

Le tiers-payant est-il inflationniste ?

Etude de l'influence du recours au tiers-payant sur la dépense de santé

Paul Dourgnon
Michel Grignon

Les noms d'auteurs apparaissent par ordre alphabétique

Rapport n° 490 (biblio n° 1296) Avril 2000

Toute reproduction de textes ou tableaux est autorisée sous réserve de l'indication de la source et de l'auteur.
En cas de reproduction du texte intégral ou de plus de 10 pages, le Directeur du CREDES devra être informé préalablement.

I.S.B.N. : 2-87812-255-0

Remerciements

Cette étude a été financée par la Fédération Nationale de la Mutualité Française.

Les auteurs tiennent à remercier :

- ◆ *Leurs confrères de la FNM, Christine Meyer et Raphaël Spira, ainsi que leurs collègues du CREDES :*
 - ◆ *Valérie Paris et Catherine Sermet, qui ont relu ce rapport,*
 - ◆ *Dominique Polton et Nathalie Meunier, pour leurs commentaires et leurs suggestions,*
 - ◆ *Anne Aligon, qui leur a apporté sa connaissance des données,*
 - ◆ *Frédérique Biton, Agnès Grandin, Marie Odile Safon, et Delphine Maurel, qui ont effectué les recherches documentaires,*
 - ◆ *Khadija Ben Larbi, Franck-Séverin Clérembault et Corinne Mortier, qui ont réalisé la mise en page de ce document.*
-

Sommaire

Sommaire

Introduction	1
1. Données et acteurs du problème	7
1.1. Le partage des coûts dans le système de soins français	9
1.2. L'avance de frais, une spécificité française.....	10
1.3. Le point de vue des professions médicales : des arguments d'ordre identitaire.....	11
2. Analyse descriptive : population étudiée, dépense de santé, recours au tiers-payant ...	15
2.1. Les données.....	17
2.1.1. EPAS, base de sondage	17
2.1.2. L'enquête SPS.....	18
2.1.3. L'appariement EPAS SPS.....	19
2.2. Caractéristiques démographiques, sociales, et économiques, et représentativité de l'échantillon apparié	19
2.3. Les dépenses de santé.....	24
3. Problématique et méthodologie.....	29
3.1. La décision de recourir au tiers-payant	32
3.1.1. Le modèle logistique polynomial ordonné.....	35
3.1.2. Le modèle Tobit à deux seuils.....	35
3.1.3. Les modèles de choix séquentiels	36
3.1.4. Les limites du modèle	38
3.1.5. Variables explicatives retenues pour l'estimation	40
3.2. Modélisation de l'influence du tiers-payant sur la dépense de santé.....	41
3.2.1. Un modèle théorique : notions de dépense normale, de risque moral et de contrainte de liquidité	42
3.2.2. Stratégie d'estimation de l'impact du tiers-payant sur l'écart à la norme de dépense et effet en termes de distribution de revenu	44

4. Résultats et conclusions	49
4.1. Endogénéisation du tiers-payant.....	51
4.1.1. Recours au tiers-payant dans la dépense de pharmacie.....	51
4.1.2. Existence d'effets régionaux	57
4.2. Influence des effets croisés niveau de tiers-payant * revenu sur la dépense résiduelle .	58
4.2.1. Modélisation de la log-dépense	58
4.2.2. Effets croisés	60
Conclusion.....	63
Bibliographie	67
Annexe	73
Liste des tableaux et graphiques	85

Introduction

Introduction

A quelques exceptions près, les systèmes de soins des pays développés fonctionnent en tiers-payant : le prestataire de soins de santé est payé directement par l'assureur, le patient ne réglant que la part non couverte. La France, au contraire, pratique traditionnellement l'avance de frais, dite aussi tiers garant : le prestataire de soins de santé est payé intégralement par son patient, à charge pour ce dernier de se faire rembourser par son assureur.

C'est à la demande de la Fédération Nationale de la Mutualité Française que le CREDES a mené une estimation économétrique de l'impact du tiers-payant sur la dépense des assurés. Une telle estimation n'a jamais été réalisée à notre connaissance : si plusieurs caisses primaires¹ d'assurance maladie ont réalisé des études au niveau départemental ou régional sur ce sujet, aucune analyse économique et, à plus forte raison, économétrique, n'a encore été réalisée à l'échelle de la France, ni dans d'autres pays.

Pourquoi l'avance de frais ? Ce système est souvent jugé complexe et peu rationnel du point de vue administratif, et les partisans du tiers-payant présentent celui-ci comme un élément de simplification et de rationalisation de l'assurance maladie. En revanche, le passage de l'avance de frais au tiers-payant est réputé augmenter la dépense à court terme. En fait, les avantages et inconvénients des deux systèmes (avance et tiers-payant) diffèrent d'un acteur à l'autre :

- pour le patient, l'avantage du tiers-payant est évident : d'une part, il n'est plus en charge de l'envoi de la demande de remboursement à l'assureur, d'autre part, il ne fait plus d'avance de trésorerie. Les soins de santé, bien que pris en charge de manière socialisée, ont un prix pour le patient. L'enquête Santé Protection Sociale révèle qu'en 1997, 14% des assurés ont renoncé au moins une fois à se soigner pour motifs financiers au cours de l'année. Certains professionnels défendent l'avance de frais comme garant de la qualité pour le patient, comme on le verra ci-dessous.
- pour le prestataire de soins, le bilan est contrasté : dans le système de tiers-payant, c'est lui qui prend en charge le travail administratif dont le patient est libéré, et c'est lui qui subit le risque de retard de paiement de la part de l'assureur (il fait l'avance sous forme de prestation de services ou de biens). En termes de risque de paiement, le prestataire doit certainement gagner, la caisse étant *a priori* moins susceptible d'être un débiteur défaillant que le patient individuel. Le tiers-payant suscite aussi une opposition au sein des professions médicales, certains professionnels refusant d'avoir des relations financières directes avec des assureurs.
- pour l'assureur, le bilan est là aussi contrasté : certes, il est plus simple de traiter des paiements en direction de quelques centaines de milliers de professionnels que des remboursements en direction de plusieurs millions d'assurés sociaux. En revanche, le gestionnaire du risque peut craindre que la levée de l'avance de frais n'incite les assurés à solliciter d'avantage le système de soins, ce qui augmenterait le volume de prestations. L'assureur peut aussi craindre qu'un passage au tiers-payant n'augmente ses dépenses même en l'absence de modification du volume de soins consommé si un nombre important de dépenses ne sont pas, dans le système d'avance de frais, présentées au remboursement.

¹ La CPAM de l'Eure, en particulier, a réalisé un travail descriptif détaillé : Boyer S. « Tiers-payant et santé », 1998.

Aujourd'hui, le tiers-payant est au cœur de nombreux projets ou expériences de réforme de l'organisation de notre système de soins : médecin référent, carte « sésam vitale » ou encore réseaux expérimentaux de ville ou ville - hôpital. Il est aussi un enjeu pour le monde mutualiste, qui le pratique depuis longtemps. Il suscite des opinions contradictoires et variées, mais la discussion mélange le plus souvent des arguments d'ordre tant technique que budgétaire ou micro-économique.

Le décideur public s'intéresse à l'avantage que la société pourrait retirer d'un passage au tiers-payant, en regard du coût budgétaire: si le tiers-payant augmente la dépense nationale de santé, mais apporte un gain en termes d'équité en levant des barrières à l'accès aux soins, on ne pourra le taxer purement et simplement d'inflationniste. Il conviendra alors d'évaluer l'apport de ce gain d'équité et de décider s'il vaut la peine d'un accroissement budgétaire (ou d'un financement à budget constant en gageant d'autres dépenses, jugées moins satisfaisantes).

Estimer l'impact budgétaire et sanitaire réel du tiers-payant n'est pas envisageable pour trois raisons. Le poids des actes non présentés au remboursement dans le système d'avance de frais est inconnu, les facteurs d'offres évoluent très vite, ce qui rend toute prévision fragile, et notre connaissance de l'état de santé des assurés de l'échantillon Epas est largement insuffisant pour autoriser une quelconque extrapolation. De plus, à notre sens, l'argument budgétaire est peu fondé. Ne pas consentir la dépense budgétaire éventuelle liée à la mise en place du tiers-payant résulte d'un choix implicite. En effet, à dépense budgétaire donnée, on peut considérer que l'avance de frais, si elle est source de moindres dépenses, permet de financer des cures thermales ou certains médicaments à faible service médical. Notre objectif n'est donc pas de comparer quantitativement les avantages et les inconvénients du passage au tiers-payant, notamment au niveau budgétaire, mais d'étudier s'il serait légitime, car plus juste socialement.

Le problème se pose alors dans les termes suivants : s'il apparaissait que son usage augmentait la dépense de tous les assurés, quel que soit leur état de santé ou leur niveau de revenu (hypothèse d'aléa moral), il pourrait alors être considéré comme purement inflationniste ; si, en revanche, il permettait d'affranchir les assurés plus modestes (du moins ceux qui ne bénéficient pas par ailleurs de la gratuité des soins) de l'avance de frais, favorisant leur accès aux services de santé et augmentant le volume efficace de soins dispensés, il résoudrait un problème d'équité, voire d'efficacité à long terme.

Pour répondre à cette question, tiers-payant inflationniste ou tiers-payant équitable, il est nécessaire de mener une analyse micro-économique de l'impact du tiers-payant sur les comportements des assurés et, donc, de retranscrire en termes économiques les arguments du débat.

Cette analyse micro-économique se déroule comme suit : tout d'abord, on cherche à savoir si le recours au tiers-payant pharmaceutique s'accompagne d'une multiplication du nombre d'ordonnances quel que soit leur montant ou plutôt des actes chers.

En cas de multiplication des actes, on peut craindre un caractère inflationniste du tiers-payant, c'est-à-dire d'augmentation des coûts sans réelle amélioration de l'accès aux soins². Dans le second cas, il peut y avoir augmentation de la dépense, si le tiers-payant a permis la réalisation d'actes coûteux, mais aussi amélioration de l'accès aux soins. La question qui se pose alors est de savoir s'il s'agit d'un effet d'aubaine (tout le monde en profite), ou d'un effet ciblé sur les plus pauvres, qui rencontrent des problèmes de trésorerie.

Dans le cas où l'effet est ciblé sur les assurés les plus pauvres, il y aura bien augmentation de la dépense, mais elle aura un impact maximum en équité.

On peut même penser que l'amélioration de l'accès aux soins pour les plus pauvres aura un impact, à terme, sur leur état de santé. Rien cependant, dans notre étude, ne permet de lier le recours au tiers-payant et l'état de santé.

Dans une première partie nous présentons brièvement l'objet du débat, et le contexte juridique, puis dans la partie suivante les données sur lesquelles nous allons travailler. Nous définissons ensuite une problématique micro-économique dont nous présentons les résultats dans la quatrième partie. On s'est restreint pour l'essentiel à la dépense de pharmacie, pour laquelle, en 1995, il existait une véritable variabilité dans la population. Dans la partie sur l'équité du tiers-payant, on ajoute les dépenses de séances de généraliste.

² *En toute rigueur, l'augmentation du nombre d'actes peut améliorer l'accès aux soins des patients les plus pauvres. On fait ici l'hypothèse que l'accès aux soins est davantage renforcé si la proportion d'ordonnances coûteuses augmente.*

1. Données et acteurs du problème

1. Données et acteurs du problème

L'assurance sociale obligatoire garantit depuis 1945 une couverture santé à une large majorité de Français. Cette avancée sociale qui semblait irréversible est partiellement remise en question depuis le début des années 1980. En effet, le financement socialisé du système de soins se heurte à deux évolutions concomitantes : la progression régulière des dépenses de santé, et le ralentissement de la croissance économique³. Beaucoup d'autres pays ont du faire face à ces difficultés, et y ont remédié par des réformes tant structurelles que budgétaires. La France semble en ce domaine très en retard sur d'autres états de l'OCDE comme l'Allemagne, l'Angleterre, ou le Québec.

La part des dépenses de santé dans le PIB, de l'ordre de 10% aujourd'hui, contre 3% en 1950, est la troisième plus élevée au monde⁴. Ces dépenses supérieures ne semblent pas bénéficier significativement à la santé des Français, les principaux indicateurs de morbidité et de mortalité restant proches de ceux de leurs voisins. En revanche, le taux de remboursement par l'assurance obligatoire est un des plus faibles d'Europe.

La question de l'organisation et du financement du système de soins français, devenue cruciale, revient régulièrement dans le débat public. La rémunération des professionnels et les relations avec les assureurs font partie de cette question.

1.1. Le partage des coûts dans le système de soins français

La dépense de santé n'est pas une dépense ordinaire. Elle est pour partie socialisée, et la partie excédentaire peut elle-même être mutualisée. Cette partie excédentaire provient de deux sources principales :

- l'assurance sociale, comme toute assurance, ménage une franchise, c'est-à-dire qu'elle ne veut pas prendre intégralement en charge la dépense. Elle laisse donc à l'assuré une partie de la dépense, mécanisme qu'on appelle en France le ticket modérateur. Le ticket modérateur date de 1928. Il est inspiré du ticket de visite médicale allemand, et correspond à la participation de l'utilisateur à la dépense médicale. On en attend une mise au risque du patient, mécanisme classique en assurance, connu sous le nom de « réduction du risque moral » (voir partie « méthode » ci-dessous). Le taux de participation de l'assuré varie selon le type de soins et de produits.
- en outre, l'assurance sociale met en place un tarif de responsabilité qui n'est pas toujours le tarif réellement pratiqué : même si l'assuré a dû faire face à une dépense supérieure, l'assurance ne le rembourse que sur la base du tarif de responsabilité, auquel elle applique le taux de ticket modérateur. Selon les cas, le tarif de responsabilité peut être proche de la dépense réelle de la majorité des assurés, une minorité acceptant une dépense supplémentaire pour accéder à tel ou tel professionnel, dont ils estiment que les services sont de qualité supérieure. Dans d'autres cas (prothèses dentaires, optique), le tarif de responsabilité est systématiquement faible par rapport aux prix pratiqués.

³ Les services médicaux aux malades ambulatoires étaient pris en charge à 65 % par la Sécurité Sociale en 1970, 67 % en 1980, et 58 % seulement en 1994. (Duriez et alii, 1996).

⁴ Sources écosanté OCDE

Contrairement à d'autres pays européens, la France est dotée d'un système d'assurances complémentaires dont une des vocations est la prise en charge de ce ticket modérateur. Le ticket modérateur fait aussi l'objet d'exonérations sélectives sur critères de santé (affection de longue durée, grossesse, invalidité...) ou sociaux (Aide Médicale Généralisée, Couverture Maladie Universelle, voir ci-dessous, partie 2.2).

L'impact de ce dispositif de « partage des coûts » sur la consommation de soins a fait l'objet de très nombreuses études (pour le cas français, Volatier, 1989, Lachand-Fiume et alii, 1998).

1.2. L'avance de frais, une spécificité française

Le tiers-payant est un dispositif prévu par le code de Sécurité sociale, destiné à dispenser l'assuré de l'avance de frais. Il est la « dénomination appliquée à l'organisme de Sécurité sociale lorsque celui-ci règle directement les frais médicaux et pharmaceutiques, au lieu de se borner à rembourser à l'assuré l'avance que celui-ci en a faite ». Sa pratique est généralisée dans les pays européens et jusque dans les réseaux de soins privés américains. Dans ces pays, l'assuré ne paye que le ticket modérateur et le dépassement éventuel par rapport au tarif de responsabilité. Il ne doit en aucun cas déboursier la partie remboursée de la dépense, qui est directement déduite des frais.

L'avance de frais, ou tiers-garant, est au contraire quasiment exclusive à la France. Seul le Danemark semble pratiquer ce système, mais uniquement pour quelques services particuliers. Le tiers - l'assurance maladie - ne paie pas directement le professionnel de santé mais rembourse le patient sur justificatif.

La justification traditionnelle du mécanisme de l'avance de frais ne reposait pas seulement sur une responsabilisation financière de l'assuré. Alors que les mécanismes de type ticket modérateur ou tarif de convention visent à mettre le patient au risque financier, l'avance de frais faisait plutôt appel au sens civique de l'assuré qui, connaissant les frais que sa propre consommation de soins engage pour la collectivité, recourait au système de soins de façon avisée. Nous verrons cependant ci-dessous que l'avance de frais reflétait aussi une position des professionnels de santé, et la justification par la responsabilité civique pouvait fort bien n'être qu'une rationalisation a posteriori d'un compromis politique et social. En tout état de cause, les débats sur l'avance de frais n'ont pas toujours fait intervenir que des arguments de nature économique.

Jusqu'aux années 90, la pratique du tiers-payant restait dérogatoire, réservée à des cas particuliers : les hospitalisations en secteur public et les accidents du travail. En théorie, le tiers-payant peut s'appliquer aux consultations de médecins si le patient est muni d'un « titre médecin » (il date de 1976), ou au cas par cas, en application de l'avenant n°1 de la convention médicale du 9 mars 1990 (arrêté du 12 avril 1991). Le titre médecin semble, en 1995, au vu des données de liquidation dont nous disposons, quasiment inexistant. La procédure de tiers-payant porte le nom de « dispense d'avance de frais » et doit être mentionnée sur la feuille de soins. Ce type de réforme est assez récent (la première modification en ce sens date de 1985), et son application reste semble-t-il marginale. Seuls les centres de soins mutualistes et les consultations externes hospitalières le pratiquent couramment.

Les officines pharmaceutiques peuvent pratiquer le tiers-payant depuis 1982, mais cette pratique, qui peut être aussi un facteur de fidélisation de clientèle, ne s'est généralisée qu'avec les progrès de la transmission de données. Auparavant, seules les officines mutualistes le pratiquaient.

D'après l'Enquête Santé Soins Médicaux (ESSM) de 1991, un tiers des acquisitions de médicaments étaient réglées au pharmacien directement par l'assurance maladie, ce qui n'était le cas que de un huitième en 1980 (Mormiche, 1995).

Avance de frais et tiers-payant ne semblent pas très différents d'un point de vue comptable : dans les deux cas, le patient finit par être solvabilisé. L'effet de l'avance de frais sur les décisions de l'assuré est certainement minime par rapport à celui du ticket modérateur, quand celui-ci n'est pas remboursé. En fait, le ticket modérateur est aujourd'hui le plus souvent « remboursé », soit que l'assuré bénéficie d'une exonération, soit qu'il se soit couvert contre ce risque auprès d'un organisme complémentaire d'assurance maladie. Pourtant, le tiers-payant fait l'objet d'un débat. Peut-il inciter le praticien à prescrire davantage, le patient à faire plus appel au système de santé ? L'avance de frais a-t-elle au contraire, comme le pense Mormiche (1995) un effet avant tout inégalitaire et dissuasif pour les catégories les plus pauvres ?

1.3. Le point de vue des professions médicales : des arguments d'ordre identitaire

« La politique n'est rien de plus que de la médecine en grand »⁵

Le mécanisme de l'avance de frais est un élément de la relation assuré - professionnel de santé. La question du tiers-payant, comme d'autres, ne fait bien sûr pas l'objet d'un consensus général dans le corps médical. Cependant, on trouve, dans le discours professionnel, un certain nombre d'objections au tiers-payant.

A l'occasion de la discussion du projet sur la couverture maladie universelle, de nombreux syndicats de médecins ont émis de fortes réticences sur le tiers-payant : l'UNOF, et les généralistes de la CSMF ont condamné le tiers-payant, de même que la Fédération des Mutuelles de France, au motif qu'il fait perdre au patient sa dignité et qu'il est inflationniste.

D'où viennent ces réticences ?

La charte de 1927 est l'acte fondateur du syndicalisme médical français moderne, la CSMF ayant été créée à l'époque pour lutter contre la loi sur les assurances sociales. Elle met l'accent sur quatre principes dont le dernier en particulier s'oppose directement à toute idée de tiers-payant. Les trois premiers principes, sans relation avec le tiers-payant, sont : le secret médical, le libre choix du médecin par le malade, la liberté thérapeutique du médecin. Le dernier principe en revanche, fait référence à la relation financière entre le patient et le médecin, il s'agit de « l'entente directe », qui précise que le médecin et le malade s'entendent de gré à gré pour fixer le prix du service rendu.

Dans l'esprit des syndicats, cette entente directe doit permettre de moduler le paiement selon le contenu en travail de l'acte, la réputation du médecin, et, en dernier ressort, la capacité financière du patient. Elle s'oppose, de facto, à tout tarif de responsabilité et donc à la prise en charge directe du paiement par un tiers-payeur.

⁵ Virchow R., *médecin allemand, vers 1840. Cité par Hassenteufel P. « La profession médicale face à l'état, une comparaison France Allemagne. Institutionnalisation de la représentation et politique de santé » Thèse de doctorat en science politique Université Paris I, 1995.*

Dès les années 30, certains porte paroles de la profession ont tenté de justifier l'entente directe par des arguments de qualité.

L'intervention financière directe du tiers payeur transformerait, selon les partisans de l'avance de frais, le fameux « colloque singulier » en trio infernal. Ce nouvel agencement saperait la confiance que porte le patient au praticien, essentielle pour ce dernier car elle est une condition de la guérison. « Ce qui distingue l'ouvrier entre tous les malades, c'est le sentiment de méfiance. Il a peur d'être mal soigné. Fait-il partie d'une société de secours mutuel ? Il se dit « J'en aurai pour mon argent », et comme sa dépense est nulle, il demeure dans le doute »⁶. Une opinion qui semble relever de l'idée selon laquelle ce qui est gratuit est méprisé, idée avancée pour justifier le financement des services publics par les usagers plutôt que par l'impôt.

Un autre argument reliant entente directe et qualité pourrait être emprunté à la psychanalyse, le malade ne s'investissant personnellement dans le traitement qu'en fonction de ce qu'il paie. Il se soignerait donc mieux (meilleur respect de la prescription, meilleur suivi) en étant conscient du prix réel du traitement.

Bien évidemment, comme le montre Hatzfeld (1979), ces arguments n'ont pas résisté bien longtemps aux simples comparaisons internationales : comment se faisait-il que l'entente directe soit la clé de voûte de la qualité en France, mais pas aux USA ou aux Pays-Bas ?

Du coup, certains ont dénoncé, derrière ce discours médical, une manière quelque peu hypocrite de défendre le revenu des médecins en s'abritant derrière des motifs de qualité. Là encore, Hatzfeld montre que, plutôt que de revenu, il s'agissait d'identité (page 293) : « il ne s'agissait pas à proprement parler ni de simples intérêts financiers, ni de la qualité de la médecine : il s'agissait des intérêts plus complexes du statut libéral des médecins mis en péril par la législation sociale. Intérêts qu'il était presque impossible d'exprimer directement, qu'il fallait transposer sur un registre élevé en accord avec l'idéologie altruiste de la profession médicale ».

Schématiquement, l'entente directe protège le médecin contre l'inquisition administrative du tiers payeur, qui entend codifier et réguler les relations thérapeutiques et donner son avis sur le contenu des actes (via l'établissement d'une nomenclature). Ceci entraîne une mise sous tutelle des médecins par les assureurs (ou tiers payeurs), et une limitation à leur statut d'entrepreneur indépendant.

On peut dire en fait que le principe du tiers-payant représente pour les médecins français un symbole hostile au statut libéral qui fonde leur statut social.

Ce statut libéral est en partie un mythe puisque la dépense de santé est socialisée. La collectivité intervient donc de fait dans la relation praticien - patient. Un aperçu historique des fondements de ce statut social, et de la nature de ses relations à l'assurance maladie et au patient, peut éclairer la réticence d'une partie des professions médicales face au système de tiers-payant.

Le statut social du médecin français est assez paradoxalement basé à la fois sur l'exercice d'une activité libérale marchande, et sur un rôle moral. Deux particularités, qui, réconciliées, sont incarnées par le médecin de campagne de Balzac, homme de progrès, philanthrope, élu local, et entrepreneur désintéressé, ou par le docteur Canivet de Flaubert, sous le second Empire.

⁶ Fiessinger C. « Souvenirs d'un médecin de campagne », 1993, également cité par Guillaume P.

Ce thème du rôle social et moral du médecin est développé dans un « appel aux médecins » de 1862 : « En intervenant dans les affaires publiques, ils trouveront vacant le champ abandonné par les divers sacerdoces théologiques »⁷. Ce rôle nouveau de praticien patricien, reconnu au sein d'institutions nouvelles, impose des valeurs philanthropiques (chrétiennes ou solidaristes), au premier rang desquelles la prééminence de la charité volontaire sur la charité obligatoire. Ce rôle social et moral du médecin de campagne est certainement commun aux pays comparables (Allemagne et Angleterre) au 19^e siècle, mais la France se distingue en le maintenant intact jusqu'au milieu du 20^e : alors que les assurances sociales médicales s'imposent dans l'Empire allemand dans les années 1890, au Royaume Uni en 1911, entraînant l'obligation et le paiement direct du médecin par la caisse (le plus souvent par capitation), la France ne votera sa loi des assurances sociales qu'en 1930, soit 11 ans après le retour de l'Alsace Moselle, pourtant dotée des institutions bismarckiennes, dans le territoire national, et les médecins obtiendront le maintien du paiement à l'acte par le patient.

Tous les syndicats de médecins sont au départ hostiles à la médecine sociale et partisans de l'exercice libéral de la médecine. On peut ainsi lire dans une revue syndicale d'inspiration socialiste, en 1919, « Le patron veut faire du médecin un salarié. L'état veut en faire un fonctionnaire »⁸, ou encore, en 1926, « L'intervention d'un tiers est nuisible à l'exercice normal et moral de la médecine »⁸. L'action revendicative de ces syndicats porte en grande partie sur la médecine sociale, et les premières grèves de médecins éclatent justement avec l'instauration d'un tiers-payant pour les démunis en 1893, puis pour les pupilles, veuves et invalides de guerre en 1919.

Aujourd'hui, l'assurance obligatoire s'étend à tous les résidents, y compris hors des branches professionnelles. En cas de tiers-payant, l'assurance maladie serait non seulement obligatoire, mais en plus, payeur direct du professionnel. D'où la crainte d'une fin de l'autonomie médicale. On peut aussi se demander si les réserves actuelles de certains syndicats médicaux à l'égard du tiers-payant ne s'expliquent pas par le fait que ce système pourrait conduire à une segmentation de leur pouvoir de négociation selon les caisses, comme en Allemagne.

Cependant, force est de constater que les positions à propos du tiers-payant ne s'appuient que rarement sur des analyses statistiques.

⁷ Cité par Guillaume P. « Le rôle social du médecin depuis deux siècles (1800-1945) » Association pour l'étude de l'histoire de la Sécurité Sociale, 1996.

⁸ Cité par Hassenteufel P., « Les médecins face à l'état. Une comparaison européenne » Presses de sciences po, 1997.

2. Analyse descriptive : population étudiée, dépense de santé, recours au tiers-payant

2. Analyse descriptive : population étudiée, dépense de santé, recours au tiers-payant

2.1. Les données

Notre approche statistique s'appuiera sur une source d'information particulièrement riche : le fichier d'appariement EPAS SPS combine des données issues d'enquête auprès de ménages et des données administratives exhaustives sur la consommation de services médicaux des individus. Il nous paraît indispensable de présenter les deux sources dont il est issu, et les variables pouvant servir l'analyse avant d'esquisser une méthodologie.

2.1.1. EPAS, base de sondage

L'Échantillon Permanent d'Assurés Sociaux, conçu en 1977 par le service d'études et de réalisations statistiques de la CNAMTS et la division d'économie médicale du CREDOC, qui devait devenir le CREDES, cumule deux objectifs. Améliorer la gestion des risques au moyen de simulations, et servir de base à des analyses longitudinales de consommation médicale.

Ce panel regroupe 1/1200e des assurés du régime général, ainsi que des assurés CANAM (professions indépendantes), couvrant la totalité du territoire depuis 1990. Il est représentatif en 1995, de 90% des ménages ordinaires de France métropolitaine. Il ne s'agit pas de données de sondage mais bien de données administratives choisies par méthode de sondage.

Outre quelques rares informations socio-démographiques, le fichier EPAS contient de façon quasi exhaustive le détail des dépenses annuelles de santé par individu (le tirage s'effectue sur l'assuré principal, mais les ayants droit et leurs dépenses sont identifiés). Quelques problèmes peuvent subsister, comme les affiliations doubles, l'absence d'envoi par l'assuré de la feuille de remboursement à son centre de Sécurité sociale, ou dans le cas d'affiliation à des mutuelles à guichet unique, qui remboursent simultanément la part Sécurité sociale et la part complémentaire.

Dans le détail, le fichier est constitué de lignes de dépenses qui comprennent des informations sur l'individu (sexe, caractéristiques de sa couverture, comme les exonérations), le type de soins (pharmacie, généraliste, etc.), le type d'acte (acte de spécialiste, acte chirurgical, visite, indemnité kilométrique, etc.), l'exécutant (chaque médecin, pharmacien, auxiliaire de soins possède un identifiant), la date de prescription (mais il y aurait parfois confusion entre cette date et la date de remboursement au moment de la saisie), le montant et la décomposition de la dépense (total dû, total payé effectivement, ticket modérateur, montant remboursé, dépassement). Il faut noter que le fichier brut est retravaillé et fiabilisé par une équipe du CREDES.

Chaque année, un quart de l'échantillon est extrait pour servir de base à l'enquête SPS ; la totalité d'un échantillon EPAS est donc enquêté en quatre ans.

2.1.2. L'enquête SPS

La première enquête Santé et Protection Sociale (ESPS) date de 1988. Elle est depuis lors renouvelée annuellement ou bi-annuellement. L'enquête est mise en œuvre par le CREDES, sa réalisation sur le terrain étant sous-traitée à des sociétés d'enquêtes.

L'unité de base de l'enquête est le ménage, alors que celle d'EPAS est la grappe d'assurés. Les membres du ménage de chaque assuré EPAS sélectionné sont enquêtés.

L'enquête est constituée d'un questionnaire pour tous les membres du ménage, et d'un carnet de dépenses, sur lequel les enquêtés relèvent leurs actes (séances de médecin, achats de médicaments, consultations ou séjours à l'hôpital) pendant un mois, jour par jour.

Le questionnaire porte sur les caractéristiques socio-économiques, la couverture, l'état de santé de chacun des membres de la famille, auxquels s'ajoute parfois un questionnaire sur un problème spécifique, comme l'asthme, en 1998.

Le carnet de dépenses porte uniquement sur les consommations de soins, sur une période de un mois séparant deux contacts avec l'enquêteur.

En 1995, sur 10 000 adresses tirées de l'EPAS, 7 600 ont été exploitées, les autres étant des enregistrements non repérés (adresses fausses, assurés décédés ou doubles comptes, assurés ayant déménagé).

Tableau n° 1
Participation à l'enquête SPS 1995

	Effectifs
Adresses tirées de l'EPAS	10 000
Adresses exploitées	7 600 (76% des adresses tirées)
Personnes jointes	5 000 (66% des adresses exploitées)
Accord du ménage	3 500 (35% des adresses exploitées)
	10 000 individus
Questionnaire principal complet	3 000 (86% des ménages enquêtés)
Questionnaire santé exploitable	7 700 (77% des individus enquêtés)
Carnet de soins exploitable	7 100 (71% des individus enquêtés)

Source CREDES, rapport ESPS 1995

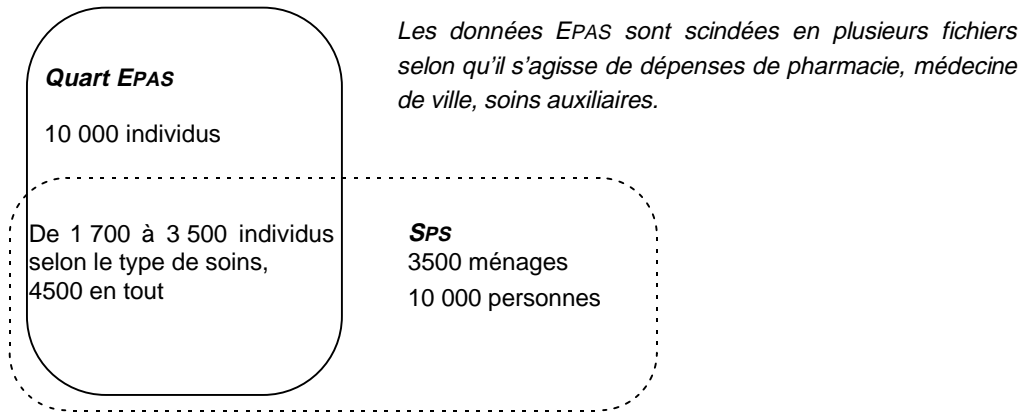
L'enquête SPS rencontre deux types de difficultés. Les répondants sous-estiment toujours leurs dépenses de santé, l'écart avec la comptabilité nationale se situant entre 10 et 25% selon les grandeurs mesurées⁹. De plus, comme toutes les enquêtes de santé en population de ménages ordinaires, elle ne prend pas suffisamment en compte les ménages comprenant une personne très malade ou handicapée, dont les difficultés sont un obstacle évident pour pouvoir répondre. Ce biais a été étudié par le CREDES. Son niveau reste faible (Aligon et Grignon, 1999).

⁹ Certes, cette dernière relève des dépenses qui ne peuvent figurer dans une enquête auprès des ménages ordinaires, comme la consommation pharmaceutique des personnes en institutions.

2.1.3. L'appariement EPAS SPS

L'appariement consiste à retrouver, pour chaque enquêté d'ESPS, les dépenses et les remboursements de soins contenus dans les fichiers de la sécurité sociale. Il s'agit donc d'une intersection de deux fichiers (voir schéma).

Schéma n° 1 Données EPAS



L'enquête SPS comprend des questions sur les consommations, comme on l'a vu. Comme elles sont sous estimées, on a recours à la dépense EPAS, dépense enregistrée en routine, pour des raisons administratives. De plus, l'EPAS permet d'obtenir des détails sur la structure des dépenses et surtout sur le recours au tiers-payant. À l'inverse, les autres déterminants de la dépense de soins (état de santé, âge, revenu, couverture sociale etc.), potentiels ou avérés par des études antérieures, se trouvent dans leur grande majorité uniquement dans SPS. Il est donc indispensable, pour notre étude, d'utiliser l'intersection des deux fichiers.

45% des assurés principaux de l'échantillon quart EPAS ont été enquêtés. Mais pour chacun d'entre eux, seules les personnes du ménage appartenant à sa grappe assurés sont aussi présents dans EPAS.

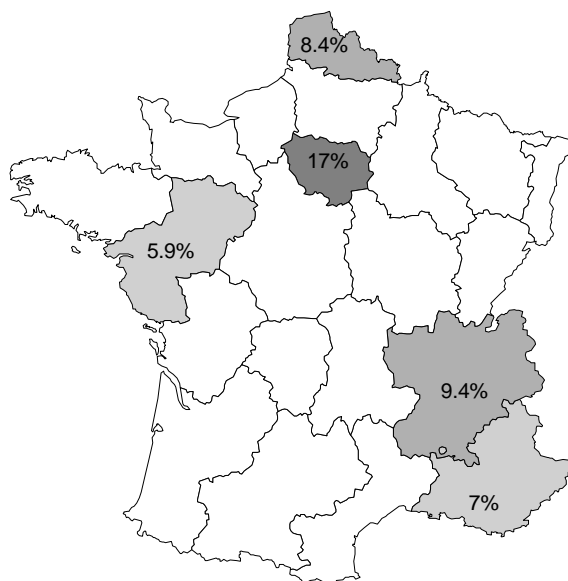
2.2. Caractéristiques démographiques, sociales, et économiques, et représentativité de l'échantillon apparié

On décrit ci-dessous l'échantillon, tous types de soins confondus. Il s'agit du groupe le plus large (tout le fichier apparié, y compris les non consommateurs).

Nous présentons les résultats bruts, sans repondération (chaque individu pèse un poids identique dans les calculs, quelle que soit sa représentativité par rapport à la population réelle). Les pondérations ne peuvent être appliquées dans les modélisations qui suivront (elles diminueraient artificiellement la variance des estimateurs). En tout état de cause, la représentativité de notre échantillon est satisfaisante.

■ Démographie

Carte n° 1 Répartition géographique de l'échantillon



Autres régions : moins de 5%

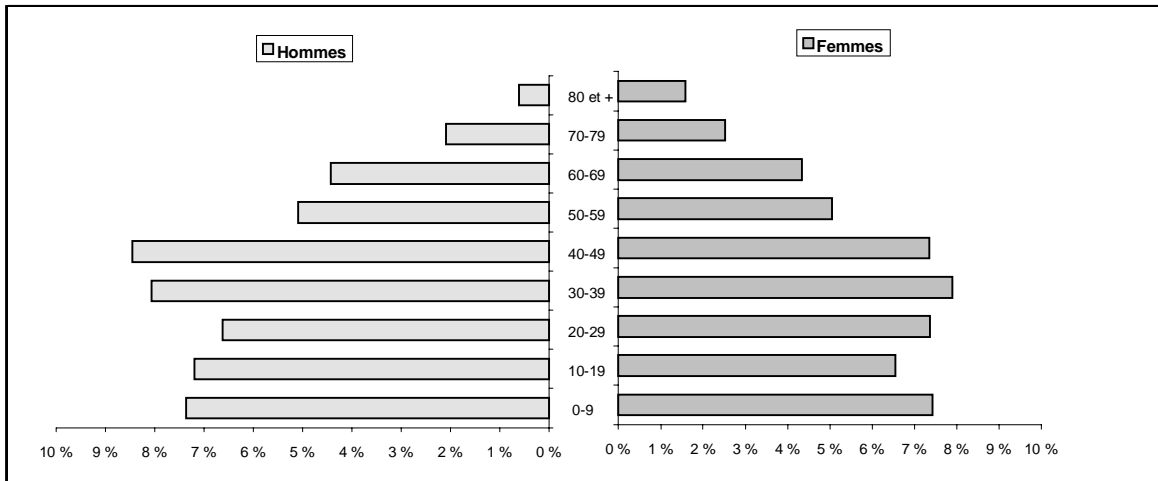
Source : CREDES, appariement de l'Echantillon Permanent d'Assurés Sociaux (Cnamts et Canam) et de l'enquête Santé Protection Sociale de 1995.

Seul le territoire métropolitain est couvert. L'Île-de-France, Rhône-Alpes, la Côte-d'Azur, le Nord-Pas-de-Calais et les Pays de Loire, plus peuplés, sont aussi plus représentés. La part qu'ils occupent dans l'échantillon est proche de leur poids réel dans la population métropolitaine, d'après les chiffres du recensement 1990. Il n'y a donc pas de problème de représentativité régionale de l'échantillon apparié.

Il est difficile de mesurer la représentativité par âge et par sexe de notre échantillon car on ne dispose pas de population de référence. Cela peut paraître surprenant, l'âge et le sexe étant en général les grandeurs les mieux mesurées en population générale, mais il faut rappeler que notre échantillon est un échantillon de « grappes assurés » (un assuré amène avec lui ses ayant droits éventuels) et non de ménages. On ne peut donc que fournir les répartitions par sexe et âge, et s'assurer qu'elles ne sont pas trop déformées par rapport à ce qu'on sait de la population générale.

50,1% des individus de l'appariement sont des femmes (elles sont 52% dans l'échantillon spécifique "pharmacie"). 28% ont moins de 20 ans, les moins de 20 ans pesant 27% de la population totale (enquête emploi de janvier 1999). Les plus de 60 ans sont 16% de l'échantillon, contre 20% en population générale.

Graphique n° 1
Pyramide des âges par sexe

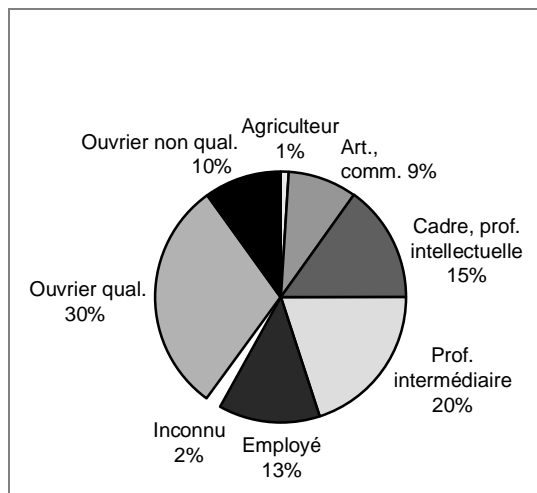


Source : CREDES, appariement de l'Echantillon Permanent d'Assurés Sociaux (Cnamts et Canam) et de l'enquête Santé Protection Sociale de 1995.

■ **Profession, niveau d'études et revenus**

La catégorie socioprofessionnelle de la personne de référence du ménage est un indicateur du milieu social du ménage. Les individus vivant dans des ménages dont la personne de référence est « ouvrier qualifié » sont les plus nombreuses, avec 30% du total.

Graphique n° 2
Catégorie socioprofessionnelle de la personne de référence

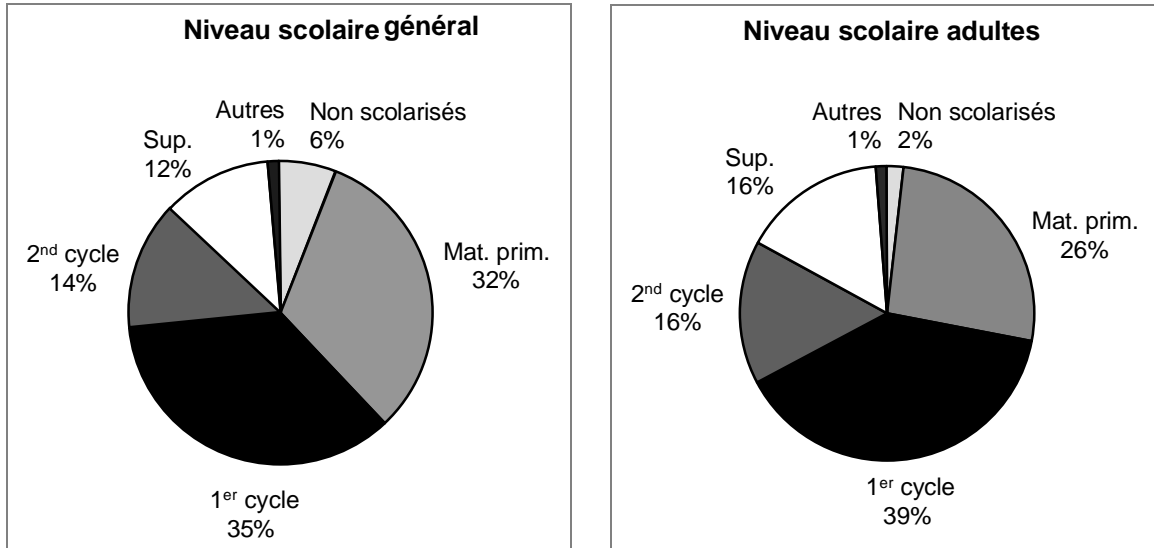


Source : CREDES, appariement de l'Echantillon Permanent d'Assurés Sociaux (Cnamts et Canam) et de l'enquête Santé Protection Sociale de 1995.

Le niveau scolaire : selon les déclarations des enquêtés sur leur niveau scolaire, l'échantillon apparié concernerait une population plutôt un peu moins diplômée que la population générale

(selon l'enquête emploi de janvier 1999¹⁰). L'appariement contient ainsi 28% d'adultes qui se sont arrêtés au niveau primaire (26% en population générale), 39% qui se sont arrêtés à la troisième (37% en population générale), 16% au baccalauréat (14%) et seulement 16% de diplômés supérieurs (contre 23%).

Graphique n° 3
Niveau scolaire général et adultes



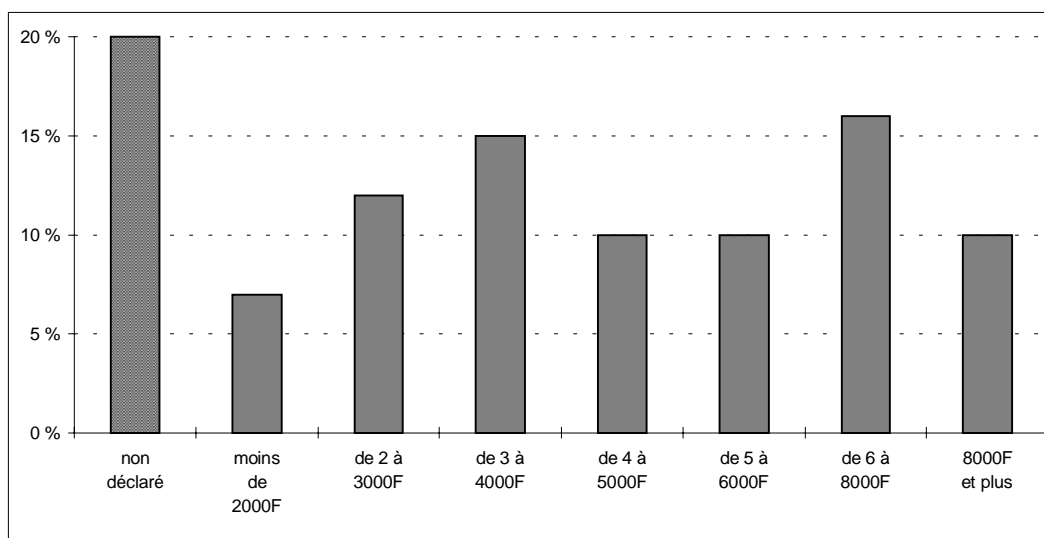
Source : CREDES, appariement de l'Echantillon Permanent d'Assurés Sociaux (Cnamts et Canam) et de l'enquête Santé Protection Sociale de 1995.

Le revenu familial modal se situe entre 9 500 et 12 000F par mois, le revenu modal par unité de consommation¹¹ est de 6 000 à 8 000F. Comme on pouvait s'y attendre, la question sur le revenu dans ESPS est sujette à un taux de non réponse assez élevé, de l'ordre de 20%.

¹⁰ *Inisé résultats, tableau page 113, hors « non déclarés » et « en cours d'étude ». Il s'agit d'adultes au sens de « 15 ans et plus ».*

¹¹ *On adopte l'échelle d'équivalence « ancienne » de l'Inisé, qui compte les besoins du deuxième individu du ménage comme pesant 70 % de ceux du premier, et les besoins des suivants comme pesant 50 % de ceux du premier. L'échelle actuelle de l'Inisé considère qu'il y a plus de gains à la vie commune dans les budgets des ménages et compte le deuxième adulte pour 50 % et les suivants pour 30 %.*

Graphique n° 4
Revenu mensuel par unité de consommation



Source : CREDES, appariement de l'Echantillon Permanent d'Assurés Sociaux (Cnamts et Canam) et de l'enquête Santé Protection Sociale de 1995.

■ Couverture maladie et exonérations diverses

Tous les individus sont tirés d'un fichier administratif de Sécurité sociale. Ils sont donc tous, par définition, assurés sociaux. En revanche leur statut par rapport à l'assurance collective maladie est variable, et ces statuts variables entraînent des droits différents par rapport au tiers-payant.

Certains enquêtés bénéficient, outre l'assurance de base, d'exonérations particulières dans le cadre du régime obligatoire. 120 individus bénéficient de l'Aide Médicale Généralisée (AMG, voir encadré), et 450 ont droit à une exonération pour maladie de longue durée (ALD). L'AMG donne droit à la couverture totale du tarif de responsabilité de la sécurité sociale, sur toutes les consommations, alors que les exonérations pour ALD ne concernent que l'affection en cause. D'autres exonérations existent. Elles concernent les invalides de guerre ou du travail, les femmes enceintes de plus de 5 mois, et certains handicapés.

Le bénéfice de l'AMG entraîne le droit automatique au tiers-payant, mais tous les bénéficiaires ne font pas la demande. L'ALD, en revanche, n'implique aucun droit automatique au tiers-payant.

AMG, CMU, RMI

Si dès 1893 une assistance médicale gratuite fut votée pour les plus démunis, ce dispositif fut largement complété par la suite.

Le RMI, voté le 1^{er} décembre 1988, donne droit à un revenu minimum, mais permet aussi à ses allocataires de bénéficier d'une affiliation automatique à l'assurance maladie, dont la charge est supportée par le département.

La loi du 29 juillet 1992 reconnaît de plus aux bénéficiaires du RMI une couverture à 100% avec tiers-payant.

Il faut toutefois remarquer que le droit social est inégalement connu par ses bénéficiaires potentiels. Ainsi, au cours l'enquête ESPS 1997, 30% des personnes bénéficiant du RMI ont déclaré ne pas bénéficier de l'Aide Médicale Généralisée, alors que son attribution est automatique pour ceux d'entre eux qui en font la demande.

Enfin, la Couverture Médicale Universelle, dont l'objectif est de favoriser un meilleur accès aux soins en fournissant une couverture maladie plus complète aux personnes les plus pauvres, généralise, depuis le 1^{er} janvier 2000, le tiers-payant à environ 10% de la population.

Outre les dispositifs dérogatoires prévus par la loi, tout assuré a la possibilité d'acheter une couverture complémentaire maladie. Huit individus sur dix disposent d'une telle couverture complémentaire, 56% via une mutuelle, 19% par une institution de prévoyance, et 25% via une assurance privée. Ces couvertures complémentaires, qui peuvent être financées partiellement par l'employeur, prennent en charge le ticket modérateur, le plus souvent le forfait journalier hospitalier et une partie de la différence entre tarif de responsabilité et tarif réel en optique et dentaire. Certaines mutuelles ont passé des accords avec des pharmacies pour offrir le tiers-payant à leurs adhérents.

2.3. Les dépenses de santé

Nous avons longtemps espéré descendre à un niveau suffisamment fin pour pouvoir distinguer chaque contact entre assuré et professionnel. En fait, les cas suivants se présentent :

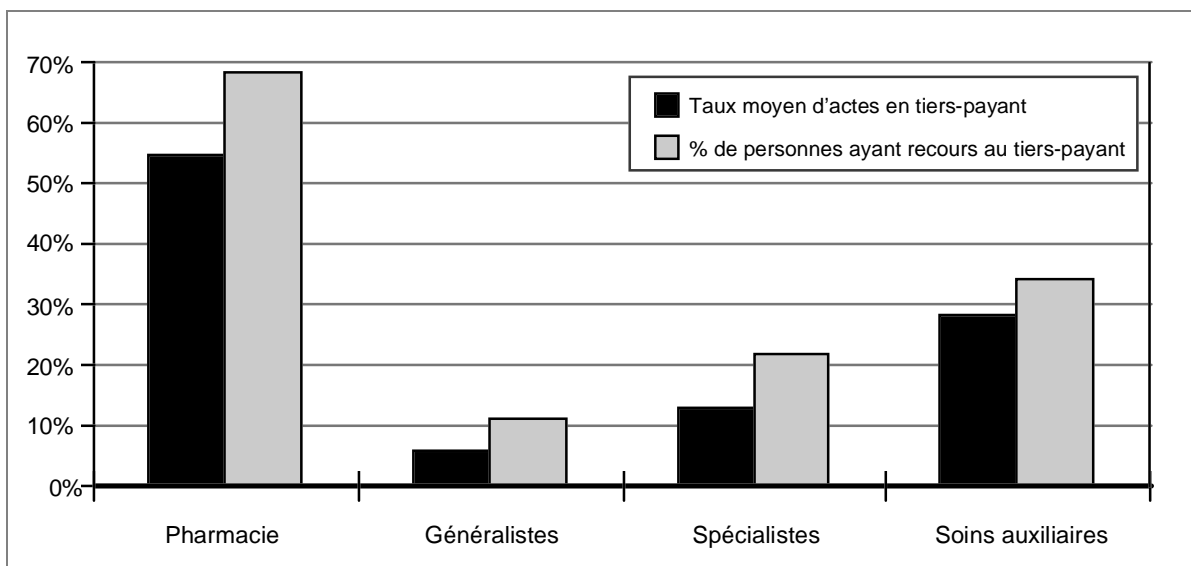
- à un contact unique peuvent correspondre plusieurs lignes de dépenses dans le fichier : une série de séances peut par exemple correspondre à plusieurs lignes, mais avec des dates de début et de fin de soins différentes. On ne peut donc identifier un contact par sa date.
- une ligne du fichier peut réunir aussi plusieurs contacts : c'est le cas, par exemple de traitements infirmiers ou de séances de kinésithérapie. Ce problème est aggravé par le fait que la variable indiquant le nombre d'actes, qui pourrait, dans les cas simples, indiquer le nombre de contacts, est presque toujours mal renseignée. Elle semble n'avoir jamais été utilisée par la CNAMTS, et a pu en conséquence être saisie de diverses façons selon les CPAM, voire selon les personnes chargées de la saisie des feuilles de soins.

Enfin, les lignes de compensations, qui correspondent à des erreurs de saisie, sont une source de complications non négligeable.

Finalement, nous avons décidé d'approcher les contacts par le jour de fin de soins. À un individu, un professionnel de santé (tous deux possèdent un identifiant) et une date, nous faisons correspondre un unique contact. Par la suite, on parlera de « dépense par acte », « par consultation », ou « par ordonnance » pour plus de commodité.

Bien que l'EPAS comprenne des dépenses de dentiste et de biologie, nous ne prenons en compte que la pharmacie, et, pour l'analyse d'équité, les consultations médicales de généralistes. Biologie (analyses de sang, etc.) et soins dentaires, qui posent d'épineux problèmes méthodologiques, pourront être traités hors du cadre de l'étude. La dépense dentaire, en particulier, étant probablement soumise à des effets revenus non négligeables, semble intéressante.

Graphique n° 5
Le recours au tiers-payant selon le type de soins



Source : CREDES, appariement de l'Echantillon Permanent d'Assurés Sociaux (Cnamts et Canam) et de l'enquête Santé Protection Sociale de 1995.

Le tiers-payant est diversement employé selon les types de soins. On peut y voir l'effet du niveau des honoraires mais aussi l'influence de la facilité de recours au tiers-payant par type de soins.

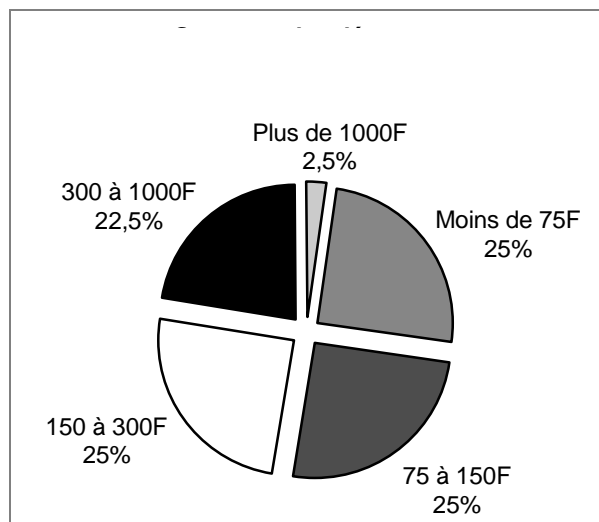
■ La dépense de pharmacie

Les analyses qui suivent sont menées sur le seul sous échantillon des consommateurs en pharmacie, qui est assez proche de l'échantillon apparié total. L'achat de médicaments est en effet la dépense la plus commune, et de plus elle est liée aux dépenses de généralistes, de spécialistes et d'auxiliaires de santé.

La dépense moyenne par ordonnance est de 250F, la médiane se situant à 150F. Cette structure n'est pas trop éloignée de celle des dépenses du fichier EPAS " complet " , contenant aussi les personnes non enquêtées en 1995, dont la moyenne par acte est de 300F, et la médiane de 180F.

Les dépenses ont été découpées en 5 classes. Dans le graphique, les trois premières classes correspondent aux trois premiers quartiles, le dernier étant redécoupé en 2, pour prendre en compte les valeurs très élevées.

Graphique n° 6
Structure des dépenses de pharmacie par acte



Source : CREDES, appariement de l'Echantillon Permanent d'Assurés Sociaux (Cnamts et Canam) et de l'enquête Santé Protection Sociale de 1995.

Dans le fichier apparié, les dépenses de pharmacie atteignent 6,6 millions de francs, dont 1,25 en tiers-garant, 3,5 millions de francs de tiers-payant et 1,8 million de francs de ticket modérateur. Il n'y a pas de dépassements en pharmacie.

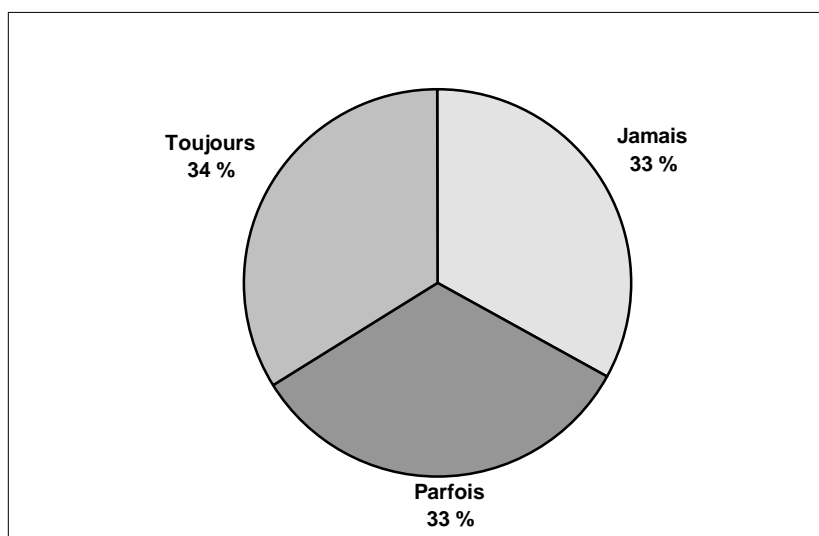
La dépense annuelle moyenne par individu, est de 1 850 francs, mais elle est « tirée vers le haut » par les valeurs extrêmes, qui peuvent atteindre 47 000F. La médiane est nettement inférieure, à 815F.

■ Le tiers-payant pharmaceutique

En 1995, le régime général a remboursé 59,9 milliards de francs de médicament. D'après notre fichier apparié, 73% du montant total des remboursements de médicament, soit environ 44 milliards de francs, sont pris en charge en tiers-payant.

Chaque assuré de l'appariement Epas Sps présente annuellement au remboursement 7,4 actes en moyenne, dont 4,6 en tiers-payant. La part des actes en tiers-payant est de 56% en moyenne, mais 1 165 personnes ne l'emploient jamais, 1 245 l'emploient systématiquement, le reste l'employant parfois.

Graphique n° 7
Recours au tiers-payant pharmaceutique



Source : CREDES, appariement de l'Echantillon Permanent d'Assurés Sociaux (Cnamts et Canam) et de l'enquête Santé Protection Sociale de 1995.

Cette distribution hétérogène ne s'explique pas pour autant uniquement par les préférences des agents, mais également par le contexte légal, le tiers-payant étant un droit dans certaines situations.

95% des dépenses supérieures à 3 000 F sont en tiers-payant, caractéristique assez prévisible car ces dépenses sont souvent dues à des affections exonérantes. C'est en tous cas une supposition raisonnable, mais difficile à vérifier, les variables d'exonération du ticket modérateur étant bien renseignées au niveau individu dans l'EPAS, mais pas au niveau des actes. De plus, on peut supposer qu'elles incitent fortement à « tiers-payer ». C'est cette dernière hypothèse que nous nous proposons de tester économétriquement.

3. Problématique et méthodologie

3. Problématique et méthodologie

Cette partie vise à expliciter nos choix tant théoriques qu'économétriques. Elle nous semble indispensable à l'évaluation des conclusions de notre analyse. Pour autant, le lecteur intéressé par les résultats peut se reporter directement à la quatrième partie, consacrée aux résultats. Nous donnons ci-dessous un bref aperçu de la méthode.

Une première analyse explique le recours au tiers-payant. Elle montre que le recours au tiers-payant ne résulte pas uniquement de facteurs d'offre mais est aussi le résultat d'une décision individuelle fondée sur des considérations de trésorerie du ménage. Une dépense élevée peut motiver le recours au tiers-payant. Le fait que l'on constate un lien positif entre tiers-payant et niveau de la dépense ne signifie donc pas que celui-ci pousse à la dépense.

On montre alors que l'impact du tiers-payant sur la dépense varie avec le niveau de revenu. S'il est sans incidence sur les individus les plus riches, le recours au tiers-payant permet aux individus les plus pauvres de rattraper la dépense moyenne de soins.

Nous entrons maintenant dans le détail de la méthode suivie.

La méthode à laquelle on pense de prime abord pour mesurer l'impact du tiers-payant sur la dépense de soins consisterait à mesurer les variations concomitantes des deux variables, en contrôlant si possible des facteurs de confusion (les variables pouvant influencer sur l'une et l'autre, comme l'âge ou la catégorie socioprofessionnelle). Une telle mesure peut se faire sur données agrégées (par exemple, pour la France, d'une année sur l'autre), mais il est alors quasiment impossible de contrôler les facteurs de confusion : le tiers-payant n'est vraisemblablement pas l'élément le plus important pour expliquer les variations de la dépense totale de santé.

Dans cette étude, on travaille donc sur données individuelles, pour une année donnée. Une estimation simple, reposant sur la corrélation entre recours au tiers-payant et dépense globale du patient sur l'année pourrait conduire à des conclusions erronées : si le patient recourt plus volontiers au tiers-payant pour ses ordonnances coûteuses, on trouvera une corrélation positive et forte, toutes choses égales par ailleurs, entre dépense et tiers-payant. Pour autant, cette corrélation ne signifie pas que le tiers-payant est à l'origine de l'ordonnance coûteuse : il n'en sera ainsi que si la possibilité pour l'assuré de recourir au tiers-payant a poussé le médecin à prescrire plus, ou l'assuré à accepter des ordonnances plus coûteuses. C'est donc seulement une part de la corrélation qu'on pourra affecter à l'impact du tiers-payant, le reste résultant du fait que c'est la survenue de la dépense élevée qui stimule le recours au tiers-payant.

Pour traiter ce problème de causalité réciproque, on sépare la question en deux : tout d'abord, on s'intéresse aux facteurs déterminant le recours au tiers-payant pharmaceutique. Dans un second temps, on mesure l'impact de ce recours sur la dépense. En outre, on tente de construire un modèle de choix rationnel, qui traduit en termes économiques les arguments de déresponsabilisation et de trésorerie rencontrés dans la littérature.

La première partie de la méthodologie nous met en présence d'un modèle économétrique assez simple, mais nous confronte en revanche à des problèmes d'estimation non négligeables. Dans la deuxième modélisation, à l'inverse, le modèle théorique sous-jacent requiert plus de soins que la stratégie d'estimation économétrique.

3.1. La décision de recourir au tiers-payant

Le modèle déterministe sous-jacent est un modèle rationnel coût avantage, dans lequel l'avantage du tiers-payant est un gain de trésorerie pour le budget du ménage et le coût est essentiellement un coût implicite d'accès, non pas aux soins, mais à l'information sur le mécanisme de tiers-payant.

- l'avantage est lié au fait que l'avance de frais pour se procurer des médicaments peut occasionner des frais financiers directs (pénalités pour découvert bancaire) ou des coûts d'opportunité, en différant une autre dépense
- le coût de l'accès au tiers-payant n'est pas monétaire, mais lié au fait qu'il faut d'une part remplir des formalités auprès d'une pharmacie et d'autre part que toutes les pharmacies n'offrent pas cette possibilité (le travail est effectué sur un fichier de 1995). Il peut donc être coûteux de recourir au tiers-payant si on doit, pour cela, changer de fournisseur. Enfin, il existe des coûts liés à l'extraction de l'information sur l'existence même du tiers-payant.

La décision rationnelle consiste à ne faire la démarche que si le gain excède le coût. La modélisation économétrique vise donc, dans l'idéal, à estimer :

- l'effet de variables reflétant le gain : la dépense, puisque le gain de trésorerie lui est proportionnel, et le revenu, en faisant l'hypothèse qu'un revenu élevé diminue la contrainte de trésorerie. Mormiche (1995) montre que le recours au tiers-payant pharmaceutique est nettement plus fréquent chez les ouvriers (43%) et les employés (37%) que chez les cadres (14%).
- l'effet de variables reflétant le coût, principalement via l'offre de pharmacies pratiquant le tiers-payant et les variables socio-économiques décrivant l'aptitude de l'individu à mobiliser l'information et à remplir des formalités. On voit au passage qu'on inclut implicitement l'environnement (offre de pharmacie pratiquant le tiers-payant) dans les facteurs du choix. Par la suite, on conservera cette acception, même si, en toute rigueur, on ne peut parler de choix quand l'offre détermine totalement le comportement.

Pour estimer empiriquement un tel modèle, il faudrait disposer d'un fichier de consommations, dans lequel l'unité statistique serait l'ordonnance, pour un patient, un pharmacien, une date. On devrait connaître, pour chaque unité statistique :

- le montant de la dépense
- les caractéristiques socio-économiques du patient
- une variable d'offre : au minimum le fait que la pharmacie dans laquelle a lieu l'achat propose ou non le tiers-payant, au mieux la connaissance de l'environnement pharmaceutique de l'ordonnance, à savoir la description des pharmacies environnantes, selon qu'elles offrent le tiers-payant et leur distance par rapport au patient.

Dans les faits, on ne connaît les ordonnances que via un fichier dont l'unité statistique est l'assuré : le tirage de l'échantillon est fait sur des individus et on connaît donc toutes les ordonnances présentées au remboursement d'un même individu. En outre, ce fichier, extrait des données de remboursement de l'assurance maladie n'a aucune raison de renseigner l'environnement de l'assuré en termes d'officines.

L'estimation, sur un tel fichier, d'un modèle portant sur une décision pour une ordonnance donnée est affectée d'un biais d'autocorrélation (les ordonnances, correspondant à un même individu, ne sont pas tirées indépendamment) ; sans même parler d'un effet fixe individuel reflétant une attitude non observable à l'égard du tiers-payant, il semble clair que deux ordonnances relevant de la même maladie pour le même assuré auront de fortes chances d'être l'objet de la même décision concernant le tiers-payant (la décision étant prise en début de traitement).

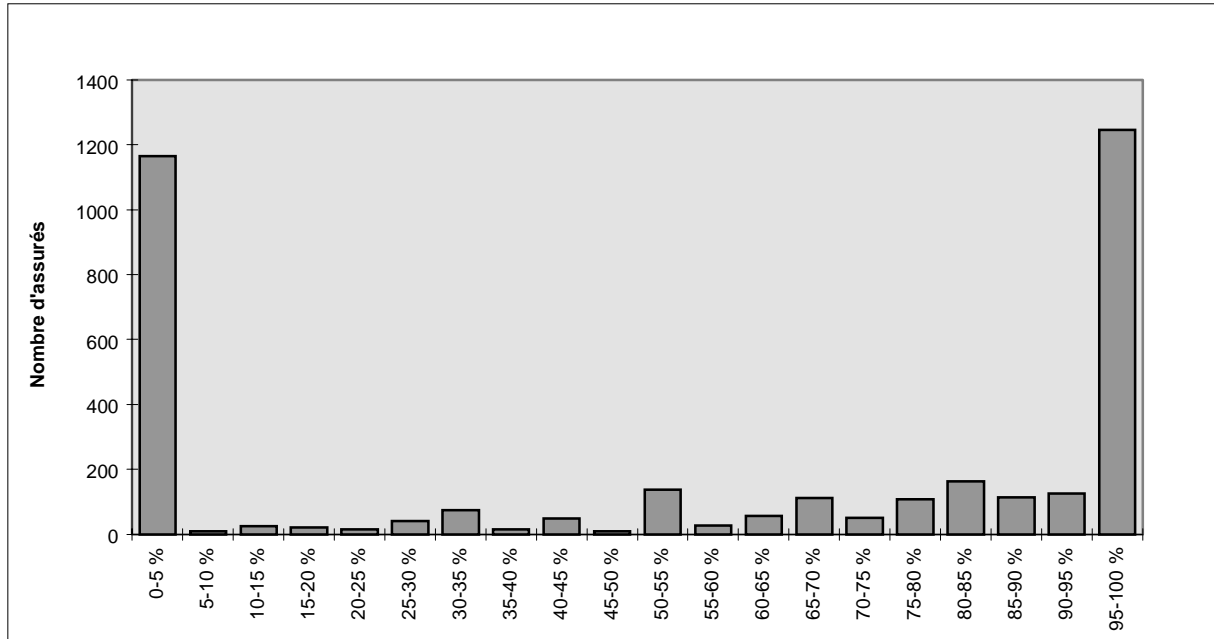
Ce modèle idéal étant inaccessible¹², on choisit d'expliquer une variable synthétique, pour chaque individu, de la séquence de ses choix au long de l'année écoulée en matière de tiers-payant et de tiers-garant. Quatre variables synthétiques sont envisageables : le nombre d'ordonnances en tiers-payant pour l'individu, le volume de dépense en tiers-payant, la part d'ordonnances en tiers-payant, la part de dépense en tiers-payant. Les variables de volume sont à exclure car elles ne reflètent pas une intensité de l'utilisation du tiers-payant. De même, la part de la dépense est à exclure, car elle ne reflète pas l'intensité de l'utilisation. On s'intéresse donc à la part d'ordonnances en tiers-payant, indicateur de la probabilité qu'a l'individu de recourir à cette solution.

Le modèle testé est donc : pour un individu donné, dont on connaît le revenu, le vecteur des montants de dépenses de médicament sur l'année et des caractéristiques sociologiques influant sur sa capacité à traiter l'information, on cherche à expliquer le taux de recours au tiers-payant sur l'année. Il s'agit d'un modèle moins pur du point de vue de la décision rationnelle : la variable expliquée est en effet une variable synthétique résultant d'une somme de micro-décisions (chaque décision portant sur chaque ordonnance) et non d'une décision globale. En effet, aucun individu ne se fixe *a priori* un objectif annuel de dépense en tiers-payant.

Compte tenu de la nature de la variable expliquée, il est difficile de prévoir *a priori* la forme de sa distribution et de la rapporter à une forme fonctionnelle classique. On se tourne donc vers une approche plus empirique adaptée à la distribution constatée sur notre échantillon. Celle-ci est mi-discrète, mi-gaussienne, et présente deux points d'accumulation aux bornes (cf. graphique ci-dessous). Un tiers de l'échantillon est accumulé sur chaque borne (0% et 100%), le dernier tiers se répartit de manière très approximativement normale et assez dispersée sur les valeurs possibles entre les bornes. Il apparaît donc clairement qu'une estimation standard par les moindres carrés ordinaires serait à la fois biaisée et inefficace.

¹² Dans l'absolu, il serait possible de tirer aléatoirement des actes dans notre fichier, mais cela pénaliserait la puissance des estimations.

Graphique n° 8
Distribution du taux de dépenses de pharmacie en tiers-payant



La difficulté de l'interprétation empirique de cette distribution consiste à trancher entre deux approches : soit l'accumulation sur les bornes résulte d'une censure des observations (fondamentalement, il existe une seule variable latente, mais on ne sait pas l'observer complètement), soit on observe trois variables dans notre variable synthétique, un modèle rendant compte du recours systématique à l'avance de frais, un deuxième du recours systématique au tiers-payant, un dernier du choix mixte.

La première approche considère le choix du niveau de tiers-payant comme une seule décision résultant d'une variable latente observée partiellement ; on trouve sous cette approche les estimations dites «logistique polynomiale ordonnée » et « Tobit ». Dans les deux cas, la variable latente, continue, est liée par une relation linéaire aux facteurs explicatifs (modèle de régression linéaire classique) ; le modèle logistique reproduit une variable observée qualitative, le tobit prévoit une variable continue censurée.

La seconde approche considère le choix du niveau de tiers-payant comme une séquence de décisions dans le temps, pouvant obéir à des motivations différentes : en premier lieu, l'individu choisit de recourir (contre ne jamais recourir) au tiers-payant, en second lieu, s'il a choisi d'y recourir, il peut choisir d'y recourir toujours (contre y recourir pour une partie seulement de ses dépenses). Enfin, celui qui a choisi de recourir éventuellement mais pas systématiquement au tiers-payant, choisit son taux de tiers-payant sur l'année. Les facteurs expliquant chacune de ces décisions peuvent être différents, et les coefficients attachés à chaque facteur également. On trouve sous cette rubrique le modèle « tobit généralisé » et le modèle canonique de la demande de soins proposé par la Rand, dit « emboîté » (dans ce modèle, élaboré pour expliquer la demande de soins, les patients décident d'abord de consulter ou non, puis, s'ils consultent, d'autres facteurs expliquent leur dépense).

On teste donc plusieurs modélisations concurrentes :

- modèle logistique polynomial ordonné,
- modèle Tobit à deux seuils,
- modèle Tobit généralisé,
- modélisation « emboîtée » inspirée des méthodes de la RAND.

3.1.1. Le modèle logistique polynomial ordonné

Selon le modèle logit polytomique ordonné le choix d'une des trois modalités (pas de recours au tiers-payant, tiers-payant partiel, tiers-payant systématique) est décrit par une seule variable latente, y^* , fonction linéaire des facteurs : $y^* = X_i\beta + u_i$.

Cette variable latente peut s'interpréter comme le bilan coût avantage du recours au tiers-payant ; un individu décidera de ne jamais recourir au tiers-payant si cette variable latente est inférieure à un premier seuil s_1 , il recourra systématiquement si la variable latente est supérieure à un second seuil s_2 ($s_2 > s_1$). La probabilité que $X_i\beta + u_i < s_1$ soit vraie est $F(s_1 - X_i\beta)$, où F est la fonction de répartition de u^{13} , qui s'interprète alors assez naturellement comme une préférence individuelle aléatoirement répartie pour le tiers-payant, $s_1 - X_i\beta$ s'interprétant comme un coût net. Si la préférence est inférieure au coût net, l'individu n'opère pas le choix.

Ce modèle présente deux inconvénients :

- on perd de l'information puisqu'on renonce à expliquer le taux de recours au tiers-payant parmi ceux qui ne sont ni tiers-payant systématiques, ni tiers garant systématiques. On n'explique que trois modalités discrètes.
- on fait l'hypothèse forte que ces trois modalités ne se distinguent que par le niveau du seuil (inférieur à s_1 , compris entre s_1 et s_2 , supérieur à s_2), mais que les facteurs X et les coefficients β sont les mêmes. Pour tester cette hypothèse, la procédure LOGISTIC de SAS propose un test dit « d'égalité des pentes », dont le résultat est ici défavorable. Ce test est réputé sévère, pour l'hypothèse d'égalité, mais la faiblesse de la probabilité associée dans notre cas confirme le rejet du modèle.

Une alternative naturelle, parce qu'affranchie de cette hypothèse d'égalité des pentes serait le modèle logit polytomique non ordonné. Ce modèle est traité dans le modèle emboîté présenté plus loin.

3.1.2. Le modèle Tobit à deux seuils

Le rejet du modèle polynomial ordonné peut s'expliquer par le fait qu'on agrège tous les tiers-payant partiels dans une seule modalité. La dispersion de la variable taux de tiers-payant au sein de la modalité « tiers-payant partiel » est cependant forte. A l'intérieur de cette modalité, la médiane de la distribution des taux de recours au tiers-payant se situe aux alentours de 60%, mais les taux sont peu concentrés autour de cette valeur. Il est probable qu'un profil d'utilisation faible, de 10% par exemple, se rapproche plus du profil non tiers-payeur que du profil intermédiaire, qui est plus représentatif des valeurs modales.

¹³ On choisit des fonctions de répartition logistiques plutôt que normales pour les résidus car elles permettent des interprétations en termes d'odds ratios (« rapport des chances »).

D'où l'intérêt du modèle tobit, qui permet de prendre en compte la variation du taux entre les bornes.

Le tobit « peut être considéré comme un modèle intermédiaire entre le modèle quantitatif consistant à observer la valeur de y^* (...) et le modèle qualitatif dichotomique » (Gouriéroux, 84). En effet, dans le cas où y^* est compris entre les deux seuils, on estime directement le taux de recours au tiers-payant. En d'autres termes, $y = 0$ si $y^* < s_1$, $y = y^*$ si $s_1 < y^* < s_2$, et $y=1$ si $y^* > s_2$.

Ce modèle semble avoir été destiné à l'origine à expliquer des variables censurées, cas typique des modèles de durée. Il s'appliquerait donc davantage à des distributions normales tronquées qu'à une distribution comme la nôtre.

De plus, le défaut du modèle Tobit est qu'il combine deux « effets probit » (un à gauche de la distribution, l'autre à droite) et un « effet régressif » sans les distinguer. Ce modèle suppose, comme le précédent, que l'influence des variables explicatives est identique sur ces trois effets. En généralisant la méthode de séparation des effets de Mc Donald et Moffitt, on pourrait mesurer la part des deux effets dans l'effet total et simplifier l'interprétation. Cependant, comme les résultats de l'estimation du « Tobit simple » confirment ceux de l'estimation dite « emboîtée » (voir ci-dessous), on s'est contenté de présenter les résultats de cette dernière, sans chercher à expliciter plus avant ceux du tobit à deux seuils.

Les résultats de la modélisation « Tobit simple » sont disponibles en annexe au présent rapport.

3.1.3. Les modèles de choix séquentiels

On s'affranchit désormais de l'hypothèse d'un modèle de choix simultané, ce qui revient à autoriser plusieurs modèles factoriels pour expliquer les modes de recours au tiers-payant. Le modèle de choix séquentiel, qu'il soit en fait tobit généralisé, ou emboîté, s'écrit de la façon suivante

une première modélisation, de type logistique, prédit si l'individu opte pour le tiers-payant pour certains au moins de ses paiements :

$$y_2^* = X\beta + u, \text{ si } y_2^* > s_1, \text{ il y a recours au tiers-payant, sinon il n'y a pas recours}$$

ensuite, un second modèle prédit le taux de recours au tiers-payant dans le cas où l'individu recourt.

$$y_1^* = Z\gamma + v, \text{ nouvelle variable latente, } Z \text{ étant une ensemble de caractéristiques individuelles éventuellement différentes de } X.$$

Ces deux variables y_1^* et y_2^* permettent de reconstituer la variable y_1 observée, en intégrant le fait qu'elle soit bornée.

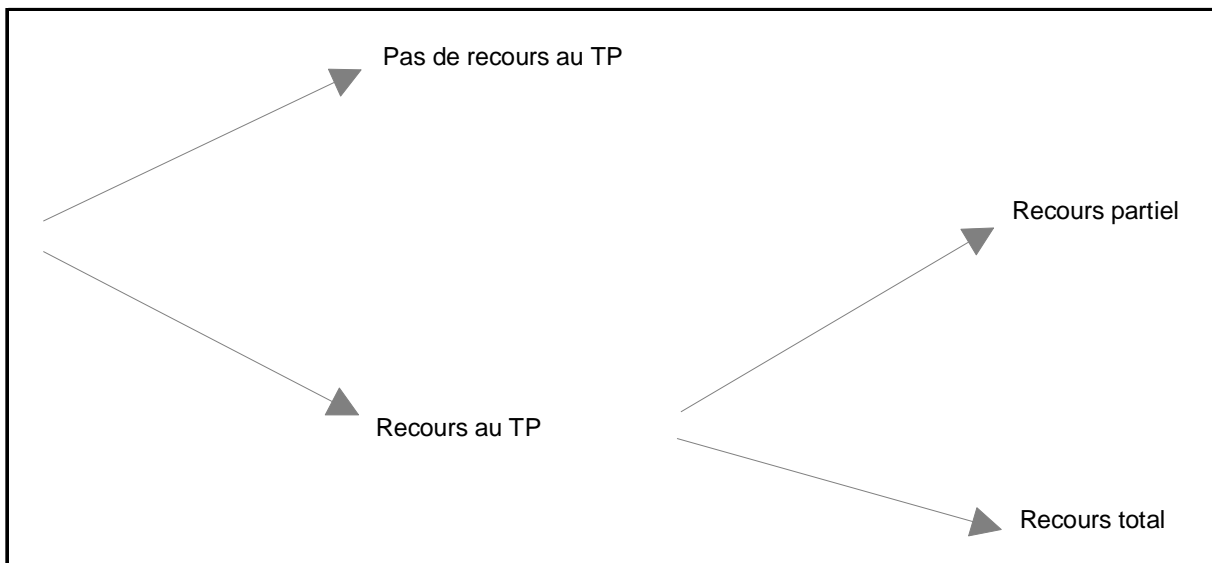
$$y_1 = 0 \text{ si } y_2^* < s_1, y_1 = y_1^* \text{ si } s_1 < y_2^* \text{ et } y_1^* < s_2, y_1 = 1 \text{ si } s_1 < y_2^* \text{ et } s_2 < y_1^*$$

Dans le modèle tobit généralisé on tente de tenir compte du fait que u et v sont corrélés. Que signifie cette contrainte, qui complique l'estimation ? Clairement, dans l'échantillon, on n'observe y_1^* que pour les individus ayant recours au moins une fois au tiers-payant. Si la décision de recourir au moins une fois au tiers-payant (y_2^*) est affectée par le taux de recours au tiers-payant (corrélations de u et v), alors les y_1^* observés sur les individus avec recours ne peuvent s'appliquer aux individus de mêmes caractéristiques objectives mais n'ayant pas recouru. En termes d'estimation, les coefficients γ seront biaisés si on ne tient pas compte de la corrélation entre u et v .

L'attitude rigoureuse consisterait à tester la corrélation des résidus u et v , mais il s'agit d'un test délicat, car il porte sur les résidus simulés à partir de l'estimation des régressions logistiques. Nous avons préféré nous affranchir de cette procédure, en faisant l'hypothèse, assez réaliste, que le taux de recours prévisible au tiers-payant n'a qu'une faible influence sur la décision de recours. La seule influence imaginable serait que, prévoyant en tout état de cause un recours très occasionnel, un individu renonce aux coûts de formulaire et se retrouve finalement dans la catégorie « avance de frais systématique »¹⁴.

En s'affranchissant de cette contrainte, on adopte une stratégie proche de celle de l'expérimentation RAND (voir encadré). C'est la stratégie, dite emboîtée, retenue pour le présent travail.

Graphique n° 9 Le modèle emboîté



La fonction de vraisemblance est séparable ; il est correct d'estimer séparément les équations par le maximum de vraisemblance car on atteint ainsi le maximum de vraisemblance pour le modèle entier.

Dans ce type de modèle, on régresse souvent le logarithme de la variable d'intérêt dans l'équation des moindres carrés - une transformation qui permet en général de donner à la fonction de répartition de la variable estimée une forme plus gaussienne. Nous n'avons pas pris cette option car,

- toutes les valeurs de l'expliquée sont inférieures à 1,
- cette modification peut entraîner des biais après retransformation.

¹⁴ Notons qu'un problème de spécification peut aussi intervenir : si on omet une variable intervenant dans plusieurs étapes, les résidus de chacune de ces modélisations intermédiaires sont corrélés à cette variable et donc entre eux. Une éventuelle source d'autocorrélation, et d'autant moins négligeable que chacune des modélisations du modèle dépend de variables explicatives identiques ($X = Z$), car ce que l'on cherche à mettre en évidence est d'avantage un écart entre les coefficients des variables explicatives. Il y a donc un vrai risque qu'il existe une ou des variables, mesurables, inconnues de nous, qui soient explicatives des différentes régressions, et donc qu'il y ait autocorrélation des résidus.

En outre, le polytomique non ordonné (emboîté) ne fonctionne que s'il y a indépendance d'une alternative non pertinente (Gouriéroux, page 56-57), c'est-à-dire, dans notre cas de figure, si le choix entre jamais de tiers-payant et tiers-payant partiel n'est pas affecté par le choix entre tiers-payant toujours et tiers-payant parfois, ce qui semble devoir être le cas.

Revenons sur le problème de l'indépendance des choix séquentiels qui permet de privilégier le choix du modèle emboîté sur celui du Tobit généralisé :

Ce modèle a été introduit par Duan en économie de la santé. Certes séduisante, sa présentation engendre néanmoins un problème théorique. En effet Duan affirme que l'estimation successive et indépendante des trois équations est toujours légitime, même si les résidus sont corrélés.

La démonstration de Duan appliquée à notre modèle peut être consultée en annexes.

Elle est contestée et a donné lieu à une controverse. Comme le soulignent Breuil et alii (1997, *Cahiers de Sociologie et de Démographie Médicale*), il suffit d'un cas de corrélation avec biais dans l'estimation indépendante pour donner tort à Duan et il semble bien en effet que, hors des cas d'indépendance des résidus, le modèle emboîté ne soit pas acceptable.

3.1.4. Les limites du modèle

De par sa configuration emboîtée, il est clair que le modèle perd de sa puissance d'un stade à l'autre, car la population sur laquelle il se base devient plus réduite (et donc les variances des estimateurs plus élevées en proportion), et l'inertie à expliquer diminue également. De plus, il suppose que la distribution du taux de tiers-payant à l'intérieur des bornes soit gaussienne. Une hypothèse rejetée par les tests de normalité, mais qui poserait problème dans tous les types de modélisation évoqués.

L'expérimentation de la RAND

L'étude de la RAND, menée par Joseph Newhouse dans les années 80, avait pour objectif de mesurer les effets de différents plans d'assurance sur la dépense médicale et sur l'état de santé. Par sa taille et sa durée, elle s'apparente à une étude épidémiologique de cohorte. 2 000 familles américaines réparties dans cinq états s'y sont prêtées au cours d'une période allant de trois à cinq ans.

Ces familles avaient accepté de souscrire au plan proposé par le groupe d'expérimentation, quel qu'il soit. Ces plans sont en partie distribués selon le revenu, et en partie tirés aléatoirement, de façon à pouvoir observer les effets de l'assurance sans biais dû à un quelconque aléa moral.

Deux grands types de couvertures étaient prévus. L'une fonctionnant selon un principe de ticket modérateur de tiers-payant, l'autre selon une franchise. Les taux de remboursement s'établissant entre 0 et 95%, ceux de la franchise (s'exprimant en fonction du revenu familial) entre 5 et 15%.

De nombreuses informations étaient recueillies régulièrement auprès des familles et de leurs médecins. Elles concernaient la morbidité, le temps passé à se soigner, les achats hors prescription.

La dépense de santé a été modélisée par un modèle à quatre équations.

La première estime la probabilité d'avoir recours au système de soins par un modèle probit.

La deuxième sépare les recours à la médecine de ville des hospitalisations, selon le même principe.

Deux régressions modélisent les log-dépenses de ville et d'hôpital. Ces équations peuvent être estimées séparément, la fonction de vraisemblance étant séparable.

3.1.5. Variables explicatives retenues pour l'estimation

a) Faut-il inclure la détention de couverture complémentaire dans les facteurs expliquant le tiers-payant ?

Le choix de l'agent sans complémentaire peut se formaliser ainsi :

$$TM + TG \text{ contre } TM \quad (1)$$

Avec TM, le ticket modérateur et TG, le tiers-garant. Soit il paye la totalité des frais médicaux avant remboursement, soit il ne paie que la partie non remboursée.

S'il est assuré de façon complémentaire au taux a , son choix peut s'écrire de deux façons:

$aTM + (1-a) TM + TG \text{ contre } aTM + (1-a) TM \quad (2)$ si le tiers-payant ne s'applique qu'au remboursement Sécurité sociale,

soit $aTM + (1-a) TM + TG \text{ contre } (1-a) TM \quad (3)$ si le tiers-payant est aussi mutualiste.

Les alternatives (1) et (2) sont identiques, et la troisième en semble assez proche, si a est faible. Comme cela n'est en général pas le cas (la complémentaire rembourse l'intégralité du ticket modérateur, ce qui revient à fixer le taux a à un niveau proche de 1), l'influence de ces variables de couverture complémentaire a été testée, mais sans résultat.

b) faut-il inclure des variables indicatrices de région ?

Certaines variables indicatrices de région seraient tout à fait significatives dans le modèle. Ne contribuant pas à sa clarté, elles seront traitées à part. À l'inverse, la variable indicatrice du régime spécial Alsace Moselle, *a priori* digne d'intérêt, s'avère non significative.

c) Les variables retenues pour la modélisation sont les suivantes :

- Les variables de structure des dépenses de pharmacie mesurent la part des dépenses par tranche dans la dépense totale. Respectivement moins de 75F, de 75 à 150F, de 150 à 300F, de 300 à 1 000F, plus de 1 000F. La somme de ces pourcentages égalant 1, il existe une relation linéaire entre ces variables. Le taux de dépenses comprises entre 150 et 300F n'a pas été inclus. Il s'interprète comme la « modalité » de référence.
- Le niveau d'études. respectivement non scolarisé, maternelle ou primaire, 1^{er} cycle, 2nd cycle, études supérieures, et « autres ».
- Le niveau de revenu par unité de consommation, qui est préféré au revenu familial. Respectivement : moins de 2 000F, de 2 000 à 3 000F, de 3 000 à 4 000F, de 4 000F à 5 000F, de 5 000F à 6 000F, et plus de 6 000F à 8 000 F.
- L'âge joue un rôle non négligeable dans le niveau et la structure des dépenses. De plus, la décision de recours au tiers-payant étant vraisemblablement plus le fait d'un adulte, voire de l'assuré principal ou d'une personne en particulier dans le ménage, il est intéressant d'identifier les moins de 18 ans, mais aussi de différencier les hommes des femmes, voire de tenir compte de la place de la personne dans la grappe d'assurés. Pourtant, la variable sexe, non significative n'est pas conservée.
- Le lien avec l'assuré principal (assuré principal / ayant-droit) est en revanche conservé.

- La catégorie socioprofessionnelle du chef de ménage.
- Les exonérations diverses entrent aussi en compte : L'Aide Médicale Généralisée (AMG) permet un accès intégral au tiers-payant.
- L'exonération du ticket modérateur pour certaines dépenses, notamment les affections longue durée.

L'utilisation de variables indicatrices induit le choix d'un **agent de référence**. Il est conçu comme « individu modal », en choisissant en général comme référence la modalité la plus fréquente. Cependant si un autre choix permet de dégager des effets plus lisibles, il est retenu.

Ses caractéristiques sont les suivantes :

- ◆ ouvrier qualifié
- ◆ niveau scolaire : premier ou second cycle
- ◆ revenu mensuel (par UC) de 4 000 à 5 000F
- ◆ âgé de 18 à 34 ans
- ◆ il n'est pas l'assuré principal
- ◆ ne bénéficie pas de l'AMG
- ◆ ni d'exonérations particulières

3.2. Modélisation de l'influence du tiers-payant sur la dépense de santé

Cette première modélisation ne permet de tirer aucune conclusion sur un éventuel effet inflationniste du tiers-payant. Mettant en évidence un lien positif entre la proportion de fortes dépenses et la probabilité de recours au tiers-payant, elle permet en revanche de valider l'hypothèse de rationalité économique de l'assuré. Confronté à une forte proportion de dépenses élevées, celui-ci choisit plus souvent de recourir au tiers-payant.

Une approche tout à fait rigoureuse aurait consisté à réintroduire la variable de recours au tiers-payant dans l'équation de dépense. La méthode de la variable instrumentale, ou toute autre méthode de résolution simultanée des liens entre recours au tiers-payant et dépense, est délicate à mettre en œuvre sur des variables qualitatives (la variable de recours au tiers-payant est partiellement qualitative) et, à notre connaissance, il n'existe pas de méthode standard pour aborder le problème.

Ayant établi qu'il existerait un danger à traiter l'impact du tiers-payant sur la dépense par une équation simple exprimant la relation entre l'un et l'autre toutes choses égales par ailleurs, nous nous tournons maintenant vers une seconde question : l'effet du tiers-payant est-il indépendant du revenu ou joue-t-il davantage sur les bas revenus ? Dans la première hypothèse, on parlerait d'effet « inflationniste », alors que dans la dans la deuxième, on parlerait de rattrapage.

Nous choisissons donc de concentrer notre étude sur les effets revenu, de façon à pouvoir différencier l'impact du tiers-payant selon les niveaux de richesse de l'assuré. Ce choix est justifié, dans une première sous section, par des considérations théoriques sur le risque moral et les contraintes de liquidité. L'essentiel de la discussion porte sur la notion de norme de consommation de soins, qui fonde l'idée de rattrapage (on sous entend à la normale) ou d'effet inflationniste (on sous entend un effet prix sans effet volume).

On présente ensuite, dans une autre sous section, la stratégie adoptée pour estimer une norme de consommation et l'impact du tiers-payant sur l'écart à la norme. L'idée générale est de calculer une norme de dépense par régression sur des facteurs non sociaux (morbidity) et couverture (pour neutraliser l'influence éventuelle de l'affiliation à une couverture complémentaire sur le recours au tiers-payant), puis d'analyser l'impact du tiers-payant sur l'écart à la norme.

3.2.1. Un modèle théorique : notions de dépense normale, de risque moral et de contrainte de liquidité

En quoi le tiers-payant peut-il avoir un impact sur la dépense, et comment l'économiste peut-il le mesurer ?

Le tiers-payant peut permettre de lever la contrainte de liquidité, problème qu'on a déjà abordé ci-dessus. Il peut aussi renforcer des mécanismes dits de « déresponsabilisation » (l'économiste emploie le terme de « risque moral ») : n'ayant plus à faire d'avance de frais, le patient multiplie ses visites au praticien, soit qu'il y trouve une utilité directe, soit qu'il y soit poussé par le professionnel lui-même (on parle d'induction de la demande).

a / La contrainte de liquidité :

Notre hypothèse est que l'avance de frais, même sur une courte durée, peut être un obstacle pour un budget très contraint. En effet, il n'existe aucun marché du crédit sur lequel un individu puisse échanger la prise en charge de sa dépense actuelle contre la promesse du remboursement à venir de son assureur social, le paiement du crédit s'effectuant sur le gain, en revenu du travail par exemple, tiré par l'emprunteur de son accès aux soins.

On pourrait fonder l'existence d'un tel marché, ouvert à des opérateurs de micro-crédit ou de micro-assurance, sur l'espérance de gain liée à la dépense de soins de santé, telle que prédite par le modèle de Grossman¹⁵. Des expériences de ce type sont en cours pour des populations très précaires, notamment de toxicomanes (Yunus, 1998) ; c'est aussi l'idée de base du réseau de réinsertion des jeunes mis sur pied par l'Urcam de Bourgogne.

Comment fonctionnerait cette couverture contre le risque de trésorerie ? l'opérateur pourrait prêter à deux mois, l'assuré remboursant le capital quand il reçoit lui-même le remboursement de la sécurité sociale et payant des intérêts modestes gagés sur l'apport en capital humain lié au fait qu'il s'est soigné et a pu, ainsi, entretenir ou améliorer sa productivité.

¹⁵ Dans le modèle de Grossman, l'état de santé est un bien intermédiaire, qui conditionne la fonction d'utilité de l'agent (le plaisir tiré de la pratique du sport dépend de l'état de santé du pratiquant) et sa capacité productive, donc son revenu. On dit que le modèle endogénéise la santé. Il en fait évidemment de même avec la consommation de soins de santé, ceux-ci étant considérés, dans le modèle, n'avoir aucune utilité per se, mais seulement en ce qu'ils améliorent l'état de santé.

Comme il n'existe pas de tels opérateurs actuellement, l'avance de frais contraint l'assuré à accepter de payer des intérêts de trésorerie, s'il n'est pas d'ores et déjà menacé d'une exclusion du service bancaire, ou à renoncer aux soins. La solution du tiers-payant consiste à substituer une réglementation uniforme aux choix de ces opérateurs. Le régulateur prend acte d'une absence d'offre crédible, au risque d'un coût budgétaire important lié à l'effet d'aubaine pour les ménages non soumis à la contrainte de liquidité. Afin de limiter l'effet d'aubaine, le régulateur n'a pour l'instant imposé le recours au tiers-payant qu'aux plus pauvres (AMG) et aux plus nécessiteux (ALD) ; l'idée serait d'étendre largement la réglementation afin d'en faire profiter plus d'assurés. Pour mesurer le gain lié à cette réglementation, et son coût en matière d'effet d'aubaine, il faudrait estimer l'impact de l'avance de frais sur le renoncement aux soins.

Il est cependant très difficile d'estimer directement un tel impact : on ne connaît pas l'état de trésorerie des ménages par des enquêtes en population générale, et, quand bien même le connaîtrait-on, on ne saurait déterminer quel poste de consommation est source du déficit (on ne sait même pas si cette notion a un sens économique, Riveline, 1982).

b / Le risque moral

On propose de donner ci-dessous une définition du risque moral :

Le risque moral est un concept d'assurance, qui prédit que le simple fait d'être couvert contre un risque modifie les comportements à l'égard de ce risque. Le risque moral de première espèce pousse l'assuré à prendre moins de précaution pour que le dommage ne se produise pas ; on sait qu'en matière de santé, un tel risque moral est peu probable. Au contraire, les assurés engagent souvent plus de dépenses préventives que les autres. Le risque moral de deuxième espèce pousse l'assuré à dépenser plus pour réparer le dommage ou, comme on vient de le dire, pour le prévenir. L'inquiétude de l'assureur est alors que l'assuré dépense « trop » ou « inutilement ».

En économie de la santé, le risque moral de deuxième espèce peut provenir de deux ordres de causes :

- si la consommation de soins de santé apporte une satisfaction *per se*, la gratuité ou le prix faible induit par la couverture peut pousser l'assuré à consommer au delà de ses besoins médicaux stricts.
- si la couverture rend l'assuré neutre à l'égard de la consommation (elle ne lui coûte rien), et si le professionnel dispose d'une supériorité suffisante dans l'information (il sait beaucoup mieux que son patient ce qui est bon pour lui), il peut induire une demande du patient au-delà de ce qui serait strictement nécessaire à l'entretien de sa santé. Le professionnel peut adopter ce genre de comportement pour garantir son revenu dans un contexte d'offre excédentaire. On parle de demande induite.

En diminuant le prix implicite de la consommation de soins, le recours au tiers-payant pourrait donc avoir un effet de risque moral, si la consommation de soins apporte une satisfaction directe. En masquant au patient le coût réel de ses comportements, il pourrait faciliter l'induction de la demande par le professionnel. C'est bien ce risque qu'on dénonce quand on parle de « déresponsabilisation » du patient.

c / Le rôle du tiers-payant selon le revenu disponible

Il nous faut donc faire un choix entre l'hypothèse que la contrainte de liquidité augmente le renoncement aux soins, et l'hypothèse de risque moral, selon laquelle le tiers-payant permet de dépenser « trop ».

Si la première hypothèse est vérifiée, le tiers-payant aura plus d'effet au bas de la distribution des revenus qu'en haut, alors que l'effet sera indépendant du revenu dans le cadre du risque moral. D'où notre idée de mesurer l'effet du tiers-payant sur la dépense séparément pour les « riches » et les « pauvres ».

3.2.2. Stratégie d'estimation de l'impact du tiers-payant sur l'écart à la norme de dépense et effet en termes de distribution de revenu

Pour estimer l'impact du tiers-payant sur la dépense de soins à l'intérieur de chaque classe de revenu, nous calculons un écart par rapport à la consommation « normale ». Ainsi, non seulement nous saurons si l'impact est différent selon le revenu, mais nous appréhenderons directement un effet de surconsommation et un effet de rattrapage. Si les deux augmentent la dépense globale, seule la première est préjudiciable. En effet, si le tiers-payant permettait de neutraliser une contrainte de trésorerie, il permettrait à des personnes plus démunies d'accéder à des soins justifiés. Il serait certes coûteux budgétairement mais le système d'assurance santé en serait rendu plus équitable, et donc plus fidèle à un de ses principes constitutifs. Cette optique est défendue par A. Masson sous la dénomination de risque moral positif.

Il s'agit donc maintenant de répondre à une double question. Les tiers-payeurs sont ils, à morbidité et couverture égales, plus dépensiers, et si c'est le cas, s'agit-il d'une surconsommation ou plutôt d'un rattrapage ?

Nous calculons notre dépense normale par référence à une moyenne, c'est-à-dire à de l'observé. La méthode que nous utilisons se base sur une notion de moyenne comme norme, comme dans les travaux de Fetter, Riedel et Thomson, 1976. On régresse le logarithme de la dépense de pharmacie et de généraliste (nous utiliserons par la suite le terme de « log-dépense ») sur des variables d'assurance (100% avec complémentaire, sans complémentaire, partielle...) et d'état de santé.

Comment raisonner à état de santé donné ?

On ne peut s'appuyer sur l'état de santé perçu (« Pouvez-vous noter votre état de santé ? »), car il s'agit d'un indicateur par définition subjectif, susceptible d'intégrer des contraintes relatives à la consommation de soins. On peut craindre en effet que les individus les moins à même de recourir aux soins se déclarent spontanément en meilleur état de santé (*rationalisation a posteriori*), ou, au contraire, n'intègrent dans leur jugement leur frustration à l'égard des soins auxquels ils n'ont pu accéder. L'état de santé subjectif est donc une variable très utile pour expliquer le recours aux soins, tel qu'il se pratique dans la réalité, mais moins pour tenter de trouver une référence de la dépense « normale ».

Le risque vital, calculé par des médecins chiffreurs de l'enquête selon des informations déclarées sur la santé de l'individu ou les consommations, notamment médicamenteuses, déclarées, semble un indicateur plus « objectif », de l'état de santé, dans la perspective d'une approche de la consommation de référence de soins. 80% des répondants ont un risque vital inférieur ou égal à 2 (« Pronostic péjoratif faible »). Le risque vital est complété dans l'enquête par l'invalidité, mesurée par l'incapacité à accomplir certaines tâches fonctionnelles dans la vie domestique et quotidienne. Cependant, les scores d'invalidité semblent moins explicatifs de la dépense de référence (voir ci-dessous).

Les affections touchant les enquêtés sont recensées selon la Classification Internationale des Maladies n°9. Seule une personne sur dix ne déclare aucune morbidité, et 10% souffrent de plus de sept problèmes de santé. On retient, dans l'analyse, les affections déclarées, regroupées en chapitre de la classification.

La classification internationale des maladies (CIM), une idée deux fois centenaire

Une classification de maladies peut se définir comme un ensemble organisé de rubriques dans lesquelles sont rangées des unités morbides et pathologiques en fonction de critères établis. Le but d'une telle classification est de permettre l'analyse systématique, l'interprétation, et la comparaison de données de morbidité et de mortalité recueillies dans différents pays, à différentes époques¹⁶.

Les premières études statistiques de la maladie furent réalisées en Grande-Bretagne à la fin du 17^{ème} siècle. Dans plusieurs pays européens, on tenta, au cours du siècle suivant, d'élaborer des classifications systématiques des maladies. Ces tentatives aboutirent, au milieu du 19^{ème} siècle, à la naissance d'une nomenclature internationale des causes de décès dont les maîtres d'œuvre furent les docteurs William Farr et Marc d'Espine.

En 1893, une nouvelle classification, cette fois véritablement internationale vit le jour, sous l'égide de l'institut statistique international, de Bertillon en particulier.

La classification Bertillon fut révisée au tournant du siècle, et depuis lors une fois tous les dix ans environ. Entre 1945 et 1948, les causes de décès, de traumatismes et de maladies ont été regroupées en une seule liste. En 1975 la classification a été étendue à certains handicaps. La dixième et dernière version de la Classification Internationale des Maladies date de 1993.

Le niveau de détail est devenu très fin. Le poste w58, par exemple, correspond à une morsure de crocodile.

La variable « affilié à une couverture complémentaire » pose un problème théorique : en effet, par cette affiliation, on peut simultanément accéder à plus de soins par baisse du prix apparent, et au mécanisme de tiers-payant mutualiste. En outre, l'affiliation n'étant pas systématiquement obligatoire, il peut exister un effet dit d'antisélection, selon lequel les assurés les plus malades (sans que l'assureur le sache) sont aussi les plus enclins à souscrire. Enfin, l'affiliation est théoriquement liée négativement au revenu, l'aversion pour le risque étant réputée diminuer quand le revenu croît.

¹⁶ Nous reprenons ici la définition de l'OMS, parue dans le volume 2 du rapport de la dixième révision de la classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexe (CIM-10), Genève, 1995.

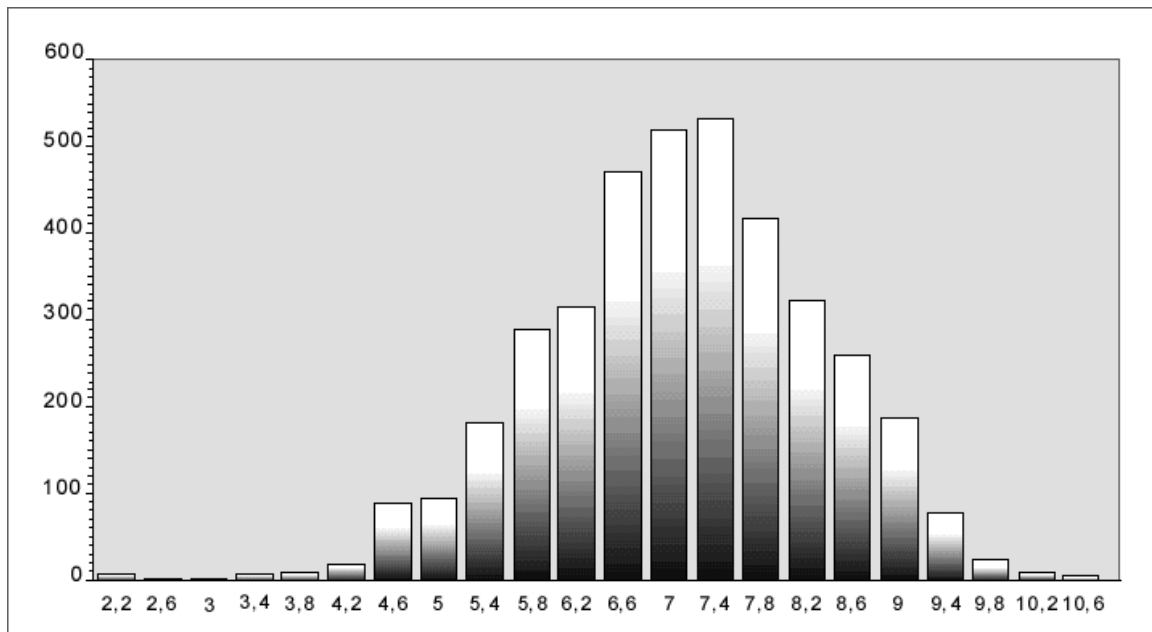
En général, il est délicat de séparer économétriquement les effets d'antisélection et de risque moral. Pour notre cas d'espèce, cependant, l'ajout d'une variable indicatrice de complémentaire à ce stade ne change rien aux résultats finals. **L'effet « tiers-payant » n'est pas le simple reflet d'un effet « complémentaire ».**

La dépense estimée tiendra en revanche compte des exonérations dont celle pour affections de longue durée (une source d'information complémentaire sur la morbidité) et l'Aide Médicale Généralisée. L'effet des variables exonérantes sur la dépense, en particulier sur celle des moins riches, est non négligeable. Il faut donc être certain que les effets de revenu et de tiers-payant ne soient pas masqués par ces effets exonérants.

Enfin les autres variables socio-économiques telles que P.C.S, niveau d'éducation, peuvent être corrélées avec le revenu, dont nous voulons mesurer les effets ultérieurement. Elles ne sont donc pas incluses. De plus on ne peut qu'épiloguer vainement sur un supposé effet "égalisateur" du tiers-payant en raisonnant à niveau social égal. C'est justement l'effet du tiers-payant sur ces inégalités que nous désirons étudier.

La distribution de la dépense de santé, nettement asymétrique, nous contraint à étudier son logarithme, dont la distribution s'approche raisonnablement d'une gaussienne (cf. graphique ci-dessous). Une transformation en fait très courante.

Graphique n° 10
Distribution de la log-dépense de pharmacie et de généralistes

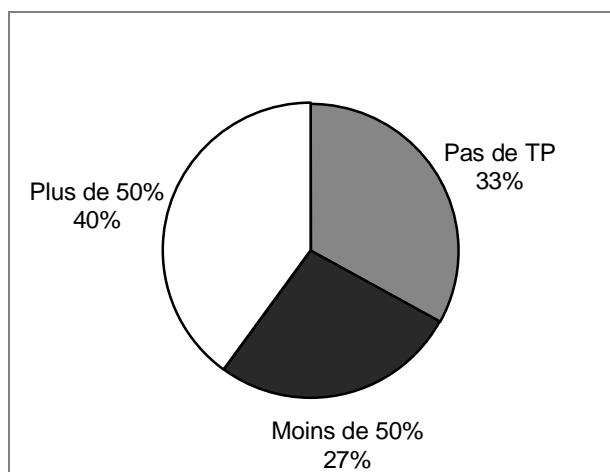


Après avoir vérifié que la distribution des résidus est acceptable, c'est à dire que ceux ci restent, en valeur absolue, approximativement proportionnels à la dépense, et que les dépenses prédites ne se répartissent pas trop inégalement autour des dépenses expliquées (autrement dit, que les dépenses les moins élevées ne sont pas systématiquement surestimées par le modèle, et les dépenses élevées, sous-estimées), on modélise l'effet du revenu (en classes de revenu par unité de consommation) et du tiers-payant sur ceux-ci.

Pour cela on sépare la population des assurés en trois ensembles de tailles avoisinantes : ceux qui n'utilisent jamais le tiers-payant, ceux qui y ont recours pour moins de la moitié des actes, ceux qui y ont recours pour plus de la moitié des actes.

Pour chacun d'entre eux, on régresse la log-dépense résiduelle (qui, étant approximativement proportionnelle en valeur absolue à la log-dépense totale, ne s'éloigne pas excessivement d'une gaussienne) sur le revenu par unité de consommation, employant des moindres carrés ordinaires, de façon à mettre en perspective les effets revenus selon le choix de recours au tiers-payant.

Graphique n° 11
Recours au tiers-payant dans l'échantillon



Source : CREDES, appariement de l'Echantillon Permanent d'Assurés Sociaux (Cnamts et Canam) et de l'enquête Santé Protection Sociale de 1995.

On concentre le revenu par unité de consommation sur quatre classes pour augmenter les effectifs croisés et donc donner plus de significativité aux effets.

- Moins de 3 000F
- De 3 000 à 5 000F
- De 5 000 à 6 000F
- Et plus de 6 000F
- On range les non réponses (20%) à part.

Nous régressons ensuite le résidu sur ces variables croisées, pour chaque catégorie de tiers-payeurs. Cela nous permettra de comparer l'impact des effets revenu sur les tiers-payeurs, les tiers-payeurs modérés, et les personnes recourant davantage à l'avance de frais.

Les résultats sont présentés et commentés dans la partie suivante.

4. Résultats et conclusions

4. Résultats et conclusions

4.1. Endogénéisation du tiers-payant

On cherche d'abord à expliquer le mode de recours au tiers-payant pharmaceutique, selon le modèle emboîté. Rappelons qu'il existe trois configurations, qu'on explique à tour de rôle : aucun tiers-payant, tiers-payant partiel, tiers-payant systématique.

On tente ensuite la même explication pour d'autres types de dépense, mais sans employer la modélisation emboîtée complète. La distribution du taux de tiers-payant pour les autres types de dépenses est moins contrastée : le tiers-payant y est plus rare (la modalité « taux=0 » en est encore renforcée) et atteint en revanche plus rarement 100%. Nous n'appliquerons à ces valeurs que la première étape, le modèle logistique séparant les non utilisateurs des utilisateurs.

4.1.1. Recours au tiers-payant dans la dépense de pharmacie

a / Étape 1 : choix du recours au tiers-payant : utilisateurs contre non utilisateurs

L'explicativité du modèle logistique est bonne. Elle reflète surtout une opposition marquée entre tiers-payeurs « nuls » et tiers-payeurs systématiques.

Les plus hauts revenus ont moins tendance à utiliser le tiers-payant, ce qui peut s'expliquer par le fait que, à partir d'un certain niveau de revenu, la contrainte de liquidité n'est pas un problème : on peut faire l'avance de frais sans mettre son budget en péril.

Les personnes âgées semblent, à situation égale, moins enclines à y recourir. Cela pourrait s'expliquer par le poids de l'habitude de l'avance de frais ou par la complexité de la démarche. De plus des études font apparaître que les personnes âgées ont, à revenu donné, moins de dépenses obligatoires (notamment de logement), donc une trésorerie moins problématique que les plus jeunes.

L'Aide Médicale Généralisée encourage comme prévu le recours au tiers-payant. Les exonérations du ticket modérateur aussi. En effet, on raisonne à structure de dépense fixée, mais pas à volume de dépenses constant. Les affections de longue durée (entre autres) entraînent des dépenses élevées et régulières, ce qui peut inciter doublement à recourir au tiers-payant.

L'affiliation à une couverture complémentaire augmente modérément les chances de recourir au tiers-payant. Cela confirme que l'effet "complémentaire" n'est pas central dans le recours au tiers-payant pharmaceutique (ou ne l'est plus en 1995, date à laquelle la pratique s'étend au delà des seules officines mutualistes).

L'hypothèse selon laquelle le recours au tiers-payant suppose un coût d'extraction de l'information qui dissuaderait plus les milieux sociaux moins scolarisés n'est pas validée par le modèle : ce sont les ouvriers (qualifiés ou non) qui recourent le plus au tiers-payant, par opposition aux cadres, professions intermédiaires et indépendants, à revenu et toutes autres caractéristiques données, rappelons-le. De même, le niveau d'études détourne, toutes choses égales par ailleurs, du tiers-payant. Il s'agit donc d'une pratique concernant les revenus faibles, pour des raisons évidentes de trésorerie, mais aussi, à revenu donné, les milieux sociaux les moins scolarisés.

Autre résultat intéressant : les assurés principaux ont plus tendance à tiers-payer. Cela peut être un signe de rationalité économique, l'assuré principal pouvant être plus concerné par les conséquences de ses dépenses sur le revenu familial.

L'influence de la structure des dépenses, en particulier la part de dépenses « extrêmes » est significative et assez élevée. Un fort taux de petites dépenses de pharmacie désincite le consommateur à recourir au tiers-payant. À l'inverse, si la part de dépenses élevées augmente, toutes choses égales par ailleurs (en particulier à niveau d'exonération égal), il tend à se détourner de l'avance de frais.

Il y a donc bien une rationalité économique sous-jacente dans le choix du tiers-payant

Cette conclusion est confirmée dans la suite de la modélisation.

Tableau n° 2
Coefficients du modèle logit. La modalité estimée est le recours au tiers-payant

Variable	Significativité	Odds Ratio	Influence
Constante	***		
% de dépenses inférieures à 75F	***	0.54	-
% de dépenses de 75 à 150F	***	0.63	-
% de dépenses de 300 à 1 000F		.	
% de dépenses sup à 1 000F	***	4.29	++
Études non scol.	***	1.40	+
Primaires	***	1.60	+
Supérieures	***	0.58	-
Autres		.	
Rev. Par UC inconnu	***	0.66	-
Moins de 2 000F		.	
De 2 000 a 3 000F		.	-
De 4 000 à 5 000F	**	0.74	-
De 5 000 à 6 000F	***	0.64	-
Plus de 6 000F	***	0.40	--
Âge moins de 18		.	
De 35 à 49 ans		.	
De 50 à 64 ans	***	0.72	-
Plus de 65 ans	***	0.43	--
Assuré principal	***	1.39	+
AMG	***	3.90	++
Exonérations diverses (Ald, etc.)	***	4.74	++
Couverture complémentaire	***	1.41	+
PCS inconnue		.	
Agriculteur		.	
Art. Comm.	***	0.37	--
Cadre, prof. Intel.	***	0.52	-
Prof. Inter.	***	0.72	-
Employé	*	0.82	-
Ouvrier non qual.		.	

Source : CREDES, appariement de l'Echantillon Permanent d'Assurés Sociaux (Cnamts et Canam) et de l'enquête Santé Protection Sociale de 1995.

+ : la variable est favorable au recours au tiers-payant.

- : la variable est favorable au recours au tiers-garant.

. : non significatif

significativité : *** au seuil de 95%, ** : 90%, * : 85%. Il s'agit d'un test de Student classique.

R² ajusté : 0.15 (obtenu par rapport des vraisemblances, du modèle sans explicative et du modèle complet)
Pourcentage de paires concordantes : 70%. On constitue autant de paires qu'il y a, dans l'échantillon soumis à l'estimation, d'observations ayant des valeurs différentes de la variable observée (ici, recours ou non recours). Une paire est dite concordante si la probabilité estimée par le modèle est supérieure pour l'observation avec recours à celle estimée pour l'autre observation de la paire. Si les deux probabilités sont indissociables, on parle de paires ex aequo, enfin, une paire discordante est constituée d'une inversion entre l'ordre des probabilités estimées et des valeurs observées. Un modèle au hasard conduit en moyenne à 50% de paires concordantes, l'ajout d'explicatives diminue la proportion d'ex aequo.

b / Étape 2 : Choix du tiers-payant total parmi les consommateurs ayant recours au tiers-payant

On a perdu une des extrémités de la distribution et la variance à expliquer diminue. Le nombre de paires concordantes reste assez élevé (voir tableau ci-dessous). Cette perte d'explicativité se traduit par une diminution du nombre de variables significatives.

Les effets de structure des dépenses pharmaceutiques, et de contexte réglementaire (AMG, exonération) prédominent. L'effet de la structure des dépenses reste bien marqué. Ce résultat confirme celui de la première modélisation.

On peut noter la tendance particulière des ouvriers non qualifiés à opter davantage que les ouvriers qualifiés pour le tiers-payant intégral. Cette tendance n'apparaissait pas dans le choix du recours au tiers-payant. Le modèle Tobit que nous avons testé par ailleurs (voir en annexes), met aussi en évidence cet effet, mais il donne l'impression erronée qu'il est valable pour les deux effets de seuil et la régression pure, alors qu'il n'est mis en évidence par notre modélisation que pour le passage tiers-payant total - tiers-payant partiel.

Les exonérations comme l'ALD ne sont pas des facteurs de recours complet au tiers-payant.

Tableau n° 3
Coefficients du modèle logit. La modalité estimée est le recours complet
contre le recours partiel au tiers-payant

Variable	Significativité	Odds Ratio	Influence
Constante	**		
% de dépenses inférieures à 75F	***	0.26	--
% de dépenses de 75 à 150F		.	
% de dépenses de 300 à 1 000F	***	1.68	+
% de dépenses sup à 1 000F		.	
Études non scol.	*	0.76.	-
Primaires		.	
Supérieures	***	0.57	-
Autres		.	
Rev. Par UC inconnu	***	1.32	+
Moins de 2 000F	***	1.57	+
De 2 000 a 3 000F	***	1.67	+
De 4 000 à 5 000F		.	
De 5 000 à 6 000F		.	
Plus de 6 000F		.	
Âge moins de 18		.	
De 35 à 49 ans		.	
De 50 à 64 ans		.	
Plus de 65 ans		.	
Assuré principal		.	
AMG	***	3.54	++
Exonérations diverses	***	0.63	-
Couverture complémentaire		.	
PCS inconnue		.	
Agriculteur		.	
Art. Comm.		.	
Cadre, prof. Intel.		.	
Prof. Inter.		.	
Employé		.	
Ouvrier non qual.	*	1.25	+

Source : CREDES, appariement de l'Echantillon Permanent d'Assurés Sociaux (Cnamts et Canam) et de l'enquête Santé Protection Sociale de 1995.

R² ajusté : 0.11

Pourcentage de paires concordantes : 67%

c / Étape 3 : Recours partiel au tiers-payant, régression par les moindres carrés ordinaires

Le modèle reste valide, malgré une explicativité assez faible. Une faiblesse qui se traduit moins par la baisse du nombre de variables significatives que par le repli des coefficients estimés vers 0. Les caractéristiques décrites dans les modèles précédents sont conservées.

L'hypothèse de la présence d'une rationalité économique dans le recours au tiers-payant est vérifiée dans chacune de ces trois modélisations, et donne un sens à l'étape suivante.

Tableau n° 4
Coefficients de la régression. La modalité estimée est le taux de recours au tiers-payant

Variable	Significativité	Paramètre	Influence
Constante	***	0.62	
% de dépenses inférieures à 75F	***	-0.07	-
% de dépenses de 75 à 150F		.	
% de dépenses de 300 à 1 000F	***	0.14	+
% de dépenses sup à 1 000F	***	0.18	+
Études non scol.		.	
Primaires		.	
Supérieures	***	-0.05	-
Autres		.	
Rev. Par UC inconnu		.	
Moins de 3 000F		.	
De 3 000 a 4 500F	**	0.04	+
De 5 500 à 6 500F		.	
De 6 500 à 9 500F		.	
Plus de 9 500F		.	
Âge moins de 18		.	
De 35 à 49 ans		.	
De 50 à 64 ans		.	
Plus de 65 ans	*	-0.03	-
Assuré principal		.	
AMG	***	0.18	+
Exonérations diverses	***	0.06	+
Couverture complémentaire	***	0.05	
PCS inconnue		.	
Agriculteur	*	0.10	+
Art. Comm.		.	
Cadre, prof. Intel.		.	
Prof. Inter.		.	
Employé		.	
Ouvrier non qual.		.	

Source : CREDES, appariement de l'Echantillon Permanent d'Assurés Sociaux (Cnamts et Canam) et de l'enquête Santé Protection Sociale de 1995.

R² de 0.07

4.1.2. Existence d'effets régionaux

Comme nous l'avons expliqué dans la partie précédente, les régions sont autant des variables d'offre que de demande. L'effet de chaque région a été testé séparément, en maintenant constants les autres coefficients (cf. carte ci dessous).

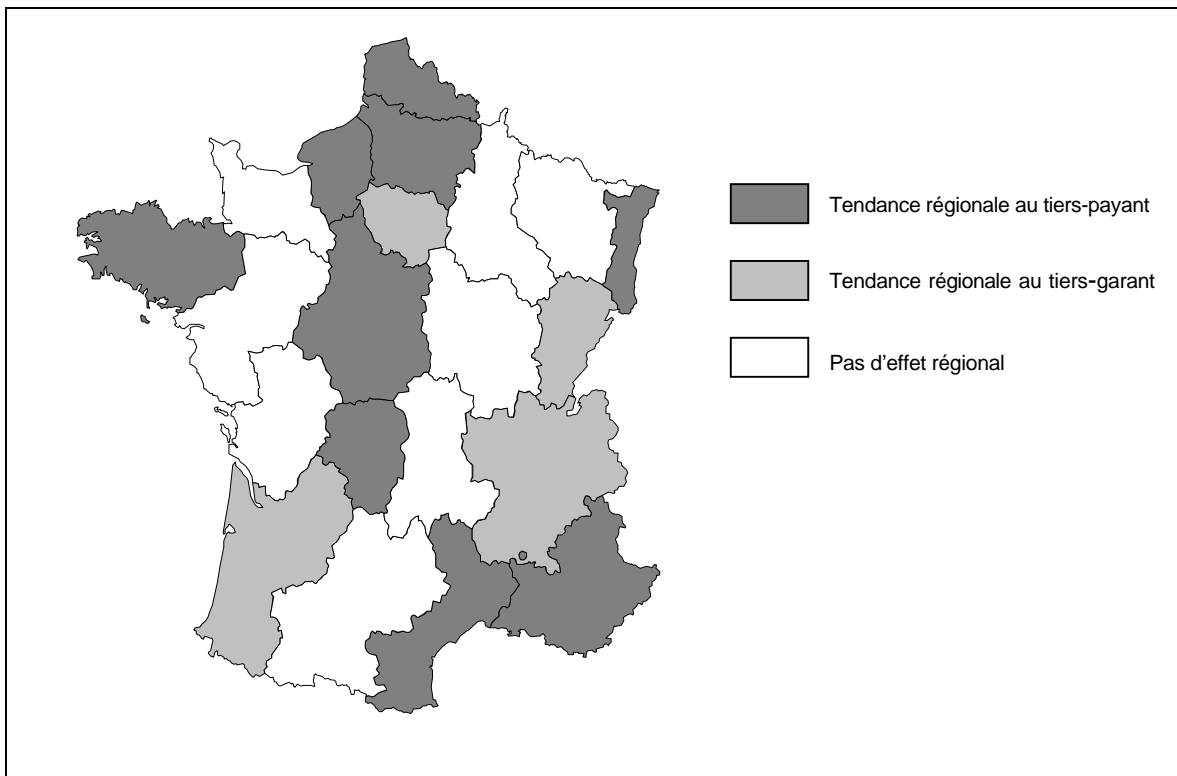
La tendance à recourir au tiers-payant en Picardie et dans le Nord-Pas-de-Calais peut s'expliquer par une tradition plus mutualiste de la santé. En revanche, les consommateurs de médicaments d'Île-de-France ont moins tendance à passer au tiers-payant. Une spécificité que peut expliquer un plus grand nomadisme des assurés entre officines. Ceux-ci, pour pouvoir profiter du tiers-payant pharmaceutique, doivent avoir peu d'officines favorites attirées. Or, il est possible que l'achat ait lieu tantôt à proximité de leur lieu de résidence, tantôt sur le trajet domicile - lieu de travail.

Il ne semble pas y avoir d'effet spécifique Alsace - Moselle, la variable identifiant les affiliés à ce régime particulier n'étant pas significative.

Les résultats des modélisations du tiers-payant médical et pour les dépenses d'auxiliaires de soins vont dans le même sens que ceux de la modélisation du tiers-payant pharmaceutique.

Nous les avons relégués en annexes pour ne pas alourdir la présentation de l'étude.

Carte n° 2
Tendances régionales du recours au tiers-payant



Source : CREDES, appariement de l'Echantillon Permanent d'Assurés Sociaux (Cnamts et Canam) et de l'enquête Santé Protection Sociale de 1995.

4.2. Influence des effets croisés niveau de tiers-payant * revenu sur la dépense résiduelle

L'hypothèse de rationalité économique validée, on explique la log-dépense par des variables de santé et de couverture, et on conserve les résidus obtenus. On tente ensuite de les expliquer en croisant des variables de taux de tiers-payant et de revenu.

4.2.1. Modélisation de la log-dépense

Pour cette modélisation, la dépense retenue regroupe pharmacie et généralistes. Il s'agit des deux fichiers les plus larges, et le taux de tiers-payant y est assez élevé. De plus, ils relèvent de comportements similaires et sont souvent associés¹⁷. On ne distingue plus le tiers-payant pharmaceutique du tiers-payant généraliste. Le taux utilisé maintenant est recalculé sur l'ensemble des deux dépenses.

Les variables n'ayant été sélectionnées qu'en fonction de leurs qualités prédictives, les valeurs des coefficients n'ont pas d'intérêt en elles-mêmes. En revanche, la bonne explicativité du modèle (le R^2 est proche de celui de la régression portant sur toutes les variables) montre que notre approche est pertinente.

¹⁷ Nous présentons en annexes un modèle logistique de choix du tiers-payant incluant parmi les variables explicatives le taux de tiers-payant généraliste.

Tableau n° 5
Estimation de la log-dépense de pharmacie et généralistes

Variables	Coefficient estimé	Exponentielle du coeff.	Validité	Influence
Constante	6.95		***	
Prise en charge à 100%	0.52	1.68	***	↗
Nombre affections :	0.12	1.13	***	↗
Endocrino				
Métabolisme				
Cardio-vasculaires	0.21	1.23	***	↗
Respiratoires	0.26	1.30	***	↗
Digestives	0.15	1.16	***	↗
Bouche et dents	-0.12	0.89	***	↘
Génito urinaires	0.13	1.14	***	↗
Congénitales périnatales	-0.43	0.65	***	↘
Troubles mentaux, insomnies	0.28	1.32	***	↗
Troubles de la réfraction	0.08	1.08	***	↗
ORL	0.09	1.09	***	↗
Ostéo-articulaires	0.07	1.07	**	↗
Pourcentage de troubles non soignés	-0.61	0.54	***	↘↘
Risque vital faible	-0.12	0.89	***	↘
Risque possible	0.22	1.25	***	↗
Risque probable	0.32	1.38	***	↗
Pronostic mauvais	1.15	3.16	***	↗↗
Hier, est resté alité	0.26	1.30	*	↗
Ne travaille pas pour raisons de santé	0.31	1.36	***	↗
Age : mineur	-0.21	0.81	***	↘
35 à 49 ans	-0.08	0.92	**	↘
Plus de 65 ans	0.11	1.12	*	↗
Femme	0.23	1.26	***	↗
Degré d'invalidité :				
Gêne infime	-0.37	0.69	***	↘
Peu gêné	-0.20	0.82	***	↘
Activité réduite et plus	-0.29	0.75	*	↘

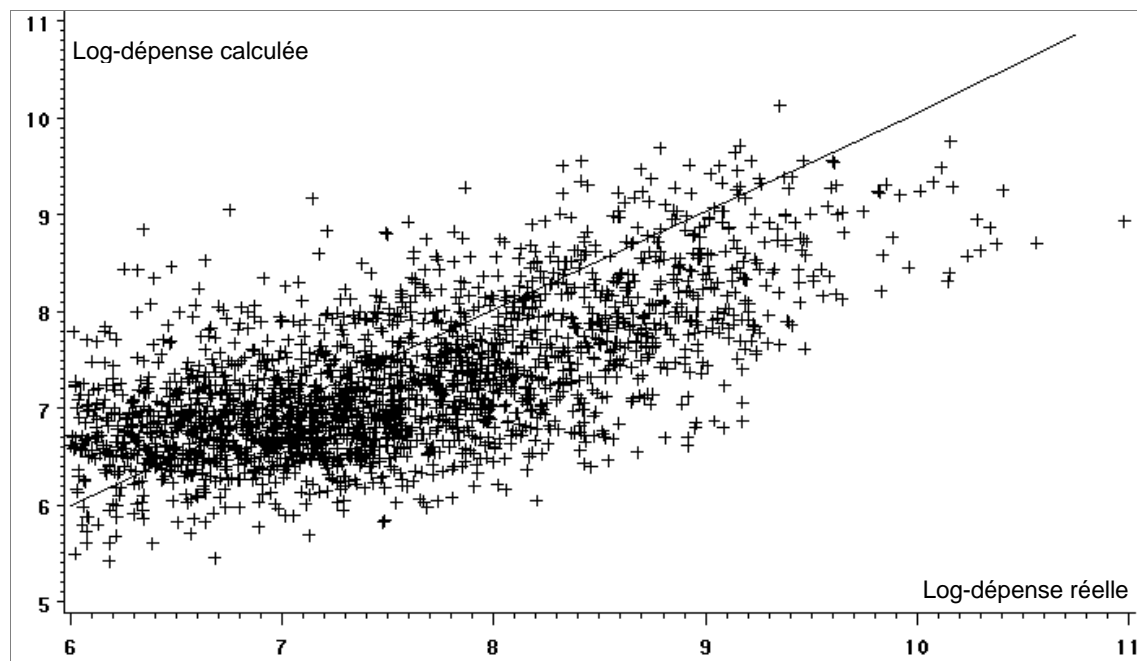
Source : CREDES, appariement de l'Echantillon Permanent d'Assurés Sociaux (Cnamts et Canam) et de l'enquête Santé Protection Sociale de 1995.

R² : 0.36

4.2.2. Effets croisés

L'illustration suivante représente l'écart entre valeurs réelles et valeurs prévues de la log-dépense.

Graphique n° 12
Qualité de la log-régression

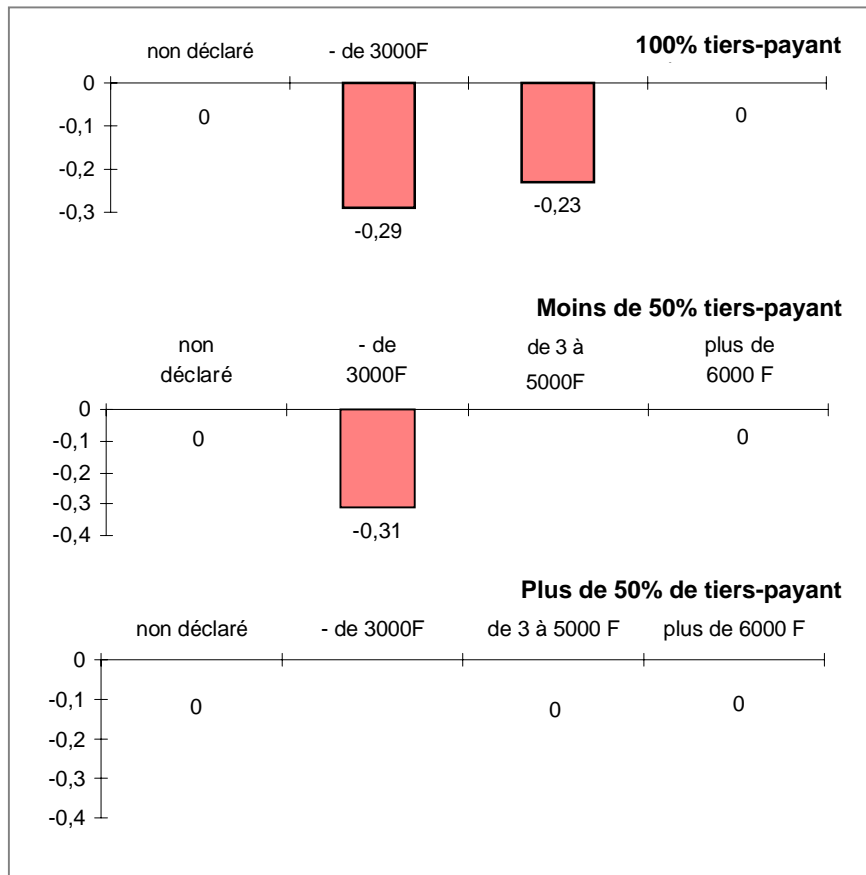


Sur la bissectrice, les valeurs prédites sont égales aux valeurs réelles. Au dessus de celle-ci, la dépense prévue est supérieure à la dépense réelle. Les résidus sont négatifs et représentent une sous-dépense. Ces résidus se répartissent raisonnablement autour de la bissectrice, contrairement à ceux issus de la régression sur la totalité des variables. L'étude des effets croisés prend donc un sens dans ce cadre, comme nous l'avions espéré.

Nous régressons ces résidus sur les variables croisées évoquées plus haut, en distinguant trois sous-populations. On étudie séparément les personnes ne recourant pas au tiers-payant, celles qui l'utilisent dans moins de 50 % des dépenses, et les plus gros utilisateurs. Ce découpage est nécessaire car choisir un individu de référence en termes de revenus et de tiers-payant n'est pas interprétable.

L'objectif est d'observer l'impact du tiers-payant sur les effets revenu.

Graphique n° 13
Le tiers-payant aplanit les effets revenus sur la dépense de santé



Source : CREDES, appariement de l'Echantillon Permanent d'Assurés Sociaux (Cnamts et Canam) et de l'enquête Santé Protection Sociale de 1995.

L'effet revenu total est faible (R^2 proche de 0.01)

Le revenu de référence est compris entre 5 000 et 6 000F par unité de consommation.

Ces résultats font apparaître qu'en l'absence de tiers-payant, il existe un effet négatif du revenu sur la dépense de santé : les individus les moins prospères (moins de 5 000F par unité de consommation) consomment moins que l'individu de référence.

Cet effet subsiste pour les consommateurs ayant un recours intermédiaire au tiers-payant, mais il est moins net. En revanche il disparaît totalement pour les consommateurs ayant le plus recours au tiers-payant.

Le tiers-payant se présente donc comme un facteur de diminution des inégalités de consommation dues aux écarts de revenus. À morbidité et couverture égales, il tend à rapprocher la dépense des assurés « moins riches » de celle des assurés plus aisés. Il aurait donc un effet de rattrapage et non un effet de surconsommation.

Enfin, si d'autre part on étudie l'effet du taux de tiers-payant sur la tranche de la population la plus aisée, on ne constate pas d'effet inflationniste, les individus ayant 0% d'actes en tiers-payant et ceux en ayant plus de 50% dépensant légèrement moins que la catégorie à recours intermédiaire au tiers-payant.

Notons pour finir que la prise en compte de l'affiliation à une couverture complémentaire n'altère pas ces résultats.

Conclusion

Conclusion

De cette étude du tiers-payant nous tirons trois enseignements principaux.

- Le recours au tiers-payant n'est pas la simple conséquence de conditions d'offre. Même si le professionnel de santé peut proposer le tiers-payant à l'assuré, les préférences et les contraintes de ce dernier ont une influence déterminante sur sa décision. On peut même supposer que le patient peut contourner les effets d'offre en choisissant des professionnels (par exemple des officines) qui proposent le tiers-payant.
- Tiers-payant et dépense de santé sont corrélés positivement. Cela ne signifie nullement que le recours au tiers-payant pousse ex nihilo l'assuré à consommer plus. On peut bâtir un modèle plus cohérent en expliquant la probabilité de recours au tiers-payant par le poids des ordonnances lourdes, donc par un mécanisme clair de trésorerie pour l'assuré.
- Cet effet de trésorerie explique que le tiers-payant agisse plus chez les pauvres que chez les riches : on ne peut donc vraiment parler d'un effet inflationniste (qui augmenterait tous les coûts de soins chez tous les assurés), mais plutôt d'un rattrapage par les pauvres du volume de soins que consommaient déjà les ménages non concernés par la contrainte de liquidité. Certes, rien n'indique que ce volume moyen soit un volume souhaitable du point de vue des résultats de santé. On peut au moins présenter ce résultat comme un gain d'équité, et espérer qu'en facilitant l'accès aux soins ambulatoires à court terme il évite des complications et des recours aux soins hospitaliers à plus long terme.

La conclusion principale de notre étude est que le tiers-payant est un mode de paiement socialement plus équitable.

Quelques améliorations et prolongements peuvent être apportés ou envisagés. Il serait sans doute intéressant d'étendre l'étude à des domaines où se manifestent davantage les effets revenus, en particulier les dépenses de dentiste.

Dans un registre plus théorique, il conviendrait de se pencher à nouveau, de manière plus approfondie sur le modèle de Grossman. L'avance de frais pourrait peut-être y être intégrée. Les problèmes de micro-finance ou de micro-crédit, bien qu'encore assez peu formalisés théoriquement, rejoignent d'une certaine façon le problème du tiers-garant, nous semble-t-il, en particulier à travers la contrainte de liquidité de court terme.

Bibliographie



Bibliographie

Akerlof G. A. « *Market for lemons : quality uncertainty and market mechanism* », Quarterly Journal of Economics, 1970, vol84, n°3.

Boyer S. « *Tiers-payant et santé* », CPAM de l'Eure, 1998.

Caussat L., Glaude M. « *Dépenses médicales et couverture sociale* » Economie et statistique, 1993-5, N°265.

Cnamts « *statistique mensuelle* » Résultats à fin décembre 1995.

Couffinhal A. « *L'assurance complémentaire en France : une approche économique* » mémoire DEA, IEP Paris, 1994, et « *Validation empirique du modèle de Rothschild et Stiglitz en santé : antisélection ou sélection ?* », Economie et Prévision (à paraître).

Deschamps J.P. « *C'est gratuit, donc ils abusent* », santé publique, juin 1997, n°

Duan N. « *smearing estimate : a nonparametric retransformation method* » Journal of the american statistical association, sept 1983, vol 78, n°383.

Duan N. et al « *A comparison of alternative models for the demand for medical care* » Journal of business & economic statistics, avril 1983, vol 1, n°2.

Dreyfus M. « *La mutualité en France, essai problématique* » dans «Mutualités de tous les pays, un passé riche d'avenir » Mutualité Française, 1985.

Faure O., Dessertine D. « *La maladie entre libéralisme et solidarités (1850-1940)* » Mutualité française, 1994.

Fetter R. B., Riedel D. C., Thompson J. D. « *The application of diagnostic cost profiles to cost and reimbursement control in hospitals* », Yale, 1976.

Fiessinger C. « *Souvenirs d'un médecin de campagne* », 1993.

Fourcade J.P., Bimbenet J., Blanc P. et alii. « *le système de santé Danois* », Les rapports du sénat, 1997/98, n°186.

Gibaud B. « *De la mutualité à la Sécurité sociale, conflits et convergences* » les éditions ouvrières, 1986.

Gouriéroux C. « *Econométrie des variables qualitatives* » Economica, 1984.

Grossman M. « *The demand for health : a theoretical and empirical investigation* », National Bureau of Economic Research, occasionnal paper, 1972, n°119.

Guillaume P. « *Le rôle social du médecin depuis deux siècles (1800-1945)* » Association pour l'étude de l'histoire de la Sécurité sociale, 1996.

Hassenteufel P. « *Vers le déclin du "pouvoir médical" ? Un éclairage européen (France, Allemagne, Grande Bretagne)* » Pouvoirs, 1999, n°89.

Hassenteufel P. « *Les médecins face à l'état. Une comparaison européenne* » Presses de sciences po, 1997.

- Hatzfeld H.** « *Du paupérisme à la Sécurité Sociale : 1850-1940* », Presses Universitaires de Nancy, 1989.
- Hirsh M.** « *Les enjeux de la protection sociale* », col clefs, Ed. Montchrestien, 1994.
- Hourriez J.M. et Legris B.** « *Le niveau de vie relatif des personnes âgées* », Economie et Statistique, 1995, 137-158, 283-84.
- Huteau G. , Le Bont E.** « *Sécurité sociale et politiques sociales* » Masson, 1994.
- Lachand-Fiume C., Largeron-Liténo, et Rochaix-Ranson L.** « *Franchise sur les soins ambulatoires et équité sociale* », Economie et Statistique, 1998, n°315, p.51-72.
- Le Pen C.** « *Demande de soins, demande de santé* » Revue d'économie politique, juillet - août 1998, n°4.
- Masson A.** « *Assurance sociale et assurance privée face à la crise de l'état providence* » , Risques, octobre décembre 1995, n°24.
- Maurel D.** « *Consommation médicale et assurance complémentaire* » mémoire DESS, Paris IX Dauphine, 1997.
- McDonald J. F., Moffitt R. A.** « *The uses of Tobit analysis* » Review of economics and statistics, mai 1980, vol LXII, n°2, p. 318-321.
- Mormiche P.** « *L'accès aux soins : évolution des inégalités entre 1980 et 1991* », Economie et statistique, n°282, p. 3-19.
- Mougeot. M. et Naegelen F.** « *Régulation du système de santé.* », La Documentation Française, CAE, rapport du CAE, 1999, n°13.
- Newhouse J. P.** « *Free for all ? Lessons from the RAND health insurance experiment* » Harvard University Press, 1993.
- Perreti-Watel P.** « *Régression sur variables catégorielles I* », notes de cours ENSAI 1998, p.40.
- Riveline C.** « *Evaluation des coûts-éléments d'une théorie de la gestion* » ENSM Paris, cours photocopié, 1980.
- Rochaix L. , Jacobzone S.** « *L'hypothèse de la demande induite : un bilan économique* » Economie et prévision, 3-4 1997, n°129 130.
- Rosett R. N., Nelson F. D.** « *Estimation of the two limit probit regression model* » Econometrica, 01/1975, vol 43, n°1.
- Ruet L.** « *La nature juridique de la convention de tiers-payant* » La semaine juridique, 1993, n°3.
- Tobin J.** « *Estimation of relationships for limited dependant variables* » Econometrica, 1958, n°26.
- Van de Ven W., Van der Gaag J.** « *Health as inobservable. A MIMIC model of demand for health care* » 1982, JHE Vol 1.

Vianès A. « *Protection sociale : bref parcours historique de quarante années d'intuitions, d'illusions ou de prémonitions* » Revue Française des affaires sociales, 1986, n°4.

Virchow R. « *La profession médicale face à l'état, une compassion France Allemagne. Institutionnalisation de la représentation et politique de santé* » Thèse de doctorat en science politique Université Paris I, 1995.

Volatier J. L. « *Couverture complémentaire maladie : un marché en expansion mais en déséquilibre* », Socio-Economie de la Santé, 3/1989, p. 49-64.

Von Neumann, J. , Morgenstern, O. « *Theory of games and economic behavior* », Princeton University press, 1944.

Wolfe J.R., Godderis J. H . « *Adverse selection, moral hazard, and wealth effects in the medigap insurance market* » 1991, JHE Vol 10, Couffinhal à paraître (Economie et prévision).

Annexe

1. Estimation du modèle emboîté selon la méthode de Duan

Nous adaptons ici sa démonstration de Duan, réalisée dans le cadre des travaux de la Rand. Pour plus de simplicité, nous utilisons un modèle probit dans la démonstration.

Considérons l'agent i , assuré social et consommateur de médicaments. Il décide d'adopter un taux de recours au tiers-payant strictement compris entre 0 et 1.

On peut schématiser le parcours décisionnel de l'agent i de la façon suivante. L'agent décide ou non de recourir au tiers-payant (modèle probit 1, coefficients β_1 , résidus ε_1), puis, conditionnellement à ce choix, décide de recourir systématiquement au tiers-payant ou non (modèle probit 2, coefficients β_2 , résidus ε_2). Enfin il choisit un niveau de recours au tiers-payant, conditionnellement aux deux premières décisions (Modèle MCO 3, coefficients β_3 , résidus ε_3). Ce scénario n'a pas pour but de représenter la réalité mais seulement de mettre en place les éléments de la démonstration.

On classe les N observations de taux de tiers-payant par ordre croissant.

Les n_1 premières observations sont à 0, de n_1+1 à n_2-1 elles sont positives et inférieures à 1, et de n_2 à N elles égalent 1.

Revenons à l'agent i , dont le numéro est compris entre n_1+1 et n_2-1 . Sa fonction de vraisemblance "individuelle" s'écrit :

$$L_i = \Pr(TP > 0 | X_i) * \Pr(TP < 1 | TP_i > 0, X_i) * f(TP_i | 0 < TP_i < 1, X_i)$$

Elle est le triple produit de sa probabilité \Pr de tiers-payer (TP) par sa probabilité de ne pas tout tiers-payer, par sa densité de probabilité entre les bornes.

Sa vraisemblance peut encore s'écrire

$$L_i = f(X_i \beta_1) * (1 - f(X_i \beta_2)) * \frac{1}{\sigma_{\varepsilon_3}} f\left(\frac{TP_i - X_i \beta_3}{\sigma_{\varepsilon_3}}\right)$$

avec f la fonction de densité de la loi normale

et $(1 - f(X_i \beta_2))$ correspondant au refus du tiers-payant total.

Si l'agent i opte pour un tiers-payant intégral (son numéro est alors supérieur ou égal à n_2), sa densité s'écrit plus simplement :

$$L_i = f(X_i \beta_1) * f(X_i \beta_2)$$

S'il se contente du tiers-garant total (numéro inférieur ou égal à n_1), c'est encore plus simple :

$$L_i = (1 - f(X_i \beta_1))$$

La fonction de vraisemblance s'écrit donc :

$$L_i(\beta_1, \beta_2, \beta_3, \sigma_{\varepsilon_3}^2) = \left\{ \prod_1^{n_1} (1 - f(X_i \beta_1)) * \prod_{n_1+1}^{n_2-1} f(X_i \beta_1) * f(X_i \beta_2) * \prod_{n_2}^N f(X_i \beta_1) * (1 - f(X_i \beta_2)) * \frac{1}{\sigma_{\varepsilon_3}} f\left(\frac{TP_i - X_i \beta_3}{\sigma_{\varepsilon_3}}\right) \right\}$$

A

B

C

De façon condensée, $L = A * B * C$.

Chacun de ces termes ne dépend que des paramètres Bêta qui caractérisent l'équation à laquelle il correspond. Il s'agit d'un produit de vraisemblances portant sur des individus différents.

On peut donc maximiser la vraisemblance ($\log L = \log A + \log B + \log C$) en maximisant séparément A, B et C. La séparabilité ainsi démontrée ne dépend pas de la façon dont sont calculées les densités conditionnelles, et ne dépend d'aucune condition d'indépendance des termes d'erreur. Ceux-ci peuvent être corrélés, mais cela n'influe pas sur la vraisemblance.

2. Résultats des modélisations logistiques du recours au tiers-payant

Tableau n° 6
Soins Auxiliaires : choix du tiers-payant

Variable	Odds Ratio	Influence
Constante		
Dépense moyenne élevée	1.41	↗
Mutuelle complémentaire	0.62	↘
Études non scol.	.	.
Primaires	.	.
Supérieures	.	.
Autres	.	.
Rev. par UC 0		
Moins de 3 000F	1.9	↗
De 3 000 à 4 500F	1.63	↗
De 5 500 à 6 500F	.	.
De 6 500 à 9 500F	.	.
Plus de 9 500F	.	.
Âge moins de 18	0.43	↘↘
De 35 à 49 ans	0.75	↘
De 50 à 64 ans	.	.
Plus de 65 ans	0.65	↘
Assuré principal	1.33	↗
AMG	6.23	↗↗
Exonération ponctuelle	4.67	↗↗
PCS inconnue	.	.
Agriculteur	.	.
Art. Comm.	0.14	↘↘
Cadre, prof. Intel.	0.71	↘
Prof. Inter.	.	.
Employé	.	.
Ouvrier non qual.	.	.

1600 individus

R² ajusté : 0.17

Pourcentage de paires concordantes : 74.5%

La structure de la dépense est résumée par une seule variable indiquant si la dépense moyenne est supérieure à la moyenne des dépenses de l'ensemble des individus de l'échantillon.

Certaines des variables qui étaient significatives pour la pharmacies ne le sont plus ou le sont moins. Le modèle reste pourtant largement valide car l'effet des variables restantes est plus net.

Tableau n° 7
Généralistes : choix du tiers-payant

Variable	Odds Ratio	Influence
Constante		
Dépense moyenne élevée	2.91	↗
Mutuelle complémentaire	0.42	↘
Études non scol.	.	.
Primaires	.	.
Supérieures	.	.
Autres	.	.
Rev. par UC inconnu		
Moins de 2 000F	1.8	↗
De 2 000 à 3 000F	.	.
De 4 000 à 5 000F	.	.
De 5 000 à 6 000F	0.51	↘
Plus de 6 000F	.	.
Âge moins de 18	.	.
De 35 à 49 ans	.	.
De 50 à 64 ans	0.67	↘
Plus de 65 ans	0.50	↘
Assuré principal	2.04	↗
AMG	33	↗↗↗↗
Exonération ponctuelle	2.36	↗
Pcs inconnue	3.14	↗
Agriculteur	.	.
Art. Comm.	0.18	↘↘
Cadre, prof. Intel.	0.22	↘
Prof. Inter.	0.45	↘
Employé	1.33	↗
Ouvrier non qual.	.	.

3 600 individus

R² ajusté : 0.33

Pourcentage de paires concordantes : 82.3%

87% des des assurés AMG ont recours au tiers-payant, ce qui explique en partie la valeur très élevée de l'odds ratio.

Tableau n° 8
Spécialistes : choix du tiers-payant

Variable	Odds Ratio	Influence
Constante		
dépense moyenne élevée	2.05	↗
Mutuelle complémentaire	0.73	↘
Études non scol.	.	.
Primaires	.	.
Supérieures	0.71	↘
Autres	.	.
Rev. par UC inconnu		
Moins de 2 000F		
De 2 000 à 3 000F	.	
De 4 000 à 5 000F	0.70	↘
De 5 000 à 6 000F	0.75	↘
Plus de 6 000F	.	
Âge moins de 18	.	
De 35 à 49 ans	.	
De 50 à 64 ans	.	
Plus de 65 ans	0.56	↘
Assuré principal	1.65	↗
AMG	11.6	↗↗↗
Exonération ponctuelle	2.36	↗
Pcs inconnue	.	
Agriculteur	.	
Art. Comm.	0.18	↘↘
Cadre, prof. Intel.	0.58	↘
Prof. Inter.	0.78	↘
Employé	.	
Ouvrier non qual.	.	

2 700 individus

R² ajusté : 0.17

Pourcentage de paires concordantes : 71.3%

2.1 Influence du recours au tiers-payant pharmaceutique sur le recours au tiers-payant généraliste

Nous introduisons le taux de recours au TP pharmaceutique comme variable exogène dans la modélisation du TP généraliste.

Tableau n° 9
Taux de recours au TP Pharmaceutique

Variable	Odds Ratio	Influence
Constante		
Tiers-payant Pharmaceutique	3.51	↗
dépense moyenne élevée	3.19	↗
Études non scol.		
Primaires		
Supérieures		
Autres		
Rev. par UC 0		
Moins de 3 000F	1.74	↗
De 3 000 à 4 500F		
De 5 500 à 6 500F		
De 6 500 à 9 500F	0.56	↘
Plus de 9 500F		
Âge moins de 18		
De 35 à 49 ans		
De 50 à 64 ans		
Plus de 65 ans	0.52	↘
Assuré principal	1.99	↗
AMG	29.39	↗↗↗
Exonération ponctuelle	1.88	↗
PCS inconnue	3.08	↗
Agriculteur		
Art. Comm.	0.3	↘
Cadre, prof. Intel.	0.26	↘
Prof. Inter.	0.47	↘
Employé	.	
Ouvrier non qual.	.	

3000 individus

R² ajusté : 0.35

Pourcentage de paires concordantes : 83.4%

3. Estimation de la log-dépense de santé sur des variables explicatives diverses

Tableau n° 10
Estimation de la Log-dépense de santé

Variables	Coefficient estimé	Exponentielle du coeff.	Validité	Influence
Constante	7.04		***	
100%, avec cc	0.49	1.63	***	↗↗
Assuré, sans cc	-0.32	0.73	***	↘
Nombre maladies :	0.14	1.15	***	↗
Cardio-vasculaires				
Respiratoires	0.14	1.15	***	↗
Digestives	0.07	1.07	**	↗
Bouche et dents	-0.19	0.83	***	↘
Congénitales et périnatales	-0.50	0.61	***	↘↘
Système nerveux	-0.11	0.90	***	↘
Troubles mentaux, insomnies	0.20	1.22	***	↗
% de maladies non traitées	-0.64	0.53	***	↘↘
Nombre de maladies	0.08	1.08	***	↗
Risque vital possible	0.31	1.36	***	↗
Risque probable	0.40	1.49	***	↗↗
Pronostic mauvais	0.95	2.59	***	↗↗↗
Hier, est resté alité	0.30	1.35	**	↗
Ne travaille pas pour raisons de santé	0.36	1.43	***	↗
Non scolarisé	0.39	1.48	***	↗↗
Second cycle	0.11	1.12	***	↗
CSP chef de ménage nsp	-0.34	0.71	***	↘
Art. Comm. Chef d'ent.	-0.69	0.50	***	↘
Prof. Lib.	-0.09	0.91	**	↘
Employé	-0.10	0.90	**	↘
Mineurs	-0.18	0.84	***	↘
Plus de 65 ans	0.15	1.16	***	↗
Femme	0.23	1.26	***	↗
Nb pers. Ménage	-0.03	0.97	**	↘
Très faible invalidité	-0.33	0.72	***	↘
Faible invalidité	-0.21	0.81	***	↘

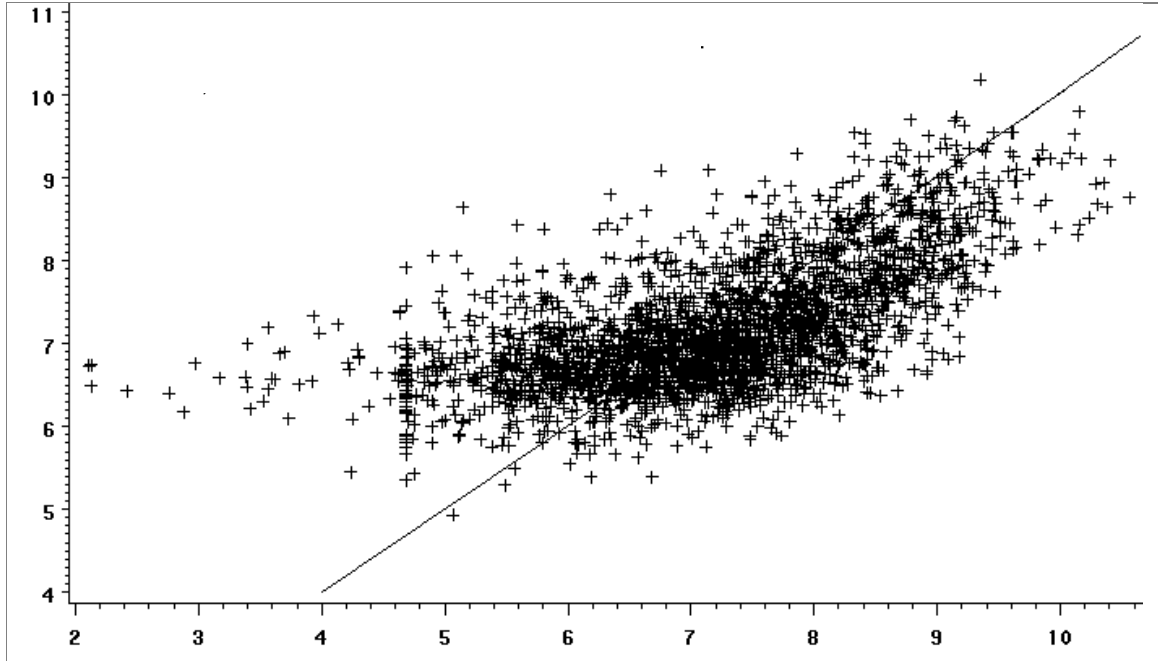
R² 0.39

*** validité au seuil de 5%

** validité au seuil de 10%

Les résidus sont tels qu'ils est impossible de raisonner sur les sous/sur consommateurs à partir des résidus, comme le montre le graphe suivant.

Graphique n° 14
Les dépenses les plus faibles, systématiquement sur-estimées,
sont classées en sous-consommations



Il s'agit sans doute d'un problème de spécification de la forme fonctionnelle reliant la variable dépendante aux régresseurs, la modélisation linéaire ne convenant pas pour les faibles ou les fortes consommations.

4. Le modèle de Grossman

La fragilité des modèles classiques d'explication de la demande de soins et le développement des modèles à capital humain sont sans doute à l'origine des travaux de Grossman. Ils présentent l'avantage de prendre mieux en compte la spécificité du bien santé.

Un exposé du modèle dans son ensemble serait délicat (l'article fondateur de Grossman¹⁸ est aussi long qu'ardu) et hors de propos. Nous n'en présentons ici qu'une version schématique¹⁹, mais dont l'aspect parfois légèrement caricatural provient bien, du moins l'espérons-nous, de l'original.

Le modèle de Grossman, comme celui de Becker, est basé sur le temps.

La fonction d'utilité U de l'individu est, à chaque période, fonction du stock de capital santé H, d'un bien composite beckerien Z, et de la « productivité » du capital santé, c'est-à-dire le temps de bonne santé obtenu par la détention d'une unité de capital santé, ϕ . H est séparé des biens entrant dans la composition de Z car l'état de santé influe directement sur l'utilité des autres biens. En-dessous d'un certain seuil H_{\ddagger} , l'agent décède.

$$U_t = U(\phi_t * H_t, Z_t)$$

la fonction d'utilité intertemporelle s'écrit alors

$$U = U(\phi_0 * H_0, \dots, \phi_n * H_n, Z_0, \dots, Z_n) \quad (1)$$

L'agent hérite en première période d'un stock de capital santé, qui se déprécie naturellement de période en période au taux constant. À chaque période il investit I en capital santé.

$$H_t = (1 - \delta)H_{t-1} + I_t \quad (2)$$

L'investissement I est fonction des biens et services médicaux consommés M, du temps passé à les utiliser (se soigner) TM, et de caractéristiques sociales E qui contribuent à déterminer sa capacité à suivre un traitement par exemple.

$$I_t = I(M_t, TM_t, E_t) \quad (3)$$

Le bien composite Z est fonction de biens consommés X, de temps TX nécessaire pour produire Z, et des caractéristiques E déjà évoquées. Il faut comprendre Z comme une représentation du reste de l'activité économique de l'agent.

$$Z_t = Z(X_t, TX_t, E_t) \quad (4)$$

Enfin, l'agent est sujet à une contrainte budgétaire intertemporelle, la somme des dépenses en biens et services médicaux M acquis au prix P, et du bien Z acheté au prix F équilibrant la somme des revenus du travail $w * TW$ et du capital A, ...

$$\sum_i \frac{P_i * M_t + F_i * X_t}{(1+r)^i} = \sum_i \frac{w_t * TW_t}{(1+r)^i} + A_0 \quad (5)$$

¹⁸ **Grossman M.** « The demand for health : a theoretical and empirical investigation », National Bureau of Economic Research, occasionnal paper N°119, 1972.

¹⁹ Elle est inspirée de la présentation de C. Le Pen : « Demande de soins, demande de santé » Revue d'économie politique, n°4, juillet-août 1998.

... et d'une contrainte de temps transversale,

$$TW_t + TM_t + TX_t + TL_t = \Omega_t \quad (6)$$

avec Ω temps disponible sur la période, TL temps perdu pour raisons de santé.

Maximisant l'utilité intertemporelle (1) sous les contraintes (2) à (6), on obtient deux conditions du premier ordre qui définissent l'optimum :

$$\pi = \phi^* \left(\frac{U_h}{\lambda} + w \right) \quad (7)$$

$$\pi = \frac{P}{I_m} = \frac{W}{I_{TM}} \quad (8)$$

U_h est la dérivée de U par rapport à H, λ un multiplicateur de Lagrange, I_m et I_{TM} les dérivées partielles de I sur M et TM.

À l'équilibre, le coût marginal de l'investissement en santé π égale son bénéfice marginal. Une unité supplémentaire de H augmente le temps passé en bonne santé de ϕ . Ce gain de temps permet un accroissement du revenu de ϕW , et de plus le gain de santé entraîne un gain direct d'utilité de $\phi^* \frac{U_h}{\lambda}$.

Le modèle, basé sur la rationalité des choix de l'agent présente plus d'une étrange particularité. L'agent, connaissant le taux de décroissance de son capital santé et le seuil léthal H_{\dagger} , et choisissant un niveau de santé H et de consommations X à chaque période, décide en fait de la date de sa mort. D'autre part, il semble assez difficile de séparer TM, le temps passé à investir en capital santé, de TL, le temps passé à être malade. De plus le modèle ne fait pas de distinction entre prévention et soins. Enfin, s'il endogénéise effectivement l'état de santé, il reporte les problèmes de santé sur une nouvelle variable exogène, δ .

Pour finir, il faut remarquer que les vérifications empiriques du modèle semblent assez peu concluantes.

De nombreuses modifications ont été apportées par les successeurs de Grossman. Elles portent généralement sur l'introduction de l'incertitude dans le modèle. Plusieurs auteurs font supporter l'aléa au taux de dépréciation δ du capital santé. D'autres reportent l'incertitude sur l'efficacité des soins. Enfin, l'endogénéisation de δ a constitué une autre orientation de recherche.

Ce modèle est doublement intéressant dans l'optique de l'étude du tiers-payant. D'une part il doit expliquer la variable « état de santé » et d'autre part il pourrait être utilisé pour modéliser l'impact de l'avance de frais dans un modèle à très courtes périodes.

Liste des tableaux et graphiques

Liste des tableaux

Tableau n° 1	
Participation à l'enquête SPS 1995	18
Tableau n° 2	
Coefficients du modèle logit. La modalité estimée est le recours au tiers-payant.....	53
Tableau n° 3	
Coefficients du modèle logit. La modalité estimée est le recours complet contre le recours partiel au tiers-payant	55
Tableau n° 4	
Coefficients de la régression. La modalité estimée est le taux de recours au tiers-payant	56
Tableau n° 5	
Estimation de la log-dépense de pharmacie et généralistes	59
Tableau n° 6	
Soins Auxiliaires : choix du tiers-payant	77
Tableau n° 7	
Généralistes : choix du tiers-payant	78
Tableau n° 8	
Spécialistes : choix du tiers-payant	79
Tableau n° 9	
Taux de recours au TP Pharmaceutique	80
Tableau n° 10	
Estimation de la Log-dépense de santé	81

Liste des graphiques

Graphique n° 1	
Pyramide des âges par sexe	21
Graphique n° 2	
Catégorie socioprofessionnelle de la personne de référence	21
Graphique n° 3	
Niveau scolaire général et adultes.....	22
Graphique n° 4	
Revenu mensuel par unité de consommation.....	23
Graphique n° 5	
Le recours au tiers-payant selon le type de soins	25
Graphique n° 6	
Structure des dépenses de pharmacie par acte.....	26
Graphique n° 7	
Recours au tiers-payant pharmaceutique	27
Graphique n° 8	
Distribution du taux de dépenses de pharmacie en tiers-payant	34
Graphique n° 9	
Le modèle emboîté	37
Graphique n° 10	
Distribution de la log-dépense de pharmacie et de généralistes.....	46
Graphique n° 11	
Recours au tiers-payant dans l'échantillon.....	47
Graphique n° 12	
Qualité de la log-régression.....	60
Graphique n° 13	
Le tiers-payant aplanit les effets revenus sur la dépense de santé	61
Graphique n° 14	
Les dépenses les plus faibles, systématiquement sur-estimées, sont classées en sous- consommations.....	82

Liste des schémas

Schéma n° 1	
Données EPAS	19

Liste des cartes

Carte n° 1	
Répartition géographique de l'échantillon	20
Carte n° 2	
Tendances régionales du recours au tiers-payant.....	57

Achévé d'imprimer le 20 avril 2000
Electrogeloz, 58, rue Rochechouart
75009 PARIS
Dépôt légal : Avril 2000