'il a pratiqués, les prescriptions qu'il a faites et les honoraires qu'il a perçus. Ces données sont ensuite agrégées. On dispose ainsi pour chaque année d'informations complètes sur les effectifs et sur l'activité des différentes spécialités médicales¹⁶. Ces informations sont disponibles au niveau de chaque Caisse Primaire ou Régionale d'Assurance Maladie (CPAM ou CRAM) et au niveau national.

Par ailleurs, on distingue un sous-groupe de praticiens, les Actifs à Part Entière (APE). Les critères pour entrer dans la catégorie d'APE sont les suivants :

- être actif au 31 décembre de l'année considérée et avoir perçu au moins 1F d'honoraires au cours de celle-ci.
- être conventionné, titulaire du droit permanent au dépassement ou en honoraires libres.
- exercer intégralement en libéral, à temps partiel, ou avec temps partiel hospitalier.
- ne pas s'être installé au cours de l'année considérée.
- être âgé de moins de 65 ans.

La catégorie APE permet ainsi d'exclure des statistiques tous les médecins pouvant avoir une activité atypique du fait de leur âge, de leur inexpérience ou de leur absence de convention avec la CNAM.

Chaque année, les données relatives à l'activité des professionnels de santé au cours de l'année précédente donnent lieu à publication dans la série des « Carnets statistiques », éditée par la CNAM. Depuis 1998, les données exhaustives sont disponibles sur CD-Rom, la version papier n'étant plus qu'une synthèse de la version électronique.

¹⁶ Voir en annexe la liste des spécialités.

Par ailleurs, la direction des statistiques et des études de la CNAM publie chaque mois des informations, moins détaillées toutefois, sur les dépenses des tout derniers mois :

- la *Statistique mensuelle* : elle présente les premières statistiques sur les dépenses du régime général en France métropolitaine et existe depuis 1968. Il ne s'agit donc pas tant d'informations sur l'activité des médecins libéraux que sur les dépenses effectuées par les caisses primaires d'assurance maladie, ce qui les rend moins facilement manipulables étant donné notre sujet. Elles sont par ailleurs moins détaillées que les données annuelles publiées dans les Carnets statistiques, les informations n'étant disponibles qu'à un niveau très agrégé. Enfin, les données qui y sont présentées sont en date de remboursement et non en date de soins ; ainsi, même si un indice sur le nombre de consultations effectuées par le groupe des omnipraticiens et par celui des spécialistes y est disponible, son exploitation semble difficile en regard de l'objectif que l'on s'est fixé pour ce mémoire.
- les *Point de conjoncture* : ce sont des fascicules mensuels publiés par la CNAMTS depuis le mois de mai 2002 seulement. Ils sont composés d'un aperçu de la conjoncture récente, de quelques brefs articles thématiques sur l'activité médicale et présentent enfin la statistique mensuelle en date de soins avec un décalage de quatre mois (les données disponibles commencent toutefois en janvier 2001) sur les dépenses du régime général en France métropolitaine. Les données présentées possèdent ceci dit les mêmes limites quant à leur niveau d'agrégation que les données de la statistique mensuelle.

Enfin, des études thématiques sont disponibles dans les diverses revues publiées par la CNAM, telles que les *Carnets statistiques* ou les *Dossier Etudes et statistiques*.

Les informations fournies par la CNAM sont traitées et utilisées par d'autres organismes, producteurs eux-mêmes d'études et de données. Nous mentionnerons en particulier la Direction de la Recherche des Etudes de l'Evaluation, et des Statistiques (DREES), et le Centre de Recherches Et de Documentation en Economie de la Santé (CREDES). Ce dernier produit notamment une base de données très riche, Ecosanté, permettant des comparaisons internationales entre les pays de l'OCDE.

4.2.2. *La tarification des actes médicaux.*

Les médecins français peuvent pratiquer différents types d'actes, tarifés selon un barème défini par les pouvoirs publics. Les médecins du secteur 1 sont tenus de se conformer aux tarifs conventionnels ; seul les médecins du secteur 2, titulaires d'un droit à dépassement ou non conventionnés peuvent pratiquer des tarifs supérieurs, les patients étant remboursés sur la base des tarifs conventionnels. Les actes médicaux praticables sont codés par une lettre clé à laquelle est affectée une valeur monétaire. Pour les actes techniques (K, KC...), un coefficient s'ajoute à la lettre clé ; le tarif conventionnel de l'acte est alors égal au produit du coefficient et de la valeur monétaire associée à la lettre clé.

La rémunération nominale des actes évolue ainsi en fonction des revalorisations tarifaires octroyées de manière discrétionnaire par les pouvoirs publics.

4.2.3. *Les données utilisées.*

Nous avons utilisé dans le cadre de notre étude les données annuelles sur l'activité libérale des professions de santé publiées par la CNAMTS (cf §3.2.1.). Nous nous sommes limités aux médecins (omnipraticiens et spécialistes) et avons ainsi laissé de côté les dentistes et les auxiliaires médicaux. Nous n'avons pas pu accéder aux données par type conventionnement pour tout le début de la période ; nous avons donc travaillé sur des données agrégées comprenant tous les praticiens libéraux.

La période couverte s'étend de 1980 à 2002, dernière année pour laquelle les chiffres sont disponibles.

En ce qui concerne les actes médicaux pratiqués, nous disposons des données pour les consultations, les visites et les actes techniques dans leur ensemble (K, KC et SPM confondus). Nous nous sommes toutefois concentrés sur l'évolution du nombre de consultations.

Quant aux tarifs conventionnels, nous avons utilisé, pour la période allant de 1980 à 1995, les valeurs moyennes annuelles rassemblées dans le « Dossier Etudes et statistiques » n° 32 de décembre 1995, *50 ans de statistiques en Assurance Maladie, Tome II, L'offre de soins*. Il n'existe pas à notre connaissance de données équivalentes pour les années postérieures. Aussi avons-nous calculé des tarifs moyens pour les années 1996-2002 en supposant l'activité médicale uniformément distribuée au cours de chaque année.

4.2.4. *Stratégie empirique adoptée.*

La méthode que nous avons utilisée s'inscrit directement dans le sillage des études faites sur expériences naturelles.

Nous avons construit les séries temporelles retraçant l'évolution, sur les années 1980-2002, du tarif conventionnel de chaque type d'acte en francs constants 1998. Les revalorisations intervenant sur décision des pouvoirs publics par texte réglementaire, nous pouvons a priori les supposer exogènes par rapport à l'activité médicale. Par conséquent, il s'est agi ensuite de repérer la présence de chocs tarifaires sensibles, et d'étudier la réponse consécutive des praticiens pour l'acte considéré.

5. Résultats.

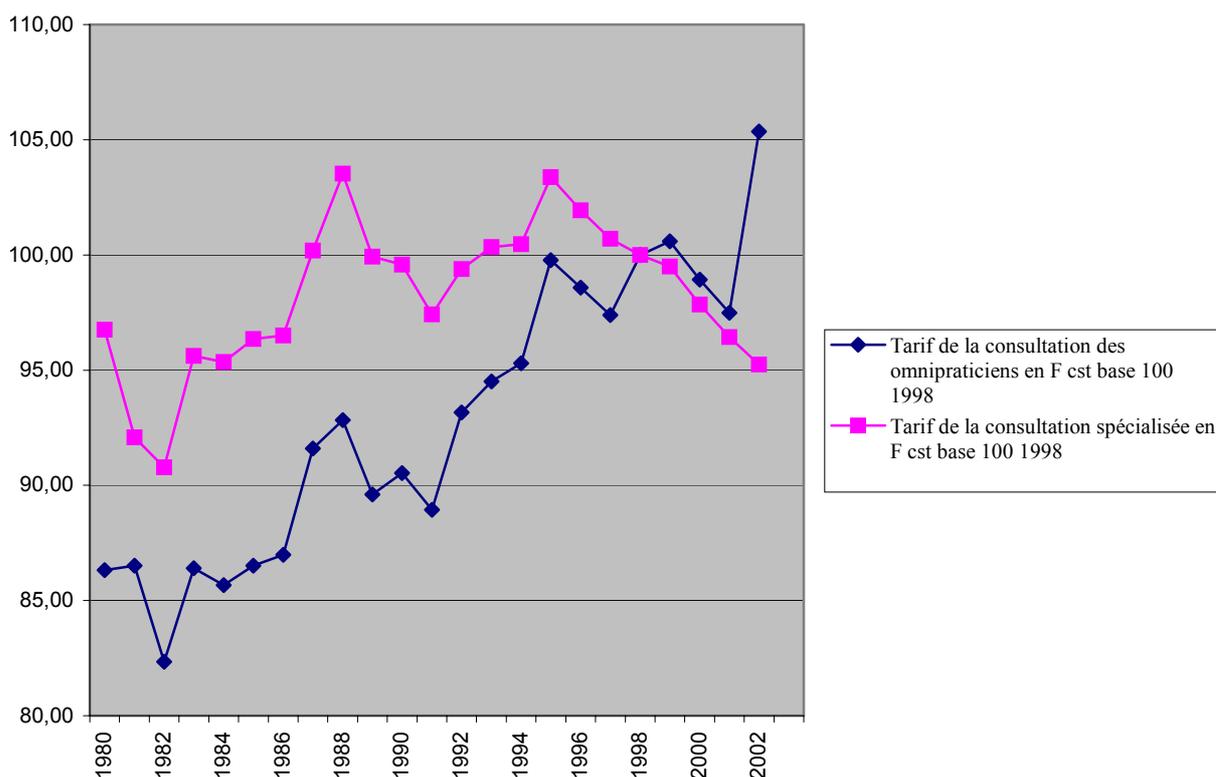
Nous présenterons dans un premier temps les résultats graphiques de notre étude, en nous attachant à mesurer l'élasticité de l'offre de travail des médecins français à partir d'un choc tarifaire particulièrement sensible. Nous examinerons ensuite les résultats économétriques obtenus à partir de nos données.

5.1. Résultats graphiques.

5.1.1. Evolution des lettres clés C et CS.

L'analyse graphique de nos données montre la présence de variations erratiques du tarif de la consultation, tant pour les omnipraticiens que pour les spécialistes. Dans les deux cas cependant un choc très net est repérable en 1987.

Graphique 6 : Valeur des lettres clés C et Cs 1980-2002



En 1987, le tarif de la consultation des omnipraticiens connaît un choc réel positif ; en effet, il passe en valeur nominale de 80 à 85 francs à compter du 1^{er} septembre alors que l'inflation n'est que de 3% cette année-là. Il n'y a pas de revalorisation en 1988 mais le tarif moyen gagne tout de même mécaniquement en pouvoir d'achat du fait de l'augmentation de 1987.

Les spécialistes, quant à eux, voient leur consultation revalorisée deux fois en 1987 ; une première fois le 15 avril (de 110 à 118 francs) et une seconde fois le 15 septembre, date à

partir de laquelle la consultation spécialisée coûte 125 francs. Il en résulte un choc réel conséquent pour eux aussi.

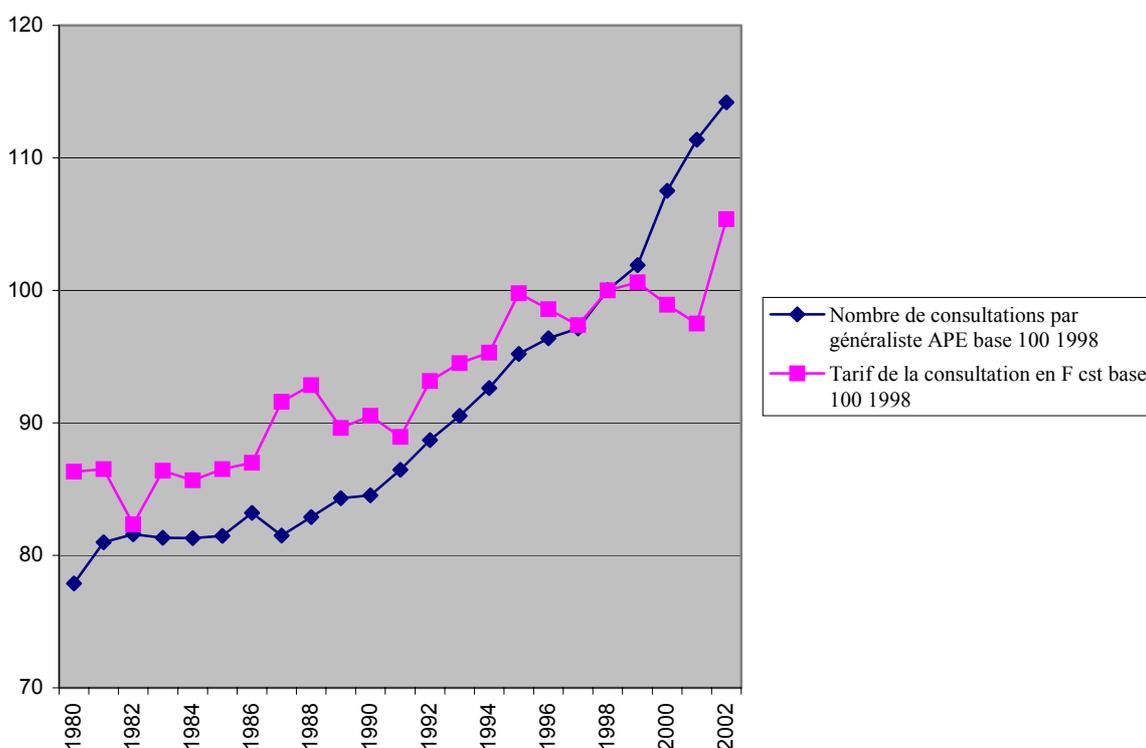
La lettre clé C connaît par ailleurs un choc négatif en 1982, dû à une revalorisation tardive. Elle passe en effet le 15 novembre seulement de 55 à 60 francs en valeur nominale, alors que l'inflation atteint la même année un taux de 12%. La consultation spécialisée, quant à elle, perd en pouvoir d'achat depuis 1981 déjà.

Ces chocs tarifaires, générés par les décisions discrétionnaires des pouvoirs publics, peuvent être considérés comme exogènes. Il s'agit désormais d'identifier un impact éventuel de ceux-ci sur l'activité des praticiens.

5.1.2. Le cas des généralistes.

Nous nous intéressons ici à la catégorie des médecins généralistes APE.

Graphique 7 : Nombre de consultations par médecin généraliste APE 1980-2002



En 1982, alors que la valeur monétaire de la lettre C baisse en termes réels, on assiste à une augmentation du nombre de consultations pratiquées, augmentation largement entamée en 1981. L'activité stagne ensuite lorsque le tarif de C remonte. Par contre, en 1987, c'est à une baisse de leur activité que se livrent les généralistes alors que la consultation est revalorisée.

Pour E. Delattre et B. Dormont¹⁷, cette diminution de l'activité en 1987 serait une conséquence du plan Séguin de maîtrise des dépenses de santé. Toutefois, le plan Séguin, qui

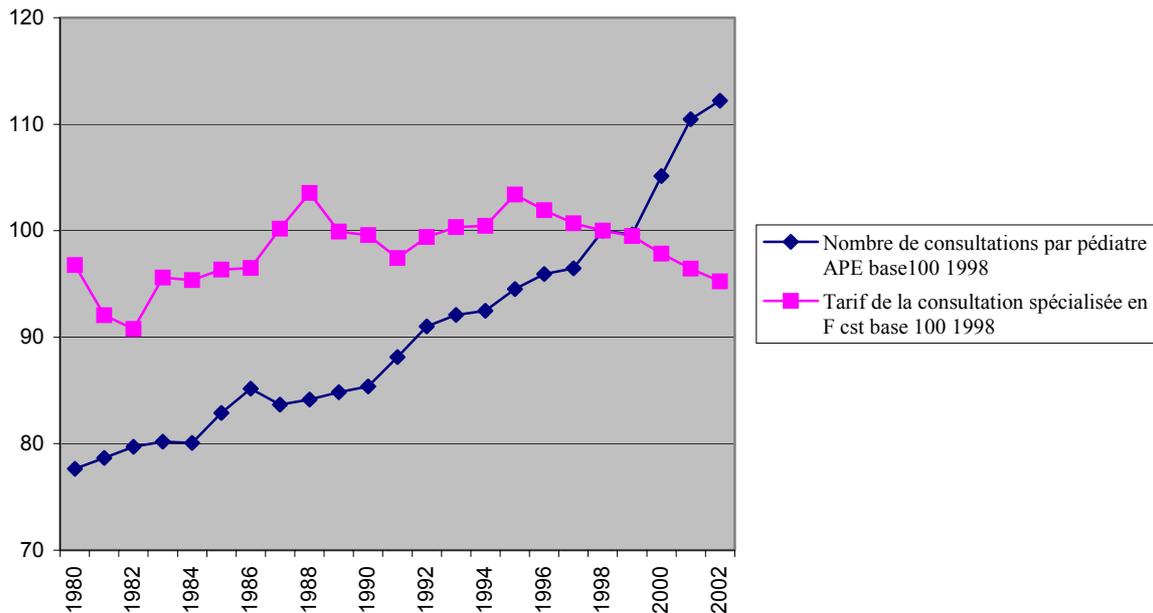
¹⁷ E. DELATTRE et B. DORMONT [2000], Induction de la demande de soins par les médecins libéraux français. Etude micro-économétrique sur données de panel, *Economie et Prévision*, n° 142, janvier-mars 2000, p. 137-161.

prévoit des baisses de remboursement, ne concerne que les prescriptions médicales et non les consultations ou les actes techniques. Une telle explication ne nous paraît donc pas suffisante pour rendre compte du phénomène.

5.1.3. Les spécialistes : le cas des pédiatres.

Nous choisissons, parmi les spécialistes, de nous focaliser sur les pédiatres.

Graphique 8 : Nombre de consultations par pédiatre APE 1980-2002



L'analyse graphique conduit aux mêmes observations que pour les généralistes en ce qui concerne l'année 1987. En revanche, le choc n'est pas aussi brutal en 1982 puisque la lettre Cs perd en pouvoir d'achat dès 1981. Par ailleurs, si sur les trois premières années de la période nous avons bien des évolutions en sens contraire pour le tarif de la consultation et l'activité, les variations sont plutôt parallèles entre 1983 et 1986.

5.1.4. Premier bilan.

Cette analyse graphique semble indiquer que lors de chocs sensibles sur les tarifs, l'activité médicale varie en sens contraire. Autrement dit, l'élasticité de l'offre de travail des médecins¹⁸ serait de signe négatif.

Il convient toutefois de prendre plusieurs précautions :

- lors d'une revalorisation tarifaire, malgré la couverture maladie, l'avance de frais peut devenir trop importante pour certains patients qui par conséquent renoncent à se faire soigner. La baisse de l'activité ne serait pas imputable ici à un puissant effet revenu chez les praticiens.

¹⁸ Mesurée par le nombre de consultations effectuées par un médecin au cours d'une année.

- l'activité des médecins dépend de la démographie médicale ; une baisse de l'activité peut être provoquée par une augmentation de la densité, en tout cas pour les médecins du secteur 1¹⁹.

Par contre, le fait que secteur 1 et secteur 2 soient mêlés dans nos données ne nous semble pas poser qualitativement problème. En effet, soit les médecins du secteur 2, qui ont la maîtrise de leurs tarifs, ne sont pas élastiques au tarif conventionnel, et dans ce cas, leur présence dans les données « dilue » l'effet étudié sans en changer la nature ; soit la revalorisation du tarif conventionnel rend moins coûteux le recours à un médecin du secteur 2 qu'avant, et dans ce cas on assiste à un report de l'activité du secteur 1 vers le secteur 2, sans que ça n'ait d'effet au niveau global.

Ces précautions prises, nous nous proposons de mesurer l'élasticité du volume de consultations pratiquées par rapport au tarif conventionnel.

5.1.5. Mesure de l'élasticité chez les généralistes et les pédiatres.

Nous nous intéressons uniquement aux médecins APE.

L'élasticité brute de l'offre de travail par rapport au tarif de la consultation est donnée par la formule suivante :

$$\frac{(\text{Nb de consultations par médecin en 1987} - \text{Nb de consultations par médecin en 1986})}{\text{Nb de consultations par médecin en 1986}} = \frac{C_{1987} - C_{1986}}{C_{1986}}$$

Pour les généralistes, les niveaux d'activité et les tarifs conventionnels en francs constants, base 100 1998, sont les suivants:

Tableau 3 : Calcul de l'élasticité brute pour les généralistes à partir du choc 1987.

	1986	1987	Δ brute	Δ en %
Consultations par généraliste base 100 1998	83,2	81,49	-1,72	-0,02
Tarif en francs constants base 100 1998	86,98	91,6	4,62	0,05
Elasticité brute		-0,39		

Lecture : cf graphique 7 pour les séries temporelles sur la période 1980-2002

¹⁹ Cf E. DELATTRE et B. DORMONT [2000], Induction de la demande de soins par les médecins libéraux français. Etude micro-économétrique sur données de panel, *Economie et Prévision*, n° 142, janvier-mars 2000, p. 137-161.

On trouve ainsi à partir du choc de 1987 une élasticité de $-0,39$. Tout se passe comme si l'effet revenu consécutif la revalorisation était tel qu'il faisait plus que compenser l'effet de substitution : une augmentation de 10% du tarif de la consultation engendrerait ainsi une baisse de 4% du nombre moyen de consultations pratiquées par chaque généraliste. Au total, les dépenses du poste honoraires de l'assurance maladie augmenteraient donc de 6% seulement.

Cependant, en 1987, le nombre de médecins généralistes APE passe de 43 407 à 44 477, soit une augmentation de 2,4%. A population constante, cela signifie que la densité médicale a augmenté dans les mêmes proportions. Dormont et Delattre, en utilisant comme indicateur de l'activité la somme des consultations, des visites et des actes techniques effectués trouvent une élasticité par rapport à la densité de $-0,125$. Bien que nous ne considérons que les consultations, retenons cette valeur à titre indicatif.

On a ainsi :

$$\Delta\text{Cons} = (\Delta\text{Cons})_{\text{tarif}} + (\Delta\text{Cons})_{\text{densité}}$$

où $(\Delta\text{Cons})_{\text{tarif}}$ est la variation d'activité consécutive aux changements tarifaires et $(\Delta\text{Cons})_{\text{densité}}$ est la variation due aux changements dans la densité médicale.

Or $(\Delta\text{Cons})_{\text{densité}}$ est égal à $-0,125 * \text{Cons}_{1986} * \Delta\text{densité} / \text{Densité}_{1986}$ par définition de l'élasticité de l'activité par rapport à la densité.

Ainsi on obtient : $(\Delta\text{Cons})_{\text{tarif}} = \Delta\text{Cons} - (\Delta\text{Cons})_{\text{densité}} = \Delta\text{Cons} + 0,125 * \text{Cons}_{1986} * \Delta\text{densité} / \text{Densité}_{1986}$.

Le tableau corrigé de l'effet densité est donc le suivant :

Tableau 4 : Calcul de l'élasticité corrigée de l'effet densité pour les généralistes à partir du choc de 1987

	1986	1987	Δ brute	Δ en %	Δ corrigée	Δ corrigée en %
Consultations par généraliste base 100 1998	83,20	81,49	-1,72	-0,02	-1,46	-0,02
Tarif en francs constants base 100 1998	86,98	91,60	4,62	0,05	4,62	0,05
Effectif en base 100 1998	84,20	86,27	2,08	0,02	2,08	0,02
Elasticité corrigée		-0,33				

L'élasticité de l'activité corrigée de l'effet « densité » est ainsi de $-0,33$.

Le signe clairement négatif de cette élasticité rend assez convaincante l'hypothèse d'un fort effet revenu à l'œuvre lors de la revalorisation de 1987.

Effectuons le même calcul pour le choc de 1982.

Tableau 5 : Calcul de l'élasticité brute et de l'élasticité corrigée de l'effet densité pour les généralistes à partir du choc de 1982

	1981	1982	Δ brute	Δ en %	Δ corrigée	Δ corrigée en %
Consultations par généraliste base 100 1998	80,99	81,60	0,61	0,01	1,04	0,01
Tarif en francs constants base 100 1998	86,51	82,34	-4,17	-0,05	-4,17	-0,05
Effectif base 100 1998	70,71	73,71	3,00	0,04	3,00	0,04
Elasticité brute		-0,16				
Elasticité corrigée		-0,27				

L'élasticité brute mesurée est de -0,16. Si l'on corrige de l'effet dû à la variation de densité, on trouve une élasticité de -0,27. Bien que nos calculs soient un peu sommaires, les élasticités nettes mesurées sont relativement proches, et semblent donc indiquer une certaine régularité dans le comportement des généralistes.

Si l'on considère à présent les pédiatres, les données sont les suivantes :

Tableau 6 : Calcul de l'élasticité brute et de l'élasticité corrigée de l'effet densité pour les pédiatres à partir du choc de 1987

	1986	1987	Δ brute	Δ en %	Δ corrigée	Δ corrigée en %
Consultations par pédiatre base 100 1998	85,17	83,68	-1,49	-0,02	-1,03	-0,01
Tarif en francs constants base 100 1998	96,50	100,18	3,68	0,04	3,68	0,04
Effectif base 1998	86,82	90,55	3,73	0,04	3,73	0,04
Elasticité brute		-0,46				
Elasticité corrigée		-0,32				

Lecture : cf graphique 8 pour les séries temporelles sur la période 1980-2002

Tableau 7 : Calcul de l'élasticité brute et de l'élasticité corrigée de l'effet densité pour les pédiatres à partir du choc de 1982

	1981	1982	Δ brute	Δ en %	Δ corrigée	Δ corrigée en %
Consultations par pédiatre base 100 1998	78,66	79,72	1,06	0,01	1,43	0,02
Tarif en francs constants base 100 1998	92,08	90,78	-1,29	-0,01	-1,29	-0,01
Effectif base 100 1998	75,30	78,10	2,81	0,04	2,81	0,04
Elasticité brute		-0,96				
Elasticité corrigée		-1,29				

Les élasticités brutes mesurées en 1987 et 1982 sont respectivement de -0,46 et -0,96. En corrigeant de l'effet de la densité, on trouve alors des élasticités de -0,32 et -1,29.

Cependant, nous avons constaté que la consultation spécialisée perd en pouvoir d'achat dès 1981. Le choc négatif commence un an plus tôt que pour les généralistes. Aussi avons-nous mesuré l'élasticité des pédiatres en 1981.

Tableau 8 : Calcul de l'élasticité brute et de l'élasticité corrigée de l'effet densité pour les pédiatres à partir du choc de 1981

	1980	1981	Δ brute	Δ en %	Δ corrigée	Δ corrigée en %
Consultations par pédiatre base 100 1998	77,65	78,66	1,00	0,01	1,44	0,02
Tarif en francs constants base 100 1998	96,76	92,08	-4,68	-0,05	-4,68	-0,05
Effectif base 100 1998	72,05	75,30	3,25	0,05	3,25	0,05
Elasticité brute		-0,27				
Elasticité corrigée		-0,38				

La valeur corrigée de l' « effet densité » obtenue est alors de $-0,38$, relativement voisine de celle calculée en 1987.

Au total, les médecins généralistes et les pédiatres semblent bien réagir aux chocs sur les tarifs des actes selon une élasticité négative. Une revalorisation sensible de la consultation engendre une baisse de l'activité et vice versa. Il est par ailleurs intéressant de noter que les élasticités mesurées sont relativement voisines, étant donné le degré d'approximation de nos calculs. Cela s'explique certainement par le fait que généralistes et pédiatres ont des activités très semblables. Il ne semble donc pas surprenant de constater des similitudes dans leurs mécanismes d'adaptation aux chocs tarifaires.

Au total, ces résultats donnent raison aux syndicats de praticiens qui en 2002 affirmaient qu'une revalorisation conduirait à une autorégulation de l'activité médicale. Ils semblent par ailleurs confirmés par les statistiques publiées dans le *Point de conjoncture n°21* de janvier 2003, qui font état d'un recul de l'activité en volume des généralistes de 1,5% pour l'année 2002. En 2003, l'activité croît cependant à nouveau de 2,1%.

Cela ne signifie pas qu'une augmentation tarifaire ne coûte rien à la Sécurité sociale ; l'élasticité mesurée est en effet inférieure à 1 en valeur absolue et les dépenses d'honoraires augmentent donc, mais dans une moindre mesure que si l'activité était restée constante ou avait augmenté du fait d'une élasticité positive.

5.2. Résultats économétriques.

Nous présentons ici les résultats obtenus par traitement économétrique de nos données. Celles-ci concernent uniquement l'activité libérale des médecins. Or, pour certaines spécialités, l'activité libérale est minoritaire par rapport à l'activité en hôpital. Aussi nous sommes-nous limités aux spécialités, pour lesquelles le nombre moyen de consultations par praticien est supérieur ou égal à mille²⁰ en 1980 (spécialités psychiatriques non comprises).

5.2.1. Régression de l'activité sur le tarif des actes.

Lorsque l'on effectue la régression brute, sans aucun contrôle, du logarithme de l'activité sur le logarithme du tarif des actes, on obtient les résultats suivants :

Tableau 9 : Régressions brutes.

	(1)	(2)
logtarifC	1.119303* (.1846195)	
logtarifV		9.859312* (.5729142)
R²	0.1207	0.4909

Lecture : la colonne (1) présente les résultats de la régression du logarithme du nombre de consultations par médecin sur le logarithme du tarif de la consultation.

La colonne (2) présente la même régression pour les visites.

Les coefficients significatifs au seuil 5% sont indiqués par un astérisque et les écarts-types sont entre parenthèses.

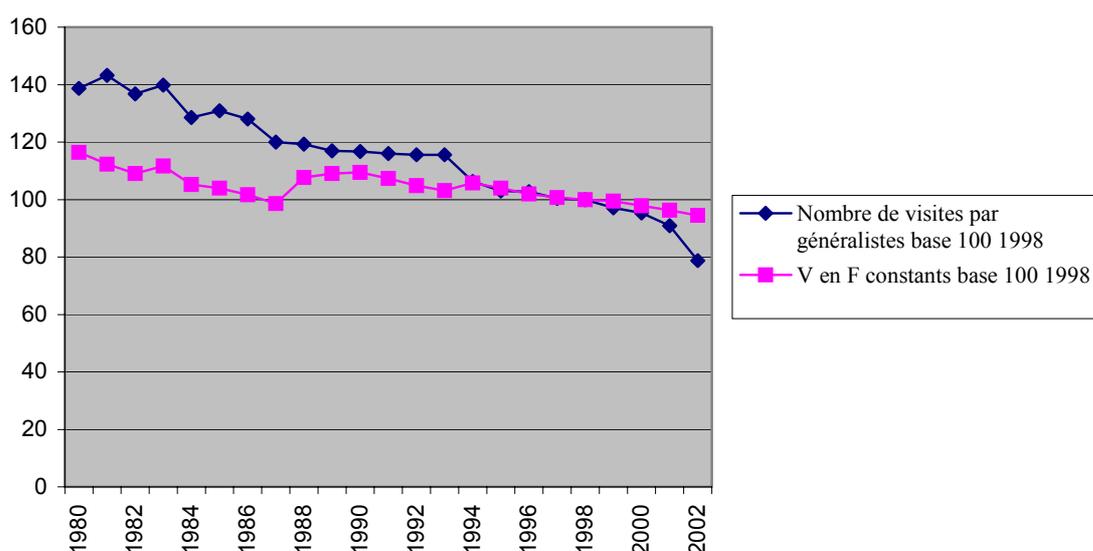
Le coefficient de logtarif est en théorie l'élasticité du nombre d'actes effectués par rapport au tarif. En ce qui concerne les consultations, cette élasticité serait de 1,12. Un tel résultat est étonnant par rapport à l'analyse graphique, puisqu'il fait état d'un fort effet de substitution. Une relation positive entre tarif et activité semble aussi exister pour les visites.

Toutefois, ces résultats sont à prendre avec précaution. En effet, nous avons vu que les trente dernières années avaient été marquées par une forte tendance à la hausse de l'activité médicale sous l'effet conjugué de plusieurs facteurs tels que l'accroissement du revenu, le vieillissement de la population, le progrès technique ou encore l'extension de couverture maladie. On voit bien d'ailleurs sur les graphiques 7 et 8 que l'activité des généralistes et des pédiatres ne cesse de croître depuis la fin des années 1980 alors que les tarifs des consultations connaissent des variations conjoncturelles (avec un trend croissant ceci dit pour le tarif de la consultation des omnipraticiens).

Pour les visites, on observe sur la période une forte tendance à la baisse de l'activité et du tarif:

²⁰ Les spécialités que nous conservons dans notre échantillon sont ainsi les généralistes, les mep, les chirurgiens, les dermatologues-vénérologues, les gynécologues-obstétriciens, les spécialistes de médecine interne, les ORL, les pédiatres, les pneumologues, les rhumatologues, les ophtalmologues, les urologues et les spécialistes de rééducation réadaptation fonctionnelle.

Graphique 9 : Evolution du nombre de visites et de la lettre clé V 1980-2002



Cette tendance à la baisse du nombre de visites est encore plus marquée pour les autres spécialités.

Sur l'ensemble de la période, les praticiens ont en effet de plus en plus recentré leur activité autour des consultations, et ont été encouragés en cela par les pouvoirs publics qui au début des années 2000 décident de ne rembourser les visites que si elles sont rendues nécessaires par l'état du patient.

Les séries étant donc non stationnaires, la robustesse des résultats de nos régressions est fortement douteuse. Regardons ce qu'il en est lorsqu'on prend en compte l'existence de trends temporels.

5.2.2. Prise en compte de trends temporels.

On régresse dans un premier temps le logarithme de nos variables sur le logarithme de l'année (prise en compte d'un trend déterministe) :

Tableau 10 : Stationnarisation des variables par une tendance déterministe.

	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
logyear	15.70028* (2.798626)	-188.754* (10.41091)	6.458134* (.7158792)	-15.21251* (.5615846)	43.9953* (3.082106)
R²	0.1341	0.5848	0.2354	0.7521	0.4837

Lecture : la colonne (3) présente les résultats de la régression du logarithme du nombre de consultations par médecin sur le logarithme de l'année.

Les colonnes (4), (5), (6) et (7) présentent la même régression appliquée respectivement aux visites, au tarif de la consultation, au tarif de la visite et à l'effectif par spécialité.

Les coefficients significatifs au seuil 5% sont indiqués par un astérisque et les écarts-types sont entre parenthèses.

On retrouve bien les tendances à la hausse pour les consultations, le tarif des consultations et les effectifs, et à la baisse pour les visites et le tarif des visites, évoquées plus haut.

On s'intéresse alors aux variables détrendées, c'est-à-dire aux résidus des régressions précédentes. Les résultats obtenus sont les suivants :

Tableau 11 : Régressions sur les variables stationnarisées.

	(8)	(9)
restarifC	.7154986* (.1898938)	
restarifV		2.126958 (1.324836)
R ²	0.0436	0.0136

Lecture: la colonne (8) présente la régression des résidus de la régression (3) sur ceux de la régression (5).

La colonne (9) présente la régression des résidus de la régression (4) sur ceux de la régression (6).

Les coefficients significatifs au seuil 5% sont indiqués par un astérisque et les écarts-types sont entre parenthèses.

En ce qui concerne les visites, le tarif ne permet plus d'expliquer les variations de l'activité. Pour les consultations, le coefficient relatif au tarif reste significativement positif mais diminue en valeur.

Il perd toutefois sa significativité dès lors qu'on introduit certains contrôles :

Tableau 12 : Régressions avec introduction de contrôles.

	(10)	(11)	(12)
restarifC	.7154986* (.1898938)	-.2849852 (.2171685)	-.304644 (.2093363)
resvis		.1523172* (.0236505)	.1534972* (.0224871)
reffectif			.0207909 (.0587133)
R ²	0.0436	0.3270	0.3275

Lecture : les colonnes (10), (11) et (12) présentent la régression des résidus de la régression (3) sur ceux des régressions (4), (5) et (7).

Les coefficients significatifs au seuil 5% sont indiqués par un astérisque et les écarts-types sont entre parenthèses.

On introduit le résidus de la régression de logvis sur logyear (puisque le tarif n'est pas significativement explicatif des variations d'activité pour les visites) et la variable reffectif. Le coefficient relatif au tarif de la consultation perd dès lors toute significativité au profit de la variable resvis. Il est intéressant de remarquer que cependant, il apparaît à présent avec un signe négatif. Par ailleurs, lorsque l'on effectue les régressions pour les pédiatres uniquement, le coefficient de restarifC est significativement négatif quels que soient les contrôles introduits (cf annexe D).

Une autre manière de prendre en compte les tendances à l'oeuvre au cours de la période est d'introduire un trend propre à chaque spécialité, en considérant les treize variables croisées *spécialité*logyear*.

Tableau 13 : Introduction de tendances spécifiques à chaque spécialité.

	(13)	(14)	(15)
restarifC	.3569824 (.205655)	-.2287113 (.1951504)	-.2354102 (.1957239)
resvis		.1404341* (.0175793)	.1407426* (.0172688)
reselectif			.005562 (.0538633)
gentrend	15.69688* (2.322163)	15.70224* (1.970295)	15.70221* (1.972621)
meptrend	15.68777* (2.32182)	15.69734* (1.969939)	15.6973 * (1.972245)
chirtrend	15.71657* (2.322232)	15.71026* (1.971579)	15.71017* (1.973703)
dermatotrend	15.69747* (2.322069)	15.70225* (1.970639)	15.70237* (1.973439)
gynécotrend	15.69763* (2.322108)	15.70084* (1.970702)	15.70088* (1.973253)
Méd_inttrend	15.69411* (2.32201)	15.69572* (1.970845)	15.69562* (1.972946)
ortrend	15.71584* (2.321899)	15.71178* (1.971317)	15.71173* (1.973593)
pédttrend	15.69406* (2.322318)	15.69414* (1.971329)	15.69411* (1.973659)
pneumotrend	15.72334* (2.321032)	15.71774* (1.970208)	15.7178* (1.9728)
rhumatotrend	15.6886* (2.322358)	15.6949* (1.970801)	15.69492* (1.973289)
ophtalmotrend	15.7038* (2.321928)	15.70093* (1.971076)	15.70096* (1.97356)
urotrend	15.69779* (2.322222)	15.68585* (1.971662)	15.68592* (1.974278)
rrftrend	15.68973* (2.32199)	15.68959* (1.970824)	15.68958* 1.973238
R²	0.5028	0.6254	0.6254

*Lecture : les colonne (13), (14) et (15) présentent la régression du logarithme du nombre de consultations par médecin sur les treize variables croisées spécialité*logyear et sur les résidus des régressions (4), (5) et (7). Les coefficients significatifs au seuil 5% sont indiqués par un astérisque et les écarts-types sont entre parenthèses.*

Ainsi que le montre la régression 4, l'introduction d'un trend propre à chaque spécialité ôte tout pouvoir explicatif au tarif de la consultation. La présence des variables resvis et reselectif fait cependant, comme précédemment, changer le signe de celui-ci.

Enfin, en nous inspirant de la méthode employée par J.D. Angrit et A. Krueger dans leur article « Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings ? »²¹, nous nous sommes aussi livrés à une stationnarisation locale de nos données à l'aide d'une moyenne mobile. Pour chacune des variables considérées, nous avons remplacé les valeurs en logarithme V_j par $V_j - MA(-2,2)$ où $MA(-2,2) = (V_{j-2} + V_{j-1} + V_{j+1} + V_{j+2})/4$; à chaque date j , on considère désormais l'écart entre la valeur prise par la variable en j et sa valeur moyenne sur les deux années précédentes et les deux années suivantes. On a ensuite procédé de même avec une moyenne mobile $MA(-1,1)$.

Les résultats obtenus sont les suivants :

Tableau 14 : Régressions sur les variables stationnarisées par un MA(-2,2)

	(16)	(17)	(18)
tarifC	-0.2493037* (.0929992)	-0.2490957* (.093593)	-0.2532315* (.093494)
vis		.0080033 (.0082227)	
effectif			-.0852412 (.0578956)
R²	0.0334	0.0355	0.0480

Lecture : les colonnes (16), (17) et (18) présentent les régressions du logarithme du nombre de consultations stationnarisé par un MA(-2,2) sur le logarithme du tarif de la consultation, du nombre de visites et de l'effectif par spécialités corrigés d'un MA(-2,2).

Les coefficients significatifs au seuil 5% sont indiqués par un astérisque et les écarts-types sont entre parenthèses.

Tableau 15 : Régressions sur les variables stationnarisées par un MA(-1,1)

	(19)	(20)	(21)
tarifC	-0.1808566* (.0690856)	-0.1815648* (.0705922)	-0.1816132* (.0690264)
vis		.0008047 (.0058647)	
effectif			-.041145 (.0329046)
R²	0.0224	0.0224	0.0279

Lecture : les colonnes (19), (20) et (21) présentent les régressions du logarithme du nombre de consultations stationnarisé par un MA(-1,1) sur le logarithme du tarif de la consultation, du nombre de visites et de l'effectif par spécialités corrigés d'un MA(-1,1).

Les coefficients significatifs au seuil 5% sont indiqués par un astérisque et les écarts-types sont entre parenthèses.

Ils sont plus probants que les précédents puisque désormais, seule la variable tarifC est affectée d'un coefficient significatif. Que l'on utilise un MA(-2,2) ou un MA(-1,1), l'élasticité du nombre de consultations par rapport au tarif est significativement négative ; de plus, sa valeur est proche de celle calculée au §5.1.5.

²¹ J.D. ANGRIST et A. KRUEGER, Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings ?, The Quarterly Journal of Economics, Nov. 1991, p. 989-1014.

5.2.3. Bilan

Si la prise en compte d'un trend déterministe ne permet pas de faire apparaître une élasticité significativement négative, la stationnarisation de nos variables par une moyenne mobile vient totalement corroborer les résultats obtenus au cours de notre analyse graphique.

Les facteurs tendanciels explicatifs des variations de l'activité médicale sont certainement tels que la prise en compte de trends temporels globaux permet d'expliquer à elle seule une bonne partie de l'activité des praticiens. Cela explique que nos premières régressions conduisent, après introduction de variables de contrôle, à un coefficient négatif mais non significatif pour la variable tarifC.

Notons par ailleurs que la variable visite est systématiquement affectée d'un signe positif, sauf pour les régressions concernant exclusivement les généralistes et les pédiatres (cf annexes C et D). Cela peut paraître surprenant dans la mesure où les évolutions en sens contraire du nombre de consultations et du nombre de visites effectuées par les praticiens pouvaient laisser penser à un mécanisme de substitution entre ces deux types d'acte.

Conclusion

Nos résultats vont tout à fait dans le sens de l'hypothèse de demande induite. Les médecins français ne sont pas passifs face à une demande qui leur serait exogène, mais disposent d'une marge de manœuvre leur permettant de réagir à des chocs affectant les tarifs des actes qu'ils pratiquent.

En effet, l'étude des données sur l'activité des médecins libéraux tirées du Système National Inter-Régime montre que l'offre de travail des praticiens est gouvernée par un fort effet-revenu : l'élasticité de l'offre de travail des médecins par rapport au tarif des actes est négative, de l'ordre de $-0,3$ d'après les calculs auxquels nous nous sommes livrés à partir des deux chocs tarifaires que nous avons pu identifier dans les années 1980. Nos conclusions reposent cependant sur l'analyse du nombre de consultations uniquement. La prise en compte d'un indicateur composite, plus représentatif de l'ensemble des actes praticables et pratiqués par les différentes spécialités permettrait d'aborder l'activité médicale de façon plus exhaustive. Il serait par ailleurs intéressant de s'interroger sur l'existence d'éventuels mécanismes de substitution entre les différents actes selon leur rémunération relative.

L'existence d'une élasticité négative, dans la mesure où celle-ci est inférieure à 1 en valeur absolue, ne signifie pas qu'une revalorisation tarifaire n'est pas coûteuse pour l'assurance maladie ; en l'occurrence, d'après nos calculs, une revalorisation de 10% du tarif de la consultation entraînerait un accroissement d'environ 7% du poste de dépense qui y est lié. Toutefois, le niveau d'activité des médecins libéraux a des répercussions sur d'autres postes de dépenses (prescriptions médicamenteuses ou en auxiliaires médicaux notamment). Il serait ainsi intéressant d'étudier plus précisément le lien entre le niveau d'activité en volume et les autres postes de dépenses de l'assurance maladie. On peut penser en effet que les prescriptions sont positivement liées au nombre de consultations et de visites effectuées par les praticiens. Dans ces conditions, identifier l'existence ou non d'un tel effet et le mesurer apparaissent nécessaires pour évaluer l'impact net d'une revalorisation tarifaire sur les dépenses de santé.

Bibliographie

J.D. ANGRIST et A. KRUEGER, Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings ?, *The Quarterly Journal of Economics*, Nov. 1991, p. 989-1014.

M. BERTRAND, E. DUFLO, S. MULLAINATHAN, How much should we trust differences-in-differences estimates?, *Mimeo*, Juin 2003.

E. DELATTRE et B. DORMONT, Induction de la demande de soins par les médecins libéraux français. Etude micro-économétrique sur données de panel , *Economie et Prévision*, n° 142, janvier-mars 2000, p. 137-161.

R. EVANS, Supplier-Induced Demand : Some Empirical Evidence and Implications, in Perlman M, *The Economics of Health and Medical Care*, Wiley and Sons, 1974, p. 163-173.

H. S. FARBER, Is Tomorrow Another Day ? The Labor Supply of New York Cab Drivers, *NBER, Working Paper 9706*, Mai 2003.

A. NASSIRI et L. ROCHAIX-RANSON, **L'offre de services médicaux** analyse sur données de panel d'une expérience naturelle au Québec, *Revue d'Economie Politique*, n°4, juillet-août 2000, p. 541-570.

C.E. PHELPS, Induced Demand Can We Ever Know Its Extent ?, *Journal of Health Economics*, 5, 1985, p. 356-365.

L. ROCHAIX, Adjustment Mechanisms in Physicians' services markets, 1991, Ph. D Thesis, University of New-York.

L. ROCHAIX, Financial Incentives for Physicians, the Quebec Experience, *Health Economics*, vol. 2, 1993, p. 163-176.

M. H. SHOWALTER et N. K. THURSTON, Taxes and Labor Supply of High Income Physicians, *Journal of Public Economic* 66, 1997, p. 73-97.

M.C. THAIZE-CHALLIER, Les modèles théoriques d'offre de travail, Coll. « Approfondissement de la Connaissance Economique », Economica, 1997.

Rapport du Haut Conseil pour l'Avenir de l'Assurance Maladie, 23 janvier 2004.

50 ans de statistiques en Assurance maladie, Les prestations versées par le régime général de 1945 à 1994, *Dossier Etudes et statistiques*, n° 31, CNAMTS, 1995.

50 ans de statistiques en Assurance maladie, L'offre de soins, *Dossier Etudes et statistiques*, n° 32, CNAMTS, 1995.

Annuaire de statistiques sanitaires et sociales 2000, Drees, Collection Etudes et Statistiques, La documentation française.

Annuaire de statistiques sanitaires et sociales 1999, Drees, Collection Etudes et Statistiques, La documentation française.

Annuaire de statistiques sanitaires et sociales 1998, Drees, Collection Etudes et Statistiques, La documentation française.

Annuaire de statistiques sanitaires et sociales 1997, Drees, Collection Etudes et Statistiques, La documentation française.

Annuaire de statistiques sanitaires et sociales 1996, Drees, Collection Etudes et Statistiques, La documentation française.

Annuaire de statistiques sanitaires et sociales 1995, Drees, Collection Etudes et Statistiques, La documentation française.

Le secteur libéral des professions de santé en 1996, *Carnets statistiques*, n° 95, CNAMTS, 1997.

Le secteur libéral des professions de santé en 1994, *Carnets statistiques*, n° 80, CNAMTS, 1995.

Le secteur libéral des professions de santé en 1993, *Carnets statistiques*, n° 74, CNAMTS, 1994.

Le secteur libéral des professions de santé en 1992, *Carnets statistiques*, n° 67, CNAMTS, 1993.

Le secteur libéral des professions de santé en 1991, *Carnets statistiques*, n° 61, CNAMTS, 1992.

Le secteur libéral des professions de santé en 1990, *Carnets statistiques*, n° 54, CNAMTS, 1991.

Le secteur libéral des professions de santé en 1989, *Carnets statistiques*, n° 47, CNAMTS, 1990.

Le secteur libéral des professions de santé en 1988, *Carnets statistiques*, n° 41, CNAMTS, 1989.

Sources numériques :

CD ROM SNIR3 Démographie et activité des professions de santé du secteur libéral, Années 1996 et 1997, CNAMTS DSE DEPAS.

CD ROM SNIR3 Démographie et activité des professions de santé du secteur libéral, Années 1997, 1998 et 1999, CNAMTS DSE DEPAS.

CD ROM SNIR3 Démographie et activité des professions de santé du secteur libéral, Année 2000, CNAMTS DSE DEPAS.

Annexes

Annexe A

Les spécialités médicales

SPÉCIALITÉS	SPÉCIALITÉS
01- Médecine Générale	13- Pneumologie
01- M.E.P.	14- Rhumatologie
01- OMNIPRATICIENS	15- Ophtalmologie
02- Anesthésie-réanimation chirurgicale	16- Chirurgie urologique
03- Pathologie cardio-vasculaire	17- Neuropsychiatrie
43- Chirurgie infantile	45- Chirurgie maxillo-faciale et stomatologie
44- Chirurgie maxillo-faciale	18- Stomatologie
46- Chirurgie plastique reconstructrice et esthétique	TOTAL STOMATOLOGIE (45, 18)
47- Chirurgie thoracique et cardio-vasculaire	31- Rééducation et réadaptation fonctionnelle
48- Chirurgie vasculaire	32- Neurologie
49- Chirurgie viscérale et digestive	75- Psychiatrie de l'enfant et de l'adolescent
04- Chirurgie générale	33- Psychiatrie
TOTAL CHIRURGIE (43, 44, 46, 47, 48, 49, 04)	TOTAL PSYCHIATRIE (75, 33)
05- Dermato-vénéréologie	35- Néphrologie
72- Médecine nucléaire	37- Anatomocytopathologie
74- Oncologie radiothérapique	41- Chirurgie orthopédique et traumatologie
76- Radiothérapie	42- Endocrinologie et métabolisme
06- Radiodiagnostic et imagerie médicale	TOTAL SPÉCIALISTES
TOTAL RADIOLOGIE (72, 74, 76, 06)	TOTAL MEDECINS
70- Gynécologie médicale	38- Médecins biologistes
77- Obstétrique	19- Chirurgiens-dentistes
07- Gynécologie obstétrique	36- Chirurgiens-dentistes, spécialistes O.D.F.
TOTAL GYNÉCOLOGIE (70, 77, 07)	TOTAL CHIRURGIE DENTAIRE (19, 36)
08- Gastro-entérologie et hépatologie	21- Sages-femmes
71- Hématologie	24- Infirmiers
73- Oncologie médicale	26- Masseurs-kinésithérapeutes-rééducateurs
09- Médecine interne	27- Pédicures
TOTAL MÉDECINE INTERNE (71, 73, 09)	28- Orthophonistes
10- Neurochirurgie	29- Orthoptistes
11- Oto-rhino-laryngologie	TOTAL AUXILIAIRES MÉDICAUX (24, 26, 27, 28,29)
78- Médecine génétique	30- Laboratoires
12- Pédiatrie	39- Laboratoires polyvalents
TOTAL PÉDIATRIE (78, 12)	40- Laboratoires d'anatomo-cyto-pathologie
	TOTAL LABORATOIRES (30, 39, 40)

Annexe B

Tarifs conventionnels en France métropolitaine (en F puis en € courants).

	1980 1er jan.	1980 1er juil.	1981 05 jan.	1981 30 mars	1981 15 juil.	1981 15 oct.	1982 15 nov.	1982 15 déc.	1983 15 mars	1984 15 mai	1985 1er fév.
C	40	46	50	-	55		60	-	65	70	-
CS	60	68	70	-	75	80	87	-	95	103	-
V	58	60	-	66	-	71	-	76	81	-	85
VS	76	78	-	81	-	86	-	93	101	-	110

	1985 07 juin	1986 18 déc.	1987 15 avr.	1987 1er sept.	1987 15 sept.	1988 21 mars	1988 30 juin	1990 1er avril	1992 06 mai	1992 1er juin	1993 28 nov.
C	75	80	-	85	-	-	-	90	100		-
CS	110	-	118	-	125	-	-	130	-	140	-
V	-	-	-	-	-	95	100	105	-	-	110
VS	-	-	-	-	-	120	125	130	-	-	135

	1994 1er juil.	1995 1er mars	1998 1er avr.	2002 1er fév. (en euros)	2002 1er juil.
C	105	110	115	18,5	20
CS	145	150	-	-	-
V	-	-	-	-	-
VS	-	-	-	-	-

Annexe C

Régressions médecins généralistes APE

Tableau C1

	(1)
logtarifC	1.529023* (.1656098)
R ²	0.8011

Lecture : la colonne (1) présente les résultats de la régression du logarithme du nombre de consultations par médecin sur le logarithme du tarif de la consultation.

Les coefficients significatifs au seuil 5% sont indiqués par un astérisque et les écarts-types sont entre parenthèses.

Tableau C2

	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
logyear	31.60313* (2.570399)	18.16418* (1.635828)	-44.03709* (3.153089)	-12.35564* (1.765439)	35.00034* (3.540617)
R ²	0.9111	0.8784	0.9447	0.6420	0.8760

Lecture : la colonne (2) présente les résultats de la régression du logarithme du nombre de consultations par médecin sur le logarithme de l'année.

Les colonnes (3), (4), (5) et (6) présentent la même régression appliquée respectivement au tarif de la consultation, aux visites, au tarif de la visite et à l'effectif par spécialité.

Les coefficients significatifs au seuil 5% sont indiqués par un astérisque et les écarts-types sont entre parenthèses.

Tableau C3

	(7)
restarifV	.2823669 (.2312295)
R ²	0.0598

Lecture : la colonne (7) présente la régression des résidus de la régression (4) sur ceux de la régression (5).

Les coefficients significatifs au seuil 5% sont indiqués par un astérisque et les écarts-types sont entre parenthèses.

Tableau C4

	(8)	(9)	(10)
restarifC	.0055832 (.3890221)	-.1926514 (.3660254)	-.2167713 (.1475977)
resvis		-.3884945* (.1542317)	-.0425051 (.0987783)
reseffectif			-.6755674* (.0944959)
R²	0.0000	0.1575	0.8265

Lecture : les colonnes (8), (9) et (10) présentent la régression des résidus de la régression (2) sur ceux des régressions (3), (4) et (6).

Les coefficients significatifs au seuil 5% sont indiqués par un astérisque et les écarts-types sont entre parenthèses.

Annexe D

Régressions pédiatres APE

Tableau D1

	(1)
logtarifC	.9512307 (.579262)
R ²	0.08490

Tableau D2

	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
logyear	30.94103* (1.873282)	4.329762 (2.205646)	-203.1032* (15.8789)	-15.73194* (2.121979)	26.44791* (5.408366)
R ²	0.9515	0.1985	0.9219	0.7791	0.5891

Tableau D3

	(7)
restarifVS	2.262595 (2.003006)
R ²	0.1028

Tableau D4

	(8)	(9)	(10)
restarifCS	-.5828612* (.1164846)	-.2729406* (.0791332)	-.2493456* (.0840298)
resvis		-.0664836* (.0160927)	-.0309126 (.0458299)
reseffectif			-.1067757 (.1364761)
R ²	0.5274	0.6951	0.7055

Lecture des tableaux : cf annexe C